

Menos Desemprego, Maior Eficiência da Polícia e Redução na Criminalidade em São Paulo[☆]

Marcelo Justus dos Santos^{a,1}, Ana Lúcia Kassouf^{b,2}

^a*Praça Santos Andrade, 1. Ponta Grossa, Paraná, Brasil.*

^b*Av. Pádua Dias, 11. Piracicaba, São Paulo, Brasil.*

Abstract

The goal of this study is to assess whether decline in crime rates in the city of São Paulo has any relation to the reduction in unemployment, with more efficient police and the guns control federal law. The estimate of a vector error-correction model provides statistical evidence supporting such hypotheses.

Keywords: crime, criminality, firearms

Resumo

O objetivo deste estudo é avaliar se a significativa redução da taxa de crimes na cidade de São Paulo tem relação com a redução da taxa de desemprego, com a maior eficiência da polícia e com o Estatuto do Desarmamento. A estimativa de um modelo autorregressivo vetorial com correção de erro traz evidências estatísticas que sustentam tais hipóteses.

Palavras-chave: crime, criminalidade, armas de fogo

Classificação JEL: C32, K42

Área ANPEC: Economia Social e Demografia Econômica (Área 11)

1. Introdução

O aumento da criminalidade é atualmente uma das principais preocupações no Brasil. As estatísticas disponíveis sobre a ocorrência de homicídios indicam que o crime vem crescendo vertiginosa e interruptamente na maior parte do território brasileiro.

Felizmente, apesar de poucos casos, em algumas localidades do país ocorre o contrário. Nesse contexto, é destaque a cidade de São Paulo, onde a taxa de homicídios alcançou níveis próximos aos registrados na segunda metade da década de 1970.

Na maioria das vezes os estudos econômicos sobre as causas da criminalidade têm sido feitos sob a perspectiva de piora nas condições de segurança pública. Portanto, o notório caso de São Paulo permite olhar o problema sobre outra perspectiva.

A questão que se impôs desafiadoramente aos pesquisadores do tema no Brasil é: o que São Paulo fez para reverter uma trajetória de crescimento nas taxas de crimes e andar na contramão da maior parte das outras cidades do país?

[☆]Os autores são gratos ao CNPq pelo apoio financeiro.

Email addresses: marcelojustus@usp.br (Marcelo Justus dos Santos), alkassou@esalq.usp.br (Ana Lúcia Kassouf)

¹Professor do Departamento de Economia da UEPG e doutorando no PPGEA da ESALQ/USP

²Professora do Departamento de Economia, Administração e Sociologia, ESALQ/USP.

Na busca de uma resposta, ao nosso conhecimento, há três ensaios qualitativos (Souza et al., 2007; Goertzel e Kahn, 2009; Peres et al., 2011) e apenas dois ensaios empíricos (Cerqueira e Mello, 2009; Santos e Kassouf, 2011).

A adoção de uma forte política de desarmamento, amplificada pela Lei Federal 10.826, popularmente conhecida por “Estatuto do Desarmamento”³, é recorrentemente apontada como uma das possíveis causas da melhoria nas condições de segurança pública de São Paulo. Hipótese que encontra sustentação empírica nos resultados dos últimos estudos supracitados. Todavia, apesar dos resultados serem estatisticamente robustos tais estudos não fogem à regra: limitações metodológicas.

No primeiro estudo inevitavelmente foi preciso lançar mão de variáveis *proxies* para a quantidade de armas de fogo em circulação, bem como foi necessário utilizar variáveis instrumentais para contornar a simultaneidade entre armas de fogo e crimes. Ademais, implicitamente as regressões são estimadas sob a pressuposição de que o erro de medida nas taxas de crimes, devido ao sub-registro de ocorrências, é invariante no tempo. Mas, conforme indicam os resultados de duas pesquisas de vitimização realizadas no Município de São Paulo, em 2003 e 2008 (CPP-Insper, 2009), o sub-registro de ocorrências de alguns dos tipos de crimes analisados no estudo variou significativamente nesse período. Portanto, essa pressuposição somente é plausível no caso das ocorrências de homicídios, conhecidamente menos suscetível ao sub-registro.

Com relação ao segundo estudo, apesar de que os resultados foram obtidos por meio de uma metodologia de séries temporais consagrada na literatura estatística, eles devem ser vistos com cautela, pois toda a fonte de informações para a modelagem empírica foi extraída da própria série, isto é, da taxa de crimes.

Nesse contexto, o objetivo deste estudo é avançar na identificação das causas da redução observada nas taxas de crimes na cidade de São Paulo. Partindo das evidências observadas em Santos e Kassouf (2011), aplicamos uma metodologia multivariada que permite incluir na especificação do modelo empírico os outros supostos fatores responsáveis pela queda da taxa de homicídios em São Paulo: a redução na taxa de desemprego e a maior eficiência da polícia.

Vale dizer que a grande maioria dos estudos econômicos sobre as causas da criminalidade têm sido feitos com dados em painel, por municípios ou estados, sob a justificativa de controlar supostos efeitos específicos não-observáveis. Nesse contexto, ao utilizar dados de uma única unidade espacial e metodologias de análises de séries temporais, este estudo se diferencia da grande maioria dos ensaios empíricos publicados, sobretudo, na literatura brasileira.⁴ Eis as suas principais distinções: aproveitamos a própria endogeneidade existente entre as variáveis do modelo com fonte de informação ao invés de tentar contorná-la por meio de variáveis instrumentais; utilizamos indicadores de resultados das atividades de polícia ao invés da *proxy* normalmente empregada para as variáveis de dissuasão (gastos com segurança pública); evitamos viés devido à uma possível dependência espacial intra-regional; minimizamos os possíveis problemas de erro de medida decorrentes de diferenças nos procedimentos de coleta e na qualidade dos dados. Ademais, o emprego de uma série temporal relativamente longa permite uma análise mais acurada do suposto “efeito inércia” que age sobre as taxas de crimes.

Após essa introdução, descreve-se sucintamente os procedimentos empíricos; na Seção 3

³A lei, regulamentada em julho de 2004, disciplina a posse e o porte de armas de fogo no território nacional, tornou mais rígidas as penalidades para a posse e porte ilegal de armas de fogo e permitiu a realização de campanhas de desarmamento. Detalhes em http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/Leis/2003/L10.826.htm.

⁴Corman e Mocan (2000) utilizam dados mensais e empregam metodologias de análise de séries temporais para investigar os determinantes da criminalidade na cidade de Nova York.

são reportados os resultados das etapas preliminares às análises das relações de longo prazo, feitas na Seção 4; por fim, a Seção 5 conclui o estudo.

2. Metodologia e Dados

2.1. Modelo empírico

O ponto de partida da modelagem empírica é a forma básica de um modelo vetorial autoregressivo – VAR (Sims, 1980), que consiste de um conjunto de K variáveis endógenas $\mathbf{y}_t = (y_{1t}, \dots, y_{kt}, \dots, y_{Kt})$ para $k = 1, \dots, K$. Então, o processo VAR(p) é definido por:

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{A}_1 \mathbf{y}_{t-1} + \dots + \mathbf{A}_p \mathbf{y}_{t-p} + \mathbf{u}_t \quad (1)$$

em que \mathbf{A}_i são os $(K \times K)$ coeficientes matriciais para $i = 1, \dots, p$ e \mathbf{u}_t é um processo K -dimensional com $E(\mathbf{u}_t) = 0$ e com matriz de covariância definida positiva e invariante no tempo, $E(\mathbf{u}_t, \mathbf{u}_t') = \Sigma_u$ (ruído branco).

Além das variáveis dentro do vetor autorregressivo, apoiando-se no diagnóstico feito por Santos e Kassouf (2011), a Equação 1 é ampliada por uma variável dummy para controlar a intervenção do “Estatuto do Desarmamento” (doravante: ED). Também são acrescentadas dummies sazonais centradas para controlar uma possível sazonalidade decorrente da frequência trimestral dos dados. Logo, a especificação inicial do modelo é:

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{A}_1 \mathbf{y}_{t-1} + \dots + \mathbf{A}_p \mathbf{y}_{t-p} + \Phi \mathbf{D}_t + \mathbf{u}_t \quad (2)$$

em que \mathbf{D}_t é a matriz composta pelas dummies sazonais centradas e pela dummy de intervenção do ED (D_{ed}), em que $D_{ed} = 0$ para $t < 2004Q3$ ⁵ e $D_{ed} = 1$ para $t \geq 2004Q3$.

Outros detalhes metodológicos relevantes, mas pontuais, são oportunamente informados ao longo do estudo.⁶

2.2. Variáveis

2.2.1. Taxa de crimes

Sabe-se que análises utilizando indicadores agregados de criminalidade podem ser viesadas (Kahn, 2005). Assim, pela mensuração da criminalidade sugerida em Santos e Kassouf (2011): taxa de crimes com intenção de matar (homicídios, tentativa de homicídios e latrocínios) por cem mil habitantes, doravante referenciada por *crime*.

Pela própria natureza letal dos tipos de crimes que compõe essa categoria, ela é menos sujeita ao sub-registro de ocorrências. Ademais, ao utilizar a mesma mensuração empregada naquele estudo, será possível avaliar a robustez da conclusão dos autores concernente ao efeito do ED.

2.2.2. Mercado de trabalho

Para refletir as condições do mercado de trabalho utilizamos a taxa de desemprego total (*desemp*). Duas outras possibilidades foram avaliadas: desemprego entre os homens e desemprego entre os chefes de família. Contudo, não foi observada nenhuma diferença relevante na trajetória temporal dessas três séries.

⁵Significa terceiro trimestre de 2004.

⁶A exposição completa da metodologia empregada neste estudo é feita, entre outros, por Hamilton (1994), Johansen (1995) e Enders (2010)

2.2.3. Atividades policiais

Os resultados das atividades repressivas ao crime realizadas pela polícia são vistos por meio de quatro indicadores: a) razão entre o número de prisões realizadas e o total de crime violentos⁷ (*prisao*); b) razão entre o número de arma de fogo apreendidas e o total de crime com intenção de matar (*arma*)⁸; c) razão entre o número de ocorrências policiais registradas por tráfico de drogas⁹ e o total de crime violentos (*droga*); d) razão entre o número de pessoas mortas em conflito com as polícias civil e militar e o total de crime violentos (*mortc*).

Enquanto as três primeiras variáveis são indicadoras de resultados da atividade de polícia, a última reflete o grau de letalidade das ações policiais. Além disso, a variável *droga* reflete indiretamente a intensidade da presença de atividades ilícitas lucrativas na região.

Ressata-se que a transformação logarítmica foi aplicada à todas as séries.

2.3. Dados e Amostra

Os dados sobre segurança pública são referentes aos registros de ocorrências na cidade de São Paulo entre o terceiro trimestre de 1995 e o quarto trimestre de 2010 ($n = 62$). Tais dados são publicados no Diário Oficial do Estado, sob responsabilidade da Secretaria de Segurança Pública do Estado de São Paulo (SSP/SP).¹⁰

Infelizmente, esses dados são divulgados separadamente por trimestre. Então, o primeiro passo foi coletá-los trimestre a trimestre para construir uma série de tempo relativamente longa que tornasse possível a aplicação de metodologias de análise de séries temporais para estudar as causas da criminalidade.¹¹

Para permitir a construção das taxas trimestrais de crime por cem habitantes, as estimativas anuais da população residente, publicadas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), foram interpoladas.

A divulgação das taxas de desemprego é de responsabilidade da Fundação Sistema Estadual de Análise de Dados (SEADE).¹²

A Figura 1 mostra o comportamento temporal do logaritmo das séries que serão analisadas. A linha vertical na série *crime* demarca o trimestre em que o ED foi regulamentado.

3. Análises Preliminares

Antes de tudo é necessário verificar as propriedades estocásticas das séries, sobretudo, a estacionariedade.

A presença de uma tendência estocástica pode conduzir à regressões espúrias no sentido de aceitação de relação entre variáveis geradas por processos inteiramente independentes (Granger e Newbold, 1974). Se uma determinada série tem d raízes unitárias, então, é preciso torná-la diferença-estacionária por meio da sua d -ésima diferença, $\Delta^d y_t$.

⁷Esse indicador foi proposto pela Secretaria de Segurança Pública de São Paulo para retratar a evolução da criminalidade de uma maneira geral por meio dos crime socialmente mais relevantes (Kahn, 2005).

⁸Três denominadores foram avaliados : total de crime, crime violentos e “crime com intenção de matar”. Optou-se pela última categoria porque ela reflete melhor a criminalidade cometida com arma de fogo.

⁹Inúmeras condutas relacionadas com a comercialização ou distribuição de substâncias causadoras de dependência física ou psíquica. Trata-se do número de ocorrências e não da quantidade apreendida (Kahn, 2005).

¹⁰Os dados também estão disponíveis em <http://www.ssp.sp.gov.br/estatistica/trimestrais.aspx>. Para detalhes sobre processo de coleta e interpretação dos dados ver Kahn (2005).

¹¹Os dados estão disponíveis em <http://www.ssp.sp.gov.br/estatistica/trimestrais.aspx>. Para detalhes sobre processo de coleta e interpretação dos dados ver Kahn (2005).

¹²Disponíveis em <http://www.seade.gov.br/produtos/ped/frainfomensal.php>.

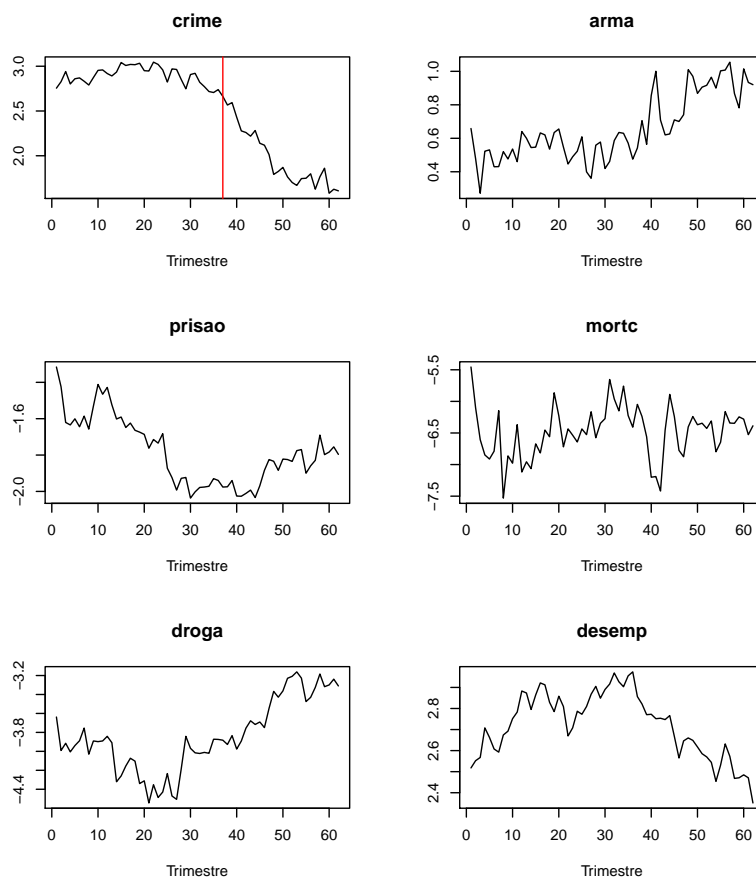


Figura 1: Logaritmo das séries, 1995Q3 – 2010Q4
 Fonte: elaborado com os dados das fontes citadas.

O comportamento da função de autocorrelação e da função de autocorrelação parcial dos níveis das séries sugere que apenas as séries *arma*, *desemp* e *mortc* são estacionárias. No entanto, a conclusão definitiva é fundamentada nos resultados de testes de raiz unitária.

Presumindo que as séries tenham no máximo duas raízes unitárias, o primeiro passo foi aplicar o teste DP (Dickey e Pantula, 1987).

Na primeira etapa, testa-se a hipótese nula $H_0 : d = 2$ contra a hipótese alternativa $H_A : d = 1$, julgando a significância estatística do coeficiente estimado, $\hat{\beta}_1$, no modelo $\Delta^2 y_t = \alpha + \beta_1 \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t$. Pelos níveis de significância convencionais, em todas as séries, a hipótese da existência de duas raízes unitárias é rejeitada (Tabela 1).

Tabela 1: Resultados do teste Dickey-Pantula (DP)¹

Série	p	$\hat{\beta}_1$ e $\hat{\beta}_2$	Valor- p^2	Conclusão
<i>crime</i>	1	-1,485	0,000	I(1)
	1	-1,5682 e 0,0289	0,000 e 0,998	
<i>arma</i>	2	-1,8855	0,000	I(1)
	1	-1,6613 e -0,07823	0,000 e 0,729	
<i>droga</i>	1	-1,2898	0,000	I(1)
	0	-1,0852 e -0,04447	0,000 e 0,785	
<i>prisao</i>	1	-1,1739	0,000	I(1)
	1	-1,1504 e -0,07462	0,000 e 0,517	
<i>mortc</i>	2	-1,9413	0,000	I(0)
	0	-1,0167 e -0,5580	0,000 e 0,002	
<i>desemp</i>	1	-1,2968	0,000	I(1)
	1	-1,2808 e -0,01439	0,000 e 0,811	

Notas: ¹A primeira e a segunda linha reportam os resultados da primeira e da segunda etapa do teste, respectivamente; ²valor- p de Mackinnon.

Na segunda etapa, testa-se a hipótese nula $H_0 : d = 1$ contra a hipótese alternativa $H_A : d = 0$, estimando o modelo $\Delta^2 y_t = \alpha + \beta_1 \Delta y_{t-1} + \beta_2 y_{t-1} + \varepsilon_t$, e avaliando a significância estatística de ambos os coeficientes, $\hat{\beta}_1$ e $\hat{\beta}_2$. Os resultados dessa etapa respeitam os resultados da primeira, e a hipótese da existência de uma única raiz unitária é rejeitada em favor da hipótese de estacionariedade na série *mortc*. Ressalta-se que, para todas as séries e nas duas etapas, as estatísticas- $Q(\cdot)$ de Ljung-Box (Ljung e Box, 1978) para $K = 4, 6, 8$ sustentam a hipótese de resíduos ruído branco.

Uma vez refutada a hipótese da presença de duas raízes unitárias, a presença de uma única raiz unitária é julgada por testes específicos para essa finalidade. Aplicamos o teste ADF-GLS (Elliot et al., 1996) para testar a hipótese nula $H_0 : d = 1$ contra a hipótese alternativa $H_A : d = 0$, e o teste KPSS (Kwiatkowski et al., 1992) para testar a hipótese $H_0 : d = 0$ contra a hipótese $H_A : d = 1$. Em ambos os testes, a especificação do modelo inclui constante e tendência.

Os valores críticos, respectivamente a 5% e 1%, são $-3,58$ e $-3,03$ no primeiro teste, e $0,146$ e $0,216$ no segundo. Comparando esse valores com as estatísticas dos testes (Tabela 2), constata-se que o resultado do teste KPSS corrobora o resultado do teste ADF-GLS, exceto para a série *mortc*. Todavia, ao inverter a hipótese nula, o primeiro teste reduz o problema da baixa potência do segundo, sobretudo, quanto mais próximo de um for o coeficiente autorregressivo. Ademais, essa conclusão é corroborada pelos resultados do teste DP.

Em Santos e Kassouf (2011) não foi rejeitada a hipótese de que ED causou uma mudança na média de longo prazo de três séries que também são analisadas aqui, a saber: *crime*,

Tabela 2: Resultados dos testes ADF-GLS e KPSS

Série	p	Valor	Conclusão
<i>crime</i>	4	-0,7699	
	3	0,3756	I(1)
<i>arma</i>	3	-1,7244	
	3	0,256	I(1)
<i>droga</i>	1	-1,4669	
	3	0,3356	I(1)
<i>prisao</i>	4	-1.0378	
	3	0.3424	I(1)
<i>mortc</i>	3	-1,8656	
	3	0,0819	I(0)
<i>desemp</i>	6	-0,8756	
	3	0,3596	I(1)

Nota: A primeira e a segunda linha reportam os resultados dos testes ADF-GLS e KPSS, respectivamente.

mortc e *arma*. Na última, ainda foi diagnosticado um efeito da intervenção da Lei Federal 11.705, popularmente conhecida por “Lei Seca” (LS).¹³

Sabe-se que uma quebra estrutural pode causar viés nos resultados dos testes convencionais no sentido de não rejeição da presença de uma raiz unitária. Logo, para essas três séries aplica-se também o teste proposto por Perron (1989).

Considerando a presença de uma constante (a_0) e uma tendência (t), o teste é feito a partir da estimação do modelo:

$$y_t = a_0 + c_1 D_{ed} + c_2 D_{ls} + a_2 t + a_1 y_{t-1} + \sum \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

em que y_t é o valor da série no trimestre t , D_{ed} é a dummy de intervenção do ED com $D_{ed} = 0$ para $t < 2004Q4$ e $D_{ed} = 1$ para $t \geq 2004Q4$, D_{ls} é a dummy de intervenção da “Lei Seca” com $D_{ls} = 0$ para $t < 2008Q3$ e $D_{ls} = 1$ para $t \geq 2008Q3$, e ε_t é o ruído branco.

Sob a hipótese nula de uma mudança permanente no nível de um processo de raiz unitária tem-se que $a_1 = 1$ e $c_i \neq 0$. E, sob a hipótese alternativa de uma mudança permanente na série tendência-estacionária tem-se que $a_1 < 1$ e $c_i \neq 0$.

Os resultados dos testes (Tabela 3) indicam que, nas três séries, a dummy D_{ed} é estatisticamente significativa aos níveis convencionais. Mas, não há evidência de que a segunda intervenção tenha causado uma quebra estrutural significativa na série *arma*.

Os valores críticos apropriados simulados por Perron (1989) para $\lambda = 0,6$ (em que λ é a proporção de observações antes da quebra estrutural) são $-4,45$ e $-3,76$, respectivamente, a 1% e 5%. Tais valores quando comparados as estatísticas- t apropriadas confirmam os indícios de que somente a série *mortc* é estacionária.

Como as demais séries são integradas de ordem um, I(1), é necessário aplicar uma diferença para torná-las diferença-estacionárias. Infelizmente, ao fazer isso são perdidas as relações de longo prazo entre as variáveis. Todavia, se as séries forem cointegradas, isto é, se existir pelo

¹³Regulamentada em junho de 2008, essa lei alterou o Código de Trânsito Brasileiro, proibindo o consumo de praticamente qualquer quantidade de bebida alcoólica por condutores de veículos. Pela sua própria natureza, a única forma de fiscalizar o seu cumprimento é por meio de blitzes policiais de trânsito. Ao fazer isso, combate-se também outros tipos de infração à lei, inclusive a posse e o porte ilegal de armas de fogo.

menos uma relação estacionária entre as variáveis não estacionárias, é possível recuperar tais relações (ver Phillips, 1986, 1987; Engle e Granger, 1987; Johansen, 1988, 1991).

Mesmo que a série *mortc* seja estacionária, segundo (Johansen, 1995, p.74), ainda assim é possível aplicar as técnicas de cointegração, visto que, as demais séries são I(1). Contudo, como mostram Rahbek e Mosconi (1999), na presença de regressores estacionários os valores críticos simulados para os testes de cointegração do máximo autovalor e do traço (Johansen, 1991; Osterwald-Lenum, 1992) tornam-se inapropriados. Esses autores propõem uma correção na especificação do modelo. Mas, na literatura empírica constata-se que, na maioria das vezes, essa sugestão não tem sido adotada. Ademais, conforme Johansen (1995), a questão da estacionariedade de uma série individual pode ser formulada de uma forma natural em termos de parâmetros no sistema multivariado. Portanto, é uma hipótese que pode ser convenientemente checada posteriormente dentro do modelo. Portanto, prosseguimos as análises de cointegração, e posteriormente testamos dentro do modelo multivariado se a série *mortc* é estacionária. A não rejeição dessa hipótese implicará que o modelo seja reestimado considerando a sugestão de Rahbek e Mosconi (1999).

A presença de uma única relação de cointegração, r , é condição suficiente para assegurar a existência de um elo linear entre as tendências estocásticas das séries em análise. Então, se $r \geq 1$ o modelo VAR expresso na Equação 2 assume a representação geral de um modelo vetorial autorregressivo com correção de erro (ver Johansen, 1988, 1991, 1992a, 1995). Na sua forma “transitória” esse modelo (doravante: VEC) é dado por:

$$\Delta \mathbf{y}_t = \alpha \beta' \mathbf{y}_{t-1} + \Gamma_1 \Delta \mathbf{y}_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \mathbf{y}_{t-p-1} + \Phi \mathbf{D}_t + \mathbf{u}_t \quad (4)$$

com $\Gamma_i = -(\mathbf{A}_{i+1} + \dots + \mathbf{A}_p)$ para $i = 1, \dots, p-1$ e $\mathbf{\Pi} = \alpha \beta' = -(\mathbf{I} - \mathbf{A}_1 - \dots - \mathbf{A}_p)$. Em α estão os coeficientes de ajustamento, e em β os vetores de cointegração. Ambas têm dimensão $K \times r$, em que r é o rank de cointegração.

Para escolher a ordem de defasagem do modelo (p), com $p \in \{1, 2, 3, 4\}$, utilizou-se os critérios de informação de Akaike – AIC (Akaike, 1973, 1974), Hannan-Quinn – HQ (Hannan e Quinn, 1979), Erro de Previsão Final – FPE (Akaike, 1969, 1970), e o critério de informação de Schwarz –SC (Schwarz, 1978).

Como mostra a Tabela 4, todos os critérios sugerem $p = 1$. Contudo, uma análise nos resíduos desse modelo mostram que ele é muito restritivo. Então, consideramos a possibilidade de $p = 2$ e $p = 3$. Ambos os modelos modelo respeita a condição de estabilidade e têm resíduos ruído branco. Além disso, as estimativas do VAR são praticamente iguais. Assim, pelo princípio da parcimônia optamos pelo modelo com $p = 2$, que implicará estimar um VEC(1).

A observação conjunta do comportamento de longo prazo do logaritmo das séries e de

Tabela 3: Resultados do teste Perron: 1995Q3 – 2004Q2

Série	p	a_0	c_1	c_2	a_2	a_1	Conclusão
<i>crime</i>	0	0,5758 (3,311)	-0,1233 (-2,405)		-0,002614 (-1,974)	0,8178 (-3,044)	I(1)
<i>mortc</i>	2	-6,8333 (-5,868)	-0,7033 (-3,749)		0,02345 (4,071)	0,02186 (-5,8312)	I(0)
<i>arma</i>	2	0,2793 (3,377)	0,1431 (2,703)	0,0498 (1,013)	0,0007698 (0,472)	0,4526 (-3,3364)	I(1)

Notas: As estatísticas- t estão entre parênteses; para a_0 , z_1 , z_2 e a_2 , a hipótese nula é que o coeficiente é igual a zero, e para a_1 , a hipótese nula é $a_1 = 1$.

Tabela 4: Seleção da ordem de defasagem (p) do modelo VAR

Critério	p			
	1	2	3	4
AIC	-2,847*	-2,829	-2,801	-2,784
HQ	-2,747*	-2,680	-2,602	-2,535
SC	-2,591*	-2,445	-2,289	-2,145
FPE	4,47e-13*	5,87e-13	9,40e-13	1,57e-12

Nota: *Ordem sugerida pelo critério de informação.

suas primeiras diferenças revelou que elas não estão sujeitas à uma tendência quadrática, porém, seus níveis diferem. Logo, com relação à inclusão de termos deterministas, os testes de cointegração são feitos a partir de modelos com as seguintes especificações: (a) sem tendência linear e com constante na cointegração; (b) com tendência linear na cointegração.¹⁴

Foram aplicados os ambos os testes de cointegração de Johansen, traço e do máximo autovalor. Mas como ambos conduzem a mesma conclusão reporta-se, na Tabela 5, somente os resultados do teste do traço.

Tabela 5: Resultados dos testes de cointegração

r	Estatística	Valores críticos	
		5%	1%
Modelo (a)			
0	118,12	102,14	111,01
1	69,10	76,07	84,45
Modelo (b)			
0	133,94	114,90	124,75
1	79,80	87,31	96,58

A hipótese da existência de um vetor de cointegração não é rejeitada em nenhuma das duas especificações testadas. Pelo princípio de Pantula sugerido por Johansen (1992b), o modelo (b) é adequado para as análises de cointegração. Sabe-se, porém, que a inclusão da dummy de intervenção torna os valores críticos simulados por Osterwald-Lenum (1992) inapropriados para os testes (Johansen et al., 2000).¹⁵ Felizmente, as estatísticas dos testes para $r = 0$ são suficientemente distantes dos valores críticos conhecidos, assegurando que a conclusão não mudaria caso simulássemos por Monte Carlo os valores críticos corretos.

Finalmente como previsto podemos checar se a série *mortc* é $I(0)$ utilizando o sistema. Se uma série é estacionária, então, por definição ela guarda uma relação de longo prazo com ela mesma. Nesse caso, a matriz β é parcialmente conhecida. Assim, o modelo é reestimado com essa restrição. A estatística do teste de razão de verossimilhança é $\chi^2(5) = 21,89$. Logo, a hipótese de estacionariedade é rejeitada, de tal modo que prosseguimos as análises das relações de longo prazo sem a necessidade de correção do modelo sugerida por Rahbek e Mosconi (1999).

Conforme mostra a Tabela 6 para todas as equações a hipótese de resíduos ruído branco é sustentada pelas estatísticas- $Q(\cdot)$ de Ljung-Box (Ljung e Box, 1978) para $K = 4, 6, 8$; o teste ARCH-LM (ver Engle, 1982; Hamilton, 1994), com 16 graus de liberdade, sustenta a hipótese de que não há heterocedasticidade condicional; e o teste Jarque-Bera (Bera e Jarque, 1980,

¹⁴ Ambas as especificações contêm uma constante fora do vetor de cointegração. Para detalhes sobre as possíveis especificações, entre outros, ver Johansen (1992b), Johansen (1995) e Harris (1995).

¹⁵ Nas simulações feitas por Johansen et al. (2000), os valores obtidos pela superfície de resposta estimada são sempre maiores do que os valores críticos conhecidos. Assim, utilizar os valores críticos sem considerar a quebra estrutural causa um viés no teste no sentido de rejeição da hipótese nula; em outras palavras, o teste poderia indicar $r = 1$ quando na verdade $r = 0$, $r = 2$ quando na verdade $r = 1$, e assim por diante.

1981; Jarque e Bera, 1987), com 2 graus de liberdade, sustenta a hipótese de resíduos com distribuição normal. Hipóteses que também são sustentadas pelos mesmos testes em suas versões multivariadas.

Tabela 6: Diagnósticos nos resíduos do modelo¹

	Estatísticas univariadas					
	<i>crime</i>	<i>mortc</i>	<i>arma</i>	<i>prisao</i>	<i>droga</i>	<i>desemp</i>
Ljung-Box						
$Q = 4$	0,564	0,536	0,653	0,032	0,396	0,730
$Q = 8$	0,535	0,859	0,774	0,059	0,179	0,860
$Q = 12$	0,357	0,791	0,136	0,018	0,432	0,914
ARCH-LM	0,545	0,628	0,492	0,907	0,312	0,200
Jarque-Bera	0,772	0,883	0,783	0,385	0,166	0,698
	Estatísticas multivariadas					
Breusch-Godfrey ²						
$LM_F(1)$	0,286					
$LM_F(2)$	0,420					
$LM_F(3)$	0,055					
$LM_F(4)$	0,259					
$LM_F(5)$	0,540					
$LM_F(6)$	0,382					
ARCH-LM ³	1,000					
Jarque-Bera	0,165					

Notas: ¹Reporta-se apenas os valores- p ; ²com a correção para pequenas amostras (ver Edgerton e Shukur, 1999); ³com cinco defasagens.

4. Resultados e Discussões

Uma vez que há uma relação de cointegração entre as variáveis, a Equação 4 é estimada com $p = 1$ e com a restrição $r = 1$. As relações de longo prazo foram normalizadas com relação à variável *crime*. Os resultados são reportados na Tabela 7.

Tabela 7: Vetor de cointegração e coeficientes de ajustamento

Vetor	<i>crime</i>	<i>mortc</i>	<i>arma</i>	<i>prisao</i>	<i>droga</i>	<i>desemp</i>	const
$\hat{\beta}'$	1	0,5363 (0.06492)	1,0846 (0.1968)	0,25403 (0.1762)	0,05368 (0.1127)	-0,9171 (0.216)	3,235 (0.6959)
$\hat{\alpha}'$	-0,05798 (0.0573)	-1,4217 (0.2252)	-0,09503 (0.06751)	-0,1229 (0.04947)	-0,1136 (0.1006)	-0,0594 (0.03242)	

Nota: Erros-padrão entre parênteses.

Reescrevendo o vetor $\hat{\beta}'$ na forma de uma relação de determinação da taxa de crimes, obtêm-se:

$$crime_t = -3,235 - 0,536mortc_t - 1,085arma_t - 0,254prisao_t - 0,0537droga + 0,917desemp_t + e_t$$

Devido às diferenças metodológicas deste estudo, seus resultados não são diretamente comparáveis aos demais estudos feitos para investigar as causas da criminalidade no Brasil. Não obstante, nos esforçamos no sentido de discutí-los, na medida do possível, à luz da teoria econômica que trata do tema (Becker, 1968; Ehrlich, 1973) e à luz das evidências empíricas conhecidas para o caso do Brasil.

Note-se que, na relação de longo prazo, os sinais de todas as variáveis respeitam o pensamento econômico sobre as causas da criminalidade. A taxa de crimes tem uma relação positiva com a taxa de desemprego, e negativa com as variáveis de dissuasão. Note-se, porém, que o coeficiente estimado para a variável *droga* tem um elevado erro-padrão.

Com relação aos coeficientes de ajustamento, constata-se o esperado: um afastamento positivo (negativo) do equilíbrio no período anterior é corrigido por uma quantidade negativa (positiva) no período corrente. Vale dizer, porém, que ambos os coeficientes de ajustamento das variáveis *droga* e *crime* têm um elevado erro-padrão, sugerindo que eles não atuam para corrigir o desequilíbrio de curto prazo entre as variáveis do sistema. Neste contexto, convém impor tais restrições sobre o vetor de coeficientes de ajustamento e aplicar um teste de razão de verossimilhança.¹⁶

As estatísticas do teste para as hipóteses nula $H_0 : \alpha_{crime} = 0$ e $H_0 := \alpha_{desemp} = 0$ são $\chi^2(1) = 0,84$ e $\chi^2(1) = 0,95$, respectivamente. Portanto, não rejeita-se a hipótese de que tais variáveis não contribuem para corrigir o desequilíbrio de curto prazo.

Embora o modelo estimado não tenha violado nenhuma das pressuposições sobre os resíduos, e os sinais das relações de longo prazo estejam de acordo com a teoria que trata do tema, por sua própria estrutura, o problema de multicolinearidade alta não é desprezível. Por esse motivo, as relações de longo prazo entre as variáveis são analisadas a partir da transmissão de choques aleatórios nas variáveis ao invés de analisarmos os sinais e a significância estatística dos coeficientes estimados.

Estimamos as funções de resposta ao impulso e decomposmos a variância do erro de predição para analisar como a taxa de crimes é afetada por choques aleatórios nas demais variáveis do modelo. Vale dizer que, a aplicação de tais para metodologias requer uma ordenação das variáveis dentro do vetor autorregressivo. A ordenação foi feita da variável teoricamente mais exógena para a mais endógena, a saber: *desemp*, *mortc*, *arma*, *prisao*, *droga* e *crime*.¹⁷

As Figuras 2 a 7 mostram como são transmitidos à taxa de crimes em um desvio padrão (resposta) os choques aleatórios ocorridos nas demais variáveis dos modelos em uma unidade (impulso). Para uma maior confiabilidade das estimativas apresenta-se também os respectivos intervalos de confiança a 95%, construídos por *bootstrap*.

Começamos a análise pela variável que tem recebido, sobretudo, dos políticos o maior bônus pela redução na criminalidade em São Paulo: a taxa de desemprego.

Choques aleatórios na taxa de desemprego são transmitidos positivamente à taxa de crimes, aumentando o seu nível de longo prazo (Figura 2). No entanto, visto que, o intervalo de confiança contém a nulidade do efeito, essa estimativa é mais imprecisa.

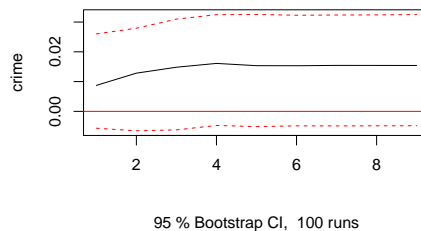


Figura 2: Função de resposta ao impulso na série *desemp*
Fonte: resultados da pesquisa.

Os efeitos das condições do mercado de trabalho sobre as taxas de crimes têm motivado ensaios empíricos mesmo antes da publicação dos clássicos estudos econômicos de Becker

¹⁶Para detalhes dos testes sobre restrições ver, entre outros, Johansen e Juselius (1990) e Johansen (1995)

¹⁷Mantendo a variável *desemp* como a mais exógena e a variável *crime* como a mais endógena, o resultado da decomposição feita em vários outros horizontes de ordenação se mostrou estável.

(1968) e Ehrlich (1973). Precedendo a eles, Fleisher (1963) apresenta as primeiras evidências empíricas sobre essa suposta relação.

Concernente ao mercado de trabalho brasileiro não foi encontrado nenhum estudo que analise especificadamente tal relação.¹⁸ Tem sido comum, porém, na estimativa de equações de oferta de crimes utilizar alguma mensuração das condições do mercado de trabalho como *proxy* para o custo de oportunidade das atividades ilícitas (ver Santos e Kassouf, 2007; Gutierrez et al., 2004; Mendonça et al., 2002; Andrade e Lisboa, 2000; Fajnzylber e Araujo Jr, 2001, entre outros).

Na linha do pensamento econômico das causas do crime (Becker, 1968; Ehrlich, 1973, e outros), melhores condições no mercado de trabalho reduz a probabilidade de um indivíduo cometer crimes, sobretudo, por elevar os custos de oportunidade do crime. Em São Paulo, os níveis da taxa de desemprego apresentam tendência de queda desde o trigésimo sexto trimestre do período em análise. Note-se ainda, que essa queda ocorreu concomitantemente à regulamentação do ED. Portanto, é plausível que pelo menos uma parte do efeito do ED sobre a taxa de crimes, diagnosticado por Santos e Kassouf (2011), esteja refletindo os efeitos de uma menor taxa de desemprego.

Vale dizer que, o diagnóstico de um efeito positivo da taxa de desemprego sobre a taxa de crimes vai ao encontro da maior parte dos resultados dos estudos anteriores que se empenharam nessa investigação.

Outra hipótese defendida, especialmente, pelos gestores da política de segurança pública é a de que a maior eficiência da polícia é a principal causa da queda ocorrida na criminalidade.

De acordo com a teoria econômica do crime Becker (1968) o objetivo da sociedade é minimizar os prejuízos da criminalidade induzindo os indivíduos a cometerem um nível “ótimo” de crimes. Fazem isso por meio de seus representantes legais. Esses, por sua vez, podem escolher os montantes e a forma de alocação de recursos na segurança pública e, portanto, afetam diretamente a probabilidade de fracasso do ato criminoso. Cabe também ao legislador definir as formas e a severidade das penalidades aos criminosos condenados. Nesse contexto, é plausível assumir que os quatro indicadores de resultados das atividades de polícia que compõe a especificação do modelo empírico refletem indiretamente essas escolhas.

Pela Figura 3 conclui-se que, apesar de que o efeito se torna negativo do segundo para o terceiro trimestre após um choque na variável *mortc*, aparentemente não há uma transmissão relevante de choques dessa variável à taxa de crimes. Além disso, o intervalo de confiança também contém a nulidade do efeito. Evidências empíricas que enfraquecem a tese defendida pelos mais radicais de que a execução de criminosos é uma forma eficaz para reduzir a criminalidade. No entanto, é preciso considerar a possibilidade de que, mesmo retirando alguns criminosos de circulação, se forem mantidas as demais condições que influem na propensão ao crime, outros agentes poderão substituí-los no “mercado” de crimes. Isso pode anular os efeitos de choques dessa natureza.

Ressalta-se que, na equação dessa variável, o coeficiente estimado para a dummy de intervenção D_{ed} é negativo (-0,562) e estatisticamente significativo a 1% ($t = 4,47$). Resultado que corrobora a conclusão de Santos e Kassouf (2011) no tocante aos efeitos negativos do desarmamento sobre a letalidade das ações policiais repressivas ao crime.

No tocante à choques ocorridos na taxa de prisão, pela Figura 4, verifica-se uma transmissão negativamente à taxa de crimes. Essa estimativa também é pouco robusta, pois o intervalo de confiança inclui a nulidade do efeito. Mas, vai ao encontro do pensamento econômico sobre as causas do crime concernente aos efeitos de dissuasão. Ademais, observando novamente a Figura 1, nota-se que a trajetória do nível dessa série foi descendente

¹⁸Na literatura internacional, destaca-se o estudo feito por Gould et al. (2002) para analisar os efeitos da oportunidades no mercado de trabalho sobre a taxa de crimes nos Estados Unidos.

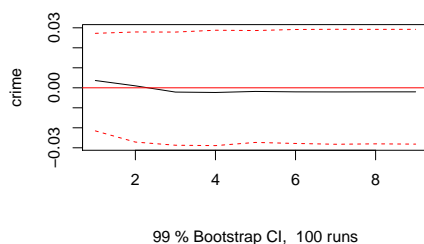


Figura 3: Função de resposta ao impulso na série *morte*
 Fonte: resultados da pesquisa.

até o trigésimo trimestre, ficou praticamente estável até o quadragésimo quarto trimestre, a partir do qual cresceu interruptamente ao passo que o nível da taxa de crimes diminuía.

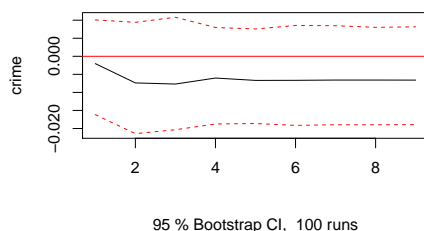


Figura 4: Função de resposta ao impulso na série *prisao*
 Fonte: resultados da pesquisa.

Relativo aos choques ocorridos na taxa de apreensão de armas de fogo, a função de resposta ao impulso indica que eles são transmitidos negativamente à trajetória da taxa de crimes (Figura 5). Portanto, quanto mais armas de fogo forem retiradas de circulação menor serão as taxa de crimes futuras. Conclusão que vai ao encontro da grande maioria dos estudos que investigaram a relação entre a disponibilidade de armas de fogo e a taxa de crimes.¹⁹Especificadamente para o caso brasileiro, vai ao encontro das evidências observadas por Cerqueira e Mello (2009).

Voltando a Figura 1, nota-se que a taxa de apreensão de armas cresceu interruptamente após o trigésimo sétimo trimestre, o que coincide com o período em que o ED foi regulamentado. Logo, entre outras possíveis causas, não descartamos a hipótese de que esse resultado seja reflexo direto da maior fiscalização da circulação de armas de fogo após a lei. Enfatizamos ainda, que esse resultado ocorreu concomitantemente à queda interrupta na taxa de crimes.

No que diz respeito aos efeitos do combate ao tráfico de drogas, como mostra a Figura 6, estima-se que há uma transmissão negativa de choques ocorridos na variável *droga* à taxa de crimes. Assim, não refutamos a hipótese de que o combate ao narcotráfico é capaz de reduzir também outros tipos de ilicitudes.

¹⁹Na literatura empírica, a maioria dos estudos defende a tese “menos armas, menos crimes” (Dugan, 2001, entre outros). Tese, porém, que é explicitamente refutada por Lott Jr. e Mustard (1997); Lott Jr. (1998a,b, 2000). McDowall (2005) reúne e discute os principais pontos dessa polêmica discussão.

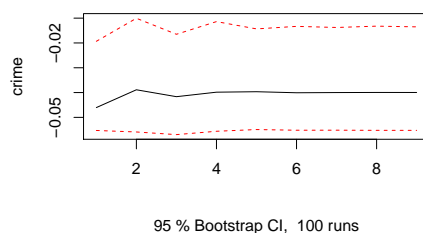


Figura 5: Função de resposta ao impulso na série *arma*
 Fonte: resultados da pesquisa.

Ressalta-se que a inclusão dessa variável na especificação do modelo empírico teve duas motivações: de um lado, ela reflete os resultados das atividades de polícia, sobretudo, no combate ao crime organizado; por outro lado, ela é uma *proxy* para a presença de atividades ilícitas lucrativas, em geral, geridas e mantidas por meio de violência e corrupção.

Retornando a Figura 1 podemos constatar que os nível dessa série caiu sistematicamente até o vigésimo trimestre, porém, após esse período passou a crescer com certo grau de flutuação. Portanto, eis aqui outro fator que não pode ser refutado como um dos responsáveis pela significativa queda na taxa de crimes: o combate ao tráfico de drogas.

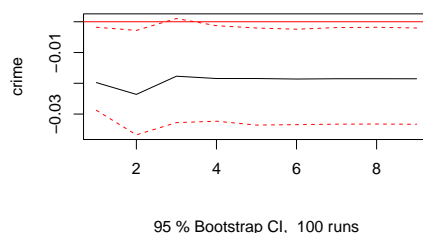


Figura 6: Função de resposta ao impulso na série *droga*
 Fonte: resultados da pesquisa.

Por fim, porém, não menos importante são os efeitos dos choques ocorridos na própria taxa de crimes. A resposta estimada devido aos seus próprios choques indica que a criminalidade sujeita-se a um elevado grau de persistência temporal (Figura 7). O “efeito inércia” na taxa de crimes, como é comumente chamado na literatura empírica, é diagnosticado em todos os estudos que incluem um termo autorregressivo na especificação de modelos empíricos de oferta de crimes (ver Andrade e Lisboa, 2000; Araujo Jr e Fajnzylber, 2001; Fajnzylber e Araujo Jr, 2001; Gutierrez et al., 2004; Kume, 2004; Almeida et al., 1995; Santos, 2009, entre outros).

As estimativas indicam que um choque na própria taxa de crimes eleva seu nível significativamente, e mesmo após o efeito reduzir-se nos próximos períodos, ele é incorporado permanentemente no nível da criminalidade. Em outras palavras, os choques não se dissipam totalmente ao longo do tempo, mas ao contrário, são incorporados permanentemente à taxa de crimes. Ressalta-se que tal característica de efeito permanente também foi observada nas demais séries discutidas anteriormente.

Assim como nas atividades lícitas os indivíduos aprendem ao longo da vida, nas atividades

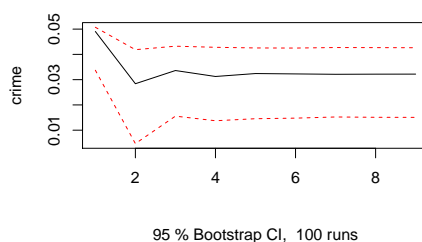


Figura 7: Função de resposta ao impulso na série *crime*
 Fonte: resultados da pesquisa.

ilícitas, também há uma especialização ao longo do tempo, justificando parcialmente o efeito inércia nas taxas de crimes.

É plausível que os criminosos reduzam os custos de planejamento e de execução do crime, aumentem a sua produtividade, e, conseqüentemente, obtenham maiores retornos líquidos do crime. Ademais, quanto mais tempo da vida um indivíduo atua nas atividades ilícitas, pior é a sua expectativa de rendimentos nas atividades lícitas, e, portanto, menor será o seu custo de oportunidade do crime. Isso também pode justificar parte da inércia existente nas taxas de crimes.

Para explicar esse efeito ainda é preciso considerar que, no Brasil, a probabilidade de fracasso nas atividades criminosas (baixa probabilidade de denúncia, prisão, julgamento, condenação e efetiva punição) é inegavelmente baixa. Fato que aumenta o retorno líquido esperado do crime, que é tão maior quanto menor é a sensação de impunidade.

Ademais, é preciso considerar que os indivíduos regressos à sociedade após pagarem suas penas têm pouca ou quase nenhuma oportunidade de emprego em atividades lícitas. E, quando conseguem sujeitam-se a baixos salários (ver Grogger, 1995, entre outros).

Todos esses fatos somados aumentam a probabilidade de reincidência criminal, possivelmente uma das responsáveis por boa parte da persistência de choques aleatórios.

Mesmo após inúmeras evidências empíricas na literatura e mediante os argumentos supra apresentados, para alguém que ainda não esteja convencido sobre a existência de efeito inércia na taxa de crimes recomendamos a leitura de Sah (1991).

Destacamos ainda que, na equação da variável *crime*, o coeficiente estimado para a dummy de intervenção do ED é negativo ($-0,07821$) e estatisticamente significativo a 5% ($t = -2,45$)²⁰. Portanto, o efeito inércia amplificou também o choque exógeno causado pelo ED sobre a criminalidade.

A Tabela 8 reporta os resultados da segunda metodologia utilizada, a decomposição da variância dos erros de previsão. Essa metodologia nos permitiu estimar a proporção nos movimentos da taxa de crimes devido aos seus próprios choques e devido aos choques aleatórios nas demais variáveis do modelo.

Estima-se que, imediatamente após o trimestre no qual ocorrem choques aleatórios nas variáveis do modelo, a proporção nos movimentos da taxa de crimes decorrente de um choque nela própria é 44,4%; 42,3% são explicados pela taxa de apreensão de armas de fogo; 7,8% pelo combate ao tráfico de drogas; e 1,5% pela taxa de desemprego. Contrariamente, choques no grau de letalidade das ações policiais e na taxa de prisões praticamente não respondem por

²⁰ Além dessa série e da série *mortc*, em nenhuma outra o coeficiente estimado dessa variável foi estatisticamente significativo a pelo menos 10%, reforçando a decisão tomada na Seção 3 concernente a escolha das séries em que os testes de raiz unitária com quebra estrutural deveriam ser aplicados

Tabela 8: Decomposição da variância do erro de previsão

Série: <i>crime</i>						
Trimestre	<i>desemp</i>	<i>mortc</i>	<i>arma</i>	<i>prisao</i>	<i>droga</i>	<i>crime</i>
1	0,0152	0,00265	0,423	0,000828	0,0780	0,480
2	0,0297	0,00176	0,448	0,00722	0,117	0,396
3	0,0398	0,00163	0,464	0,0102	0,109	0,375
4	0,0487	0,00164	0,471	0,0104	0,108	0,360
6	0,0559	0,00149	0,476	0,0114	0,107	0,348
8	0,0599	0,00144	0,479	0,0118	0,107	0,341

Fonte: resultados da pesquisa.

movimentos da taxa de crimes. A segunda variável, porém, ganha uma modesta importância a partir do segundo trimestre, cerca de 1%. Resultados que confirmam os resultados obtidos pela estimativas das funções de resposta ao impulso.

A estimativa de que um choque aleatório na própria taxa de crimes responde por uma significativa proporção dos seus movimentos futuros reforça a conclusão sobre a presença de efeito inércia na taxa de crimes. Observe-se ainda que, ao mesmo tempo que ocorre uma redução na proporção dos movimentos na taxa de crimes devida aos seus próprios choques, ocorre um aumento na importância de choques aleatórios ocorridos na taxa de apreensão de armas de fogo, combate ao tráfico de drogas e na taxa de desemprego. Portanto, conclui-se que choques aleatórios nessas variáveis são transmitidos mais lentamente ao longo do tempo para a taxa de crimes. Ademais, tais choques são amplificados no longo prazo pela inércia na taxa de crimes.

Finalizamos essa seção dando destaque à taxa de desemprego, que é de 1,5% no primeiro período passou a responder em torno de 5,0% no quarto período, chegando a responder por cerca de 6% dos movimentos na taxa de crimes no oitavo período. Isso indica que há uma defasagem temporal dos efeitos das condições do mercado de trabalho sobre a taxa de crimes.

5. Conclusões

Encontramos evidências empíricas que corroboram a conclusão de Santos e Kassouf (2011) sobre os efeitos do “Estatuto de Desarmamento” na média de longo prazo das taxa de crimes em São Paulo. Observamos que essa intervenção continuou estatisticamente significativa mesmo após a especificação do modelo conter os outros fatores importantes na determinação da taxa de crimes. Portanto, ambos os estudos se reforçam mutuamente.

Os resultados ainda sustentam as hipóteses de que o aumento na taxa de apreensão de armas de fogo e o combate ao narcotráfico são causas das significativa redução na taxa de crimes. Os outros indicadores de resultados da atividade de polícia, taxa de prisão, bem com a letalidade das ações policiais, apresentaram como era esperado um efeito negativo sobre a taxa de crimes, porém, com um efeito relativamente pequeno e com elevado grau de imprecisão. Com um maior efeito, mas igualmente imprecisa é a estimativa dos efeitos da taxa de desemprego sobre a criminalidade. Contudo, o efeito observado respeitou as expectativas com base na teoria econômica que trata do tema e, sobretudo, vai ao encontro da maioria da literatura empírica.

Nós também observamos evidências que julgamos mais acuradas sobre a presença de “efeito inércia” na criminalidade. É importante entender que há dois lados na dinâmica temporal da taxa de crimes: por um lado, choques positivos são transferidos para os próximos períodos, e, como foi observado, elevam permanentemente o nível da criminalidade; por outro lado, porém, esse mecanismo permite amplificar os efeitos de políticas de segurança pública eficazes. Infelizmente, o mesmo é válido para políticas ineficazes que elevem a taxa de crimes.

Concluimos, apoiando-se na dinâmica diagnosticada, que o efeito inércia acelerou a queda

da taxa de crimes tanto diretamente quanto por seus determinantes, visto que, seus efeitos de longo prazo são amplificados. Nesse sentido, a inércia na taxa de crimes pode justificar o que foi observado no que concerne aos efeitos dos choques aleatórios nessas variáveis elevarem permanentemente o seu nível de longo prazo.

Estamos convictos de que, ao estudarmos o específico caso de sucesso da cidade de São Paulo, encontramos resultados que servem como lição e orientação para os responsáveis pela elaboração e condução das políticas estaduais e nacionais de segurança pública no Brasil.

Intensificar a fiscalização sobre a circulação de armas de fogo e aumentar a eficiência da polícia são formas eficazes de reduzir a criminalidade que aflige os cidadãos brasileiros. Aos gestores da política econômica nacional destacamos que devem colaborar para esse objetivo, criando condições que propiciem a redução da taxa de desemprego que ainda é alta em muitas cidades do Brasil.

6. Detalhes computacionais

Todos os procedimentos empíricos foram feitos no pacote estatístico R (R Development Core Team, 2010). As funções de autocorrelação e autocorrelação parcial foram geradas no pacote **stats** (R Development Core Team, 2010); as análises Box-Cox foram feitas com o pacote **FitAR** (McLeod e Zhang, 2008); as equações do teste DP e do teste de Perron foram escritadas e estimadas lançando mão ao pacote **dynlm** (Zeileis, 2010); ambos os testes ADF-GLS e KPSS foram feitos no pacote **UnitrootUrcaInterface** (Wuertz et al., 2009); os testes de razão de verossimilhança sobre restrições no sistema foram feitos no pacote **urca**, as análises de cointegração, os diagnósticos nos resíduos, a estimativa das funções de resposta ao impulso e a decomposição da variância do erro de previsão foram feitas utilizando as funções disponíveis no pacote **vars** (Pfaff, 2008).

Referências

- Akaike, H. (1969). Fitting autoregressive models for prediction. *Ann. Inst. Statist. Math.* 21, 243–247.
- Akaike, H. (1970). Statistical predictor identification. *Ann. Inst. Statist. Math.* 22, 203–217.
- 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.
- Almeida, E. S., E. A. Haddad, e G. J. D. Hewings (1995). The spatial pattern of crime in Minas Gerais: an exploratory analysis. *Economia Aplicada* 9(1), 39–55.
- Andrade, M. V. e M. B. Lisboa (2000). Desesperança de vida: homicídio em Minas Gerais, Rio de Janeiro e São Paulo no período 1981/97. In R. Henriques (Ed.), *Desigualdade e pobreza no Brasil*, Chapter 12, pp. 347–384. Rio de Janeiro: IPEA.
- Araujo Jr, A. e P. Fajnzylber (2001). O que causa a criminalidade violenta no Brasil? Uma análise a partir do modelo econômico do crime: 1981 a 1996. *Texto de Discussão* 162.
- Becker, G. S. (1968). Crime and punishment: an economic approach. *The Journal of Political Economy* 76(2), 169–217.
- Bera, A. K. e C. M. Jarque (1980). Efficient test for normality, homoscedasticity and serial independence of regression residuals. *Economics letters* 6(3), 255–259.
- Bera, A. K. e C. M. Jarque (1981). Efficient test for normality, homoscedasticity and serial independence of regression residuals: Monte Carlo evidence. *Economics letters* 7(4), 313–318.
- Cerqueira, D. R. C. e J. M. P. Mello (2009). Menos armas, menos crimes: o emblemático caso de São Paulo. 33 diapositivos (slides): color.
- Corman, H. e H. N. Mocan (2000). Guns, violence and the efficiency of illegal markets. *A time-series analysis of crime, deterrence and drug abuse in New York city* 90(3), 584–604.
- CPP-Insper (2009). Relatório da pesquisa de vitimização em São Paulo. Technical report, Centro de Políticas Públicas (CPP) – INSPER, São Paulo.

- Dickey, D. A. e S. G. Pantula (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.
- Edgerton, D. e G. Shukur (1999). Testing autocorrelation in system perspective. *Econometrics Reviews* 18, 1057–1072.
- Ehrlich, I. (1973). Participation in illegitimate activities: a theoretical and empirical investigation. *The Journal of Political Economy* 81(3), 526–536.
- Elliot, G., T. J. Rothenberg, e J. H. Stock (1996). Efficient tests for an autoregressive unit root. *Econometrica* 64, 526–536.
- Enders, W. (2010). *Applied econometric time series* (third ed.). Wiley.
- Engle, R. F. (1982). Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica* 50(4), 987–1008.
- Engle, R. F. e C. W. J. Granger (1987). Cointegration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica* 55(2), 251–276.
- Fajnzylber, P. e A. Araujo Jr (2001). Violência e criminalidade. In M. B. Lisboa and N. A. Menezes Filho (Eds.), *Microeconomia e sociedade no Brasil*, Chapter 1, pp. 333–394. Rio de Janeiro: Contra Capa: FGV/EPGE.
- Fleisher, B. M. (1963). The effect of unemployment on juvenile delinquency. *The American Economic Review* 71(6), 543–555.
- Goertz, T. e T. Kahn (2009). The Great São Paulo homicide drop. *Homicide Studies* 13(4), 398–410.
- Gould, E. D., B. A. Weinberg, e D. Mustard (2002). Crime rates and labor market opportunities in the United States: 1979–1995. *Review of Economics and Statistics* 84(1), 45–61.
- Granger, C. W. J. e P. Newbold (1974). Spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics* 2, 111–120.
- Grogger, J. (1995). The effects of arrest in the employment and earnings of young men. *Quarterly Journal of Economics* 110, 51–71.
- Gutierrez, M. B. S., M. J. C. d. Mendonça, A. Sachsida, e P. R. Loureiro (2004). Inequality and criminality revisited: further evidence from Brazil. In *XXXII Encontro Nacional de Economia*, João Pessoa. ANPEC.
- Hamilton, J. D. (1994). *Time Series Analysis*. Princeton University Press.
- Hannan, E. J. e B. G. Quinn (1979). The determination of the order of an autorregression. *Journal of the Royal Statistical Society* 41, 190–195. Series B.
- Harris, R. (1995). *Using Cointegration Analysis in Econometric Modelling*. Prentice Hall/Harvester Wheatsheaf.
- Jarque, C. M. e A. K. Bera (1987). A test for normality of observations and regression residuals. *International Statistical Review* 55, 163–172.
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Dynamics and Control* 12, 231–254.
- Johansen, S. (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. *Econometrica* 59, 1551–1580.
- Johansen, S. (1992a). Cointegration and partial systems and the efficiency of single-equation analysis. *Journal of Econometrics* 52(3), 389–402.
- Johansen, S. (1992b). Determination of cointegration rank in the presence of a linear trend. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 54, 383–397.
- Johansen, S. (1995). *Likelihood-Based inference in cointegrated vector auto-regressive models*. Oxford: Oxford University Press.
- Johansen, S. e K. Juselius (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration – with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 52(2), 169–210.
- Johansen, S., R. Mosconi, e B. Nielsen (2000). Cointegration analysis in the presence of structural breaks in the deterministic trend. *Econometrics Journal* 3, 216–249.
- Kahn, T. (2005). *Estatísticas de criminalidade: manual de interpretação*. São Paulo: Secretaria de Segurança Pública do Estado de São Paulo - SSP/SP.
- Kume, L. (2004). Uma estimativa dos determinantes da taxa de criminalidade brasileira: uma aplicação em painel dinâmico. In *XXXII Encontro Nacional de Economia*, João Pessoa. ANPEC.
- Kwiatkowski, D., P. C. B. Phillips, P. Schmidt, e Y. Shin (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of unit root. *Journal of Econometrics* 54, 159–178.
- Ljung, G. M. e G. E. P. Box (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* (Second ed.). University of Chicago Press.
- Lott Jr., J. R. e D. B. Mustard (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. e Y. Zhang (2008). Improved subset autoregression: With R package. *Journal of Statistical Software* 28(2).
- Mendonça, M. J. C., P. R. A. Loureiro, e A. Sachsidá (2002). Uma análise empírica a partir dos dados do Presídío da Papuda. *Estudos Econômicos* 32(4), 621–641.
- Osterwald-Lenum, M. (1992). A note with quantiles of the asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test statistics. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 55(3), 461–472.
- Peres, M. F. T., D. Vicentin, M. B. Nery, R. S. Lima, E. R. Souza, M. Cerda, N. Cardia, e S. Adorno (2011). Queda dos homicídios em São Paulo, Brasil: uma análise descritiva. *Rev Panam Salud Publica* 29(1), 17–26.
- Perron, P. (1989). The great crash, the oil price shoks, and the unit root hypothesis. *Econometrica* 57, 1361–1401.
- Pfaff, B. (2008). *Analysis of Integrated and Cointegrated Time Series with R* (Second ed.). New York: Springer. ISBN 0-387-27960-1.
- Phillips, P. C. B. (1986). Understanding spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics* 33, 311–340.
- Phillips, P. C. B. (1987). Time series regression with a unit root. *Econometrica* 55(2), 277–301.
- R Development Core Team (2010). *A language and environment for statistical computing*. Vienna, Austria: Foundation for Statistical Computing.
- Rahbek, A. e R. Mosconi (1999). Cointegration rank inference with stationary regressors in VAR models. *Econometrics Journal* 2, 76–91.
- Sah, R. K. (1991). Social osmosis and patterns of crime. *Journal of Political Economy* 99(6), 1272–1295.
- Santos, M. J. d. (2009). Dinâmica temporal da criminalidade: mas evidências sobre o “efeito inércia” nas taxas de crimes letais nos estados brasileiros. *Economia* 10(1), 169–194.
- Santos, M. J. d. e A. L. Kassouf (2007). Uma investigação econômica da influência do mercado de drogas ilícitas sobre a criminalidade brasileira. *Economia* 8(2), 187–210.
- Santos, M. J. d. e A. L. Kassouf (2011). Lei de controle de armas de fogo e criminalidade na cidade de São Paulo: Uma análise da intervenção do “Estatuto do Desarmamento”. In *XIV Encontro Séries Temporais e Econometria*, Gramado.
- Schwarz, G. (1978). Estimating the dimension of a model. *Annals of Statistics* 6, 461–464.
- Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and realty. *Econometrica* 48(1), 1–47.
- Souza, M. F. M., J. Macinko, A. P. Alencar, D. C. Malta, e O. L. Moraes Neto (2007). Reductions in firearm-related mortality and hospitalizations in Brazil after gun control. *Health Affairs* 26(2), 575–584.
- Wuertz, D., many others, e 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.