

Income, inequality and crime in Brazil: an empirical analysis

Karlo Marques Junior

Economista. Doutorado em Desenvolvimento Econômico (UFPR). Prof. Adjunto do Departamento de Economia, Universidade Estadual de Ponta Grossa – UEPG. Praça Santos Andrade, n.1, CEP: 84.010-919, Ponta Grossa, PR, Brasil.

karlomjunior@hotmail.com

Resumo: no presente artigo, estimaram-se estatisticamente os motivadores da criminalidade, destacando a influência das variáveis renda e desigualdade no número relativo de homicídios nos estados brasileiros, para o período compreendido entre 1990 a 2007. Para isso, utilizou-se o estimador *system GMM* (ARELLANO; BOVER, 1995; BLUNDELL; BOND, 1998). Estimou-se que, tudo o mais constante, a elevação da renda da parcela mais rica da população tem um efeito positivo sobre o nível de homicídios, enquanto a elevação da renda da parcela mais pobre da população gerou um efeito oposto, isto é, o de redução do nível de crimes terminados em morte. O modelo sugeriu também, que o aumento da renda *per capita*, *coeteris paribus*, teve efeito positivo, enquanto os resultados encontrados para o índice de Gini não foi o esperado pelo modelo teórico.

Palavras-chave: criminalidade, desigualdade de renda, métodos econométricos.

Códigos JEL: A13, C01, C23, I39, Z13.

Abstract: in this article we estimate statistically the motivation of crime, highlighting the influence of the variables like income inequality in the relative number of homicides in the Brazilians states for the period from 1990 to 2007. For this, we used the GMM system estimator (ARELLANO; BOVER, 1995; BLUNDELL; BOND, 1998). Was estimated that, *coeteris paribus*, an increase in the income of the richest portion of the population has a positive effect on the level of homicides, while an increase in income of the poorest portion of the population generates an opposite effect. The model also suggests that an increase in income per capita, *coeteris paribus*, have a positive effect, while the results about the Gini index were not the expected by the theoretical model.

Keywords: Crime, Income Inequality, Econometric Methods.

JEL Codes: A13, C01, C23, I39, Z13.

Recebido em 4 de julho de 2012 e aprovado em 24 de outubro de 2013

1 Introdução

Segurança e criminalidade são alguns dos assuntos mais debatidos entre vários setores da sociedade brasileira, sendo que soluções para tais temas são algumas das medidas mais demandadas às instituições políticas, que realizam consideráveis somas de dispêndio em tal área. Uma ampla discussão é realizada a respeito da influência do crescimento econômico e pobreza sobre os índices de criminalidade por um lado e da repressão policial e segurança pública por outro. Há também considerável defesa no que tange à ideia de que a solução para diminuir a criminalidade passa necessariamente pela redução da desigualdade social, quesito em que o Brasil é um dos líderes mundiais. Tal questão, de acordo com essa visão, passa a ser fator indispensável para a solução aos elevados índices de crime.

Com o objetivo de estudar os fatores que geram crimes violentos no Brasil, com atenção voltada principalmente para os efeitos da renda e da desigualdade em sua distribuição, o presente artigo utiliza-se de recursos econométricos para estimar alguns dos determinantes do índice de homicídios no

País. Foram utilizados dados das 27 unidades federativas brasileiras, para o período compreendido entre os anos de 1990 a 2007.

Tal estudo se justifica pela tentativa de fornecer ferramentas úteis no objetivo de elucidar a dicotomia que de um lado, defende a repressão policial como forma mais hábil para o combate à criminalidade, e de outro lado, sugere que o comportamento do criminoso se deve à existência de um ambiente social e econômico adverso que o motiva a tais crimes graves contra a vida. Dessa forma, pode-se contribuir para que os recursos públicos, escassos, sejam utilizados da maneira mais eficiente possível, no sentido de reduzir a criminalidade e consequentemente atender a demanda da população por maior segurança.

Diversos ramos das ciências sociais se dedicam ao estudo dos fatores que motivam os indivíduos a cometerem atos ilegais, tais como a psicologia, sociologia, antropologia, dentre outros. É inegável que cada um tem oferecido contribuições relevantes ao objeto de estudo, bem como é também inegável que nenhuma teoria isolada, ou mesmo determinada ciência, pode abordar toda a complexidade que o assunto apresenta.

Limitamo-nos aqui, a tratar da criminalidade pela ótica da teoria econômica da escolha racional, iniciada com os estudos de Becker (1968) em seu artigo *Crime and Punishment: An Economic Approach* e Ehrlich (1973) em *Participation in illegitimate activities: a theoretical and empirical investigation*. Tal abordagem usa como referencial teórico, modelos microeconômicos em que o crime é entendido como uma atividade econômica, ainda que ilícita, em que o agente possui comportamento racional maximizador frente à decisão de realizar ou não o delito. Em outras palavras, ponderam-se os custos para a realização do ato criminoso, que será executado caso tais custos sejam superiores às receitas esperadas.

Por outro lado, assumindo a visão do “consumidor”, o crime pode ser considerado como um “bem ruim”, isto é, uma mercadoria em que se deseja uma quantidade menor ao invés de uma maior. Neste caso, é de se esperar que ao tratar-se da demanda da população nesse mercado, os anseios dos consumidores se dão por maior segurança, redução das taxas de criminalidade e punição ao crime. É justamente nesse ponto, que o estudo sobre os determinantes econômicos do crime, sobre a eficiência dos gastos em segurança e sobre as políticas públicas que atuam na sua redução, se torna importante. O próprio Becker inicia o seminal artigo citado anteriormente, com uma análise do custo que o crime impõe à sociedade.

No presente artigo, será estimado econometricamente um modelo baseado na teoria econômica do crime nos moldes de Becker (1968). Para isso, utiliza-se do método GMM-SYS proposto por Blundell e Bond (1998) e comparado com outros métodos comumente utilizados na literatura de referência.

Os resultados encontrados pelo exercício estatístico reforçam as conclusões da literatura análoga já realizada para os estudos de economia do crime que possuem como referência o Brasil, quais sejam: (i) o efeito dos gastos públicos no objetivo de gerar um efeito dissuasivo sobre a criminalidade não são efetivos, assim como não é a simples elevação da renda per capita, e; (ii) há forte correlação positiva entre a diferença da renda entre a população mais pobre e mais rica e a ocorrência de crime. O destaque do trabalho estatístico é a relação positiva entre a diminuição da renda da parcela mais pobre da população e o crime violento.

O artigo está dividido em três seções, além dessa introdução e da conclusão. Na segunda seção, é apresentado o modelo teórico da economia do crime, baseado em Becker (1968). Na seção de número três, está exposto o modelo econométrico, bem como todas as relações estatísticas trabalhadas no artigo. Na quarta seção, apresentam-se os resultados, que serão comparados à literatura nacional e internacional análoga.

2 Modelo teórico: teoria econômica da escolha racional

No modelo econômico do crime, atribuído a Becker (1968), o agente realiza sua escolha entre cometer ou não o crime, isto é, escolhe alocar suas horas de “trabalho” entre o setor ilegal ou legal da economia. Para tal decisão, leva em consideração os benefícios financeiros do ato criminoso e os custos gerados por tal ato. Trata-se de modelo microeconômico onde o indivíduo busca maximizar sua utilidade através da alocação ótima de seus recursos, tendo alguns custos específicos como restrição. Em suma, o crime será cometido se a sua utilidade esperada superar a utilidade que pode ser gerada quando se aloca as horas de trabalho e outros recursos em outra atividade, em outras palavras, quando o benefício de se cometer uma infração penal supera seu custo de oportunidade.

De acordo com o modelo, uma ação é considerada, ou não, criminoso, de acordo com os prejuízos (financeiros, ou não) que essa causa a terceiros. Sendo assim, tais prejuízos crescem conforme o crescimento das ações criminosas.

$$H_i = H_i(O_i), \text{ com } \frac{dH_i}{dO_i} > 0, (1)$$

Onde, H_i é o prejuízo causado pelo crime i e O_i é o nível da atividade criminoso. Temos, portanto, que os danos causados pelos crimes são uma função positiva das suas ocorrências.

Por sua vez, o ganho social dos infratores também é uma função que cresce com o número de crimes cometidos.

$$G_i = G_i(O_i), \text{ com } \frac{dG_i}{dO_i} > 0, (2)$$

O resultado líquido do crime, ou seja, o dano, D , causado à sociedade pelo desempenho da atividade criminoso, pode ser dado por:

$$D(O) = H(O) - G(O), (3)$$

De (1), (2) e (3), podemos afirmar que um ato criminoso gera um benefício marginal ao infrator e um prejuízo marginal à vítima. Considerando a magnitude da primeira relação como maior do que a segunda, temos:

$$\frac{dD}{dO} > 0$$

Temos, portanto, um prejuízo social do crime quando se considera $\frac{dH_i}{dO_i} > \frac{dG_i}{dO_i}$. Tal hipótese justifica a punição ao crime e corrobora a busca pela compreensão maior de suas causas pela ótica econômica. Assim, como também demonstra ser necessária uma melhor alocação dos esforços públicos no sentido de tentar reduzir as taxas de criminalidade.

É importante ressaltar também as limitações no que tange à mensuração do custo social do crime, visto que a contabilidade financeira dos danos que o crime causa à sua vítima e seu dano agregado à sociedade são dimensões complexas de se contabilizar, tornando impossível calcular o componente não financeiro envolvido em tais infrações.

O modelo sugere que cada indivíduo possui uma função que relata o número de crimes a ser cometido como função dos benefícios esperados da atividade criminosa, b , dado a probabilidade de ser capturado, p , e o rigor de sua punição caso condenado, f . Por sua vez, u representa o vetor de todas outras variáveis que influenciam a decisão de cometer o crime, tais como, custo de oportunidades de alocar o tempo em outras atividades legais, ou não, custo moral, entre outros. Tal relação, que ficou conhecida como o lado da “oferta do crime”, representado por O , é dada por:

$$O_j = O_j[b, f_j(p), u_j], \quad (4)$$

Mantendo constantes todos os fatores que influenciam a opção por cometer o crime, temos evidentemente um efeito marginal positivo de b . Por outro lado, um aumento em p gera um efeito negativo sobre as taxas de criminalidade, o mesmo efeito é esperado quando se observa um incremento na variável f . Tal como se segue:

$$\frac{dO_j}{db_j} > 0$$

$$\frac{dO_j}{df_j} < 0, \text{ e}$$

$$\frac{dO_j}{df_j} \frac{df_j}{dp} < 0$$

Certamente, a explicação para a ocorrência do ato criminoso seria bastante restrita se o modelo se finalizasse nesse ponto. Portanto, torna-se necessário o desenvolvimento de outros fatores, contidos em u_i , que auxiliasse a compreensão do tema em questão. Vários fatores que influenciam u_i são bastante conhecidos na literatura, sendo que alguns deles possuem um sinal ambíguo. O aumento do nível de educação, por exemplo, pode, por um lado, aumentar o custo de oportunidade de se cometer o crime, diminuída a taxa

de homicídio e, por outro lado, pode aumentar os benefícios financeiros de se cometer a infração penal, bem como diminuir seus custos de execução, desencadeando um efeito oposto ao anterior.

Outros fatores exógenos também costumam ser usados em diversos trabalhos que buscam uma explicação econômica para a ocorrência de crimes. Uma delas é a condição familiar. Em geral, usa-se a quantidade de lares monoparentais como *Proxy*, encontrando quase sempre um sinal positivo em relação à ocorrência de crimes. O ambiente familiar pode ser entendido como um fator de influência em relação à criminalidade, uma vez que pode ser associado tanto a fatores como disciplina, supervisão e afeto, que afetam o autocontrole, como explicitado por Gottfredson e Hirschi (1990), como a fatores de natureza financeira, já que tais composições familiares são geralmente mais pobres, como também sugerido pelos autores acima. Outra variável exógena mais difícil de mensurar é o custo moral de se cometer o delito. O ambiente em que o indivíduo é criado, as relações familiares e pessoais, desde a escola até o mercado de trabalho, as relações religiosas, são, dentre outras, questões que podem influenciar positivamente ou negativamente a decisão do indivíduo.

Ehrlich (1973) apresentou uma ampliação do modelo de Becker (1968) descrito acima. No artigo, que se torna referência na literatura específica, o autor mostrou os efeitos do cumprimento da lei sobre o desencorajamento ao crime por um lado e “a forte correlação positiva entre desigualdade de renda e crimes contra o patrimônio” por outro. Para tais considerações, o autor desenvolveu um trabalho empírico utilizando-se de dados estaduais disponíveis sobre vários incidentes nos Estados Unidos.

O modelo de Ehrlich (1973) dá seguimento a Becker (1968) no sentido de analisar a ocorrência de crime pela ótica da escolha racional, onde o indivíduo responderia a incentivos. Dessa forma, o comportamento do criminoso estaria condicionado a fatores que aumentariam o custo de oportunidades de cometer o delito, como renda, emprego e a fatores dissuasórios, como a probabilidade de ser capturado e a probabilidade de ser punido e o rigor da punição.

No presente artigo, dois fatores que compõem o vetor u_i recebem especial atenção, são elas: a renda *per capita* e a desigualdade de renda.

Há grande debate em vários círculos da sociedade sobre efeito isolado de cada uma dessas variáveis sobre a criminalidade, como em Braithwaite (1979), Levitt (1999), Barenboim (2007), Cerqueira e Lobão (2003). Se por um lado, o aumento da renda gera um efeito marginal negativo sobre o crime quando eleva o custo de oportunidade do delito, devido a melhores condições de inserção no mercado legal, gera também um efeito positivo quando aumenta o benefício esperado da atividade ilícita.

Contudo, espera-se que o efeito nocivo do crescimento econômico seja potencializado caso se agrave a questão da desigualdade social. Nesse caso, a

desigualdade representa um aumento do benefício esperado do crime quando, *coeteris paribus*, a renda da parcela mais rica cresce e um menor custo de oportunidade para o crime quando a renda da parcela da população mais pobre diminui. Os valores morais que podem afastar o indivíduo do mundo do crime podem ser apaziguados, quando há um confronto social gerado por um aumento da desigualdade.

Mendonça et al. (2003) sugeriu a tese de que, “o agente possui um consumo referencial imposto pelos padrões da sociedade. A partir disso, surgiu um componente gerado pela insatisfação decorrente do consumo não-satisfeito”. Assim, dentro da análise da teoria econômica do crime, “em um contexto de maximização intertemporal, é possível demonstrar que a renda exigida pelo agente, para ficar fora da criminalidade, aumenta por uma quantidade diretamente relacionada com o seu grau de insatisfação”. Isto é, a decisão de cometer o crime não decorre apenas da privação econômica, mas é incentivado pela distância entre os padrões de consumos socialmente impostos e o padrão de consumo do criminoso potencial.

Portanto, podemos discriminar u_i em nosso modelo, da seguinte forma:

$$u_j = u_j(i, y_j), \quad (5)$$

Onde, i , é o nível de desigualdade de renda na economia observada e y é a renda esperada do indivíduo no mercado legal. Substituindo (5) em (4), temos:

$$O_j = O_j[b, f_j(p), u_j(i, y_j)], \quad (6)$$

Espera-se que, $\frac{dO}{du} \cdot \frac{du}{di}$, seja positiva. Por outro lado, como foi comentado anteriormente, $\frac{dO}{du} \cdot \frac{du}{dy}$ tem sinal ambíguo, isto é, vai depender de qual efeito terá uma magnitude maior: o aumento do custo de oportunidades de se cometer um crime dadas às melhorias das oportunidades no mercado legal, ou, o aumento dos benefícios esperado do crime. Respectivamente, espera-se um efeito marginal negativo e positivo desses dois fatores ligado ao aumento da renda.

Se o resultado final esperado para, O , for positivo, o crime ocorrerá, sendo o oposto válido para o caso negativo. Como especificado em (3), a ocorrência da contravenção penal gerará dano líquido para a sociedade, o que, por sua vez, legitima a criação, implementação e aperfeiçoamento de artifícios que venham inibir o interesse do indivíduo de se inserir no mercado ilegal, em outras palavras, reduzir a magnitude de O .

Alguns autores como Kume (2004), Santos (2009) e Oliver (2002) descreveram efeito do tipo *learning-by-doing* na criminalidade. Um indivíduo que é criminoso reincidente, ou que convive em ambiente em que o crime é comum, tem propensão maior para cometer um delito, ou seja, tem-se um mecanismo de caráter inercial que age sobre a decisão do indivíduo nesse caso. Esta relação pode ser explicada pela redução do custo de planejamento e execução do crime, gerando ganho de escala em tais ambientes, ou mesmo pela redução do custo moral quando o crime passa a ser algo comum em determinado nicho social. Desta forma, a quantidade de crime nos períodos passados deve afetar o mesmo no período presente. Assim, termos:

$$O_{jt} = O_{jt}[O_{t-1}, b_{jt}, f_{jt}(p_t), u_{jt}(i_{jt}, y_{jt})], \quad (7)$$

Onde, o subscrito t indica tempo presente e, portanto, O_{t-1} , é o índice de criminalidade agregado no período $t-1$. Os efeitos das demais variáveis continuam como descritos anteriormente.

O valor total de crimes em uma determinada sociedade é o somatório de todos os O_j desta mesma, dado os valores médios de b, f_j, p, i, y_j, e , sendo que as mesmas relações anteriores são mantidas iguais. Nesse caso, podemos definir a função do mercado de crime como:

$$O = O[O_{t-1}, b, f(p), u(i, y)], \quad (8)$$

Com base na equação acima, pode-se deliberar algumas ações, no que tange o âmbito das políticas públicas, para a tentativa de diminuir os índices de criminalidade. Entre alguns exemplos, poderiam ser citadas políticas educacionais que visam aumentar o custo de oportunidade do crime, aumento dos gastos com seguranças e do número de policiais, que elevaria p , um sistema penal mais rigoroso, ou seja, modifica-se f , o que torna maior o custo de ser capturado. No entanto, dada a limitação de ação do Estado e a dificuldade de se compreender o efeito de cada variante, torna-se importante- no sentido de auxiliar a melhor alocação dos recursos e gerar maior eficiência de tais artifícios que visam combater o crime- o uso de ferramentas estatísticas que possam estimar a correlação de cada uma dessas variáveis explicativas sobre os vários índices de crimes que afetam a sociedade.

É nesse sentido que será desenvolvida a próxima seção, com o objetivo de contribuir para e elucidação das questões colocadas acima e sugerir algumas respostas, tendo em vista toda a dificuldade inerente à situação apresentada. No caso específico, a atenção estará voltada para variáveis que denotam crescimento da renda, a desigualdade de distribuição desta, visando estabelecer uma conexão entre o

crescimento econômico, desigualdade e políticas de distribuição de renda com a criminalidade.

3 Modelo econométrico

Como já dito acima, há na literatura especializada, indícios da relação do tipo “learning-by-doing” sobre o crime. Essa relação causa uma espécie de inércia na criminalidade. A forma mais adequada para tratar tal relação, quando se utiliza dados em painel, é estimando um painel dinâmico. Os métodos conhecidos na literatura para essa natureza de estimação foram descritos por Arellano e Bond (1991), também conhecido como *Difference-GMM* e o método proposto por Arellano e Bover (1995), Blundell e Bond (1998), chamado de *System-GMM*. Os dados utilizados compreenderam o período de 1990 a 2007.

Para o presente artigo, iremos utilizar do método *SYS-GMM*, pelos motivos que serão expostos posteriormente. Esta seção trata de especificar, de forma breve, as particularidades de tal método, bem como do modelo empírico de uma forma geral.

3.1 Modelo empírico e metodologia

Como foi dito anteriormente, dado o objetivo de capturar o efeito inercial do crime, optou-se por estimar um painel dinâmico. O teste de Sargan (test of overidentifying restrictions), usado com objetivo de verificar a validade dos instrumentos utilizados, indicou falha em rejeitar a hipótese nula em várias especificações quando o método escolhido é o *SYS-GMM*, o que indica que os instrumentos utilizados são válidos. O mesmo resultado não foi apresentado quando se aplica o teste de Sargan para o método *DIF-GMM*.

Baseado em Rodman (2008), pode-se definir que modelos com estimadores *SYS-GMM* são usados para painéis curtos e modelos com funções lineares no parâmetro, com uma variável dinâmica dependente, controles adicionais e efeitos fixos. De tal forma que:

$$y_{it} = \beta_1 y_{it-1} + \beta_2 x'_{it} + \varepsilon_{it}, (*)$$

$$\varepsilon_{it} = \mu_i + v_{it}$$

$$E[\mu_i] = E[v_{it}] = E[\mu_i v_{it}] = 0$$

Onde, o indexador i indica indivíduo observado e t o tempo e x' , é um vetor de controle. O termo aleatório é composto por dois componentes ortogonais: pelos efeitos fixos, μ_i , e por choques idiossincráticos, v_{it} . E por último, o painel pode ser desbalanceado. Extraindo y_{it-1} de ambos os lados de (*), temos a equação que deve ser estimada.

$$\Delta y_{it} = (\beta_1 - 1)y_{it-1} + \beta_2 x'_{it} + \varepsilon_{it}, (9)$$

Se por um lado, no *DIF-GMM* a estimação se dá depois de se extrair a primeira diferença dos dados, o *SYS-GMM* potencializa tal estimado quando se estima simultaneamente em primeira diferença e nível.

3.1.1 Especificação do modelo

Serão estimadas duas funções que representarão a aproximação da equação (7) do modelo teórico referido acima:

$$\ln HOM_{it} = \ln HOM_{it-1} \beta_1 + \ln Ren_{it} \beta_2 + \ln X_{it} \beta_3 + C_i + \varepsilon_{it}, (10), e;$$

$$\ln HOM_{it} = \ln HOM_{it-1} \beta_1 + \ln Ric_{it} \beta_2 + \ln Pob_{it} \beta_3 + \ln X_{it} \beta_3 + C_i + \varepsilon_{it}, (11)$$

Onde $\ln HOM_{it}$ é o logaritmo natural do índice de homicídios por habitantes do estado i no ano t (como de praxe, tais subscritos terão sempre o mesmo significado ao longo do artigo), $\ln Ren_{it}$ é o logaritmo da renda *per capita*, $\ln Ric_{it}$ é a renda do decil mais rico, $\ln Pob_{it}$ a renda dos dez por cento mais pobres e $\ln X_{it}$ representa o vetor com as demais variáveis que de acordo com o modelo teórico especificado acima podem explicar o crime violento nas unidades federativas, C_i representa os efeitos que refletem características específicas não observadas de cada município e ε_{it} é o termo de distúrbio aleatório. Os β s contidos no modelo são os parâmetros a serem estimados.

O índice de homicídios por habitantes será usado como proxy para a criminalidade, variável que o modelo busca explicar. A variável explicativa renda *per capita*, é uma das variáveis econômicas usadas para tentar explicar o índice de crime. Segundo exposto no modelo teórico, ela pode ter sinal positivo quando aumenta a expectativa de retornos dos delitos, ou sinal negativo quando aumenta o custo de oportunidade do indivíduo em cometer o crime, uma vez que o aumento da renda pode significar melhores oportunidades no mercado legal.

Uma vez que não se tem clareza a respeito do efeito da renda sobre a variável explicada, optou-se por desagregá-la em dois extratos opostos. Assim, serão utilizados como variáveis econômicas explicativas a renda *per capita* do decil mais rico da população e do mais pobre respectivamente. A ideia por trás desse artifício é a de que, tudo o mais constante, o aumento da renda dos mais ricos poderia incentivar o crime e o aumento da renda dos mais pobres poderia inibi-lo, ou seja, dessa forma, poderia capturar separadamente os dois efeitos antagônicos atribuídos à renda. O resultado

pode fornecer interessante tentativa de se explicar o comportamento da criminalidade, bem como sugerir políticas públicas eficazes na tentativa de sua redução.

As variáveis de controles usadas no modelo são: frequência escolar no ensino médio¹, gastos com segurança pública e índice de Gini, todos especificados na tabela 1. Pode-se sugerir que um aumento da presença do aluno na escola diminua o índice de criminalidade por acender melhores expectativas de rendimentos futuros para os jovens que frequentam a escola. Pode ser também importante o fato de que ao frequentar o ambiente escolar, diminui-se o grau de vulnerabilidade da vítima, devido a menor probabilidade de ela estar em um ambiente no qual o conflito letal é mais provável. Outro motivo pelo qual a frequência na escola pode inibir o crime é atribuído ao custo moral de se cometer o delito, uma vez que se espera que a escola seja um ambiente onde as relações pessoais e valores morais desenvolvidos no seu interior, atuem no sentido de dissuadir tal prática.

Lochner (2006) relatou evidências do benefício social que o aumento nível de escolaridade traz, no sentido de redução da criminalidade, uma vez que “desenvolve habilidades para o mercado de trabalho formal, o que aumenta o custo de oportunidade do crime”, assim como a educação pode “sociabilizar os indivíduos” e torná-los mais “avessos ao risco”, de tal forma que eles prefiram não se engajar no crime. Um exemplo seria o de que jovens fora da escola podem estar mais propensos a se relacionar com indivíduos inseridos em atividades criminosas. Os autores fazem uma ressalva para o fato de que a educação pode ajudar a desenvolver habilidades para a realização do crime, ficando essa relação, porém, restrita principalmente aos crimes de colarinho branco, que por sua vez, não serão objeto de estudo do artigo presente.

Porém, o autor apresentou relações empíricas entre crime e educação que quando não se referem ao nível de escolaridade, mas sim à frequência escolar, sugerem resultados menos intuitivos, como o de que a presença do aluno na escola “reduz crimes contemporâneos juvenis contra a propriedade, enquanto aumenta os crimes violentos”. A justificativa seria consistente com o “efeito de incapacitação da escola”, dado que, “o aumento do nível de interação entre os adolescentes, facilitado pela escola, pode aumentar a probabilidade de conflitos violentos”. Sendo assim, para o autor, é importante distinguir entre os efeitos contemporâneos da frequência escolar e os efeitos da realização escolar sobre os subsequentes crimes estimados. É importante, também, deixar claro que o autor inclui assaltos na categoria crimes violentos.

¹ A frequência escolar no ensino médio foi uma Proxy utilizada para tentar mensurar o efeito dissuasivo da educação sobre a criminalidade. Outras medidas de educação, como anos de estudo, podem também serem utilizadas para esse fim. Porém, a frequência escolar se ajustou melhor à especificação do modelo e parece ser mais adequada ao modelo teórico, uma vez que mede a presença de jovens na escola, sendo esse grupo um dos mais expostos à criminalidade.

O índice de Gini, que mede a desigualdade de renda, por sua vez, pode explicar a ocorrência de crime quando o aumento da desigualdade coloca em conflito classes sociais opostas. O indivíduo ao contrastar sua restrição econômica com a de classes mais abastardas, pode estar mais propenso a realizar o ato criminoso.

Por último, vale tratar com mais detalhes o possível efeito inercial da criminalidade. Por se tratar de um modelo dinâmico, tem-se a variável homicídio por cem mil habitantes defasada em um período como variável explicativa do modelo, ou seja, o crime do período passado explica o crime de período presente, dando uma característica inercial para tal ocorrência. Isto parece ocorrer pelo motivo de que em um ambiente em que o crime é comum, tem-se um menor custo moral e de aprendizado em relação à atividade criminosa, além de maior benefício esperado para tal atividade, gerando ganho de escala para a atividade ilegal.

Uma última variável explicativa do modelo seria os gastos com segurança pública e por motivos técnicos será explicado na subseção seguinte. Exemplos da literatura especializada a respeito do efeito de cada variável serão citados juntos com os resultados do modelo, somando-se às citações já realizadas anteriormente.

3.1.2 Gastos com segurança como variável endógena

O gasto com segurança pública é usado com proxy para a probabilidade do criminoso ser capturado. Porém, assim como se espera que o aumento dos gastos com segurança tenha efeito negativo sobre o número de homicídios, pode-se esperar, também, que tal variável seja endógena e correlacionada com o erro da equação principal.

Tal relação pode ocorrer pelo fato de que o aumento da criminalidade cria um viés entre o poder público no sentido de elevar os gastos com criminalidade. Tal constatação já foi destaque na literatura sobre economia do crime, como se observa em Levitt (2002), fazendo referência ao número de policiais em atividade. Nesse caso, o autor afirma: “O desafio em estimar um impacto causal do policiamento sobre o crime é superar o viés de simultaneidade: o aumento da criminalidade é suscetível de induzir os políticos para a contratação de mais policiais”. Posteriormente, o autor conclui utilizando-se de Cameron (1988, apud LEVIT, 2002): “Praticamente todos os estudos com dados cross-section publicados sobre o tema encontram nenhum impacto da polícia sobre o crime, ou mesmo uma relação positiva entre estas duas variáveis”.

Buscando solucionar os efeitos de simultaneidade entre gastos públicos em segurança e número de homicídios utilizou-se a variável explicativa supracitada com valores defasados em dois períodos, ou seja, buscou-se explicar o número de homicídios no

período presente com os gastos em segurança de dois anos atrás. A ideia central é que em dois anos os efeitos que geram endogeneidade da variável já se tenham dissipados. Gastos com segurança pública será, portanto, uma variável instrumental no modelo.

3.2 Dados e estatísticas descritivas

Uma das grandes dificuldades de estimar relações estatísticas em economia do crime é o cuidado que se deve ter com o problema de subnotificação dos dados cujo grau varia de acordo com o tipo de delito e a confiança no sistema judicial. No Brasil, cada Estado é responsável por sua própria estrutura de segurança pública, o que pode gerar mudanças metodológicas e falta de homogeneidade da base de dados, impedindo a comparação direta dos dados disponíveis. Para amenizar tal problema, os dados referentes à criminalidade são provenientes do Sistema de Informações sobre Mortalidades, SIM-DATASUS, e corresponde à quantidade de homicídios para cada 100 mil habitantes de cada um dos 26 estados brasileiros² e do Distrito Federal, que serão utilizados para compor a variável dependente. A escolha de homicídios como *Proxy* para a variável dependente crime se dá pelo fato de que tal crime possui maior taxa de reportagem do que outros delitos, tais como roubos e furtos, gerando, portanto, dados mais confiáveis³.

Os dados utilizados no modelo empírico compreendem o período de 1990 a 2007. As variáveis explicativas para o índice de homicídios foram obtidas junto ao IPEDATA, estas por sua vez estão descritas na tabela abaixo:

Tabela 1 – Resumos das variáveis utilizadas no modelo de determinação do crime

Variáveis	Descrição	
HOM	Número de Homicídios dolosos por 100 mil habitantes.	
SEGUR	Gastos anuais <i>per capita</i> em segurança pública.	
RENDApcpt	Renda domiciliar <i>per capita</i> - média - R\$ de out/2009	
RENDA10	Renda domiciliar <i>per capita</i> – média dos 10% mais ricos (Anual). R\$ de out/2009	Unidade: R\$ de out/2009
RENDA1	Renda domiciliar <i>per capita</i> – média dos 10% mais pobres (Anual). R\$ de out/2009	Unidade: R\$ de out/2009
FREQESC	Frequência escolar - pessoas 15 a 17 anos – frequentando 2º grau ou com mais de 8 anos de estudo (Anual)	
GINI	Coefficiente de GINI da renda	

² Os dados contidos no DATASUS se referem a números absolutos de homicídios. A partir dos dados populacionais fornecidos pelo IBGE (estimativas) foi possível constituir a variável dependente, homicídios por 100 mil habitantes.

³ Além disso, homicídio é o único incidente disponível pelo SIM/Datasus. Outros delitos são fornecidos pelas secretarias de segurança pública, mas ocorreria o problema mencionado de subnotificação e falta de homogeneidade.

Abaixo, na tabela 2, apresenta-se um resumo contendo as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas no modelo econométrico. A variável “homicídio por 100 mil habitantes” tem média 23,52, no agregado para o país, com desvio padrão de 11,01 entre estados, valor muito maior do que o desvio padrão ao longo do tempo, que foi de 7,57. Tais estatísticas sugerem que o crime é influenciado por características particulares a cada estado.

Na sequência, são apresentados os gráficos que ilustram a situação da criminalidade nos estados para os anos de 2002 e 2007, para que se possa fazer uma observação da evolução da variável ao longo do tempo.

O gráfico 1, apresenta a distribuição espacial de homicídios por 100 mil habitantes no ano de 2002, confirmando a grande variabilidade do crime entre os estados brasileiros. O estado com maior número relativo de homicídios foi o do Rio de Janeiro, com 55,45, seguido por Pernambuco e Espírito Santo, com 54,08 e 50,95, respectivamente. No outro lado do gráfico, com os valores mais baixos, tem-se o Maranhão com 9,81, seguido por Santa Catarina e Rio Grande do Norte, com índices de 10,43 e 10,24, nesta ordem. São Paulo, o estado com a maior população e logo, com o maior valor absoluto de homicídios anuais, possui índice de 37,79 e, portanto, quando esse valor é relativizado ocupa a quinta colocação.

O gráfico 2, por sua vez, apresenta os resultados para o ano de 2007. Nesta data, Alagoas, que era apenas o nono em 2002, passa a ser o estado com maior índice de homicídios, um índice de 59,5. Na sequência, temos Espírito Santo e Piauí, com 53,3 e 53 respectivamente. Do outro lado, os estados com menores índices são, Santa Catarina, Paraná e Sergipe, com 10,4 ; 12,5 e 15,4 respectivamente. São Paulo passa a ser o décimo quinto, conseguindo reduzir seu índice de homicídio para 25,7 para cada 100 mil habitantes. A média dos dois períodos salta de 26,71 em 2002 para 27,31 em 2007, demonstrando uma ligeira evolução do indicador.

Tabela 2 – Estatísticas descritivas

Variável		Média	Desvio-Padrão	Mínimo	Máximo	Observações
HOM	Total	23,52	13,20	3,58	60,11	TxN=486
	Between	-	11,01	8,80	49,59	n=27
	Within	-	7,57	8,18	60,18	T-BAR=18
SEGUR	Total	3,49e+08	7,50e+08	0	6,22e+09	TxN=432
	Between	-	5,31e+08	1,76e+07	2,46e+09	n=27
	Within	-	5,39e+08	1,49e+09	4,11e+09	T-BAR=16
RENDApct	Total	493,01	202,40	179,52	1.389,28	TxN=404
	Between	-	190,90	249,87	1.077,07	n=27
	Within	-	75,83	146,20	988,92	T-BAR=14,96
RENDA10	Total	2.220,18	869,29	753,24	6.506,01	TxN=404
	Between	-	814,36	1.177,64	5.040,85	n=27
	Within	-	338,70	647,78	4.240,60	T-BAR=14,96
RENDA1	Total	48,15	23,96	5,34	149,86	TxN=404
	Between	-	20,13	18,96	90,74	n=27
	Within	-	13,52	9,36	119,14	T-BAR=14,96
FREQESC	Total	74,24	9,98	42,86	91,66	TxN=404
	Between	-	4,67	66,95	84,50	n=27
	Within	-	8,86	46,16	89,06	T-BAR=14,96
GINI	Total	0,568	0,039	0,430	0,670	TxN=404
	Between	-	0,028	0,504	0,610	n=27
	Within	-	0,027	0,486	0,696	T-BAR=14,96

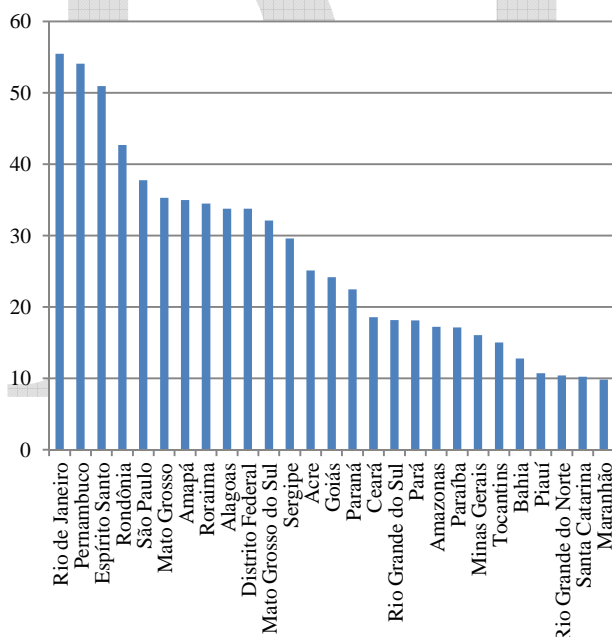


Gráfico 1 – Taxa de homicídios (%) por 100 mil habitantes nos estados brasileiros (2002)

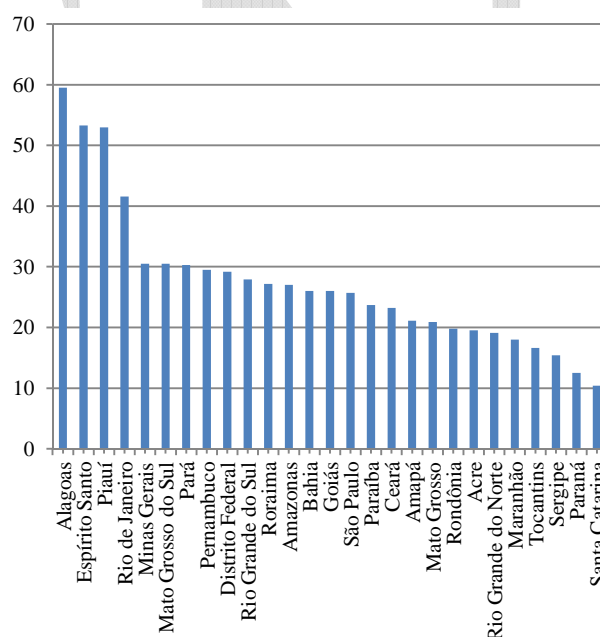


Gráfico 2 – Taxa de homicídios (%) por 100 mil habitantes nos estados brasileiros (2007)

4 Análise dos resultados

No modelo DIF-GMM o estimador do parâmetro da variável dependente defasada pode apresentar um viés negativo no caso em que o período de tempo é pequeno. Para identificar esse viés, a sugestão apresentada na literatura (KUME, 2004) é comparar tal parâmetro com os parâmetros estimados pelo modelo AR(1) com estimador MQO em nível e pelo modelo *Within Groups*(WG). Sabe-se que no

primeiro caso, teríamos um coeficiente positivamente enviesado, e no segundo caso, um estimador com viés negativo. O ideal, portanto, seria que um estimador consistente para β_1 estivesse num intervalo entre os estimadores de MQO e de WG.

Para fim de comparação, serão apresentados os resultados encontrados utilizando-se o modelo sys-GMM com os gastos de segurança defasados (coluna e), o mesmo modelo com dados de gastos em seguranças no tempo corrente (coluna d), por MQO sem e com a variável dependente defasada (respectivamente colunas a e b) e, por último, o modelo WG (coluna c).

Com o objetivo de corrigir problemas de heterocedasticidade, usaram-se também estimadores com erros robustos para todos os modelos estimados. O modelo WG possibilita considerar a existência da heterogeneidade não observável entre os estados,

hipótese bastante razoável quando se trabalha com criminalidade. Como a equação especificada foi log-log em todos os casos, cada coeficiente estimado pode ser interpretado como a mudança relativa do crime causado por um aumento unitário na variável explicativa correspondente.

Na tabela 3 estão apresentados os resultados estimados para a equação (10), onde a renda per capita (RENDApct) é a variável de destaque para explicar a criminalidade. Na tabela 4, temos os resultados da equação (11), onde o papel de destaque é dado à renda do decil de rendimento mais elevado (RENDA10) e do decil de renda mais baixa (RENDA1). Observa-se que o coeficiente β_1 apresentou um resultado satisfatório tanto para a estimação da equação (10), quanto na equação (11) o que sugere uma condição robusta para os instrumentos utilizados (valores entre os resultados para o modelo MQO e WG).

Tabela 3 – Resultados da estimação da equação 10, média±desvio-padrão

Variável dependente	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)
HOM	MQO	MQO*	WG	GMM-SYS	GMM-SYS
HOM _{t-1}	-	0.820 ± (0.035)*	0.469 ± (0.079)*	0.721 ± (0.055)*	0.721 ± (0.113)*
SEGUR	-0.018 ± (0.008)	0.014 ± (0.009)	0.006 ± (0.010)	0.023 ± (0.012)***	-0.001 ± (0.014)
RENDApct	0.755 ± (0.116)*	0.092 ± (0.042)	0.309 ± (0.164)***	0.182 ± (0.192)	0.196 ± (0.143)
FREQESC	0.116 ± (0.098)	0.284 ± (0.191)	0.442 ± (0.234)***	-0.137 ± (0.069)	0.018 ± (0.248)
GINI	-0.075 ± (0.542)	-0.330 ± (0.272)	-0.995 ± (0.373)**	-0.739 ± (0.330)**	-0.642 ± (0.379)***
Constante	-1.938 ± (0.650)*	-1.688 ± (0.741)**	-2.879 ± (1.579)***	-0.524 ± (1.177)	-1.034 ± (0.726)
Correlação serial p-valor					
- Primeira ordem	-	-	-	0.006	0.008
- Segunda ordem	-	-	-	0.950	0.608

Observações: 486. Entre parênteses, são apresentados os respectivos erros padrões robustos. Em todas as especificações foram utilizadas dummies de tempo. Os símbolos *, **, *** representam, respectivamente, significância de 1%, 5% e 10%. Forma funcional log-log para todas as especificações. HOM-1 e Segurança Pública foram usadas como variáveis instrumentais. Painel desbalanceado.

Tabela 4 – Resultados da estimação da equação 11, média±desvio-padrão

Variável Dependente	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)
HOM	MQO	MQO*	WG	GMM-SYS	GMM-SYS
HOM _{t-1}	-	0.821 ± (0.036)*	0.470 ± (0.078)*	0.709 ± (0.070)*	0.709 ± (0.064)*
SEGUR	-0.008 ± (0.008)	0.014 ± (0.010)	0.005 ± (0.010)	0.029 ± (0.016)***	-0.003 ± (0.014)
RENDA10	0.821 ± (0.116)*	0.151 ± (0.086)	0.392 ± (0.198)**	0.436 ± (0.202)**	0.462 ± (0.175)*
RENDA1	-0.043 ± (0.159)	-0.053 ± (0.097)	-0.050 ± (0.113)	-0.214 ± (0.082)	-0.224 ± (0.080)*
FREQESC	0.115 ± (0.098)	0.275 ± (0.191)	0.429 ± (0.234)***	-0.130 ± (0.256)	0.105 ± (0.262)
GINI	-1.284 ± (0.879)	-0.663 ± (0.663)*	-1.658 ± (0.648)**	-1.945 ± (0.500)*	-1.914 ± (0.495)*
Constante	-4.090 ± (1.424)*	-2.233 ± (1.186)**	-4.104 ± (1.882)**	-3.720 ± (1.915)***	-3.262 ± (1.263)**
Correlação serial p-valor					
- Primeira ordem	-	-	-	0.03	0.04
- Segunda ordem	-	-	-	0.71	0.53

Observações: 496. Entre parênteses, são apresentados os respectivos erros padrões robustos. Em todas as especificações foram utilizadas dummies de tempo. Os símbolos *, **, *** representam, respectivamente, significância de 1%, 5% e 10%. Forma funcional log-log para todas as especificações. HOM-1 e Segurança Pública são variáveis instrumentais. Painel desbalanceado.

Em todos os casos observa-se coeficiente positivo para o índice de homicídio defasado em um período, com valores variando entre 0,821 e 0,470. Tais resultados evidenciam a existência de efeito inercial do crime, o que ajuda a corroborar a hipótese de que um ambiente em que o crime é comum, as pessoas que estão ali inseridas tendem a ter menor custo moral e de aprendizado em relação à atividade criminosa, além de maior benefício esperado para tal atividade. No que se

segue, serão observados os efeitos das demais variáveis sobre o índice de homicídio⁴.

Os gastos com segurança apenas foram significativos quando se utilizou o modelo SYS-GMM sem se defasar tal variável. Porém, possivelmente, como já foi dito, tal resultado pode apresentar relação endógena entre os gastos com segurança e homicídios.

⁴ Para uma resenha sobre a literatura de economia do crime e seus resultados observados no Brasil, uma boa sugestão é Santos (2008); Cerqueira e Lobão (2003b)

Espera-se que isso aconteça porque se por um lado, tais gastos influenciam os índices de criminalidade no momento em que aumentam a probabilidade de detenção do criminoso, por outro, o aumento nos índices de criminalidade alarmam as autoridades públicas para a questão da segurança, tendendo, desta forma, a elevar as despesas no setor. Portanto, é necessário o uso de algum instrumento que desfaça tal endogeneidade.

Utilizando-se com esse objetivo os gastos em segurança com a defasagem de dois períodos, espera-se resolver o problema citado acima, em que a própria variável defasada é o instrumento utilizado. Porém, em nenhum dos casos estimados a variável instrumental foi estatisticamente significativa. Tal resultado é bastante comum na literatura específica, como explicado anteriormente, e como se observa na literatura em que se usam dados do Brasil, como em Kume (2004) e Santos (2009).

Cerqueira e Lobão (2003b) por sua vez, encontram os resultados esperados para gastos em segurança pública, ou seja, uma relação negativa com o crime, mas fazem claras ressalvas ao baixo poder de tal variável de “dissuadir o número de homicídios” devido ao baixo coeficiente⁵.

Já Fajnzylber et al. (1998) sugeriram que deve haver uma combinação entre políticas redistributivas contra-cíclicas e um aumento nos gastos destinados à apreensão e condenação (sobretudo nos períodos de recessão econômica), porém, em tal trabalho é feita uma análise para a América Latina, sendo, segundo os autores, desigualdade e detenção “políticas sensíveis” para a redução da criminalidade.

A variável “frequência escolar no ensino médio” (FREQESC) foi significativa apenas no modelo WG em ambas as especificações. Entretanto, o sinal foi positivo, com valores para os parâmetros de 0.442 e 0.429 para as equações (10) e (11), respectivamente. Tal resultado entende-se que o papel das escolas em gerar melhores expectativas de oportunidades futuras para os estudantes e elevar o custo moral, não está sendo, pelo menos no seu efeito líquido, eficiente no Brasil. O resultado é semelhante ao “efeito de incapacitação da escola” relatado por Lochner (2006). Outra explicação alusiva para o resultado positivo é que, como sugere a alta correlação entre frequência escolar e renda⁶, o indicador de educação está relacionado com maiores rentabilidades esperado para o crime, fator que pode levar a um problema de multicolineariedade na análise de regressão⁷. Cerqueira e Lobão (2003a) apontaram para a falta de consenso a respeito da variável educação sobre o crime, que pode

ser medida tanto em anos de estudo como em frequência escolar.

Kume (2004) encontra uma relação negativa entre índice de homicídios e nível de escolaridade para o Brasil, utilizando método econométrico com estimador GMM. Os mesmos resultados foram encontrados por Santos (2009), utilizando o mesmo método.

4.1 Renda e desigualdade

Por último, o foco será voltado para as variáveis explicativas que receberam destaque no modelo. A renda *per capita*, quando apresentou resultados significativos, estes indicaram um efeito líquido maior da parte em que tal variável influencia positivamente o crime.

De acordo com o modelo empírico apresentado, o impacto da maior rentabilidade esperada para o crime, quando se tem elevação da renda, superou o impacto da mesma variável sobre o aumento do custo de oportunidade para o próprio crime. Como o primeiro impacto é positivo, temos na estimação feita pela especificação do modelo na equação (10) os coeficientes 0,755 e 0,309, para os modelos MQO sem variável defasada e WG respectivamente, como apresentado na tabela 3. Desta forma, de acordo com tais modelos, as oportunidades geradas pelo mercado legal, quando há elevação da renda, *coeteris paribus*, não são suficientes para dissipar a criminalidade.

Tais resultados também foram encontrados para o Brasil em Santos (2009) e Kume (2004). Já Loureiro e Carvalho Junior (2007), que também apresentam o mesmo sinal positivo para a relação entre homicídio e renda familiar *per capita*, encontram sinal negativo quando se considera crime contra o patrimônio. Os autores também utilizam dados do Brasil, com metodologia de estimação de efeitos fixos e primeiras diferenças.

Por outro lado, na tabela 4, quando se decompõe a renda per capita em dois extratos antagônicos, isto é, o decil mais abastado e o mais carente de cada estado e em cada ano, podem-se abstrair resultados interessantes. Nesse caso, para todos os modelos especificados, com exceção do MQO com a variável dependente defasada, o impacto do aumento da renda do decil mais rico foi positivo sobre o índice de homicídio. Os resultados encontrados variam entre 0.329 a 0.812. Para o modelo SYS-GMM da coluna (e) para cada 1% de aumento na renda da parcela mais rica da população, tem-se um aumento de 0,462% no índice de homicídio. Por outro lado, um aumento de 1% na renda da parcela mais pobre da população, tem-se uma queda de 0.316% em tal índice para o mesmo modelo. Nesse caso, os coeficientes foram negativos para as colunas (d) e (e), com valores de -0.214 e -0.224, respectivamente. Tais resultados indicam que o crime está ligado à desigualdade e à pobreza, uma vez que o aumento da *gap* de renda entre ricos e pobres

⁵Vale notar que nesse caso, os autores utilizaram de séries temporais para os estados de São Paulo e Rio de Janeiro, a partir da técnica de VAR-VEC.

⁶No apêndice do artigo é disponibilizada a matriz de correlação para as variáveis usadas no modelo.

⁷Como demonstrado da matriz de correlações contida no apêndice, a correlação entre frequência escolar e renda é de 0,75. Com multicolineariedade é tratado como uma questão de grau, aceita-se tal grau de correlação entre as duas variáveis para a análise empírica do presente artigo.

influenciam o crime, bem como uma queda da renda da população mais pobre.

Contudo, a desigualdade de renda, representada aqui pelo índice de Gini, obteve sinal contra intuitivo para quase todos os modelos. Estima-se que o aumento do índice (aumento da desigualdade) gera uma queda no índice de morte violenta. Contudo, os resultados auferidos dos coeficientes que medem a elasticidade do crime em relação ao aumento da renda dos dois decis extremos, sugerem um impacto da desigualdade mais aderente à tese sugerida por Mendonça et al. (2003), como foi colocado anteriormente na seção 2. Algum problema de multicolineariedade poderia distorcer os resultados que se referem à relação criminalidade/GINI, mas não parece ser o caso quando se observa a matriz de correlação exposta no apêndice. Para avaliar, de forma mais acurada, a questão de presença de multicolineariedade na especificação 2 do modelo (equação 11, com resultados expressos na tabela 4), foi feito o teste de inflação da variância (FIV), onde o FIV médio resultou no valor de 4,67, o que indica que não há multicolineariedade agressiva para a especificação número 2 (Apêndice 1, Tabela 6).

Considerando que multicolineariedade é uma questão de grau, e no caso observado, o grau não é suficiente para que haja uma mudança no sinal do impacto do Índice de Gini sobre o índice de homicídios, tem-se que a desigualdade social explica a oferta de crime não através desse coeficiente, mas sim através da variação da renda nos decis extremos. Uma possível explicação para o sinal não esperado do Índice de Gini, é que tal coeficiente é mais sensível nos extremos da distribuição, uma vez que a renda pode estar mais concentrada no meio da distribuição.

Lederman et al. (2001), em uma amostra com 39 países, entre os anos de 1965-95, também utilizando GMM, encontram evidências de que tanto homicídios, como furtos, estão positivamente correlacionados com a desigualdade de renda, esta por sua vez *mensurada* pelo índice de Gini. Utilizando-se de séries de tempos para os estados de São Paulo e Rio de Janeiro, compreendendo o período de 1981 a 1999, Cerqueira e Lobão (2003c) encontram também forte correlação positiva entre homicídios e desigualdade de renda, correlação essa maior do que entre qualquer outra variável que objetivasse explicar tais índices de criminalidade. Reforçando o papel da criminalidade, estes autores elaboraram cenários para o desenvolvimento do índice de homicídios para os próximos anos. Utilizando-se projeções da renda *per capita*, gastos em segurança pública e desigualdade, conclui-se que somente a diminuição da desigualdade de renda seria eficaz para a redução da criminalidade. Resultados semelhantes para o Brasil foram encontrados em outros trabalhos já citados, como, Kume (2004) e Loureiro e Carvalho Junior (2007). Neste último caso, a desigualdade de renda foi o fator mais relevante na explicação da criminalidade, de acordo com o modelo empregado. Santos (2009), porém, não encontrou relações estatísticas significantes entre tais variáveis.

5 Conclusões

Analisando primeiro os resultados obtidos com as variáveis de controle, o modelo sugere, como se verifica na maioria dos trabalhos observados na literatura, que os gastos com segurança pública no Brasil são ineficazes no sentido de solucionar os problemas para os quais são destinados. Em outras palavras, não se observa uma relação negativa entre gastos em segurança e redução da criminalidade que resulta em morte. Possivelmente, tal resultado está ligado à ineficiência dos setores de segurança e a uma estratégia ineficaz, baseada mais na detenção do criminoso do que na prevenção ao crime.

A variável educação foi analisada a partir da ótica da frequência do jovem na escola, o que também não apresentou o efeito esperado no que tange à dissipação da criminalidade. O que sugere que a escola, no Brasil, pode não estar contribuindo com o seu papel social de promover uma educação que restrinja a inserção do jovem a atividades criminosas. Uma relação também encontrada na literatura internacional, como exposto em Lochner (2006). Porém, cabe a ressalva de que trabalhos empíricos que utilizam anos de estudo para denotar educação, apresentam resultados mais satisfatórios no que tange ao aumento dos anos de escolaridade e redução da criminalidade.

No que tange às variáveis centrais do artigo, relacionadas às condições socioeconômicas da população, o modelo sugere que o aumento da renda *per capita* tem efeito positivo sobre o crime, assim como o aumento da renda da parcela mais rica da população. Os resultados verificados para o índice de GINI, não apresentaram o sinal esperado.

Por outro lado, o aumento da renda dos mais ricos, sendo constante a dos mais pobres, estimula o crime quando torna a primeira parcela da população vítimas mais atrativas. A situação oposta, a diminuição da renda da parcela mais pobre, tudo o mais constante, incentiva a criminalidade provavelmente por dois canais: quando acirra a desigualdade de renda confrontando parte da população localizada em extratos de renda opostos e quando o crime passa a ser uma opção mais atraente frente à restrição de renda. Outra explicação plausível para tal resultado é a tese desenvolvida em Mendonça et al. (2003), em que a renda exigida pelo indivíduo para ficar de fora da criminalidade aumenta quanto mais distante estiver dos padrões de consumos impostos pela sociedade. O que seria, por sua vez, uma influência perniciosa da desigualdade sobre a criminalidade.

Os resultados corroboram o que já vem sendo proposto pela maior parte da literatura que cobre as relações entre economia e criminalidade: a criminalidade no Brasil é muito sensível a questões sociais ligadas à renda e desigualdade e por outro lado, pouco sensível à repressão através dos aparelhos de segurança pública do Estado, pelo menos na forma que se encontram. Portanto, o foco em políticas que amenizem a pobreza e a diferença de renda, ou ainda, a

reformulação da política de segurança pública, parecem ser os caminhos necessários para o Estado brasileiro solucionar o grave problema da criminalidade violenta no Brasil.

Referências

- ARAÚJO JR., A. F.; FAJNZYLBER, P. **O que causa a criminalidade violenta no Brasil? Uma análise a partir do modelo econômico do crime: 1981 a 1996.** Belo Horizonte: CEDEPLAR/UFMG, 2001. (Texto de Discussão n. 162).
- BARENBOIM, I. **Crime and inequality: reverse causality?** Harvard University, 2007. Working paper.
- BAUM, C. F. **An introduction to modern econometrics using stata.** College Station, TX: Stata Press, 2006.
- BECKER, G. S. Crime and punishment: an economic approach. **Journal of Political Economy**, v. 76, n. 2, p.169-217, mar./apr. 1968.
- BOURGUIGNON, F. Crime as a social cost of poverty and inequality: a review focusing on developing countries. **Revista Desarrollo y Sociedad**, Universidade de Los Andes. 1999.
- BRAITHWAITE, J. **Inequality, crime and public policy.** London: Routledge, 1979.
- CERQUEIRA, D.; LOBÃO, W. **Determinantes da criminalidade: uma resenha dos modelos teóricos e resultados empíricos.** Brasília, DF: IPEA, 2003a. (Texto para Discussão, n. 956).
- _____. **Condicionantes sociais, poder de polícia e o setor de produção criminal.** Brasília, DF: IPEA, 2003b. (Texto para Discussão, n. 957).
- _____. **Criminalidade: social versus polícia.** Brasília, DF: IPEA, 2003c. (Texto para Discussão, n. 958).
- EHRlich, I. Participation in illegitimate activities: a theoretical and empirical investigation. **Journal of Political Economy**, v. 81, p. 521-565, 1973.
- FAJNZYLBER, P.; ARAÚJO JR., A. F. **Violência e criminalidade.** Belo Horizonte: CEDEPLAR/UFMG, 2001. (Texto de Discussão, n. 162).
- FAJNZYLBER, P.; LEDERMAN, D.; LOAYZA, N. **Determinants of crime rates in Latin America and the world: an empirical assessment.** Washington: The World Bank, 1998.
- GOTTFREDSON, M.; HIRSCHI, T. **A General theory of crime.** California: Stanford University Press, 1990.
- GREENE, W. H. **Econometric analysis.** 5. ed. New Jersey: Prentice Hall, 2003.
- GUJARATI, D. **Econometria básica.** 3. ed. São Paulo: Pearson Education, 2004.
- KUME, L. Uma estimativa dos determinantes da taxa de criminalidade brasileira: uma aplicação em painel dinâmico. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 32., 2004, Florianópolis. **Anais...** Florianópolis: UFSC, 2004.
- LEDERMAN, D.; FAJNZYLBER, P.; LOAYZA, N. Inequality and violent crime. **Journal of Law and Economics**, Chicago, v. 45, n. 1, part. 1. 2001. Available at.
- LEVITT, S. D. The changing relationship between income and crime victimization. **FRBNY Economic Policy Review**, Chicago, p. 86-98, Sept. 1999.
- _____. Using electoral cycles in police hiring to estimate the effect of police on crime. **American Economic Review**, Pittsburgh, v. 87, n. 3, p. 270-290. Jun. 1997.
- _____. Using electoral cycles in police hiring to estimate the effect of police on crime: reply. **American Economic Review**, Pittsburgh, v. 92, n. 4, p. 1244-1250. Sept. 2002.
- LOCHNER, L. **Education and crime.** Ontario: Working Paper, 2007.
- LOCHNER, L.; MORETTI, E. The effect of education on crime: evidence from prison inmates, arrests, and self-reports. **American Economic Review**, Pittsburgh, v. 94, n. 1, p. 155-189. Mar. 2004.
- LOUREIRO, L.; CARVALHO JR. O impacto dos gastos públicos sobre a criminalidade no Brasil. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 35., 2007. Florianópolis. **Anais...** Florianópolis: UFSC, 2007.
- MENDONÇA, M.; LOUREIRO, P.; SACHSIDA, A. **Criminalidade e desigualdade social no Brasil.** Rio de Janeiro: IPEA, 2003. (Texto para Discussão, n. 967).
- OLIVER, A. The economics of crime: an analysis of crime rates in America, **The Park Place Economist**, v. 10, 2010.
- SANTOS, M. J. Dinâmica temporal da criminalidade: mais evidências sobre o efeito inércia nas taxas de crimes letais nos estados brasileiros. **Revista Economia**, Brasília, DF, v. 10, n. 1, p. 169-194, jan./abr. 2009.

Apêndice – Tabelas 5 e 6

Tabela 5 – Matriz de Correlações

	log HOM	log SEGUR	log RENDApcpt	log REND10	log REND1	log GINI	log FREQESC
log HOM	1.0000	-	-	-	-	-	-
log SEGUR	0.1291	1.0000	-	-	-	-	-
log RENDApcpt	0.5256	0.2773	1.0000	-	-	-	-
log REND10	0.5017	0.3187	0.9697	1.0000	-	-	-
log REND1	0.4637	0.2045	0.8811	0.8130	1.0000	-	-
log GINI	-0.2271	0.0041	-0.3866	-0.1602	-0.5757	1.0000	-
log FREQESC	0.4354	0.4867	0.7590	0.7003	0.6779	-0.4535	1.0000

Tabela 6 – Teste de inflação variância (FIV)

Variável	VIF	1/VIF
Logrenda1	7,72	0,1295
Logrend10	7,30	0,1370
Logfreqes	3,45	0,2898
Loggini	3,43	0,2918
Logsegu	1,45	0,6900

Nota: VIF médio: 4,67.