

Dinâmica Temporal da Criminalidade: Mais Evidências Sobre o “Efeito Inércia” nas Taxas de Crimes Letais nos Estados Brasileiros

Marcelo Justus dos Santos

*Professor do Departamento de Economia,
Universidade Estadual de Ponta Grossa (UEPG), Paraná, Brasil*

Resumo

Utilizando o estimador *system* GMM (Arellano e Bover 1995/Blundell e Bond 1998), neste artigo, testa-se a hipótese de que existe “efeito inércia” nas taxas de crimes violentos letais e intencionais nos estados brasileiros. Estima-se que, aproximadamente, metade da criminalidade de um período se transfere para o próximo, alimentando as altas taxas de crimes letais no Brasil. Os resultados aprofundam a discussão sobre o efeito dissuasório dos gastos com segurança pública já que, mais uma vez, esse efeito não é observado. Felizmente, porém, aumentar a escolaridade parece ser uma das formas de diminuir a taxa de crimes letais nos estados brasileiros.

Palavras-chave: Crime, Economia do Crime, GMM em Sistema

Classificação Jel: C23; O10; K42

Abstract

The hypotheses that exists “inertial effect” on lethal crime rates in the Brazilian states is tested using GMM estimator (Arellano e Bover 1995/Blundell e Bond 1998). The results show that approximately half of the criminality tends to be transferred to the next period. It is observed that public expenses on security don't have the deterrence effects for criminal behavior. An

important way to decrease criminality in Brazil is to increase the level of education.

1. Introdução

No Brasil, pela crescente sensação de insegurança e o conseqüente medo com o qual convive a população, pode-se dizer que a criminalidade é um dos mais perniciosos problemas enfrentados pela sociedade nos dias atuais. A ela todos os cidadãos estão expostos, independentemente do *status* social, da raça, da idade ou religião. Entretanto, embora generalizados, dados revelam que crimes contra a pessoa, como homicídios, atingem principalmente homens e a camada mais jovem da população. Fato que economicamente se torna preocupante devido ao impacto negativo sobre o estoque de capital humano disponível ao país. Carvalho et alii (2007) estimam que o prejuízo derivado das mortes por homicídio custaram ao país, em 2001, mais de nove bilhões de reais em termos de redução no estoque de capital humano.

Inegavelmente, a hipótese de que as condições econômicas e a criminalidade são estreitamente relacionadas é bastante plausível. Por isso, a análise econômica da criminalidade é importante e deve colaborar na identificação de suas causas e propor soluções que possam ser adotadas pelos formuladores de políticas públicas. Nesse sentido, como ciência, a Economia também tem se dedicado à investigação empírica dos determinantes da criminalidade.

Essa investigação surgiu no final da década de 60 nos Estados Unidos com Fleisher (1963, 1966), Smigel-Leibowitz (1965) e Ehrlich (1967). Entretanto, foi com Becker (1968) e Ehrlich (1973) que a investigação econômica do crime ganhou um arcabouço teórico, a partir do qual o envolvimento de economistas na investigação das causas do crime se intensifica ano após ano.

Em sua teoria econômica da escolha racional do agente criminoso, Becker (1968) propõe que o crime seja visto como uma atividade econômica, apesar de

ilegal. Parte-se da hipótese da racionalidade do potencial ofensor, pressupondo que, agindo racionalmente, um indivíduo cometerá um crime se (e somente se) a utilidade esperada¹ por esse ato exceder a utilidade que teria na alocação de seu tempo e demais recursos em outras atividades que sejam consideradas lícitas. Assim, alguns indivíduos tornam-se criminosos não porque suas motivações básicas são diferentes das de outros indivíduos, mas porque seus custos e benefícios diferem.

Apesar do consenso de que um policiamento mais intensivo inibe a criminalidade, as suas causas fundamentais são estruturais e ligadas às oportunidades e condições de vida dos indivíduos. As altas taxas de desemprego, os baixos salários, a elevada desigualdade de renda e a pobreza são apenas alguns dos fatores que justificam a criminalidade crescente e cada vez mais violenta no Brasil. A influência desses fatores, entretanto, pode se modificar, já que os criminosos tendem a adquirir experiência ao longo do tempo, tornando-se, conseqüentemente, mais eficientes. Nesse sentido, assim como há em atividades legais, há também na criminalidade um tipo de “*learning-by-doing*”, como apontam vários estudiosos da economia do crime. Essa possibilidade tem sido a principal justificativa econômica dada para a existência do que tem sido referenciado por “efeito inércia” na criminalidade, o que faz bastante sentido do ponto de vista teórico.

Nos modelos de Becker (1968) e Ehrlich (1973) pressupõe-se que, agindo racionalmente, um indivíduo só cometerá um crime se (e somente se) a utilidade esperada por esse ato exceder a utilidade que poderia obter empregando o seu tempo e outros recursos em atividades alternativas. Dedutivamente, portanto, é possível concluir que a maior experiência no crime reduz a probabilidade de insucesso na atividade criminosa (denúncia, prisão, julgamento, condenação e efetiva punição), e assim, aumenta a utilidade

¹ Utilidade esperada é definida pela soma das utilidades (índice numérico que representa a satisfação obtida pelo ato criminoso) associadas aos dois resultados possíveis (punido ou não punido), ponderadas pela probabilidade de que cada um ocorra.

esperada do ato criminoso implicando criminalidade, caso as demais variáveis determinantes permaneçam constantes.

Mas não só a maior experiência justifica a inércia no crime, pois se somam a isso os efeitos da alocação do tempo entre atividades ilegais e atividades legais (como, por exemplo, educação), da sensação de impunidade, e das elevadas taxas de reincidência de ex-condenados.

Atuar na criminalidade em um período implica menores retornos esperados em atividades legais nos próximos períodos e, portanto, menores custos de oportunidade de cometer crimes, o que também justificaria a inércia criminal, segundo Buananno & Leonida (2005).

O fato de a maioria dos crimes não serem efetivamente punidos conduz a uma generalizada sensação de impunidade, implicando redução do risco esperado em atuar na criminalidade, o que faz aumentar a utilidade esperada do crime e, portanto, incentiva o ato criminoso.

Além disso, não é novidade que ex-condenados têm menos oportunidades no mercado de trabalho legal e menores expectativas salariais (Grogger, 1995), o que pode conduzir à reincidência no mundo do crime e, portanto, justificar parcialmente a existência desse efeito dinâmico na criminalidade.

Utilizando dados em painel dos estados brasileiros e modelos dinâmicos, neste estudo testa-se a hipótese da presença do “efeito inércia” nas taxas de crimes letais nos estados brasileiros. Apesar de isso já ter sido feito com dados da criminalidade brasileira (Araújo Junior e Fajnzylber (2001), Fajnzylber e Araujo Júnior (2001), Andrade e Lisboa (2000), Gutierrez et alli (2004), Kume (2004) e Almeida et alli (2005)), este estudo apresenta novas evidências empíricas pelo fato de propor uma especificação distinta para o modelo empírico incluindo, por exemplo, controle para a camada mais vulnerável à criminalidade letal. O intuito é, portanto, obter mais evidências sobre a persistência da criminalidade letal no tempo.

Na próxima seção detalham-se os procedimentos metodológicos adotados para gerar os resultados apresentados e discutidos na seção 3. Vale destacar

que, para que sejam possíveis algumas comparações entre alguns estudos publicados, a literatura relacionada é apresentada e discutida na própria seção de resultados. Por fim, a seção 4 conclui o estudo.

2. Metodologia

Sabe-se que os dados oficiais não reportam fielmente a verdadeira incidência de crimes pelo fato da existência do que se conhece por “sub-registro” de crimes. A existência de crimes não registrados implica erro de medida na variável de interesse deste estudo: criminalidade.

Para reduzir esse problema, utilizou-se a taxa de crimes letais contra a pessoa (homicídio doloso, lesão corporal seguida de morte, morte suspeita e roubo seguido de morte) como mensuração das taxas de crimes ocorridos nos estados brasileiros. Essa escolha é orientada pelo senso comum de que, por implicar morte, a taxa de sub-registro é significativamente menor que em outros tipos ou categorias de delitos.

Além de utilizar essa categoria de crimes, o problema também é minimizado, sob algumas hipóteses², pelo emprego de dados em painel e estimadores que controlam a presença de efeitos específicos de estado inobserváveis.

Outro problema que pode surgir quando são usados dados com certo grau de agregação regional é a possibilidade de dependência espacial nas taxas de crimes (Peixoto, 2003; Almeida et alli 2005). Essa possibilidade, porém, é praticamente nula no caso de dados criminais estaduais. Nossa hipótese é a de que o custo de deslocamento para estados vizinhos pode não se justificar, exceto entre municípios na fronteira dos estados, o que não causaria dependência significativa.

² Ver Santos e Kassouf (2008).

2.1. Modelo empírico

De um modo geral, desde Becker (1968), a visão econômica que se tem do crime é a de que, apesar de ilegal, é uma atividade econômica.

Nesse sentido, dependendo de certas condições socioeconômicas, demográficas, de polícia e justiça, a população total de um estado pode ser dividida (infelizmente) entre os que optam somente por atividades legais, os que optam somente pelo crime e os que combinam ambas as atividades.

Seguindo a linha de raciocínio de Becker (1968) e Ehrlich (1973), pressupõe-se que, agindo racionalmente, um indivíduo só cometerá um crime, se (e somente se), a utilidade esperada por esse ato (U_1), exceder a utilidade que poderia obter empregando o seu tempo e outros recursos em atividades alternativas (U_0).

No entanto, a utilidade esperada de um crime é uma variável inobservável e, portanto, imensurável. Entretanto, por meio dos registros de crimes reportados às autoridades competentes, é possível obter o produto da escolha tomada pelos indivíduos que delinqüiram, e, pela teoria da racionalidade do criminoso, é possível deduzir que ele julgou que $U_1 > U_0$. Fundamentando-nos nisso, usamos a taxa de crimes registrados como *proxy* da oferta agregada de crimes letais nos estados brasileiros.

Como demonstrado por Becker (1968) e Ehrlich (1973), a medida da utilidade esperada de um crime é influenciada por uma série de fatores. De forma geral, segundo esses autores, o ofensor potencial considera o custo de oportunidade, o custo moral e o retorno esperado do crime. Diversas variáveis socioeconômicas, demográficas, de polícia e justiça vão influir na medida monetária desses três fatores e, portanto, na decisão. A visão econômica da criminalidade é a de tal atividade consiste, apesar de ilegal, numa atividade econômica em que os delinqüentes produzem crimes “demandados” pela sociedade. Nesse sentido, é plausível a hipótese (bastante discutida na literatura) de que semelhantemente ao caso das atividades legais, há uma

especialização da atividade criminosa ao longo do tempo, implicando ganhos de produtividade. No Brasil, ainda há de se considerar que a baixa probabilidade de insucesso no crime (baixa probabilidade de denúncia, prisão, julgamento, condenação e efetiva punição) conduz a maiores incentivos ao comportamento criminoso via aumento na utilidade esperada nos atos criminosos. Esses dois fatores associados – aprendizagem e menor risco de insucesso no ato criminoso – são controlados no modelo empírico pela inclusão da taxa de crimes letais defasada em um período no conjunto de regressores. Partindo disso e orientando-se pelos recentes estudos empíricos encontrados na literatura econômica do crime, especificou-se o modelo expresso na equação (1) para testar a hipótese da existência de inércia criminal nas taxas de crimes letais dos estados brasileiros.

$$Crime_{it} = \eta_i + \eta_t + \gamma Crime_{i,t-1} + \beta_1 Seguran\c{c}a\ P\acute{u}blica_{it} + \beta_2 Educa\c{c}\tilde{a}o_{it} + \beta_3 Uniparentalidade\ Feminina_{it} + \beta_4 Urbaniza\c{c}\tilde{a}o_{it} + \beta_5 Desigualdade\ de\ Renda_{it} + \beta_6 Juventude\ Masculina_{it} + \beta_7 Renda_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

em que *Crime* é a taxa de crimes letais por cem mil habitantes no *i*-ésimo estado ($i = 1, \dots, 26$) no ano t ($t = 1, \dots, 5$); η_i e η_t são, respectivamente, os efeitos fixos de estado e de tempo; *Segurança Pública* é o total de gastos com segurança pública por cem mil habitantes, em reais de 2005, controle para os *deterrence effects*³; *Educação* é a escolaridade média, em anos de estudo, dos homens entre 15 e 30 anos de idade, *proxy* para o custo de oportunidade do crime; *Uniparentalidade Feminina* é o percentual de famílias uniparentais chefiadas por mulheres⁴, *proxy* para o grau de instabilidade familiar e de desorganização social; *Urbanização* é a taxa de urbanização (razão entre a

³ Segundo Santos e Kassouf (2007), o ideal seria controlar o efeito dos gastos privados com segurança já que a sociedade brasileira gasta parcela considerável da renda familiar para reduzir os riscos de vitimização. Mas, infelizmente a base de dados utilizada naquele estudo não se encontra atualizada e muito menos disponível desde 2006.

⁴ Essa variável é construída a partir da variável tipo de família (código V4723 da PNAD) considerando V4723=6, V4723=7, V4723=8, V4723=9 como famílias chefiadas por mulher, sem a presença de cônjuge e com filhos de qualquer idade.

população urbana e a população total); *Desigualdade de Renda* é a desigualdade de renda medida pelo coeficiente de Gini; *Juventude Masculina* é a proporção de homens entre 15 e 30 anos de idade (grupo mais vulnerável ao crime) na população total, controle para o grupo mais vulnerável ao crime, tanto do lado da oferta quanto da demanda; *Renda Familiar* é a renda familiar *per capita*, em reais de 2005, *proxy* para os retornos esperados do crime (*loot*); ε_i é o termo erro com as pressuposições usuais.

A expectativa dos sinais dos coeficientes da equação (1), exceto para β_1 e β_2 , é que sejam todos positivos. As argumentações para essas expectativas serão apresentadas oportunamente na seção de resultados.

Além da taxa de crimes defasada, a variável *Segurança Pública* é a única variável tratada como potencialmente endógena, tendo como instrumentos os seus próprios valores defasados. Esse tratamento se justifica pela dupla causalidade conhecida entre os gastos com segurança pública e as taxas de crimes. Loureiro e Carvalho Júnior (2007) encontram, para o caso brasileiro, evidências dessa causalidade.

A justificativa para tratar a *Desigualdade de Renda* como exógena recai sobre o fato de que, apesar de alguns autores afirmarem que do mesmo modo que sociedades mais desiguais em renda são mais violentas, sociedades mais violentas são também mais desiguais em renda, Gutierrez *et alli* (2004) encontram evidências empíricas que não sustentam esse sentido da causalidade no Brasil.

Para as demais variáveis não há sustentação empírica para tratá-las como endógenas. Acrescente-se a isso o fato de que usamos um painel de dados com T pequeno, reduzindo substancialmente a possibilidade de dupla causalidade dessas variáveis com as taxas de crimes, já que se sofrerem efeito da criminalidade, só será significativo no longo prazo.

2.2. Dados

As taxas de crimes letais⁵ são divulgadas pela Secretaria Nacional de Segurança Pública (SENASP). A taxa de urbanização e as estimativas populacionais usadas na normalização das taxas de crimes e dos gastos com segurança pública são as divulgadas pelo Ministério da Saúde, mais especificadamente pelo DATASUS. O coeficiente de Gini, os gastos com segurança pública e o seu deflator – INPC – são divulgados pelo IPEADATA. As demais variáveis foram construídas com os microdados das PNADs de 2001 a 2005. A renda *per capita* foi deflacionada utilizando um deflator sugerido para os rendimentos da PNAD, também disponível no IPEADATA.

Devido à falta de publicação das taxas de crimes dos anos de 2004 e 2005 para os estados do Paraná e de Pernambuco, o painel é do tipo “desbalanceado”, com 126 observações.

No apêndice deste estudo reportam-se as estatísticas descritivas das variáveis que compõem a especificação do modelo empírico, levando-se em consideração a dimensão espacial e temporal das observações.

Nota-se que o desvio-padrão entre os estados é significativamente superior ao desvio-padrão dentro dos estados, fato que sugere que a existência de especificidades afetando as taxas de crimes, indicando que o controle para efeitos fixos de estado é apropriado. Além disso, tal fato revela que realmente há necessidade de controle para a diferença na participação de homens jovens na população dos estados, haja vista a diferença nas médias estaduais.

2.3. Estimador⁶

Suponha que o processo de geração das taxas de crimes letais (*Crime*) no *i-ésimo* estado ($i = 1, \dots, N$) e no tempo t ($t = 1, \dots, T$) seja descrito por:

⁵ Na verdade a definição é “taxa de crimes violentos letais e intencionais contra a pessoa”, mas, reduzidamente nos referimos a ela apenas como taxa de crimes letais.

⁶ Detalhes em Arellano e Bond (1991), Arellano e Bover (1995), Blundell e Bond (1998) e Roodman (2006).

$$Crime_{it} = \gamma Crime_{i,t-1} + \mathbf{x}'_{it} \beta + \varepsilon_{it} \quad \text{com} \quad |\gamma| < 1 \quad (2)$$

em que \mathbf{x} é um vetor linha da matriz que contém o conjunto das variáveis explicativas, exceto a taxa de crimes defasada em um período de tempo; ε é o erro aleatório. Assume-se que

$$\varepsilon_{it} = \eta_i + v_{it} \quad (3)$$

em que η_i são os efeitos fixos, isto é, efeitos específicos de estado inobserváveis e v_{it} são choques aleatórios, e pressupõe-se que

$$E[\eta_i] = E[v_{it}] = E[\eta_i v_{it}] = 0 \quad \text{para } i = 1, \dots, N \quad \text{e } t = 2, \dots, N \quad (4)$$

e

$$E[Crime_{it} \varepsilon_{it}] = 0 \quad \text{para } i = 1, \dots, N \quad t = 3, \dots, T \quad (5)$$

Em estudos econômicos do crime que utilizam painel de dados, as técnicas que exploram as suas características se mostram mais apropriadas por permitir o controle da heterogeneidade não-observável existente entre os estados, bem como permitir, como já mencionado, sob algumas hipóteses, o controle parcial do problema de erro de medida decorrente da alta taxa de sub-registro de crimes.

A hipótese de presença de efeitos fixos não-observáveis não foi refutada por nenhum estudo anteriormente realizado para o Brasil com dados estaduais, porém, será realizado um teste F (Teste de *Chow*) para verificação dessa hipótese.

Entre os possíveis estimadores adequados para painel de dados, os únicos que permitem estimar adequadamente o modelo expresso na equação (2) são os estimadores *Difference GMM*⁷ (Arellano e Bond 1991) e *System GMM* (Arellano e Bover 1995/Blundell e Bond 1998), já que são capazes de evitar o

⁷ Generalized Method Moments.

que se conhece por “viés de painel dinâmico” devido à correlação existente entre a taxa de crime defasada e o erro, conforme expressa a condição em (5).

Arellano e Bond (1991) propõem que sejam utilizadas variáveis defasadas em pelo menos dois períodos como instrumentos para o modelo em primeiras diferenças dado por

$$\Delta Crime_{it} = \gamma \Delta Crime_{i,t-1} + \Delta \mathbf{x}'_{it} \beta + \Delta v_{it} \quad (6)$$

No caso de um painel desbalanceado como o nosso, visando minimizar a perda de dados, torna-se mais conveniente utilizar o procedimento de transformação proposta por Arellano e Bover (1995) de subtrair a média de todas as observações futuras disponíveis de uma variável (*forward orthogonal deviations*) ao invés da subtração de observações passadas de um valor contemporâneo como proposto inicialmente por aqueles autores (*first-difference transform*).

Na seqüência do desenvolvimento desse estimador, Blundell e Bond (1998) demonstram que, se a variável dependente é aleatória, então o estimador *difference* GMM tem propriedades fracas devido ao fato de que os níveis passados guardam poucas informações sobre as mudanças futuras da variável, fazendo das defasagens transformadas instrumentos fracos para as variáveis em primeira diferença. Assim, assumido que

$$E[\Delta Crime_{it} \eta_{it}] = 0 \quad (7)$$

é possível usar mais defasagens como instrumentos, aumentando a eficiência do estimador. Com isso o modelo tem $T-2$ condições de momentos adicionais já que

$$E[\Delta Crime_{i,t-1} \varepsilon_{it}] = 0 \text{ para } i = 1, \dots, N \text{ e } t = 3, \dots, T \quad (8)$$

Assim, podemos utilizar a primeira diferença das variáveis como instrumentos para as equações em níveis, o que se constitui no estimador *System GMM* (GMM-SYS) por se tratar basicamente de um sistema de duas equações – a equação original e a equação transformada.

Para amostras finitas como a usada aqui, Windemeijer (2005) demonstra que a estimativa em dois estágios é mais eficiente que a estimativa em um estágio.

Portanto, as estimativas dos parâmetros do modelo expresso na equação (1) foram feitas pelo GMM-SYS em dois estágios, com correção para heterocedasticidade e o uso de controle de efeitos fixos de tempo.

2.4. Testes de Especificação

As estimativas geradas pelo estimador GMM-SYS dependem crucialmente da validade dos instrumentos empregados na identificação das variáveis endógenas. Para verificar isso, realizou-se o teste de Sargan (*test of overidentifying restrictions*) para testar a validade conjunta dos instrumentos utilizados. Falhar em rejeitar a hipótese nula do teste indica que os instrumentos usados são robustos.

Também testamos a hipótese de que $E[\varepsilon_{it}\varepsilon_{is}] = 0$ para $i = 1, \dots, N$ e $s \neq t$. Pela equação (3) sabe-se que o erro, ε_{it} , é composto por dois elementos, sendo que um deles (ν_{it}) é, por definição, autocorrelacionado pelo fato de conter os efeitos fixos de estados. Entretanto, o método escolhido é capaz de eliminar essa fonte de problema. Mas, mesmo assim, se os erros ε_{it} forem por si próprios correlacionados em primeira ordem, então, por exemplo, $Crime_{i,t-2}$ é endógena a $\nu_{i,t-1}$ no termo erro da equação em diferença dado por $\Delta\varepsilon_{it} = \nu_{it} - \nu_{i,t-1}$, tornando-o um instrumento inválido.

Para verificar se isso ocorre, foi testada a hipótese de que os erros da equação em primeira diferença são serialmente correlacionados em primeira e

segunda ordem. Falhar em rejeitar a hipótese nula do teste para a correlação serial de segunda ordem é evidência suficiente para sustentar a hipótese de ausência de autocorrelação serial no erro e, portanto, para garantir que as condições de momento são corretamente especificadas e que todos os instrumentos são válidos.

3. Análise dos Resultados⁸

Além de controlar uma possível dinâmica na geração das taxas de crimes, a inclusão da taxa de crimes defasada no lado direito da equação também permite mensurar os efeitos de longo prazo das variáveis sobre a criminalidade letal. Mediante essa possibilidade, nesta seção discutiremos inicialmente os efeitos de curto prazo e, por fim, brevemente, os efeitos de longo prazo.

Uma vez que a especificação dinâmica do modelo econômico do crime sugere ser a mais adequada, apenas para que constem as alterações ocorridas nas estimativas dos parâmetros (valores e níveis de significância) quando a taxa de crimes letais defasada é incluída no conjunto de regressores, relatam-se na tabela 1 os resultados de um modelo de Efeitos Fixos⁹, largamente utilizado em estudos econômicos do crime, e que não permite a inclusão do termo dinâmico. Além de servirem para observar a mudança nas estimativas, essas regressões serviram para aplicar o teste F (*Chow*) no modelo de Efeitos Fixos para testar a hipótese da presença de efeitos de estado não-observáveis afetando as taxas de crimes dos estados brasileiros.

⁸ Todos os procedimentos foram realizados utilizando o programa *xtabond2* para rodar no Stata (Roodman 2003). Sua sintaxe é apresentada com muita clareza em Roodman (2006).

⁹ No caso da criminalidade é muito mais plausível utilizar o modelo de Efeitos Fixos do que o modelo de Efeitos Aleatórios, pelo fato de que os efeitos específicos de estado não-observáveis, potencialmente, são correlacionados com as variáveis exógenas do modelo. Assumir esta hipótese é bastante razoável no caso da criminalidade, pois é plausível que a qualidade das instituições de segurança pública e privada esteja associada ao nível de renda do estado, ou, então, que os conflitos pessoais estejam de alguma forma ligados ao nível de desigualdade de renda e assim por diante (Santos & Kassouf, 2007).

Como é comum em estudos econômicos do crime, essa hipótese não é rejeitada e, portanto, a especificação adequada deve levar em consideração a existência da heterogeneidade não-observável entre os estados.

Tabela 1 – Resultados das Estimações

Variável dependente: $Crime_t$

Variáveis	Modelos		
	Efeitos Fixos	GMM-SYS [a]	GMM-SYS [b]
$Crime_{t-1}$		0,787*	0,518**
		(0,112)	(0,264)
<i>Segurança Pública</i>	0,026	-0,014	0,195
	(0,038)	(0,055)	(0,187)
<i>Educação</i>	-0,085	-1,544*	-1,7*
	(0,915)	(0,595)	(0,637)
<i>Uniparentalidade Feminina</i>	-0,260	0,005	0,156
	(0,323)	(0,15)	(0,198)
<i>Urbanização</i>	1,8	0,63*	0,761**
	(1,535)	(0,233)	(0,369)
<i>Desigualdade de Renda</i>	-0,494	-0,572	-0,066
	(0,638)	(0,681)	(0,941)
<i>Juventude Masculina</i>	0,564	0,964**	0,907**
	(0,556)	(0,492)	(0,437)
<i>Renda Familiar</i>	0,596***	0,435***	0,43**
	(0,342)	(0,24)	(0,172)
Defasagens dos instrumentos		2 a 4	3 a 4
Testes de especificação (<i>p-value</i>)			
Teste F (<i>Chow</i>)	0,000		
Teste de <i>Sargan</i>		0,433	0,845
Correlação serial AR(1)		0,038	0,068
Correlação serial AR(2)		0,181	0,254

Notas: estimativas em dois estágios com correção para heterocedasticidade; desvios-padrão robustos entre parênteses; ***, ** e * denotam, respectivamente, significância de 10%, 5% e 1%; forma funcional *log-log*; são usadas binárias de tempo; variáveis instrumentadas: $Crime_{t-1}$ e *Segurança Pública*; painel desbalanceado contendo 126 observações.

É bastante provável, por exemplo, que existam algumas características culturais, sociais, religiosas e políticas, de significativa estabilidade temporal, que explicam parcialmente as diferenças nas taxas de crimes entre estados. São exemplos disso, segundo Fajnzylber e Araújo Jr (2001), a maior ou menor predisposição a resolver conflitos interpessoais violentamente, disparidade no consumo de bebidas alcoólicas, presença de atividades ilegais lucrativas, existência de conflitos associados à posse de terra e assim por diante.

Comparando o modelo de Efeitos Fixos com os modelos dinâmicos (GMM-SYS), constata-se que a inclusão da taxa de crimes letais defasada, como variável explicativa da variabilidade das taxas de crimes letais contemporânea, tornou estatisticamente significativas a maioria das variáveis que não apresentaram significância no primeiro modelo. Vale destacar que a especificação dinâmica se mostrou robusta frente aos testes de especificação realizados para verificação da validade dos instrumentos utilizados.

O teste de *Sargan* e os testes de autocorrelação de primeira e segunda ordem indicam que os instrumentos utilizados são válidos, isto é, que não são correlacionados com o termo erro. Além disso, a significância estatística do parâmetro estimado para a taxa de crimes defasada sugere que a especificação dinâmica utilizada foi apropriada.

Empiricamente, o problema do sub-registro de crimes implica erro de medida na taxa de crimes e, portanto, viés nas estimativas, como já destacado. De certa forma contorna-se esse problema pelo uso da taxa de crimes letais como mensuração da criminalidade, pelo fato de estar menos suscetível a erro de mensuração. Indiretamente, o controle também ocorre pelo emprego de variáveis binárias de tempo e de estado, isto é, pelo controle dos efeitos fixos de estados e de tempo. Isso porque é plenamente possível que uma parte das diferenças na criminalidade registrada nas diferentes regiões se deva à diferenciação nas taxas de sub-registro e aos procedimentos adotados em relação à coleta e registro das ocorrências criminais pelas organizações policiais.

Contudo, o uso de binárias de tempo e de estado invalida os instrumentos em $t-2$ para as equações em primeira diferença e em $t-1$ para as equações em níveis (Kume, 2004). Esse fato foi levado em consideração no modelo [a] com resultados expostos na tabela 1. Comparando os resultados desse modelo com os do modelo [b] em que todas as defasagens são usadas como instrumentos, nota-se que não houve grandes alterações em termos de magnitude e significância estatística dos parâmetros analisados, exceto no valor dos coeficientes estimado para a taxa de crimes defasada.

Como pode ser observado pelos resultados expostos na tabela 1, nem todas as variáveis explicativas do modelo foram estatisticamente significativas, haja vista que níveis de significância estatística de até 10% foram observados somente para o subconjunto de variáveis formado por: *Crime_{t-1}*, *Educação*, *Urbanização*, *Homens Jovens* e *Renda*. Apesar da possibilidade teórica de que as taxas de crimes letais estejam relacionadas às demais variáveis, não encontramos evidências estatísticas suficientes para estabelecer efeitos causais dessas variáveis na criminalidade letal nos estados brasileiros.

Nos parágrafos seguintes, na medida do possível, confrontam-se os resultados obtidos por este estudo com os demais estudos econômicos do crime realizados no Brasil. No entanto, deve-se levar em consideração que as metodologias utilizadas, incluindo as bases de dados, são distintas em maior ou menor grau, impossibilitando uma comparação propriamente dita.

Desde Becker (1968), a visão econômica da criminalidade é a de que esta consiste, apesar de ilegal, numa atividade econômica em que os delinquentes produzem crimes “demandados” pela sociedade. Nesse sentido, é plausível a hipótese (bastante discutida na literatura) de que semelhantemente ao caso das atividades legais, há uma especialização da atividade criminosa ao longo do tempo, implicando ganhos de produtividade. No Brasil, ainda há de se considerar que a baixa probabilidade de insucesso no crime (baixa probabilidade de denúncia, prisão, julgamento, condenação e efetiva punição) conduz a maiores incentivos ao comportamento criminoso.

Por esses e outros motivos é razoável a hipótese de que haja um tipo de “efeito inércia” nas taxas de crimes: criminalidade gerando criminalidade. Tendo isso em vista, espera-se que um choque exógeno qualquer que aumente a taxa de crimes persista algum tempo antes de se dissipar totalmente no sistema.

No Brasil, evidências da presença desses efeitos nas taxas de homicídios intencionais já foram observadas por Araújo Junior e Fajnzylber (2001), Fajnzylber e Araujo Júnior (2001), Andrade e Lisboa (2000), Gutierrez et alli (2004), Kume (2004) e Almeida et alli (2005). De forma geral, todos esses autores concluíram que há persistência temporal nas taxas de crimes.

Dois dos estudos acima citados utilizaram o mesmo estimador que se utilizou aqui; assim, podem ter seus resultados confrontados com os obtidos neste estudo.

Observando as colunas [a] e [b] da tabela 1, nota-se que o coeficiente estimado para a variável $Crime_{t-1}$ passou de aproximadamente 0,79 para 0,52 quando o problema de invalidez dos dois primeiros instrumentos foi considerado. Estimativa que confirma a estimativa de 0,46 obtida por Kume (2004) para a taxa de homicídios intencionais nos estados brasileiros. Contudo, é um pouco mais distante da observada por Gutierrez et alli (2004) de aproximadamente 0,62, quando a escolaridade média dos homens de 15 anos ou mais é usada como controle, ou de aproximadamente 0,93, quando a variável que reflete a escolaridade é excluída do modelo. Além da possibilidade de os resultados serem distintos devido à especificação do modelo empírico¹⁰, o emprego de todos os instrumentos disponíveis, incluindo os inválidos, como mostra Kume (2004), pode ter gerado viés no segundo estudo.

No âmbito internacional, encontramos os estudos de Fajnzylber *et alli* (1998), Buananno e Leonida (2005) e Buananno e Montolio (2007). No primeiro

¹⁰No estudo de Kume (2004), o uso concomitante do PIB *per capita* e da taxa de crescimento do PIB não nos parece ser conveniente. Já no estudo de Gutierrez *et alli* (2004) não há um controle para os retornos ao crime, apesar de que indiretamente isso ocorra por meio da taxa de desemprego. A não inclusão da renda, medida usualmente empregada, é, segundo os autores, justificada pela elevada multicolinearidade com a escolaridade.

estudo, os autores usam dados de um conjunto de países da América Latina e obtêm estimativas de que esse coeficiente é de 0,66 para a taxa de homicídios quando a escolaridade é controlada¹¹. No segundo estudo são usados dados das províncias da Espanha e a conclusão, para o modelo aparentemente mais adequado, é a de que o coeficiente é aproximadamente 0,59 para a taxa de crimes totais. No último estudo são usados dados de regiões da Itália, e a estimativa é a de que esse coeficiente é aproximadamente 0,59 para a taxa de crimes sérios contra a pessoa.

Com base nas estimativas reportadas pelos estudos supracitados, entende-se que a estimativa feita aqui é razoável. Além disso, cabe enaltecer que, de acordo com o modelo proposto por Pousada (1994), choques exógenos nas taxas de crime persistem no tempo, tornando-se permanentes caso não haja uma compensação por meio de maiores gastos com segurança pública que façam aumentar a probabilidade de insucesso do crime. Eis aqui outra explicação para as altas taxas de crimes, dado que os efeitos de dissuasão dos gastos públicos parece não existir no caso brasileiro.

Discutamos o resultado obtido para a variável que mensura os esforços do governo para a segurança pública.

No modelo econômico do crime de Becker (1968), pressupõe-se que a sociedade tentará minimizar as suas perdas induzindo os potenciais criminosos a cometerem uma quantidade, digamos, “ótima” de crimes, escolhendo níveis para algumas variáveis de seu controle como, por exemplo, gastos com a atividade de polícia e justiça, a forma e a severidade das punições.

Entre outras coisas, a escolha dessas variáveis determinará, sobretudo, a probabilidade de condenação, fato que nos leva a esperar um efeito inequívoco e

¹¹ Neste estudo, a exclusão da variável escolaridade implicou redução de 3,6% no valor do parâmetro estimado para a taxa de homicídios defasada. Diferentemente, Gutierrez *et alli* (2004), ao excluirm essa variável do conjunto de regressores, obtiveram um parâmetro aproximadamente 50% maior. Apesar de incomparáveis entre si, principalmente pela base de dados e estimador utilizado, eis aqui uma questão interessante que pode ser investigada por novos estudos que tenham o intuito de avançar na especificação dos modelos econométricos do crime.

negativo dos gastos com segurança pública sobre a incidência de crimes nos estados brasileiros.

Contudo, mesmo controlando a conhecida simultaneidade que existe entre essa variável e a criminalidade, não há suporte estatístico para concluir que, no Brasil, ela tenha algum poder dissuasório sobre o comportamento criminoso. Evidência que corrobora as conclusões de Kume (2004) e Santos e Kassouf (2007), mas que contraria as feitas por Mendonça (2002), Gutierrez *et alli* (2004) e Loureiro e Carvalho Júnior (2007). Enquanto os dois últimos estudos observaram efeito negativo dessa variável sobre as taxas de crimes usando métodos que buscam contornar o problema da causalidade reversa, o primeiro deles, não considerando essa possibilidade, observou um efeito positivo dos gastos com segurança pública sobre a taxa de homicídios.

Também, Fajnzylber e Araujo Jr (2001) encontram efeitos dissuasórios sobre as taxas de homicídios controlados por meio de uma *proxy* que reflete o tamanho do efetivo policial dos estados brasileiros. Entretanto, como observado em Santos e Kassouf (2008), a estimativa desse contingente com base nos dados da Pesquisa Nacional por Amostras de Domicílios não parece ser um boa saída para a falta de uma medida adequada.

Na verdade, nenhuma das medidas já empregadas nos estudos feitos no Brasil é a ideal, mas a falta de estatística que permita mensurar a probabilidade de o crime ser registrado, o criminoso preso e condenado, assim como a severidade das penas, tem levado os pesquisadores a usarem essas medidas como *proxies* para as variáveis que exercem efeitos dissuasórios sobre o comportamento criminoso.

Aqui encontramos mais evidências de que, pelo menos da forma que têm sido alocados no Brasil, não há efeitos dos gastos com segurança pública sobre a criminalidade. Nesse sentido concordamos parcialmente com o pensamento defendido por muitos especialistas de que há uma alocação equivocada desses gastos. Mas também não descartamos a possibilidade da relação entre os gastos com segurança pública e as taxas de crimes não ser linear, isto é, apresentar

algum tipo de não-linearidade. O argumento para essa hipótese é o seguinte: pressupõe-se que quanto maiores forem os gastos com segurança pública, maior será a eficiência das atividades preventivas e de combate ao crime. Assim, implicitamente, pressupõe-se que a probabilidade de apreensão e condenação, bem como a severidade das punições, aumenta à medida que a sociedade aloca mais recursos em segurança pública, promovendo um efeito dissuasório sobre os potenciais criminosos e, conseqüentemente, ocasionando redução da criminalidade. Entretanto, segundo Duce et al. (2005) e Balbo e Pousadas (1998) quanto maior a eficiência das autoridades policiais, maior é a probabilidade de uma vitimização ser registrada. Assim, em tese, há possibilidade da existência de um efeito positivo dos gastos sobre as taxas de crimes até um determinado número máximo de denúncias, a partir do qual as denúncias tenderiam a diminuir em função do menor número de ocorrências criminais, dado pela maior eficiência policial.

E os efeitos da educação sobre o comportamento criminoso nos estados brasileiros? Vale lembrar que o grau de escolaridade (em anos de estudo) dos homens entre 15 e 30 anos de idade foi utilizado como *proxy* para os custos de oportunidade do crime.

É possível estabelecer, teoricamente, uma causalidade reversa entre criminalidade e educação, isto é, que educação causa crime e que crime causa educação. No entanto, a segunda hipótese é muito forte considerando-se um curto período de tempo. Dizer que o crime reduz a escolaridade de uma região no curto prazo não é razoável. Por isso descartamos a hipótese de simultaneidade entre educação e crime letal, o que nos fez tratá-la como estritamente exógena dentro do modelo estimado.

Também, como destacado em Gutierrez et. al. (2004) e na maioria da literatura relacionada, quanto maior o nível de escolaridade de um indivíduo, maior será sua probabilidade de agir eficientemente no crime e, portanto, menores serão os custos de planejamento e execução do crime, o que, de acordo como o modelo econômico do crime (Becker 1968), implicaria maior retorno

esperado do crime e, conseqüentemente, maior predisposição ao crime, já que a utilidade esperada é maior. Além disso, como destacado por Araujo Jr e Fajnzylber (2001), entre outros, no caso de crimes economicamente motivados, em regiões de maior nível educacional médio, mais vítimas se tornam economicamente atrativas devido ao impacto positivo da escolaridade sobre a renda *per capita* da comunidade. Portanto, o efeito dessa variável sobre o crime é ambíguo e seu efeito líquido só pode ser verificado empiricamente. Há evidências em meio à literatura internacional de que esse efeito só é positivo para alguns tipos de crimes contra a propriedade, como, por exemplo, crimes de “colarinho branco”.

Felizmente, encontramos evidências de que, na criminalidade letal nos estados brasileiros, o efeito líquido é “negativo”. Diz-se “felizmente” porque a educação é, das variáveis estatisticamente significativas neste estudo, a única que pode ser afetada diretamente por políticas públicas.

Mesmo com metodologias distintas em maior ou menor grau, no Brasil, esse efeito foi também observado nos estudos de Araujo Jr. e Fajnzylber (2000), Kume (2004) e Resende (2007). A princípio julgou-se alta a elasticidade de 1,7 observada aqui. Contudo, o último autor citado observou uma elasticidade de 2,82 para a escolaridade usando um conjunto de dados de 225 municípios brasileiros com população de mais de 100 mil habitantes. O que leva a concluir que o efeito observado no presente estudo parece, pelo menos, não superestimar a importância da escolaridade sobre as taxas de crimes.

Oliveira (2005) e Loureiro e Carvalho Jr (2007) apresentam resultados inconclusivos para o efeito da escolaridade sobre a criminalidade letal. O primeiro autor se esforça em separar os efeitos da educação em três níveis educacionais distintos, obtendo resultados conflitantes. No segundo estudo a escolaridade deixa de apresentar um inesperado efeito líquido positivo sobre as taxas de homicídios dolosos quando o modelo é estimado pelo estimador em primeiras diferenças, o que teoricamente, não deveria ocorrer em se tratando de um estimador bastante próximo do estimador de efeitos fixos.

Alternativamente, Andrade e Lisboa (2000), Fajnzylber e Araujo Jr (2001) e Santos e Kassouf (2007) utilizam medidas distintas que refletem as condições do mercado de trabalho como *proxy* para os custos de oportunidade do crime. Entretanto, os resultados também indicam que quanto maiores os custos de oportunidade do crime, menores são as taxas de crimes letais, confirmando as predições teóricas de Becker (1968).

E a urbanização? Será que ela traz consigo mais criminalidade? A hipótese é a de que, dado o nível da utilidade esperada nas atividades laborais legais, quanto mais urbanizada a região em que o indivíduo reside, maior é a utilidade esperada do crime. Dentro do modelo econômico do crime de Becker (1968), há pelo menos duas explicações razoáveis para isso: *i*) em regiões mais urbanizadas, há maior interação entre os grupos de criminosos e os potenciais criminosos, o que facilita adquirir e trocar informações. Isso reduz os custos de planejamento e execução do ato criminoso (Glaezer e Sacerdote 1996) e, portanto, aumenta o retorno líquido esperado; *ii*) em regiões mais urbanizadas, segundo Canos e Santos (2000), a probabilidade de insucesso do crime é menor devido ao maior anonimato dos indivíduos nas áreas urbanas, diminuindo a capacidade de controle. Baseado nisso, era esperado um efeito positivo do grau urbanização sobre as taxas de crimes letais nos estados brasileiros, expectativa confirmada pelas estimativas. Resultado também observado por Araujo Jr. e Fajnzylber (2000), Mendonça (2002) e Gutierrez *et alli* (2004). Contudo, contrário ao efeito negativo observado por Kume (2004).

Nesse ponto, entramos num ponto bastante polêmico: o efeito da instabilidade familiar sobre a predisposição ao crime. Tarefa árdua! Assim como Fajnzylber e Araujo Jr (2001), outros autores sugerem que os custos morais do crime são menores para indivíduos que cresceram em famílias em que há somente um dos genitores. Apesar de não existir uma palavra na língua portuguesa para denominar esse tipo de família, costumou-se referenciá-las por “famílias uniparentais” ou então “monoparentais”.

Os criminologistas liberais enxergam uma ligação entre instabilidade familiar, distúrbios emocionais sofridos pelas crianças e o crime, também, com o aumento do risco de pobreza em famílias com apenas um dos pais e o crime (Kelly 1998). O que tem sido usado por muitos para justificar o efeito desse tipo de estrutura familiar sobre a criminalidade. Rejeitamos essa hipótese, neste estudo, pois não há evidência estatística que permita concluir da mesma forma.

Talvez isso tenha sido verdade em tempos passados, mas não parece ser nos dias atuais, em que são comuns as famílias do tipo “somente mãe com filhos”, “mãe com filhos e com cônjuge que não é o pai de seus filhos”, “somente pai com filhos”, “pai com filhos e com cônjuge que não é mãe de seus filhos”, entre outros tipos de famílias nada convencionais em tempos passados.

Hoje é comum que mães, ou até mesmo os pais, criem seus filhos sem a presença do outro genitor com ou sem outro cônjuge.

No Brasil, é crescente o número de separações e divórcios de casais, tornando-se cada vez mais comum que boa parte de nossas crianças morem com um só dos pais, mas, recebendo todo o apoio financeiro¹² e emocional do outro que “não tem” a sua guarda legal. Ademais, hoje não é mais condizente com a realidade desconsiderar que há um grande número de famílias do tipo “pais com filhos”, ou seja, a uniparentalidade masculina é realidade na vida de muitas famílias na atualidade.

Mas, Fajnzylber e Araujo Jr (2001), Araujo Jr e Fajnzylber e (2001), Oliveira (2005) e Loureiro e Carvalho Jr (2007), com base nos resultados de suas pesquisas, defendem que há um efeito positivo dessa variável sobre as taxas de homicídios intencionais. Contrariamente, Santos e Kassouf (2007) e Resende (2007) não compartilham da mesma conclusão. No primeiro estudo, a conclusão é que essa variável não é uma das determinantes da variabilidade na taxa de crimes letais nos estados brasileiros. Já no segundo estudo, essa relação só se verifica para crimes contra a pessoa que não resultam em morte,

¹² A lei que garante o pagamento de pensão alimentícia aos filhos é uma das poucas aplicadas com rigor no Brasil.

para uma categoria agregada de crimes contra a propriedade e para crimes envolvendo drogas.

Sem dúvida, a ausência total de um dos pais, a menor renda familiar, a entrada precoce no mercado de trabalho reduzindo ganhos futuros, a saída da mãe ou do pai para trabalhar enquanto os filhos ficam sozinhos em casa, são fatores que podem influir na formação moral e emocional dos filhos. Mas mesmo com tantos canais possíveis para que o tipo de família exerça influência no comportamento criminoso, há muita controvérsia na literatura quanto a ela ser uma das causas da criminalidade brasileira. Assim, é importante avançar nessa discussão.

O primeiro ponto que precisa ser revisto é a forma de mensurar essa variável *proxy*, já que no mínimo três medidas diferentes aparecem na literatura.

Fajnzylber e Araujo Jr (2001), Araujo Jr e Fajnzylber (2001) e Loureiro e Carvalho Jr (2007) definem a variável como “percentual de domicílios chefiados por mulheres”, sugerindo que foram cruzadas as informações da PNAD sobre sexo e condição na unidade domiciliar (códigos V0302 e V0401).

Da forma que a variável é construída é necessário supor que toda mulher que é chefe de família tem filho e não tem cônjuge, e também que domicílio e família são conceitos equivalentes, o que, de acordo com a metodologia da PNAD, não são. Um domicílio pode ser constituído por mais de uma família com ou sem laços de parentesco, e família pode ser composta por apenas uma pessoa que, por definição, é a pessoa de referência da família e/ou domicílio.

Das definições acima, surgem pelo menos duas implicações diretas: *i*) o percentual de mulheres chefes de domicílio é diferente do percentual de mulheres chefes de família; *ii*) são consideradas como famílias do tipo “somente mãe com filhos” mesmo aquelas compostas por apenas uma pessoa. Dessa forma, é possível que sejam consideradas famílias do tipo “mãe com filhos”; as famílias formadas por apenas uma pessoa; as formadas por casais sem filhos em que a mulher é a pessoa de referência; as formadas por casais com filhos em

que a mulher é a pessoa de referência; as famílias em que a mulher é a pessoa de referência do domicílio, mas não da família em que há filhos, fato plenamente possível nos domicílios em que residem mais de uma família, como, por exemplo, filhos que, mesmo depois de constituir família, continuam a residir na casa dos pais.

Em Oliveira (2005) e Resende (2007) a definição para a variável é “percentual de mulheres chefe de família sem cônjuge¹³ e com filhos menores de 15 anos”. Mas, o percentual de mulheres chefes de família é diferente do percentual de famílias chefiadas por mulheres. Em entre outras palavras, a variável é construída para responder a pergunta: entre as mulheres, quantas têm filhos menores de 15 anos e não têm cônjuge? Entretanto, o ideal é que respondesse: entre as famílias com filhos, em quantas há a presença só da mãe?

Da forma que essa variável é construída, também é desconsiderado o fato de que uma mãe ter cônjuge não quer dizer que esse seja o pai de seus filhos. Com isso, assume-se que o cônjuge do sexo masculino é o pai dos filhos da mulher, o que muitas vezes não é verdade. Apesar de não conhecermos nenhuma estatística sobre a quantidade de famílias formadas por casais com filhos de somente um dos cônjuges, certamente, não é um número desprezível no Brasil.

Contudo, mesmo com os problemas citados, essa medida nos parece mais apropriada que a feita nos demais estudos.

Com isso em mente, neste estudo segue Santos e Kassouf (2007) para a construção da variável que reflete o percentual de famílias de uniparentalidade feminina.

Apesar de não relatado pelos autores de forma completa, naquele estudo, construiu-se a variável a partir dos códigos V4723 da PNAD, pelo qual é possível obter o percentual de famílias formadas somente por mães e filhos de qualquer idade. O ideal, porém, é que só fossem contabilizadas as famílias com

¹³ O primeiro autor não registra que é sem cônjuge, mas, pela fonte citada observou-se que se trata da mesma medida usada pelo segundo autor.

filhos menores de idade que, teoricamente, estão em formação pelos pais, dos quais dependem moral, emocional e financeiramente. Entretanto, pela variável “tipo da família” não há como fazer isso. Uma opção é considerar apenas as famílias do tipo “mães com filhos menores de 14 anos de idade”. Mas, em tese, é na adolescência e juventude que a vulnerabilidade ao crime é maior. Para reforçar isso, ressalta-se que é comum ouvir falar sobre crimes cometidos por adolescentes ou jovens que vivem somente com a mãe. Assim, preferimos considerar todas as famílias do tipo “mãe com filhos”.

Pelo exposto acima, fica evidente que novos esforços podem ser feitos na busca de uma medida mais adequada. O caminho a seguir é cruzar outras informações da PNAD para que essa variável mensure o percentual de famílias do tipo “mãe com filhos menores de idade”. A busca de novas variáveis *proxies* para os “custos morais” do crime também deve ser uma prioridade em novos estudos.

Avançando na análise dos resultados obtidos, pergunta-se: “será que sociedades mais desiguais em distribuição de renda são mais violentas?” Alguns dizem que sim, outros dizem que não!

A desigualdade de renda é considerada um dos fatores criminógenos no cômputo das causas da criminalidade. Na perspectiva dos modelos econômicos do crime (Becker 1968 e Ehrlich 1973), a desigualdade causa crime por defrontar indivíduos de baixa renda com indivíduos de alta renda. O primeiro grupo tem baixo custo de oportunidade de ir para o crime, enquanto o segundo grupo se caracteriza por ser economicamente atrativo como vítimas.

Mendonça (2002) sugere que o agente possui um referencial de consumo “imposto” pelos padrões da sociedade. Contudo, por ter renda insuficiente para adquirir os bens que deseja, implicitamente surge um determinado grau de insatisfação de consumo. Segundo esse raciocínio, a desigualdade de renda é a fonte geradora dessa insatisfação e, portanto, uma propulsora da criminalidade, potencializando a predisposição à delinquência para a satisfação desse consumo.

Outros canais pelos quais a desigualdade de renda causa criminalidade podem ser teoricamente sugeridos, entretanto, não foi diagnosticada a tão esperada relação positiva entre desigualdade de renda e criminalidade.

No Brasil, independentemente da metodologia utilizada, a maioria dos estudos (Andrade e Lisboa 2001, Araujo Jr. e Fajnzylber 2001, Fajnzylber e Araújo Jr 2001, Kume 2004, Oliveira 2005, Mendonça 2002, Gutierrez *et alli* 2004, Santos e Kassouf 2007, e Resende 2007) tem observado que a desigualdade de renda é um dos fatores que alimentam as taxas de homicídios intencionais. Loureiro e Carvalho Jr (2007) apresentam resultados inconclusivos para a taxa de homicídios dolosos.

Após estimar diversos modelos usando medidas alternativas de criminalidade contra a pessoa e contra a propriedade, Resende (2007), conclui que a desigualdade de renda não é uma determinante dos crimes contra a vida, mas é uma das determinantes dos crimes contra a propriedade.

De oito *proxies* construídas para crimes contra a vida, apenas em uma delas a desigualdade de renda teve coeficiente positivo e estatisticamente significativo a um nível aceitável. Segundo os resultados, uma das categorias de crimes que não sofrem efeito da desigualdade é a de crimes violentos letais e intencionais, a mesma utilizada no presente estudo. Portanto, conclui-se de acordo com esse autor. Assim, compartilhamos da afirmação feita por ele de que, embora na contramão dos pesquisadores brasileiros, os resultados convergem com a de pesquisadores norte-americanos que, na maioria das vezes, não tem observado efeitos da desigualdade de renda sobre as taxas de crimes letais.

Além da desigualdade de renda, outra questão “ambiental” é vista por muitos como um fator propulsor da criminalidade brasileira: presença de jovens do sexo masculino. Será mesmo que o fato de existirem mais homens jovens em determinada região faz com que lá ocorram mais crimes? Se isso for verdade, então, mesmo com condições sociais, econômicas e de justiça iguais, sempre haverá diferenças nas taxas de crimes regionais.

De fato, a criminalidade letal, tanto do lado da demanda (vítimas) quanto da oferta (criminosos) não se mostra igualmente distribuída entre os grupos de gênero e idade, o que torna possível que uma parcela da diferença no número de crimes registrados entre os estados se deva à diferença na frequência relativa de homens em idade considerada de risco.

Com um pouco de imaginação, pode se deduzir que havendo controle para o grupo mais vulnerável ao risco de delinquência e vitimização, controlasse, de certo modo, o potencial de mercado de crimes letais.

Pelo fato de o coeficiente estimado ser positivo e estatisticamente significativo, há evidências empíricas e argumentos razoáveis para se concluir que quanto mais homens jovens na população total dos estados, maior será a incidência de crimes letais. Evidência que corrobora Araujo Jr e Fajnzylber (2000), que controlando o efeito do percentual de homens entre 15 e 29 anos sobre as taxas de homicídios intencionais observaram, um efeito positivo. Resende (2007) controla a população relativa de homens entre 15 e 25 anos de idade e encontra efeitos que dependem do tipo ou categoria de crime analisado. Entre os crimes letais, há efeito positivo, segundo os resultados, apenas quando é utilizada a taxa de homicídios intencionais divulgada pelo sistema SIM/DATASUS. No entanto, para a taxa de crimes violentos letais e intencionais (a mesma categoria de crimes analisada no presente estudo) o parâmetro estimado não foi estatisticamente significativo. Diferentemente do ocorrido nesses estudos, Loureiro e Carvalho Jr (2007) controlando a população relativa de homens jovens entre 15 e 24 anos de idade, encontram um efeito negativo dessa variável sobre a taxa de homicídios dolosos, o que renega totalmente o senso comum baseado nas estatísticas criminais.

No Brasil, a importância do papel dos jovens na determinação das taxas de homicídios foi também levada em consideração em Andrade e Lisboa (2000). Contudo, a metodologia é significativamente distinta da aqui utilizada, o que impossibilita confrontar os seus resultados com os demais estudos relacionados.

Será que o criminoso leva em consideração o retorno esperado da atividade criminosa? A teoria da escolha racional demonstra que sim! Ela prevê uma relação inequivocamente positiva entre o retorno esperado da atividade ilegal e o crime. A grande dificuldade de mensurar os retornos do crime pelo fato de ser uma variável inobservável de fato tem levado os pesquisadores a propor e usar medidas alternativas como variável *proxy*.

Nesse sentido, uma das variáveis mais empregadas tem sido a renda familiar *per capita*. Essa variável, porém, está associada tanto aos ganhos do crime, caso em que a relação com o crime seria positiva, quanto aos seus custos de oportunidade, caso em que seria negativa. Ela, de acordo com Sjoquist (1973), pode ser vista como parte integrante do custo de um indivíduo cumprir penas de prisão. Isso porque quanto maior a renda *per capita*, maior será o custo de um possível insucesso do crime, o que implica menores incentivos à delinqüência e, conseqüentemente, menores taxas de crimes. Isso resultaria numa relação negativa entre a renda familiar *per capita* e o crime.

Assim como em Mendonça (2002) para a taxa de homicídios intencionais, neste estudo, observa-se uma relação positiva e estatisticamente significativa entre a renda *per capita* das famílias e a criminalidade letal, indicando que, pelo menos no caso de crimes letais, o primeiro efeito domina o segundo. Mesmo utilizando o PIB *per capita* como medida alternativa, Kume (2004) também observa que a taxa de homicídios intencionais responde positivamente aos incrementos na renda. Contudo, o efeito da renda sobre a taxa de homicídios dolosos é inconclusiva no estudo de Loureiro e Carvalho Jr (2007), já que a significância estatística do coeficiente estimando depende do estimador utilizando.

Já em Oliveira (2005), tenta-se separar os dois efeitos da renda sobre as taxas de homicídios intencionais, desagregando a renda em dois estratos. A conclusão é que a renda dos 10% mais pobres exerce efeito negativo, enquanto a renda dos 10% mais ricos exerce um efeito positivo sobre esse tipo de crime. A partir disso é possível deduzir que, no Brasil, uma vez que porcentual da renda

detida pelos 10% mais ricos é significativamente maior que a do restante da população, quando a renda média de todos os estratos é levada em consideração, como se fez no presente estudo, é razoável que o segundo efeito domine o primeiro. Conclusões que, portanto, são convergentes.

E os efeitos de longo prazo de choques nas variáveis explicativas da criminalidade letal nos estados brasileiros?

O fato de haver evidências estatísticas de que há dinâmica temporal nas taxas de crimes letais permite estimar a elasticidade de longo prazo fazendo $\hat{\beta}_{lp} = \hat{\beta}_{cp} / (1 - \hat{\gamma})$, em que $\hat{\gamma}$ é o parâmetro estimado para as taxas de crimes letais defasadas e $\hat{\beta}$ são os parâmetros estimados para as demais variáveis explicativas.

Fazendo isso, estima-se que as elasticidades de longo prazo sejam aproximadamente 107,5% maiores que as de curto prazo. No caso da renda *per capita*, tem-se uma elasticidade de curto prazo de 0,43, enquanto a de longo prazo é de aproximadamente 0,89%. Já para a variável que mensura a escolaridade do grupo mais vulnerável ao crime, a elasticidade de longo prazo está em torno de 3,52, significando que um choque positivo na escolaridade média dos homens entre 15 e 30 anos de idade de 10%, com as demais condições constantes, pode reduzir a taxa de crimes em 35,2% no longo prazo.

Além disso, conforme exposto pelo primeiro autor, é possível calcular uma medida do grau de persistência de possíveis choques nas variáveis explicativas, isto é, uma estimativa de quanto tempo levará para que um choque se dissipe totalmente no sistema. Pode-se, por exemplo, estimar o tempo que levará para que se percorra metade do caminho até o eventual equilíbrio em resposta ao choque no tempo t^* , solucionado para t^* a relação $\gamma^{t^*} = 0,5$, em que a solução é dada por $t^* = \ln(0,5) / \ln(\gamma)$.

Com base nos resultados da coluna [b] da tabela 1, estima-se que um choque nas demais variáveis explicativas demorará em torno de dois anos para se dissipar totalmente no sistema. Do ponto de vista teórico, isso só pode ser

evitado por meio de uma compensação nos outras variáveis determinantes do comportamento criminoso que causem redução na utilidade esperada em atividades ilegais e/ou aumentem a utilidade esperada em atividades legais.

4. Conclusões

Evidências empíricas indicam que as taxas de crimes letais nos estados brasileiros sujeitam-se a um tipo de “efeito inércia”, reforçando as já encontradas em outros estudos aplicados aos estados brasileiros. Estima-se que pelo menos metade da criminalidade letal ocorrida em um ano tenha sido herdada do ano anterior. Em termos práticos, isso significa que a criminalidade está se auto alimentado no Brasil pelo fato de haver um efeito dinâmico positivo em sua ocorrência. O fato de haver um transbordamento da criminalidade de um período para outro tem pelos menos duas implicações diretas: mais vidas perdidas e maior dificuldade de combater a criminalidade, fato já destacado por diversos especialistas.

A presença de dependência temporal nas taxas de crimes implica necessidade de políticas persistentes, isto é, de longo prazo, pois os resultados visíveis podem demorar a surgir. Contudo, o que temos visto no Brasil são somente políticas com objetivos de curto prazo e médio prazo, o que torna a objetivo de controlar e reduzir a criminalidade brasileira utópico, segundo as evidências de inércia na criminalidade encontradas aqui e em outros estudos.

Novamente não são observados, para o caso brasileiro, os esperados efeitos dissuasórios dos gastos com segurança pública. Uma atenção especial deve ser dada para a possibilidade de que esteja ocorrendo uma alocação equivocada dos recursos para combate e prevenção à criminalidade haja vista que não se conhece a verdadeira incidência de crimes nos estados brasileiros, já que estão sujeitos à elevada (e diferente) taxa de sub-registro de crimes. Conhecer a verdadeira taxa de crimes dos estados brasileiros é o ponto de partida para uma aplicação mais racional dos recursos destinados à segurança pública. Também é importante investigar a possibilidade de não-linearidade

entre esses gastos e as taxas de crimes, pois talvez estejamos na parte ascendente dessa curva, o que justificaria a relação positiva observada em alguns estudos.

Aqui não há evidências de que a desigualdade de renda seja uma determinante da taxa de crimes letais nos estados brasileiros, o que não significa que não tenha efeito sobre crimes contra a propriedade, como geralmente observado por muitos autores. Avanços nessa temática são indispensáveis, sobretudo para identificar qual a medida de desigualdade mais adequada para ser utilizada para controlar o que teoricamente se pretende.

Pelo fato de a criminalidade letal se concentrar no grupo de homens jovens, deve-se, sempre que possível, controlar a participação desse grupo na população total. Neste estudo, sua importância nos faz sugerir que ações direcionadas para esse grupo podem ter um efeito de dissuasão significativo sobre o comportamento criminoso e, portanto, reduzir a criminalidade letal. Entretanto, o foco não deve ser somente no lado da oferta de crimes, mas também na demanda. De um lado é necessário programas que visem de algum modo aumentar o “custo moral” e/ou custo de oportunidade do crime dos jovens de maior predisposição à criminalidade; do outro lado, são importantes ações que visem à redução de exposição ao risco de vitimização, a qual é substancialmente maior entre os jovens do sexo masculino. Leis que realmente inibam o uso de álcool e drogas, principalmente na adolescência e juventude, certamente contribuirão na redução da exposição de muitos jovens à violência letal.

Encontram-se evidências de que a educação é um fator de dissuasão no comportamento criminoso. Nesse sentido, investir no aumento da escolaridade, sobretudo nos grupos mais vulneráveis à delinquência ajudará na redução das taxas de crimes dos estados brasileiros por meio da prevenção. Lógico que o foco não deve ser apenas quantitativo, mas também qualitativo.

Novos esforços devem ser direcionados na busca de *proxies* mais adequadas para controlar os “custos morais” do crime ao invés do percentual de

famílias chefiadas por mulheres com filhos e sem cônjuge, dadas as hipóteses que cercam a sua utilização.

Por fim, romper a inércia nas taxas de crimes é, hoje, tão importante quanto foi romper a inércia inflacionária que assolou a economia brasileira durante décadas. Talvez, a exemplo do que ocorreu com esse problema, sejam necessários planos nada convencionais para rompê-la.

Aumentar a probabilidade de insucesso dos atos criminosos visando reduzir a sensação de impunidade por parte do ofensor, e também reduzir a taxa de reincidência de ex-condenados é, certamente, o primeiro ponto a ser atacado por políticas de segurança pública que visem reduzir a criminalidade que se espalha como uma epidemia por todo o território brasileiro.

Referências

Almeida, E.S. de; Haddad, E.A.; Hewings, G.J.D. The spatial pattern of crime in Minas Gerais: an exploratory analysis. *Economia Aplicada*, v. 9, n. 1, p. 39-55, 2005.

Andrade, M.V.; Lisboa, M.B. Desesperança de vida: homicídio em Minas Gerais, Rio de Janeiro e São Paulo no período 1981/97. In: Henriques, R. (Org.). *Desigualdade e pobreza no Brasil*. Rio de Janeiro: IPEA, 2000. v. 12, p. 347-384.

Araujo Júnior, A.; Fajnzylber, P. O que causa a criminalidade violenta no Brasil? Uma análise a partir do modelo econômico do crime: 1981 a 1996. Belo Horizonte: Universidade Federal de Minas Gerais, CEDEPLAR, 2001. 88 p. (Texto de Discussão, 162).

Arellano, M; Bover, O. Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of Econometrics*, v. 68, p. 29-51, 1995.

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

Becker, G.S. Crime and punishment: an economic approach. *The Journal of Political Economy*, v. 76, n. 2, p. 169-217, 1968.

Blundell, R.; Bond, S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, v. 87, p. 115-143, 1998.

Buananno, P.; Loenida, L. Criminal activity and education: evidence from Italian regions. *Quaderni di ricerca del Dipartimento di Scienze Economiche "Hyman P. Minsky"*, 2005, n.3.

Buananno, P.; Montolio, D. Identifying the socioeconomic determinants of crime across Spanish provinces. *Working Papers in Economics* n.139, Universitat de Barcelona. *Espai de Recerca en Economia*, 2005. Disponível em: <http://econpapers.repec.org/paper/barbedcje/2005138.htm>.

Carvalho, A. X.; Cerqueira, D. R. C.; Rodrigues, R. I.; Lobão, W. J. A. Custos das mortes por causas externas no Brasil. Brasília, IPEA, abr. 2007. 33 p. (Texto de Discussão, 1268).

Cornwell, C.; Trumbull, W. N. Estimating the economic model of crime with panel data. *The Review of Economics and Statistics*, Amsterdam, v. 76, n. 2, p. 360-365, May 1973.

Ehrlich, I. Participation in illegitimate activities: a theoretical and empirical investigation. *Journal of Political Economy*, Chicago, v. 81, n. 3, p. 526-536, May/June 1973.

Fajnzylber, P.; Lederman, D.; Loayza, N. Determinants of crime rates in Latin America and the world: viewpoints. Washington: The World Bank, 1998. 42 p.

Fajnzylber, P.; Araujo Júnior, A. Violência e criminalidade. In: Lisboa, M.B; Menezes Filho, N.A. (Org.). *Microeconomia e sociedade no Brasil*. Rio de Janeiro: Contra Capa; FGV; EPGE, 2001. p. 333-394.

Fleisher, B.M. The effect of unemployment on juvenile delinquency. *The Journal of Political Economy*, Chicago, v. 71, n. 6, p. 543-555, Dec. 1963.

Grogger J. The effect of arrest in the employment and earnings of young men. *Quarterly Journal of Economics*, 110, p. 51-71, Feb. 1995.

Gutierrez, M.B.S.; Mendonça, M. J. C. de; Sachsida, A.; Loureiro, P. R. A. Inequality and criminality revisited: further evidence from Brazil. In: *XXXII Encontro Nacional de Economia*, João Pessoa, 2004.

Kelly, M. Inequality and crime. *The Review of Economics and Statistics*, Amsterdam, v. 82, n. 4, p. 530-539, Nov. 2000.

Kume, L. Uma estimativa dos determinantes da taxa de criminalidade brasileira: uma aplicação em painel dinâmico. In: *XXXII Encontro Nacional de Economia*, João Pessoa, 2004.

Loureiro, A. O. F.; Carvalho Jr, J. R. de A. O impacto dos gastos públicos sobre a criminalidade brasileira Criminalidade e o tamanho das cidades brasileiras. In: *XXXV Encontro Nacional de Economia*, Recife, 2007.

Mendonça, M. J. C de. Criminalidade e violência no Brasil: uma abordagem teórica e empírica. *Revista Brasileira de Economia de Empresas*, Brasília, v. 2, n. 1, p. 33-49, jan./maio 2002.

Oliveira, C. A. Criminalidade e o tamanho das cidades brasileiras: um enfoque da economia do crime. In: *XXXIII Encontro Nacional de Economia*, Natal, 2005.

Peixoto, B. T. Determinantes da criminalidade no município de Belo Horizonte. Belo Horizonte, 2003. 98p. (Dissertação de Mestrado) - Universidade Federal de Minas Gerais- CEDEPLAR.

Posada, C. E. Modelos económicos de la criminalidad y la posibilidad de una dinámica prolongada. *Pleanación y desarrollo*, v. 25, p. 217-225, 1994.

Resende, J. P. Crime social, castigo social: O efeito da desigualdade de renda sobre as taxas de criminalidade nos grandes municípios brasileiros. Belo Horizonte, 2007. 83p. (Dissertação de Mestrado) – Universidade Federal de Minas Gerais – CEDEPLAR.

Roodman, D. An introduction to “difference” and “system” GMM in Stata. Center for Global Development, Working paper n. 103, 2006.

Roodman, D. Stata module to extend *xtabond* dynamic panel data estimator, 2003. Versão atualizada disponível em: <http://econpapers.repec.org/software/bocbocode/s435901.htm>.

Santos, M. J. dos; Kassouf, A. L. Existe explicação econômica para a taxa de crimes contra a propriedade? *Economia Aplicada*, Ribeirão Preto (SP), v. 12, n. 1, p. ?, jan/mar. 2008.

Santos, M. J. dos; Kassouf, A. L. Uma investigação econômica da influência do mercado de drogas ilícitas sobre a criminalidade brasileira. *Revista Economia*, Brasília (DF), v. 8, n. 2, p. 187-210, mai//ago. 2007.

Sjoquist, D.L. Property crime and economic behavior: some empirical results. *The American Economic Review*, Nashville, v. 63, n. 3, p. 439-446, June 1973.

Stigler J.G. The optimum enforcement of laws. *Journal of Political Economy*, Chicago, v. 78, n. 3, p. 526-536, May/June 1970.

Windmeijer, F., "A Finite Sample correction for the variance of linear two-step GMM estimators," *Institute for Fiscal Studies Working Paper*, No. 19, 2000.

Apêndice

Estatísticas descritivas dos dados

Variável	Dimensão	Média	Desvio padrão	Mínimo	Máximo
<i>Crime_{t-1}</i> (por cem mil hab.)	Overall		11,54	5,90	58,64
	Between	24,72	10,85	7,78	50,39
	Within		4,32	12,03	35,93
<i>Segurança Pública</i> (reais de 2005/cem mil hab.)	Overall		4.929,03	73,99	23.698,40
	Between	9.732,72	4.130,62	3.673,43	19.608,34
	Within		2.766,85	-	15.644,66
<i>Educação</i> (anos de estudo)	Overall		0,10	4,92	9,50
	Between	7,42	0,96	5,46	9,12
	Within		0,32	6,72	7,98
<i>Uniparentalidade Feminina</i> (%)	Overall		2,11	10,68	20,55
	Between	16,33	1,94	11,79	19,08
	Within		0,93	13,60	19,47
<i>Urbanização</i> (%)	Overall		9,19	60,93	96,9
	Between	77,65	9,18	61,98	96,71
	Within		0,93	75,12	80,62
<i>Desigualdade de Renda</i> (Gini)	Overall		0,032	0,461	0,625
	Between	0,559	0,027	0,474	0,605
	Within		0,018	0,498	0,616
<i>Juventude Masculina</i> (%)	Overall		1,00	12,42	19,48
	Between	14,88	0,09	12,76	16,77
	Within		0,05	12,82	17,57
<i>Renda Familiar</i> (reais de 2005)	Overall		106,85	133,40	604,12
	Between	295,43	98,74	166,13	503,18
	Within		43,60	203,11	410,03

Fonte: elaborada com os dados das fontes citadas.