

ISSN 1022-4057

Português

English

Español



ECONOMIC ANALYSIS OF LAW REVIEW

abde
Associação Brasileira
de Direito e Economia

 Universidade
Católica de Brasília


EDITORA
universa

www.ealr.com.br

Economic Analysis of Law Review

Avaliação de Impacto do Estatuto do Desarmamento na Criminalidade: Uma abordagem de séries temporais aplicada à cidade de São Paulo

Assessing the Disarmament Statute Impact on Crime Rates: a time series approach applied to São Paulo city

Marcelo Justus dos Santos¹

Departamento de Economia, UEPG

Ana Lúcia Kassouf²

*Departamento de Economia, Sociologia e
Administração – USP*

RESUMO

O objetivo deste artigo é avaliar o efeito do Estatuto do Desarmamento sobre a criminalidade letal. Para isso utilizam-se dados de séries temporais da cidade de São Paulo na aplicação de uma metodologia de análise de intervenção. A hipótese de que a política de desarmamento causou redução na taxa de crimes letais não é rejeitada.

Palavras-chave: Estatuto do Desarmamento; Armas de Fogo; Crimes Letais; Análise de Intervenção.

JEL: C32, K42.

ABSTRACT

This paper assesses the effect of the Disarmament Statute on lethal crime rates by using time-series data for São Paulo city and applying an intervention analysis methodology. The hypothesis that the disarmament policy led to a decline in the lethal crime rate is not rejected.

Keywords: Disarmament Statute; Firearms; Lethal Crime; Intervention Analysis.

R: 16/1/12 **A:** 17/4/12 **P:** 27/1/13

¹ E-mail: marcelojustus@uepg.br.

² E-mail: anakassouf@usp.br.

1. Introdução³

No Brasil, assim como em muitos outros países, a criminalidade é um dos principais problemas contemporâneos. Carvalho et al. (2007) estimam que o prejuízo derivado das mortes por homicídio custou ao país, em 2001, mais de nove bilhões de reais em termos de redução no estoque de capital humano. Eis aí a sua principal consequência econômica.

Infelizmente as estatísticas criminais, em particular sobre homicídios, mostram que a criminalidade cresce por todo o território nacional. Áreas que no passado eram consideradas seguras ou pouco violentas hoje são fortemente afetadas pela criminalidade (Santos & Santos Filho, 2011). Felizmente, embora poucas, há exceções a essa tendência.

Dados recentemente divulgados revelam que, entre 1909 e 2009, a trajetória da taxa de homicídios na cidade de São Paulo (doravante apenas São Paulo) apresentou quatro períodos distintos. De 1909 a 1945, a taxa por cem mil habitantes passou de 15,43 para 3,98; cresceu modestamente ao longo dos anos, atingindo 8,3 em 1975; e cresceu vertiginosamente após esse ano, atingindo 64,2 em 1999, o ano mais violento do século. Surpreendentemente, e contrariando as expectativas pessimistas, a partir desse ano as taxas caíram de forma brusca e ininterruptamente, atingindo 14,7 por cem mil habitantes em 2009.⁴

O fato de a taxa de homicídios ter alcançado níveis próximos aos vistos na segunda metade da década de 1970 tornou mundialmente notório o caso de sucesso de São Paulo, mormente porque conquista social semelhante só foi conseguida por poucas cidades no mundo, como, por exemplo, Nova York e Bogotá.

A política de desarmamento adotada pelo Estado de São Paulo, reforçada pela Lei Federal 10.826, de 22 de dezembro de 2003, conhecida por Estatuto do Desarmamento (doravante: ED)⁵, é recorrentemente apontada como uma das possíveis causas dessa significativa redução.

O país passou a ter critérios mais rigorosos para o controle de armas de fogo em circulação. Além de disciplinar a posse e o porte de armas de fogo no território nacional e estabelecer penas para condutas ilícitas relacionadas à matéria, a lei prevê campanhas de desarmamento. Segundo informações do Ministério da Justiça, desde 2004 as campanhas nacionais foram responsáveis por retirar de circulação uma quantidade expressiva de armas de fogo, algo em torno de 570 mil. Somente na edição de 2011, foram retiradas de circulação em torno de 34 mil, das quais cerca de 29,3% estavam no Estado de São Paulo.⁶

Na linha do pensamento econômico sobre as causas do crime, políticas de segurança pública, eficientes e efetivamente executadas afetam o comportamento racional do potencial criminoso (Becker, 1968; Ehrlich, 1973). Todavia, não há consenso concernente aos supostos efeitos quando se trata de políticas de desarmamento da população. De um lado, estão os defensores da tese de que a proibição da posse e porte de armas é uma medida eficaz contra a

³ Agradecemos a todos que se dispuseram a comentar, criticar e sugerir melhorias às versões preliminares deste artigo. Particular agradecimento fazemos aos doutores Mirian Rumenos Piedade Bacchi, Tulio Kahn, Humberto Francisco Silva Spolador, Geraldo Sant'Ana de Camargo Barros e aos pareceristas anônimos desta revista pelas valiosas críticas e sugestões. Erros e omissões remanescentes são de nossa inteira responsabilidade. Agradecemos também ao CNPq pelo fomento desta pesquisa.

⁴ Dados publicados no jornal "O Estado de São Paulo", em 10 de novembro de 2010.

⁵ Detalhes sobre a lei serão oportunamente discutidos na seção 6. A íntegra da lei está publicada em: http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/Leis/2003/L10.826.htm.

⁶ Informações divulgadas em <http://portal.mj.gov.br>; acesso em 13/1/2012.

atividade criminosa. Para esses, que são a maioria, “mais armas, mais crimes” (Dugan, 2001, entre outros). Do outro lado, posicionam-se os que defendem o contrário, ou seja, “mais armas, menos crimes” (Lott Jr. & Mustard, 1997; Lott Jr., 1998a; Lott Jr., 1998b; e Lott Jr., 2000, entre outros)⁷. Para Dezhbakhsh & Rubin (1998), o efeito líquido de leis de controle de armas de fogo depende das características da localidade em que foram adotadas⁸. No caso brasileiro, os primeiros indícios são de que o ED reduziu a taxa de homicídios. Dados apresentados por Peres et al. (2011) mostram que a taxa de homicídios cometidos com armas de fogo na capital paulistana diminuiu em torno de 74,1% entre 2001 e 2008. Cerqueira (2010) deduz, a partir de resultados empíricos, que a política de desarmamento adotada pelo Estado de São Paulo entre 2001 e 2007 foi um dos determinantes da significativa redução da taxa de homicídios dolosos.⁹ De acordo com Kahn & Zanetic (2005), em São Paulo essa taxa apresentou quebra estrutural significativa no mês de novembro de 2003. Eles associaram essa quebra ao ED, mesmo que esse estatuto tenha sido sancionado somente no mês seguinte. Esse é, ao nosso conhecimento, o único indício sobre um possível efeito positivo da lei, em se tratando de São Paulo.

O fato de ser uma lei federal traz uma vantagem e uma desvantagem para uma avaliação empírica do seu efeito. A vantagem é que a lei pode ser considerada exógena, visto que foi implementada no mesmo momento em todo o território brasileiro independentemente dos índices de criminalidade em cada região. A desvantagem é que nos limita ao uso de séries temporais longas, inexistentes para um estudo de cobertura nacional.

A única alternativa é avaliar o efeito da lei sobre a criminalidade ocorrida em localidades nas quais há disponíveis séries temporais relativamente longas, tais como São Paulo. A Secretaria de Segurança Pública do Estado de São Paulo publica trimestralmente, no Diário Oficial do Estado, indicadores de criminalidade. Logo, o objetivo principal deste estudo é avaliar o efeito do ED na criminalidade, em particular na taxa de crimes letais, lançando mão aos dados referentes a São Paulo.

A avaliação é feita aplicando metodologia de análise de intervenção para séries temporais, nos moldes da análise feita por Zimring (1975) na avaliação do impacto da lei de controle de armas sobre a criminalidade nos Estados Unidos e por Enders et al. (1990) para avaliar os efeitos de políticas antiterroristas.¹⁰

⁷ A afirmação “mais armas, menos crimes” é, sem dúvida, a mais polêmica defendida na literatura empírica sobre as causas da criminalidade. No Brasil, os opositores do controle de armas de fogo não economizaram esforços em explorar essa afirmação durante as campanhas para o referendo popular sobre a proibição da comercialização de armas de fogo e munições no território brasileiro, realizado em 23 de outubro de 2005. Vale lembrar que a maioria dos brasileiros votantes optou pela não proibição. A consulta popular foi feita com a seguinte questão: “O comércio de armas de fogo e munição deve ser proibido no Brasil?”. As opções eram “sim” ou “não”, voto em branco ou voto nulo. Com 63,94% dos votos válidos, o “não” venceu e a proposta de proibição do comércio de armas de fogo e munição foi rejeitada pelo legislador. (Araujo Junior et al., 2007) analisam os argumentos de cada um dos grupos de interesse (o grupo do “sim”, favorável à proibição do comércio de armas de fogo, e o grupo do “não”, em oposição) e apresentam evidências sobre os determinantes do resultado do referendo.

⁸ A literatura que trata de investigar uma possível relação entre a posse de armas de fogo e criminalidade é ampla, concentrada, porém, no caso dos Estados Unidos. McDowall (2005) se encarregou de reunir os principais pontos debatidos em torno dessa questão. Cerqueira (2010) também reúne e brevemente discute os principais estudos nessa temática.

⁹ Embora o autor não tenha tratado especificamente da análise dos efeitos do ED, considera-o para definição do instrumento principal na especificação dos modelos empíricos estimados.

¹⁰ Uma lista extensa de estudos que empregaram essa metodologia é descrita por Vandaele (1983), Morettin & Toloi (2006) e Enders (2010).

Registre-se que não se pretende explicar a surpreendente queda na taxa de crimes letais ocorrida na capital paulista simplesmente pelo maior controle de armas de fogo, mesmo porque a queda acentuada teve início muito antes da sanção e posterior regulamentação do ED. No entanto, não é possível refutar sem testes empíricos a hipótese de que tal queda tenha sido acentuada com o desarmamento da população. Hipótese plausível, e, portanto, testada empiricamente neste estudo. Ressalte-se, ainda, que a metodologia estatística que será aplicada neste estudo permite concluir se a série temporal sofreu algum impacto decorrente da medida de intervenção, cuja data de ocorrência do evento é conhecida. Uma vez que, no período em análise, não ocorreram outras medidas de intervenção que possam ter afetado o processo estocástico gerador da taxa de crimes letais, o Estatuto do Desarmamento será o único evento considerado na especificação do modelo linear de intervenção.

O artigo tem a seguinte estrutura: as seções 2, 3 e 4 tratam, respectivamente, da fonte de dados e amostra utilizada, do indicador escolhido para refletir a ocorrência de crimes e da metodologia de avaliação aplicada; a etapa de identificação do modelo empírico é apresentada na seção 5; os resultados são apresentados e discutidos na seção 6; por fim, a seção 7 conclui o artigo.

2. Dados e Amostra

Embora também estejam disponíveis dados relativos ao Estado de São Paulo, optou-se por analisar o comportamento da criminalidade ocorrida apenas na cidade de São Paulo. O intuito é evitar viés de erros de medida decorrentes de diferenças entre os municípios nos procedimentos de coleta e na qualidade dos dados. Limitando as análises a São Paulo espera-se reduzir substancialmente a possibilidade de vieses nos resultados das estimações, pois, mesmo utilizando o melhor indicador de criminalidade, como será oportunamente discutido na próxima seção, é necessário assumir que o erro de medida é invariante no tempo. Hipótese demasiadamente forte se utilizássemos dados agregados para o estado.

O conjunto de dados utilizado cobre o período entre o terceiro trimestre de 1995 (1995T3) e o quarto trimestre de 2010 (2010T4). Tais dados, publicados no Diário Oficial do Estado sob responsabilidade da Secretaria de Segurança Pública do Estado de São Paulo (SSP-SP), estão disponíveis no sítio dessa secretaria.¹¹

As estimativas anuais da população residente, publicadas pelo IBGE, foram interpoladas permitindo a construção das taxas trimestrais de crimes por cem mil habitantes.

3. Escolha do Indicador de Criminalidade

Sem dúvida o passo mais difícil do estudo foi a escolha de um “bom” indicador de criminalidade. Ressalte-se que a qualidade do indicador influi diretamente na robustez das estimações. Devido ao mérito da questão, cabe discutir os principais elementos que nortearam a nossa escolha.

Por se tratar de estatísticas derivadas de registros policiais, os dados oficiais revelam apenas a parte da criminalidade que é efetivamente comunicada às autoridades competentes, com o devido registro. Ou seja, subestimam o verdadeiro nível de ocorrências criminais. O sub-registro de crimes¹² ocorre com maior ou menor intensidade dependendo das características da localidade,

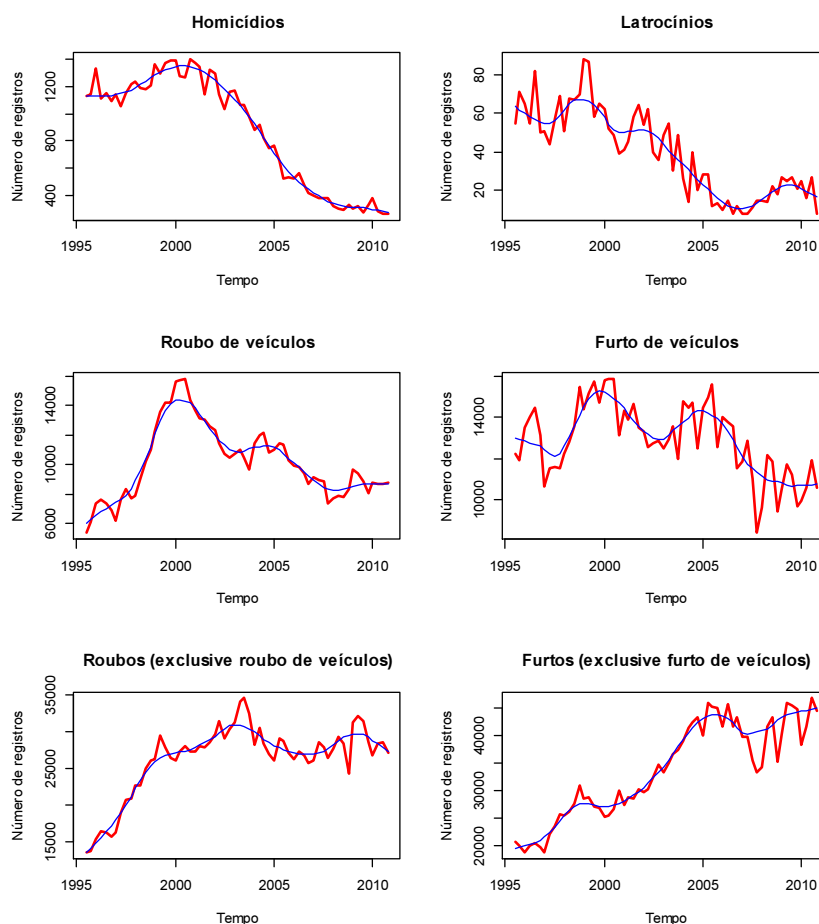
¹¹ Os detalhes sobre processo de coleta e interpretação dos dados estão em CAP/SSP-SP (2005).

¹² Uma discussão detalhada sobre esse fenômeno, o sub-registro, é feita em Santos & Kassouf (2008).

sendo, em geral, maior nos casos de crimes de roubo, furto, extorsão, agressão física, extorsão mediante sequestro e estupro.

A Figura 1 expõe a trajetória temporal do número absoluto de registros de seis tipos de crimes: homicídios dolosos, latrocínios¹³, roubos de veículos, furto de veículos, roubos (exclusive veículos) e furto (exclusive veículos) do terceiro trimestre de 1995 ao quarto trimestre de 2010. A essas trajetórias foi adicionada uma linha de suavização *Lowess* (Cleveland, 1979, 1981) com o intuito de auxiliar na visualização de tendências.

Figura 1: Número de Crimes Registrados, por Tipo de Crime, 1995 T3-2010 T4



Fonte: Elaboração própria

Crimes de roubo e furto de veículos são candidatos naturais como indicadores de criminalidade, pois, devido ao valor relativamente alto do bem subtraído e pela quase geral existência de seguros, a maioria dessas vitimizações resultam em boletim de ocorrência.¹⁴ No entanto, o ideal é que sejam medidos em relação à quantidade de veículos em circulação na localidade em análise e não em relação à população residente, como, por exemplo, medido por Cerqueira (2010). Ao fazer isso, assume-se a hipótese de que ambos (frota de veículos em circulação e população residente) apresentam igual taxa de crescimento no período analisado.

¹³ Refere-se à morte da vítima para a subtração de bens patrimoniais.

¹⁴ Conforme indicam os resultados de duas pesquisas de vitimização realizadas em São Paulo nos anos de 2003 e 2008 (CPP-Inspet, 2009), esses tipos de crimes também estão sujeitos ao sub-registro de ocorrências. Em 2003, por exemplo, 8,3% do total de roubo e furtos de carros e motocicletas ocorridos na capital paulista não foram registrados. EALR, V. 3, nº 2, p. 307-322, Jul-Dez, 2012

Hipótese forte demais, visto que a dinâmica da frota de veículos em circulação é visivelmente distinta da dinâmica populacional. A simples comparação das estatísticas anuais da frota de veículos em circulação no Estado de São Paulo com as estimativas da população residente nos levou à definitiva rejeição das taxas de roubos ou furtos de veículos por habitantes como indicadores de criminalidade acurados. Infelizmente, porém, não estão disponíveis estatísticas sobre a frota de veículos em circulação em São Paulo no período em análise. Então, optamos por não utilizar tais tipos de crimes como indicadores de criminalidade.

Passando a analisar as séries de crimes de roubo e de furtos (exclusive veículos), notou-se que o número de ocorrências registradas de crimes dessa natureza apresentam comportamento totalmente distinto do observado para os demais tipos de crimes, para os quais o sub-registro é menor. Nesses crimes, a taxa apresenta tendência descendente acentuada, sobretudo aproximadamente a partir do vigésimo trimestre da amostra (2000 T2). Tal fato conduz a outra questão pertinente: a invariância temporal da taxa de sub-registro. Se o sub-registro de crimes fosse estável no tempo, não haveria qualquer prejuízo à robustez das estimações por meio da aplicação da metodologia apresentada na próxima seção. Mas, a análise conjunta da trajetória temporal do número de ocorrências registradas dos seis tipos de crimes, expostas na Figura 1, indica que a hipótese de que a taxa de sub-registro é tempo-invariante talvez só seja plausível em se tratando de crimes letais, reconhecidamente menos sujeitos ao sub-registro.

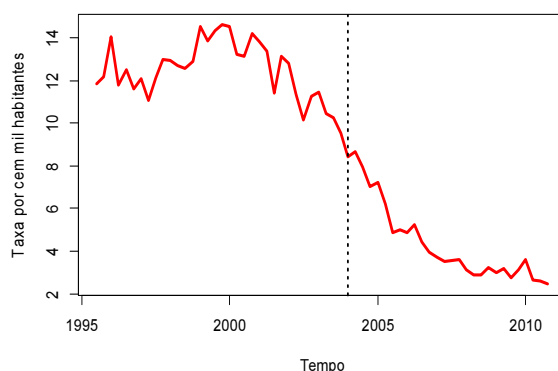
Políticas de segurança pública eficazes causam efeitos não só na redução da criminalidade real, mas também na criminalidade não registrada, sobretudo porque a população vitimizada passa a confiar mais nas autoridades de polícia e justiça. Por um lado, haverá uma redução no número de crimes registrados, porque a criminalidade ocorrida estará decrescendo e, por outro, haverá um aumento no número de crimes efetivamente registrados, devido à redução nas taxas de sub-registro. Portanto, queda nas estatísticas oficiais de criminalidade somente é observada após alguns períodos, quando o primeiro efeito predominar (Santos & Kassouf, 2008). Hipótese plausível, em particular mediante a mudança de tendência no número de registros de outros roubos em torno do trigésimo trimestre da amostra.

Por fim, concluiu-se que, para evitar vieses nos resultados resultantes de erros de medida, deveríamos utilizar os registros de homicídios e latrocínios como indicadores de criminalidade, pois são apenas minimamente sujeitos ao sub-registro pelo fato de haver morte da vítima. Mas, uma vez que não estamos interessados na classificação jurídica do crime ou na sua motivação, optamos por agregá-los em uma única categoria denominada: crimes letais. Assim, daqui em diante todas as análises e discussões são relativas à taxa de crimes letais por cem mil habitantes (doravante: **taxa de crimes letais**).

Ressalte-se ser consenso na literatura que a tendência da taxa de crimes letais é um bom indicador das tendências gerais da criminalidade ocorrida na localidade.

O comportamento da taxa trimestral de crimes, entre o terceiro trimestre de 1995 e o quarto trimestre de 2010, é mostrado na Figura 2.

Figura 2: Taxa de Crimes Letais por Cem Mil Habitantes, 1995 T3-2010 T4



Fonte: Elaboração própria.

A linha vertical tracejada marca o trimestre em que o ED foi sancionado no país. A média da taxa de crimes no período é 8,85 por cem mil habitantes, com desvio padrão igual a 4,35.

Conforme foi dito na seção 1, a taxa de crimes letais em São Paulo já apresentava forte tendência de queda muito antes do sancionamento do ED. No entanto, o processo estocástico da série é considerado dentro da metodologia que será aplicada para avaliar o efeito do ED.

4. Metodologia Empírica

O impacto de um evento sobre o comportamento de uma série temporal, cuja data de ocorrência é conhecida, pode ser avaliado por meio de uma análise de intervenção, conforme propuseram Box & Tiao (1975).

A análise de intervenção permite testar formalmente se a média de uma série temporal mudou após um evento (Enders, 2010). Portanto, é adequada para testar a hipótese de que o ED causou redução na taxa de crimes letais em São Paulo.¹⁵

Essa medida de segurança pública é especificada dentro de um modelo de intervenção descrito por um modelo autorregressivo de médias móveis, ARMA (p, q):

$$crime_t = a_0 + A(L)crime_{t-1} + c_0z_{jt} + B(L)\varepsilon_t \quad (1)$$

em que a_0 é o termo de intercepto, $crime_t$ é a taxa de crimes letais por cem mil habitantes no trimestre t , z é a variável de intervenção ED na forma j (abrupta e permanente ou gradual e permanente), $A(L)$ e $B(L)$ são polinômios no operador de defasagem L e ε_t é o ruído branco.

A especificação da função de intervenção foi fundamentada na avaliação que se fez da intervenção com relação a dois aspectos: o início do impacto sobre a série (imediato ou gradual) e a sua duração (temporário ou permanente).

Uma vez que o ED continua vigente na íntegra até o presente momento, a intervenção é considerada permanente. No que diz respeito ao início do seu impacto há duas possibilidades plausíveis: a data de sanção da lei (22 de dezembro de 2003) e a data da sua regulamentação (1º

¹⁵ Quando o objetivo é testar formalmente se uma série temporal foi impactada por um evento com data de ocorrência conhecida, a análise de intervenção é mais apropriada do que os métodos de checagem automática de quebra estrutural.

de julho de 2004)¹⁶. A princípio apenas a primeira data faz sentido. Entretanto, segundo a maioria dos juristas, não obstante a regulamentação esteja nela prevista, uma lei não regulamentada é ineficaz. No caso específico da lei que trata do desarmamento no Brasil, sua regulamentação foi imprescindível para a aplicabilidade dos seus principais artigos, em particular os referentes ao teste psicotécnico para aquisição e porte de armas de fogo, marcação de munição e indenização para quem entregar voluntariamente sua arma. Assim, testamos duas formas de mensuração para a função de intervenção: **abrupta**, a partir do momento do sancionamento da lei, em que $z = 0$ para $t < 2004T1$ e $z = 1$ para $t \geq 2004T1$ (modelo A); **gradual**, a partir da data de sanção até a data de regulamentação, em que $z = 0$ para $t < 2004T1$ e $z = 1/3$ em $2004T1$, $z = 2/3$ em $2004T2$ e $z = 1$ para $t \geq 2004T3$ (modelo B).

A significância estatística do coeficiente referente ao ED, c_0 , pode ser testada por meio do teste- t padrão. Pode-se concluir que o ED reduziu a taxa de crimes letais somente se c_0 for negativo e estatisticamente diferente de zero.

Outros detalhes metodológicos, como, por exemplo, sobre os testes de hipóteses aplicados, serão oportunamente relatados junto aos seus resultados.

5. Identificação do Modelo Empírico

Há três maneiras de identificar um modelo de intervenção (Vandaele, 1983). Seguimos os passos que, segundo (Enders, 2010), foram típicos da maioria dos pesquisadores que aplicaram análises de intervenção.

Utilizando o conjunto de dados pré-intervenção, o primeiro passo da avaliação é identificar um modelo para descrever o processo estocástico da taxa de crimes letais, de tal modo que seja possível testar o impacto do ED sobre ela. Antes, porém, foi necessário verificar as suas propriedades estocásticas, em particular a imprescindível estacionariedade. Ressalte-se que as evidências prévias indicam que, no caso de indicadores de criminalidade, é pouco provável que a propriedade de estacionariedade do processo estocástico seja verificada (ver, por exemplo, Pyle & Deadman, 1994; Hale, 2007; Saridakis, 2011). Inclusive, é possível que haja mais de uma raiz unitária, como observaram Pyle & Deadman (1994), para séries temporais de crimes contra a propriedade. Na presença de d raízes unitárias, o modelo de intervenção descrito na eq. (1) é estimado utilizando a d -ésima diferença da série (isto é, $\Delta^d \text{crime}_t$).

A presença de tendência estocástica pode estar associada ao comportamento da variância dos dados. Se esse for o caso, antes de testar a presença de raiz unitária a variância deve ser estabilizada por meio de alguma transformação nos dados. Tal necessidade foi avaliada por meio de análises Box-Cox (Box & Cox, 1964).

Esse procedimento consistiu na estimativa, pelo método da máxima verossimilhança, do parâmetro de transformação λ na família de transformações, $\text{crime}_t^* = \frac{\text{crime}_t^{\lambda-1}}{\lambda}$ se $\lambda \neq 0$ e $\text{crime}_t^* = \log(\text{crime}_t)$ se $\lambda = 0$; $t = 1, \dots, n$.

Assumindo que os dados não são i.i.d, as análises indicaram que não havia necessidade de transformar os dados, visto que o valor um está contido no intervalo de confiança a 95% para a estimativa de máxima verossimilhança do parâmetro de transformação $\hat{\lambda} = 1,17$. Então, aplicaram-se testes de estacionariedade utilizando os dados originais, isto é, sem qualquer transformação.

¹⁶ Decreto nº 5.123, de 1º de julho de 2004.

Primeiramente, foi aplicado o teste DP (Dickey & Pantula, 1987) para testar a hipótese da presença de duas raízes unitárias ($d = 2$) Na primeira etapa, testou-se a hipótese nula $H_0: d = 2$ contra a hipótese alternativa $H_A: d = 1$ avaliando a significância estatística do coeficiente estimado $\hat{\beta}_1 = -1,5902$, no modelo $\Delta^2 crime_t = \alpha + \beta_1 \Delta crime_{t-1} + \varepsilon_t$. Os resíduos do modelo estimado foram ruído branco com $p = 1$ termos de aumento. Adotando-se os níveis de significância convencionais, a hipótese de duas raízes unitárias é rejeitada. Na segunda etapa, testou-se a hipótese $H_0: d = 1$ contra a hipótese $H_A: d = 0$ estimando o modelo $\Delta^2 crime_t = \alpha + \beta_1 \Delta crime_{t-1} + \beta_2 crime_{t-1} + \varepsilon_t$ e avaliando a significância estatística tanto do coeficiente $\hat{\beta}_1 = -1,222$, que respeitou o resultado da primeira etapa, quanto do coeficiente $\hat{\beta}_2 = -0,1547$. A hipótese de que a série tem uma raiz unitária não é rejeitada.

Descartada a hipótese da presença de duas raízes unitárias na série, a presença de uma única raiz unitária foi avaliada por dois testes específicos: ADF-GLS (Elliot, et al., 1996) e KPSS (Kwiatkowski, et al., 1992), ambos com a inclusão de constante e tendência na especificação do modelo, e com $p = 8$ e $p = 3$, respectivamente. No primeiro, testou-se a hipótese nula $H_0: d = 1$ contra a hipótese alternativa $H_A: d = 0$, com valores críticos a 5% e 1%, respectivamente, iguais a $-3,19$ e $-3,77$. Inversamente, o segundo testou a hipótese $H_0: d = 0$ contra a hipótese $H_A: d = 1$, com valores críticos para os mesmos níveis de significância iguais a $0,146$ e $0,216$, respectivamente.

Tabela 1: Resultados do Modelo Identificado com o Conjunto de Dados Pré-Intervenção (1995 T3-2003 T4)

Coeficiente	Estimativa	Erro-padrão
a_1	- 0,713	0,2694
a_2	- 0,4099	0,2058
a_3	- 0,4368	0,172
b_1	0,3391	0,2686
AIC	93,25	
SBC	100,73	
	Teste	Valor- p
Ljung-Box		
$K = 6$	2,838	0,242
$K = 9$	4,607	0,330
$K = 10$	8,674	0,193
ARCH-LM		
$K = 4$	4,206	0,379
$K = 6$	5,368	0,497
$K = 8$	7,137	0,522
$K = 10$	6,757	0,748
Shapiro-Wilk	0,987	0,956

Comparando os valores críticos com os valores obtidos pelos testes, respectivamente, $-1,861$ e $0,22$, constatou-se que o resultado do teste KPSS corrobora o resultado do teste ADF-GLS. Vale lembrar que, ao inverter a hipótese nula, o primeiro teste reduz o problema de baixa

potência do segundo, sobretudo quanto mais próximo de um for o coeficiente autorregressivo. Como conclusão final, assume-se que a série é integrada de ordem um, $I(1)$. Portanto, na presença de uma raiz unitária, a eq. (1) é estimada utilizando a primeira diferença da série, $\Delta crime_t$.

Um conjunto plausível de candidatos a modelo foi identificado por meio da função de autocorrelação estendida (Tsay & Tiao, 1984). Além dos modelos indicados, outros correspondentes a vários pares p e q de menor ordem foram estimados por máxima verossimilhança. Considerando que a série é $I(1)$, o modelo que melhor se ajustou ao conjunto de dados pré-intervenção foi um ARIMA(3,1,1). Os resultados de sua estimação estão na Tabela 1.

O termo de intercepto, a_0 , foi removido do modelo, pois, segundo a literatura (ver Enders, 2010), em um modelo de intervenção bem estimado, todos os coeficientes devem ser de “alta qualidade”, ou seja, todos os coeficientes devem ser estatisticamente significativos aos níveis convencionais. Como em toda a modelagem ARIMA, prefere-se utilizar um modelo parcimonioso. Observou-se que os outros coeficientes foram invariantes a essa exclusão, indicando a estabilidade do modelo.

6. Resultados e Discussões

O modelo identificado na seção anterior foi estimado com o conjunto completo de dados e incluindo, sucessivamente, a variável de intervenção z nas formas abrupta (modelo *A*) e gradual (modelo *B*), conforme definidas na seção 5. Os resultados estão na Tabela 2.

Os testes de diagnósticos aplicados nos resíduos dos modelos indicam que ambos, na forma abrupta e gradual, são satisfatórios.

A hipótese de resíduos ruído branco é sustentada pelas estatísticas $Q(\cdot)$ do teste Ljung-Box¹⁷ (Ljung & Box, 1978); o teste ARCH-LM (Engle, 1982) rejeita a possibilidade de resíduos com heterocedasticidade condicional; por fim, o teste Shapiro-Wilk (ver Royston, 1982) sustenta a hipótese de resíduos com distribuição normal.¹⁸

No tocante à qualidade de ajustamento, pelos critérios de informação de Akaike – AIC (Akaike, 1973, 1974) e de Schwarz (ou Bayesiano) – SBC (Schwarz, 1978), a forma abrupta é apenas ligeiramente preferível para modelar a função de intervenção.¹⁹

Foi necessário, conforme discutido na seção 5, estimar o modelo com a primeira diferença da série. Ao fazer isso, perdeu-se a possibilidade de avaliar o efeito pontual do ED sobre a média da série original. De qualquer maneira, frente às limitações que cercam qualquer tipo de inferência pontual, ainda vale poder concluir se o efeito foi estatisticamente positivo, negativo ou nulo.

¹⁷ Estatística com redução de quatro graus de liberdade decorrente da ordem $p+q$ do modelo.

¹⁸ O primeiro e o segundo teste confirmam os indícios vistos no comportamento das funções de autocorrelação e autocorrelação parcial; o segundo ainda confirma as conclusões feitas utilizando o teste proposto por McLeod & Li (1983) para a mesma finalidade; e o último confirma os indícios encontrados pela comparação dos quantis (empíricos) dos dados com os quantis da distribuição normal padrão utilizando um gráfico $q \times q$.

¹⁹ Simulações mostram que o AIC é o mais robusto quando a amostra de dados é pequena. Ressalte-se que independentemente do critério de informação utilizado para a identificação do modelo, o mais importante é que os resíduos sejam ruído branco. Nesse sentido, os dois critérios de informação clássicos utilizados neste estudo desde a etapa de identificação foram apenas o ponto de partida para a escolha de um modelo bem ajustado à série da taxa de crimes letais.

Tabela 2: Resultados das Estimções, 1995 T3-2010 T4

Coeficiente	Modelo A	Modelo B
a_1	- 0,6898 (0,2474)	- 0,7351 (0,303)
a_2	- 0,2833 (0,1586)	- 0,3094 (0,1666)
a_3	- 0,3199 (0,1391)	- 0,3005 (0,1374)
b_1	0,4403 (0,239)	0,4693 (0,3013)
c_0	- 1,7814 (0,7525)	- 2,3415 (1,0376)
AIC	150,84	151,49
SBC	163,50	164,15
Ljung-Box		
$K = 6$	4,579 (1,01)	2,044 (0,365)
$K = 8$	6,441 (0,168)	4,316 (0,365)
$K = 10$	12,846 (0,046)	6,452 (0,374)
ARCH-LM		
$K = 4$	2,820 (0,588)	2,001 (0,735)
$K = 6$	3,432 (0,753)	2,845 (0,828)
$K = 8$	6,005 (0,647)	6,043 (0,642)
$K = 10$	6,352 (0,785)	6,109 (0,806)
Shapiro-Wilk	0,977 (0,288)	0,981 (0,460)

Notas: Número de observações = 62; os valores entre parênteses abaixo dos coeficientes e dos testes são, respectivamente, os erros-padrão e valores- p .

Com o coeficiente estimado da variável de intervenção, z_j , e com o seu erro-padrão calculam-se as estatísticas do teste- t para a hipótese nula $H_0: c_0 = 0$. Para a forma abrupta da função de intervenção, a estatística do teste é a $t = -2,37$; para a forma gradual é $t = -2,26$. Sendo o valor crítico do teste unilateral a 5% de significância, com 57 graus de liberdade, igual a $t = -1,67$, conclui-se que o ED reduziu a taxa de crimes letais. Em outras palavras, há evidências de que o efeito da intervenção foi negativo no sentido de que reduziu a taxa de crimes letais em

São Paulo. Isso significa que menos pessoas morreram precocemente, o que, por sua vez, significa que capital humano disponível ao crescimento econômico foi preservado.

Com o intuito de validar a qualidade de ajuste do modelo ao conjunto de dados, utilizamos o modelo *A* na previsão das taxas de crimes letais dos três primeiros trimestres de 2011, para os quais os dados sobre a quantidade de crimes foram recentemente publicados pela fonte citada na seção 2.

As previsões com os seus respectivos intervalos de confiança são relatadas, junto aos valores do processo estocástico efetivamente realizado, na Tabela 3. Concluimos que o modelo tem um “bom” poder preditivo.

Tabela 3: Previsões do Modelo *A* para a Taxa de Crimes Letais, 2011 T1-2011 T3

Trimestre	Previsão	Intervalo de confiança (90%)	Realizado
2011 T1	2,74	1,48 – 4,00	2,14
2011 T2	2,60	1,03 – 4,18	2,40
2011 T3	2,67	0,91 – 4,44	2,47

Estatisticamente, rejeita-se a hipótese de nulidade de efeito do ED em favor da hipótese de que essa medida causou um efeito negativo na taxa de crimes letais. É remanescente, porém, a explicação de como uma medida meramente jurídica dessa natureza é capaz de influir no comportamento criminoso.

Na busca de uma explicação plausível usamos como “pano de fundo” a teoria econômica da escolha racional do criminoso (Becker, 1968; Ehrlich, 1973), em particular no tocante ao efeito dissuasão.

Analisando o teor da lei nº 10.286, de 22 de dezembro de 2003, conclui-se que ela tornou mais difícil que armas de fogo e munição sejam legalmente adquiridos. Para adquirir uma arma de fogo, de uso permitido, além de declarar a efetiva necessidade, é preciso comprovar idoneidade, ocupação lícita, residência certa e capacidade técnica e de aptidão psicológica para o manuseio de arma de fogo. Com efeito, esse trâmite aumentou o custo final de aquisição legal de armas de fogo. Isso poderia implicar aumento na compra ilegal de armas de fogo e munição se não fosse o fato de que a lei também tornou mais rígidas as penalidades para a posse e porte ilegal de armas de fogo. Desde a regulamentação da lei, o porte ilegal de armas de fogo, acessório ou munição de uso permitido, mas em desacordo com a lei, implica pena de detenção de um a três anos e multa. Na linha do pensamento econômico sobre as causas do comportamento criminoso, o aumento de formalidades legais para aquisição e porte de armas de fogo após a lei do desarmamento pode ter causado um efeito dissuasivo sobre a conduta ilícita.

Após a regulamentação da lei em epígrafe, foram realizadas campanhas de abrangência nacional para desarmar a população brasileira. Além do apelo à sociedade para cessar um dos canais que hipoteticamente causam crimes, fundamentalmente as campanhas foram baseadas em fortes incentivos à entrega de armas de fogo, inclusive mediante indenização monetária. Embora não haja estatísticas confiáveis sobre o número de armas de fogo em circulação no território brasileiro, os dados sobre quantidade entregue voluntariamente pela população desde a primeira edição das campanhas de desarmamento, mostrados na seção 1, mostram que muitas armas de fogo foram retiradas de circulação.

A lei, ainda, mudou o enquadramento criminal de condutas de comércio ilegal e tráfico internacional de armas de fogo. Tais condutas ilícitas eram enquadradas como contrabando e descaminho, ou seja, quando punidas resultavam apenas em penas brandas. Com a sanção da lei, passaram a ser previstas em lei específica, com penas de quatro a oito anos de prisão e multa. A mudança na rigidez da penalidade pode ter causado um efeito dissuasivo sobre o comportamento criminoso e, por sua vez, reduzido a criminalidade.

O ED evitou que muitos conflitos cotidianos envolvendo cidadãos comuns fossem “resolvidos” com armas de fogo e reduziu uma das fontes de abastecimento da atividade criminosa – roubo e furto de armas de residências e veículos.²⁰ Ademais, a lei tornou mais difícil que cidadãos comuns cometessem crimes letais, sobretudo emocionalmente motivados. Por outro lado, porém, ela reduziu a capacidade de autoproteção dos cidadãos em relação às vitimizações criminais. Mas, inegavelmente também reduziu o número de reações armadas às vitimizações, comportamento que, na maioria das vezes, resulta em morte.

Nesse contexto, os resultados indicam que legislador brasileiro agiu corretamente ao regulamentar o ED. Vidas humanas foram poupadas. E, em termos econômicos, menos capital humano disponível para o crescimento econômico foi precocemente perdido devido aos crimes letais.

7. Considerações Finais

Neste estudo avaliou-se o impacto, em São Paulo, do maior controle de armas após o ED sobre o comportamento da taxa de crimes letais.

É preciso considerar que as armas voluntariamente entregues nas campanhas do desarmamento pertenciam (ilegalmente ou legalmente) a cidadãos comuns, ou seja, não foram entregues por criminosos atuantes. Então, provavelmente o principal efeito do ED foi evitar que muitos conflitos cotidianos envolvendo cidadãos comuns acabassem resultando em crimes letais. Nesse sentido, o ideal para a análise feita é que fosse possível separar os crimes letais cometidos por indivíduos que nunca haviam matado ninguém dos crimes letais cometidos por indivíduos já atuantes na atividade criminosa. Infelizmente, a distinção por tipo de criminoso não foi possível com os dados agregados utilizados neste estudo.

Novamente, ressalta-se que a metodologia estatística aplicada nesta investigação empírica tem por objetivo avaliar o impacto de um evento exógeno, cuja data de ocorrência é conhecida, no comportamento de uma série temporal. Portanto, por meio dela foi possível concluir sobre o impacto do ED na taxa de crimes letais. No entanto, assim como é para qualquer metodologia, tal metodologia é sujeita a limitações. Contudo, por meio dela encontrou-se evidência empírica em favor da tese defendida por muitos especialistas em segurança pública: o desarmamento da população é uma medida eficaz contra o crime. Especificamente, observou-se evidência estatística em favor da não rejeição da hipótese de que o ED causou uma redução na taxa de crimes letais.

²⁰ Destaque-se os dados levantados por Borrioli & Shikida (2006) no estudo de caso feito nas penitenciárias Central, Estadual e Feminina de Piraquara (Paraná). Nesse estudo foi constatado que 55,73% de 262 réus julgados e condenados por crimes contra a propriedade possuíam arma de fogo na época do crime, e que desses, 48,09% utilizaram arma de fogo na execução do crime. A questão é: qual foi a fonte de fornecimento dessas armas de fogo? Embora não seja possível afirmar, provavelmente algumas dessas armas foram em algum momento do tempo furtadas/roubadas de cidadãos que as portavam ilegalmente ou mesmo legalmente. Um exemplo disso é a arma de fogo que havia sido roubada há dezoito anos e que foi utilizada para cometer o crime cruel contra várias crianças, em abril de 2011, na Escola Municipal Tasso da Silveira, no Rio de Janeiro.

Tal evidência, de certo modo, vai ao encontro da tese “menos armas menos crimes” defendida por Cerqueira (2010) ao investigar a hipotética relação causal entre armas de fogo e crime com dados de cidades paulistas.

Ressalte-se, ainda, que dados apresentados em Kahn & Zanetic (2005) indicam que muito antes da sanção do ED no Brasil, o Estado de São Paulo já havia adotado uma forte política de restrição de concessão de porte de armas de fogo, e já se esforçava para retirá-las de circulação. Tal conduta pode ser uma das explicações da notória queda da taxa de crimes letais desde meados de 2001, como dito, entre outros, por Cerqueira (2010).

Questões de natureza econômica, tais como o aquecimento no mercado de trabalho, não devem ser desconsideradas na busca de uma explicação para a mudança tão rápida e acelerada na trajetória temporal das taxas de crimes, sobretudo homicídios, em São Paulo. Conforme consta na seção 1, não buscávamos essa explicação neste estudo. Nesse contexto, o próximo estudo dentro dessa temática é a aplicação de uma modelagem multivariada que permite considerar, além do Estatuto do Desarmamento, outros supostos determinantes do caso de sucesso de São Paulo no tocante à redução da criminalidade: menor desemprego, maiores salários reais e o aumento no desempenho da Polícia.

8. Detalhes Computacionais

Todos os procedimentos empíricos foram feitos no pacote estatístico R (R Development Core Team, 2010). A suavização *Lowess* das séries, as funções de autocorrelação e autocorrelação parcial, a estimação dos modelos ARIMA, o gráfico $q \times q$ e o teste Shapiro-Wilk foram todos feitos no pacote *stats* (R Development Core Team, 2010); o pacote *TSA* (Chan, 2010) foi utilizado para obter a função de autocorrelação estendida; as análises Box-Cox foram feitas com o pacote *FitAR* (McLeod & Zhang, 2008); as equações do teste DP foram escritas e estimadas utilizando o pacote *dynlm* (Zeileis, 2010); ambos os testes ADF-GLS e KPSS foram feitos no pacote *UnitrootUrcaInterface* (Wuertz et al., 2009); os testes ARCH-LM e McLeod-Li foram realizados nos pacotes *ArchTest* (Graves, 2009) e *TSA* (Chan, 2010), respectivamente; por fim, as previsões foram feitas no pacote *forecast* (Rob, 2011).

9. Referências Bibliográficas

- Akaike, H. (1973). Maximum likelihood identification of Gaussian autoregressive moving average models. *Biometrika*, 60: 255–265.
- Akaike, H. (1974). A new look at the statistical model identification. *IEEE Transactions on Automatic Control*, AC-19: 716–723.
- Araujo Junior, A. F., Gomes, F. A. R., Salvato, M. A., & Shikida, C. D. (2007). Dê-me segurança ou lhe dou um não: em busca do eleitor mediano no referendo das armas. *Revista Brasileira de Economia*, 61(4): 429–447.
- Becker, G. S. (1968). Crime and punishment: an economic approach. *The Journal of Political Economy*, 76(2): 169–217.
- Borrili, S. P., & Shikida, P. F. A. (2006). Crime econômico no Paraná: um estudo de caso. *Revista Análise Econômica*, 24(46): 123–144.
- Box, G. E. P., & Cox, D. R. (1964). An analysis of transformations. *Journal of the Royal Statistical Society*, 26: 211–243.

- Box, G. E. P., & Tiao, G. C. (1975). Intervention analysis with applications to economic and environmental problems. *Journal of the American Statistical Association*, 70: 70–79.
- Carvalho, A. X., Cerqueira, D. R.C., Rodrigues, R. I., & Lobão, W. J. A. (2007). Custos das mortes por causas externas no Brasil. *Texto de Discussão – IPEA*, (1268).
- Cerqueira, D. R. C. (2010). *Causas e Consequências do Crime no Brasil*. Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro. *Mimeo*.
- Chan, K. (2010). TSA: Time series analysis. R package version 0.98.
- Cleveland, W. S. (1979). Robust locally weighted regression and smoothing scatterplots. *Journal of the American Statistical Association*, 74(368): 829–836.
- Cleveland, W. S. (1981). LOWESS: A program for smoothing scatterplots by robust locally weighted regression. *The American Statistician*, 35(1): 54.
- CPP-Inspere (2009). Relatório da pesquisa de vitimização em São Paulo, Centro de Políticas Públicas (CPP) – INSPER, São Paulo.
- Dezhbakhsh, H., & Rubin, P. H. (1998). Lives saved or lives lost? the effects of concealed-handgun laws on crime. *The American Economic Review*, 88(2): 468–474.
- Dickey, D. A., & Pantula, S. G. (1987). Determining the order of differencing in autoregressive process. *Journal of Business and Economic Statistics*, 15: 445–461.
- Dugan, M. (2001). More guns, more crime. *The Journal of Political Economy*, 109(5): 1086–1114.
- Ehrlich, I. (1973). Participation in illegitimate activities: a theoretical and empirical investigation. *The Journal of Political Economy*, 81(3): 526–536.
- Elliot, G., Rothenberg, T. J., & Stock, J. H. (1996). Efficient tests for an autoregressive unit root. *Econometrica*, 64: 526–536.
- Enders, W. (2010). *Applied econometric time series*. Wiley, third edition.
- Enders, W., Sandler, T., & Cauley, J. (1990). Assessing the impact of terrorist-thwarting policies: An intervention time series approach. *Defence Economics*, 2(1): 1–18.
- Engle, R. F. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica*, 50(4): 987–1008.
- Graves, S. (2009). FinTS: Companion to Tsay (2005) analysis of financial time series. R package version 0.4-4.
- Hale, C. (2007). Crime and the business cycle in post-war Britain revisited. *British Journal of Criminology*, 38: 681–698.
- Kahn, T. & Zanetic, A. (2005). Estudos criminológicos 4 – o papel dos municípios na segurança pública.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P., & Shin, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of unit root. *Journal of Econometrics*, 54: 159–178.
- Ljung, G. M., & Box, G. E. P. (1978). On a measure of lack of fit in time series models. *Biometrika*, 65: 297–303.
- Lott Jr., J. R. (1998a). The concealed handgun debate. *Journal of Legal Studies*, 27(1): 221–243.
- Lott Jr., J. R. (1998b). *More guns, less crime: understanding crime and gun control laws*. University of Chicago Press.
- Lott Jr., J. R. (2000). *More guns, less crime: understanding crime and gun control laws*. University of Chicago Press, second edition.
- Lott Jr., J. R., & Mustard, D. B. (1997). Crime, deterrence, and right-to-carry concealed handguns. *Journal of Legal Studies*, 26(1): 1–68.

- McDowall, D. (2005). Jonh R. Lott, Jr.'s defensive gun brandishing estimates. *Public Opinion Quarterly*, 69(2): 246–263.
- McLeod, A. I., & Li, W. K. (1983). Diagnostic checking ARMA time series models using squared residual autocorrelations. *Journal of Time Series Analysis*, 4: 269–273.
- McLeod, A. I., & Zhang, Y. (2008). Improved subset autoregression: With R package. *Journal of Statistical Software*, 28(2).
- Morettin, P. A., & Toloi, C. M. (2006). *Análise de séries temporais*. Edgar Blucher, segunda edição.
- Peres, M. F. T., Vicentin, D., Nery, M. B., Lima, R. S., Souza, E. R., Cerda, M., Cardia, N., & Adorno, S. (2011). Queda dos homicídios em São Paulo, Brasil: uma análise descritiva. *Rev Panam Salud Publica*, 29(1): 17–26.
- Pyle, D., & Deadman, D. (1994). Crime and business cycle in post-war Britain. *British Journal of Criminology*, 34(10): 339–357.
- R Development Core Team (2010). *A language and environment for statistical computing*. Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria.
- Rob, J. H. (2011). *Forecast: forecasting functions for time series*. R package version 3.10.
- Royston, J. P. (1982). Algorithm AS 181: The W test for normality. *Journal of the Royal Statistical Society. Series C (Applied Statistics)*, 31(2): 176–180.
- Santos, M. J. dos, & Kassouf, A. L. (2008). Existe explicação econômica para o sub-registro de crimes contra a propriedade? *Economia Aplicada*, 12: 5–27.
- Santos, M. J. dos, & Santos Filho, J. I. dos (2011). Convergências nas taxas de crimes no território brasileiro. *Economia*, 12(1): 131–147.
- Saridakis, G. (2011). Violent crime and incentives in the long-run: evidence from England and Wales. *Journal of Applied Statistics*, 38(4): 647–660.
- Schwarz, G. (1978). Estimating the dimension of a model. *Annals of Statistics*, 6: 461–464.
- Tsay, R. S., & Tiao, G. C. (1984). Consistent estimates of autoregressive parameters and extended sample autocorrelation function for stationary and nonstationary ARMA models. *Journal of the American Statistical Association*, 79: 84–96.
- Vandaele, W. (1983). *Applied time series and Box-Jenkins models*. Academic Press.
- Wuertz, D., many others, and see the SOURCE file (2009). fUnitRoots: Trends and unit roots. R package version 2100.76.
- Zeileis, A. (2010). dynlm: Dynamic linear regression. R package version 0.3-0.
- Zimring, F. (1975). Firearms and federal law: the Gun Control Act of 1968. *Journal of Legal Studies*, 4(2): 133–198.