

# UMA INVESTIGAÇÃO ECONÔMICA DA INFLUÊNCIA DO MERCADO DE DROGAS SOBRE A CRIMINALIDADE BRASILEIRA\*

Marcelo Justus dos Santos<sup>†</sup>  
Ana Lúcia Kassouf<sup>‡</sup>

## Resumo

Este estudo examinou numa perspectiva econômica a relação existente entre o mercado de drogas e a criminalidade. Para isso foram utilizados dados em painel dos estados brasileiros para as estimações baseadas no modelo econômico do crime de Becker. Há fortes evidências da presença de efeitos de estado não-observáveis afetando as taxas de crimes. Nesse caso, houve a necessidade do emprego de uma metodologia que levasse em consideração a presença da heterogeneidade individual entre os estados. Os resultados indicaram que o mercado de drogas, o retorno do crime, a desigualdade de renda e a taxa de urbanização afetam positivamente a criminalidade. Observou-se, também, que a rotatividade do mercado de trabalho é inversamente relacionada à criminalidade. Por fim, os efeitos da segurança pública e segurança privada sobre a criminalidade não foram estatisticamente significativos, apesar de negativos, conforme previstos pela teoria econômica do crime.

**Palavras-chave:** dados em painel, criminalidade, drogas.

**Classificação JEL:** Z00

## Abstract

This study examines the relationship between drug market and criminality. A panel data of the Brazilian states was used for estimation based on the Becker economic model of crime. There are strong evidences of the presence of unobservable state effects affecting the crime rates. So, it was used a methodology to take into account the presence of the individual heterogeneity among the states. The results indicated that the drug market, the return of the crime, the income inequality and the urbanization rate affect the criminality positively. It was also observed that the rotation of the job market is inversely related to criminality. Finally, public security and private security effects on the criminality were not significant, although of negatives according to economic theory of crime.

**Keywords:** panel data, criminality, drugs.

**JEL classification:** Z00

---

\* Artigo que compõe a dissertação defendida no Departamento de Economia, Administração e Sociologia da ESALQ, Universidade de São Paulo, pelo primeiro autor sob a orientação do segundo.

<sup>†</sup> Professor do Departamento de Economia, Universidade Estadual de Ponta Grossa – UEPG. E-mail para contato: marcejustus@yahoo.com.br

<sup>‡</sup> Professora Titular do Departamento de Economia, Administração e Sociologia da Escola Superior de Agricultura “Luis de Queiroz”, Universidade de São Paulo. E-mail para contato: alkassou@esalq.usp.br

## **1 Introdução**

O fato de a criminalidade ser atualmente um dos maiores problemas enfrentados pela sociedade brasileira tem levado pesquisadores de diversas áreas do saber a investigar as suas causas com o objetivo de desenhar e propor políticas efetivas à sua prevenção e combate. Dentre estas áreas, destaca-se a Economia, que tem desenvolvido e aplicado modelos para investigar empiricamente os determinantes socioeconômicos da criminalidade.

É fato que as condições econômicas influenciam diretamente a vida da sociedade, por vezes positivamente e por vezes negativamente. A criminalidade é, talvez, uma das piores influências que as condições econômicas podem gerar para uma sociedade (Fernandes & Chofard, 1995). 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.

Em geral, os estudos econômicos da criminalidade têm concluído que, entre os fatores que podem levar um indivíduo a adotar um comportamento criminoso, um dos mais importantes é o econômico. Assim, partimos desta premissa e avançamos para testar a hipótese de que o grande mercado de drogas que se desenvolveu no Brasil é, parcialmente, culpado pela criminalidade que se alastra como uma doença em todas as regiões do país.

A presença de atividades ilegais lucrativas implica maiores retornos para a criminalidade, ou seja, maiores oportunidades lucrativas para atividades criminosas, ressaltando-se que essas atividades não se limitam à produção e comércio de drogas ilícitas, mas também envolvem violência física e corrupção para a sua manutenção (Fajnzylber et al., 1998).

Sabe-se, também, que a produção de drogas ilícitas promove a formação de grandes corporações criminosas, altamente armadas e influenciadoras de comportamento, além de que um indivíduo, sob o efeito de drogas, tende a se tornar mais violento e, portanto, mais predisposto a cometer crimes contra a pessoa. No caso de indivíduos dependentes de drogas, ainda é plausível supor que sejam mais propensos a cometer crimes para sustentar o próprio vício. É conhecido que, por sua atuação no sistema nervoso central, as drogas acarretam alterações da conduta humana ou alterações dos padrões de comportamento, ao ponto de suceder um desequilíbrio completo da personalidade. Pouco a pouco, o viciado em drogas pode se desligar completamente da ética e da moral e, no caso, tornar-se anti-social, na medida em que age indiscriminadamente para conseguir a droga de que precisa, ainda que à custa de vilanias e crimes. Assim, pode-se supor que os prejuízos causados pelas drogas não atingem somente o usuário, mas expandem-se e

propagam-se em toda a sociedade. Desse modo, as drogas podem se relacionar com a criminalidade por dois canais. A primeira relação com o crime deriva daquilo que é conexo como o próprio tráfico de drogas. Já o segundo canal deriva dos efeitos psicológicos que a droga produz no usuário, podendo levá-lo a atividades ilícitas para obtê-la (Fernandes & Chofard, 1995).

Não obstante, apesar de o consumo de drogas ilícitas, em geral, ser apontado como fator que potencializa a criminalidade, existem poucas evidências empíricas com relação ao binômio drogas-crime. Na literatura internacional, algumas evidências são observadas, entre outros, por Corman & Mocan (2000), Fajnzylber et. al. (1998), Donohue III & Levitt (1998) e Grogger & Millis (2000). Em geral, esses estudos concluíram que a presença de drogas é um fator de incremento das taxas de crimes. No Brasil, Mendonça et. al. (2000) efetivaram, a nosso conhecimento, o único estudo a controlar o uso de drogas na investigação empírica da criminalidade. Contudo, não foi observada nenhuma relação entre o uso de drogas e crimes violentos.

Portanto, o principal objetivo deste estudo é investigar os efeitos do mercado de drogas sobre as taxas de crimes nos estados brasileiros, fundamentando-se teoricamente no modelo econômico do crime proposto por Becker (1968). Para tal, postula-se que o potencial criminoso avalia racionalmente os custos e benefícios esperados do crime numa análise envolvendo risco.

Ressalta-se que este estudo econômico da criminalidade difere de todos os anteriores feitos no Brasil por controlar o efeito do mercado de drogas sobre as taxas de crimes nas estimações. Também se diferencia por utilizar uma variável que reflete os esforços privados da sociedade para reduzir o risco de vitimização para controlar os efeitos de *deterrence*<sup>1</sup> sobre as taxas de crimes.

Este estudo está organizado em quatro seções, além desta introdução. Na seção 3.2 é apresentada a literatura econômica do crime. A seção 3.3 apresenta o modelo teórico que se pretende estimar empiricamente. As seções 3.4. e 3.5 apresentam, respectivamente, a estratégia empírica adotada neste estudo e os resultados obtidos pelas estimações. Por fim, na seção 3.6 estabelece-se a respectiva conclusão.

---

<sup>1</sup> É usual na literatura econômica do crime chamar de efeitos de *deterrence* os efeitos dos fatores de intimidação sobre o comportamento criminoso.

## 2 Literatura Econômica do Crime

Nesta seção apresentamos a literatura empírica internacional e nacional, sem, no entanto, pretensão de esgotá-la.

No âmbito internacional, as idéias de Becker (1968) parecem ter influenciado primeiramente Stigler (1970), Sjoquist (1973) e Ehrlich (1973), o qual fornece uma variante para a teoria recém elaborada, testando-a para várias categorias específicas de crimes. Na década de 1980 surgem diversos estudos, entre eles os empreendidos por Witte (1980), Myers (1983) e Schmitd & Witte (1989) que investigam questões relativas à reincidência criminal e mais especificadamente aos seus determinantes. Pezzin (1994) formaliza e estima um modelo econômico intertemporal de otimização dinâmica para investigar o ciclo vital do comportamento criminoso e, em particular, para determinar como as perspectivas de ganhos correntes e futuros de atividades legais e ilegais, em contraste com o meio familiar e outras restrições, influenciam a decisão de abandonar a carreira criminosa. Levitt (1998) investiga os padrões subjacentes à criminalidade juvenil nos Estados Unidos. Balbo & Pousadas (1998) investigam o crime dentro de uma abordagem econômica com dados de jurisdições argentinas. Corman & Mocan (2000) observam os determinantes da criminalidade em New York utilizando séries de tempo. Gould et al. (2002) investigam o impacto da tendência declinante dos salários de homens jovens e, portanto, inexperientes, sobre a taxa de crimes contra a propriedade e crimes violentos nos Estados Unidos. Pezzin (2004) formaliza e estima uma variante ao modelo de Becker (1968) para investigar o efeito do *background* familiar na decisão de participar em atividades criminais. Kelly (2000) utiliza dados de 200 condados urbanos dos Estados Unidos para inferir sobre a relação entre desigualdade de renda e crimes de natureza violenta.

Nota-se que a maioria dos estudos dedicou-se a investigar um determinado condado, estado ou país. Diferentemente, Fajnzylber et al. (1998) utilizam uma amostra de diversos países para investigar os determinantes econômicos dos homicídios e roubos e a presença de “inércia” nas taxas de crimes.

No Brasil, a literatura sobre a Economia do Crime é recente, tendo surgido apenas na década de 1990. Porém já é possível traçar algumas diferenças metodológicas entre os estudos existentes, as quais podem levar a conclusões divergentes dos efeitos de algumas variáveis sobre o crime. Conforme Fajnzylber & Araújo Jr. (2001), os estudos sobre criminalidade no Brasil podem ser classificados de acordo com o nível e agregação dos dados, a consideração ou não dos

efeitos de geração e ciclo de vida e o tipo de crime considerado como *proxy* para as tendências da criminalidade. Pelo nível de agregação dos dados utilizados, podem-se caracterizar os estudos que usam taxas de crimes agregadas por município, microrregiões ou estados, e aqueles que fazem uso de microdados, principalmente de pesquisas de vitimização. Em relação à variável idade, alguns estudos agregam o total de ocorrências de crimes em uma determinada área e período, enquanto outros introduzem cortes analíticos por faixa etária, objetivando analisar efeitos de geração e ciclo de vida. No que diz respeito à *proxy* considerada para a criminalidade, a maioria tem utilizado a taxa de homicídios intencionais, que representa uma categoria específica de crime, enquanto outros utilizam dados que permitem a distinção entre crimes contra a pessoa e crimes contra a propriedade. Indiscutivelmente, a taxa de homicídios intencionais é a melhor aproximação para a ocorrência real da criminalidade, uma vez que os dados sobre a ocorrência de outros tipos de crimes são muito mais afetados pelo problema de sub-registro de eventos criminais.

Andrade & Lisboa (2000) analisam a relação entre a evolução das taxas de homicídios intencionais nos estados de Minas Gerais, Rio de Janeiro e São Paulo entre 1981 e 1997 com algumas das variáveis econômicas, investigando também os efeitos da inércia sobre as taxas de crimes. Fajnzylber & Araújo Jr. (2001) utilizam a taxa de homicídios por 100 mil habitantes como *proxy* para o crime para investigar os determinantes da criminalidade nos estados brasileiros. Araújo Jr. & Fajnzylber (2001) também investigam os determinantes econômicos do crime, assim como a existência de ciclos de vida nas taxas de homicídios dos estados brasileiros e o papel das variáveis econômicas na sua explicação. Mendonça et al. (2002) utilizam dados de detentos do Presídio Estadual da Papuda (Brasília) para investigar se existe alguma diferença comportamental entre os indivíduos que praticaram crimes violentos comparativamente àqueles que cometeram crimes não violentos<sup>2</sup>. Mendonça (2002) expande o modelo proposto por Becker para demonstrar que o retorno exigido pelo potencial criminoso é reduzido por uma quantidade diretamente relacionada ao seu nível de satisfação. O autor conclui que, no Brasil, a desigualdade de renda impacta positivamente a criminalidade. Gutierrez et al. (2004) investigam a relação entre a desigualdade de renda nos estados brasileiros e as taxas de homicídios intencionais por 100 mil habitantes, chegando à mesma conclusão. Neste estudo, também, foram observados

---

<sup>2</sup> Neste estudo, crimes violentos são aqueles que causaram prejuízo à vida humana, enquanto não violentos são aqueles que causaram apenas prejuízos materiais.

efeitos positivos da taxa de desemprego, a urbanização e a desigualdade de renda sobre a criminalidade. Entretanto, contrariamente a Fajnzylber & Araújo (2001), esse estudo não observa relação entre a pobreza e a taxa de homicídios; porém, utilizando o método Generalizado de Momentos (GMM)<sup>3</sup>, confirmam os resultados de Andrade & Lisboa (2000), Araújo Jr. & Fajnzylber (2001) e Fajnzylber & Araújo Jr. (2001) no que diz respeito à presença de inércia nas taxas de homicídios. Por esse método foi também possível contornar os problemas decorrentes da endogeneidade entre as taxas de crimes e a variável de *deterrence* do modelo – gastos com segurança pública. Dessa forma, foi possível evidenciar que ela é negativamente associada à taxa de homicídios. O efeito negativo das variáveis de *deterrence* foi também observado por Araújo Jr. & Fajnzylber (2001) e Fajnzylber & Araújo Jr. (2001), como a utilização de outras variáveis como *proxy*. Entretanto, Kume (2004) utilizando o mesmo método daqueles autores não observa nenhuma relação significativa entre os efeitos de *deterrence* mensurados pelos gastos com segurança pública e criminalidade medida pela taxa de homicídios.

Todos estes estudos foram importantes para descobrir padrões no comportamento criminoso, apesar de, pelo tipo de dado utilizado, não ser possível investigar os determinantes do risco de vitimização. Para cobrir essa lacuna na pesquisa científica surgiram os trabalhos que utilizam bases de dados geradas por pesquisas de vitimização (ver Cohen et. al., 1981; Smith & Jarjoura, 1989; Miethe & McDowall; 1993, Lee, 2000; Carneiro, 2000; e Beato et. al, 2004). Uma das grandes vantagens de dados dessa natureza é que permitem avançar no entendimento da criminalidade pela análise de cada categoria de crime separadamente (Beato et al., 2004).

Como visto, alguns estudos têm objetivos amplos, buscando investigar os determinantes da criminalidade de uma forma geral, outros têm objetivos mais específicos, com o de investigar os efeitos de *deterrence* sobre o crime, das condições do mercado de trabalho legal, do *background* familiar e assim por diante. Entre esses, também surgem com muita propriedade e relevância as investigações voltadas à relação entre a desigualdade de renda e a criminalidade. Contudo, são escassos os estudos que investigam a influência da existência de atividades ilegais lucrativas sobre as taxas de crimes, como, por exemplo, que investiguem a relação entre drogas e crime. Empiricamente, pouco se conhece a respeito disso tanto na literatura nacional quanto na literatura internacional, principalmente, pela geral indisponibilidade de dados que possam ser utilizados para mensurar a extensão do mercado de drogas ilícitas.

---

<sup>3</sup> Neste estudo é utilizado o estimador conhecido por “sistema GMM”, proposto por Blundell & Bond (1998).

## 2.1 Drogas ilícitas *versus* criminalidade: evidências empíricas

Como destacado anteriormente, é escassa da literatura econômica do crime destinada a investigar especificadamente a relação entre o mercado de drogas e a criminalidade; contudo, encontram-se alguns estudos que se preocuparam em controlar os efeitos da presença de drogas sobre as estimativas dos modelos empíricos.

Na literatura internacional do crime, destacamos o estudo feito por Corman & Mocan (2000) que utilizaram uma *proxy* para o consumo de drogas ilícitas na estimativa da curva de oferta de ofensas para New York. Os resultados indicam que o uso de drogas tem um grande impacto sobre alguns crimes contra a propriedade, mas não se mostrou relevante sobre alguns tipos de crimes, como homicídios, por exemplo.

Fajnzylber et. al. (1998) utilizam uma amostra de diversos países da América Latina para investigar a variabilidade das taxas de homicídios e das taxas de roubos, controlando, entre outros fatores, a existência de atividades ilícitas lucrativas, empregando como *proxy* a taxa de apreensões por cem mil habitantes por porte drogas e, também, por uma variável binária que assumiu valor um para os países indicados como fortes produtores de drogas ilícitas. A hipótese é a de que a presença de atividades ilegais lucrativas implica maiores retornos esperados do crime, levando regiões com forte produção de drogas ilícitas ou de grande mercado consumidor ou, ainda, aquelas que estão próximas a fortes mercados produtores e consumidores a apresentarem significativas oportunidades lucrativas para o crime, não se limitando à produção e comércio das drogas ilícitas, mas também representando violência física e corrupção para a manutenção da atividade.

Os resultados, em geral, indicaram que a presença de atividades ilícitas lucrativas afeta positivamente a criminalidade, ou seja, implica incremento nas taxas de crimes dos países. Os autores concluem que choques não-econômicos, como o aumento do tráfico de drogas na Colômbia nos anos 1970, podem incrementar a taxa nacional de crimes.

Donohue III & Levitt (1998) propuseram um modelo teórico com o intuito de identificar os determinantes da eficiência com a qual os mercados ilegais alocam os recursos escassos, partindo da hipótese da existência de dois jogadores que decidem sobre disputar ou não um único prêmio que gera um dado *payoff* para o vencedor. Na abordagem proposta pelos autores, o aumento de lucros no comércio de drogas aumentará o *payoff* da disputa e, conseqüentemente, a própria disputa pelo mercado ilegal. Segundo os autores, a taxa de homicídios juvenil nos

Estados Unidos dobrou entre os anos de 1985 e 1995, ao passo que houve uma pequena redução na taxa de homicídios de adultos. Os autores utilizam o modelo proposto para examinar estes fatos, apoiando-se nas conclusões de Blumstein (1995)<sup>4</sup>, segundo as quais o incremento na taxa de homicídios juvenil coincide com o significativo aumento na distribuição de drogas por gangues de ruas e com um grande aumento no porte de armas entre os jovens, principalmente, por aqueles envolvidos no comércio de drogas.

Com dados de 27 regiões metropolitanas dos Estados Unidos e utilizando um modelo de diferença-em-diferença, Grogger & Millis (2000) analisam a relação entre o uso do crack e criminalidade e, mais especificadamente, como o surgimento da droga afetou as taxas de crimes nas áreas urbanas. Os resultados sugerem que o surgimento da droga nestas regiões fez suas taxas de crimes aumentarem significativamente no período considerado.

No Brasil, o único estudo encontrado na literatura é o realizado por Mendonça et. al. (2002) que investigaram a relação entre interação social e crimes violentos com dados de 799 presidiários que cumpriam pena no Presídio Estadual da Papuda (Brasília), por diversos tipos de crimes. Duas variáveis que mensuram o uso de drogas (se o indivíduo era usuário de drogas e se usava drogas para praticar crime) foram empregadas nas especificações dos modelos econométricos estimados. Entretanto, apesar de o consumo de drogas, possivelmente, ser um fator que potencializa a disposição de um indivíduo cometer crimes violentos, não se encontrou suporte estatístico para aceitação dessa hipótese.

### **3 O Princípio da Racionalidade do Potencial Criminoso**

Becker (1968) propõe que o crime seja visto como uma atividade econômica, apesar de ilegal. Toda a estrutura do modelo é baseada no postulado da racionalidade<sup>5</sup> do agente na decisão de participar de atividades legais ou ilegais.

Pressupõe-se que existe uma função relacionando o número de ofensas cometidas por um indivíduo  $j$  ( $O_j$ ) com sua probabilidade de condenação ( $p_j$ ), com sua punição por ofensa se condenado ( $f_j$ ) e com todas as demais variáveis que influenciam sua decisão de delinquir ( $u_j$ ). A oferta de ofensas pode ser representada pela seguinte função

---

<sup>4</sup> Blumstein, A. "Youth violence, guns, and the illicit-drug industry." **Journal of Criminal Law and Criminology**, Fall 1995, v.86, n.1, p.10-36.

<sup>5</sup> Comportamento racional implica simplesmente em uma maximização consistente de uma função bem ordenada (Becker, 1962).

$$O_j = O_j(p_j, f_j, u_j) \quad (3.1)$$

As distribuições de  $p_j$  e  $f_j$  dependem do juiz, júri, promotor e outros, com os quais o indivíduo  $j$  depara-se. A distribuição de  $u_j$  depende dos  $p'_s$  e  $f'_s$  de outras atividades ilegais concorrentes. Dessa forma, poderá haver substituição entre os tipos de ofensas pelos ofensores à medida que essas variáveis difiram significativamente.

Uma vez que somente os ofensores condenados são punidos, existe claramente uma “discriminação de preço” e incerteza na atividade criminosa. Se condenado, o ofensor  $j$  pagará  $f$  por sua ofensa, sendo que neste caso  $f_j > 0$ , caso contrário não terá que pagar pelo crime cometido, ou seja,  $f_j = 0$ .

A utilidade esperada  $U_j^E$  por cometer uma ofensa é definida como

$$U_j^E = p_j U_j^E(Y_j - f_j) + (1 - p_j) U_j^E(Y_j) \quad (3.2)$$

sendo que  $Y_j$  é a sua renda monetária ou vantagem monetária psíquica de uma ofensa,  $U_j$  é sua função utilidade,  $p_j$  é a probabilidade de condenação e  $f_j$  será interpretado como a equivalência monetária da punição.

Pressupondo que a utilidade marginal da renda é positiva, pode-se deduzir pelas eq. (3.1) e (3.2) que  $\frac{\partial U_j^E}{\partial p_j} < 0$  e  $\frac{\partial U_j^E}{\partial f_j} < 0$ .

Um aumento em  $p_j$  ou  $f_j$  da expressão reduziria a utilidade esperada de uma ofensa e assim tenderia a reduzir o número de ofensas porque ou a probabilidade de pagar um preço é mais alta ou porque o próprio preço aumentaria. Isto é, pressupõe-se que  $\frac{\partial O_j}{\partial p_j} < 0$  e  $\frac{\partial O_j}{\partial f_j} < 0$ .

O efeito induzido por mudanças em quaisquer das variáveis representadas por  $u_j$  na eq. (3.1) também poderia ser antecipado. Maiores retornos em atividades legais aumentariam o custo de oportunidade do crime, reduzindo o incentivo à entrada em atividades ilegais e, conseqüentemente, levando a uma redução no número de ofensas. Punições mais severas

implicariam menores incentivos para o comportamento criminoso e, portanto, levariam a uma redução do número de ofensas<sup>6</sup>.

Uma elevação percentual em  $p_j$  “compensada” por igual redução em  $f_j$  não modificaria a renda esperada proveniente de uma ofensa, isto é  $Y_j^E = p_j(Y_j - f_j) + (1 - p_j)Y_j = Y_j - p_j f_j$ , mas modificaria a utilidade esperada, pois o risco se alteraria. Isso mostra que uma elevação em  $p_j$  representaria uma redução no número de ofensas devido à redução da utilidade esperada advinda da execução do ato criminoso. No entanto, é possível demonstrar que essa redução seria mais do que proporcional a uma equivalente elevação percentual em  $f_j$  se o indivíduo for propenso ao risco<sup>7</sup>. Um incremento em  $f_j$  teria um grande efeito sobre o número de ofensas se o indivíduo tivesse aversão ao risco e teria o mesmo efeito se o indivíduo fosse neutro ao risco.

A oferta agregada de ofensa (oferta de mercado) será a soma de todas as ofertas individuais  $O_j$ . Esse número depende do conjunto de  $p_j$ ,  $f_j$  e  $u_j$ . Embora essas variáveis difiram significativamente entre as pessoas por diversos motivos, serão considerados, por simplicidade, somente os valores médios dessas variáveis, denotadas agora por  $p$ ,  $f$  e  $u$ , onde  $p$  é definida por

$$p = \frac{\sum_{j=1}^n O_j p_j}{\sum_{i=1}^n O_i} \quad (3.3)$$

Fazendo o mesmo para as demais variáveis, pode-se reescrever a eq. (1) para representar a função de oferta de mercado de ofensas, dada por<sup>8</sup>

$$O = O(p, f, u) \quad (3.4)$$

---

<sup>6</sup> No caso de penas de confinamento, o número de ofensas seria reduzido, ao menos temporariamente, porque enquanto os ofensores estão presos o crime tenderia a diminuir.

<sup>7</sup> Isto significa que um aumento em  $p_j$  “compensado” por uma redução em  $f_j$  reduziria a utilidade esperada e assim as ofensas. Isto sugere que o castigo pode ser menos importante do que a probabilidade de ser capturado e condenado na decisão do agente em efetivar ou não a “produção” de um crime. Porém, Becker comenta que não existiam teorias que sustentem isso.

<sup>8</sup> Pressupõe-se que todas as propriedades das funções individuais são mantidas, em particular que a função oferta agregada será negativamente relacionada com  $p$  e  $f$ , e responderá mais a variações em  $p$  do que em  $f$  se, e somente se, os ofensores no ponto de equilíbrio forem propensos ao risco.

Os custos das diferentes formas de punições para um ofensor podem ser comparados pela sua conversão em uma equivalência monetária, como, por exemplo, a renda perdida durante o tempo de prisão. Entretanto, as punições afetam não somente o ofensor, mas também os outros membros da sociedade, de modo que o custo social da punição é constituído pelo custo incorrido pelo ofensor mais o custo ou menos o ganho para outras pessoas.

Por conveniência, Becker apresenta o custo social em termos de custos para os ofensores, tal como  $f' \equiv bf$ , onde  $f$  é o custo por ofensa,  $f'$  é o custo social e  $b$  é um coeficiente que transforma  $f$  em  $f'$ . O tamanho de  $b$  varia muito entre os diferentes tipos de punições, sendo  $b \geq 0$  para multas, enquanto  $b > 1$ , para prisão e diversas outras formas de punição.

Pressupõe-se que a sociedade tem uma função que mensura sua perda social, dada por

$$L = (D, C, bf, O) \quad (3.5)$$

em que  $D$  representa os danos sociais,  $C$  representa os custos de combater as ofensas,  $bf$  é o custo social por ofensa sofrida e  $O$  é o nível de atividade criminal. Pressupõe-se que  $\frac{\partial L}{\partial D} > 0$ ,  $\frac{\partial L}{\partial C} > 0$  e  $\frac{\partial L}{\partial bf} > 0$ .

É conveniente pressupor que a função de perda social é equivalente à função de perda total social em termos de renda real de ofensas, condenações e punições, dada por

$$L = D(O) + C(p, O) + bfpO \quad (3.6)$$

em que  $bf$  é a perda por ofensa punida e  $pO$  é o número de ofensas punidas. Assim, o termo  $bfpO$  é a perda social total de punições.

As variáveis de controle direto da sociedade são o montante de gastos no combate às ofensas,  $C$ ; a punição por ofensa para aqueles condenados,  $f$ ; e a forma de punição, sumarizada por  $b$ . Uma vez escolhidas estas variáveis, indiretamente determina-se  $p$ ,  $O$ ,  $D$  e, via as funções  $D$ ,  $C$  e  $O$ , determina-se a perda social  $L$ .

Desta forma o objetivo da sociedade deve ser escolher valores para  $C$ ,  $f$  e  $b$  que permitam minimizar  $L$  pela indução dos criminosos a cometerem uma quantidade “ótima” de delitos ( $O^*$ ).

Sumarizando, o modelo pressupõe que um indivíduo cometerá uma ofensa se a utilidade esperada por ele exceder a utilidade que poderia obter pela utilização de seu tempo e outros recursos em outras atividades. Assim, alguns indivíduos tornam-se “criminosos”, não porque suas motivações básicas são diferentes das de outros indivíduos, mas porque seus custos e benefícios diferem.

## **4 Abordagem Empírica**

### **4.1 Procedimentos de estimação**

A estratégia empírica deste estudo foi construir um painel de dados composto pelos estados brasileiros observados entre os anos de 2001 a 2003.

No caso da investigação econômica do crime, as técnicas que exploram as características de painel dos dados mostram-se mais apropriadas por permitir o controle pela heterogeneidade não-observável existente entre as unidades individuais, bem como possibilita o controle parcial do problema de erro de medida decorrente da alta taxa de sub-registro de crimes. Isso é possível se pensarmos que a probabilidade de denúncia de um crime sofrido seja função, entre outras variáveis, da renda, do nível de escolaridade e da confiança nas atividades de polícia, as quais têm produtividade dependente dos gastos da sociedade com segurança pública. Assim, podemos entender que a taxa de sub-registro é um efeito de estado não-observável.

O controle pela heterogeneidade não-observável de estados justifica-se por diversos fatores. Um deles é que, mesmo controlando por alguns dos determinantes dos custos morais associados à atividade criminosa, é provável que existam outras características culturais relativamente estáveis no tempo que estabeleçam diferentes taxas de crimes entre os estados, como por exemplo, 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 (Fajnzylber & Araújo Jr., 2001).

Utilizando notação matricial, a estrutura básica do modelo de regressão que utiliza dados em painel é dada por<sup>9</sup>

$$\mathbf{y}_{it} = \mathbf{x}_{it}'\boldsymbol{\beta} + \mathbf{z}_i'\boldsymbol{\alpha} + \varepsilon_{it} \quad (4.1)$$

em que  $\mathbf{y}_{it}$  é a oferta de crimes do  $i$ -ésimo estado ( $i = 1, \dots, 26$ ) no ano  $t$  ( $t = 2001, \dots, 2003$ ). Existem  $K$  variáveis exógenas em  $\mathbf{x}_{it}$ , não incluindo o termo constante. A heterogeneidade ou efeito individual de estado é representado por  $\mathbf{z}_i'\boldsymbol{\alpha}$ , sendo que  $\mathbf{z}_i$  contém um termo constante e um conjunto de variáveis específicas de estado, as quais podem ser observadas ou não-observadas para todos os estados.

Consideramos neste estudo três possíveis situações: Regressão *Pooled*, Efeitos Fixos e Efeitos Aleatórios.

Pressupondo que  $\mathbf{z}_i$  possa ser observado para todos os estados e, portanto, não existem efeitos de estado não observáveis, ou seja, que  $\mathbf{z}_i$  contém somente o termo constante, a Regressão *Pooled* fornece estimativas consistentes e eficientes pelo método Mínimo Quadrados Ordinários (MQO). No entanto se  $\mathbf{z}_i$  contiver efeitos de estado não-observáveis, as estimativas de  $\boldsymbol{\beta}$  serão tendenciosas e inconsistentes em consequência da omissão de variável. Neste caso deveremos basear as análises nos modelos que exploram as características de painel dos dados e permitem o controle pela heterogeneidade de estado não-observável.

Se a heterogeneidade não-observável for correlacionada com  $\mathbf{x}_{it}$ , a estratégia a ser adotada é basear as análises nas estimativas obtidas pelo modelo de Efeitos Fixos. Para isso pressupõe-se que  $\alpha_i = \mathbf{z}_i'\boldsymbol{\alpha}$  é um termo constante específico de estado estável no tempo. Assim,  $\alpha_i$  é um parâmetro desconhecido a ser estimado. Deixando  $\mathbf{y}_i$  e  $\mathbf{X}_i$  conter as  $T$  observações do  $i$ -ésimo estado,  $\mathbf{i}$  conter uma coluna de uns e  $\boldsymbol{\varepsilon}_i$  conter os  $T$  valores do erro aleatório, pode-se reescrever o modelo (4.1) como

$$\mathbf{y}_i = \mathbf{X}_i\boldsymbol{\beta} + \mathbf{i}\alpha_i + \boldsymbol{\varepsilon}_i \quad (4.2)$$

---

<sup>9</sup> A exposição a seguir é baseada em Greene (2003).

Por fim, se a heterogeneidade de estado não-observável existir, mas não for correlacionada com as variáveis exógenas, o modelo de Efeitos Aleatórios é preferível para basear as análises. Para isso reformulamos o modelo (3.2) como

$$\begin{aligned} y_{it} &= \mathbf{x}_{it}'\boldsymbol{\beta} + E[\mathbf{z}_i'\boldsymbol{\alpha}] + \{\mathbf{z}_i'\boldsymbol{\alpha} - E[\mathbf{z}_i'\boldsymbol{\alpha}]\} + \varepsilon_{it} \\ &= \mathbf{x}_{it}'\boldsymbol{\beta} + (\alpha + u_i) + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (4.3)$$

Na eq. (4.3) o único termo constante é esperança da heterogeneidade não-observável,  $E[\mathbf{z}_i'\boldsymbol{\alpha}]$ . O componente  $u_i = \{\mathbf{z}_i'\boldsymbol{\alpha} - E[\mathbf{z}_i'\boldsymbol{\alpha}]\}$  é a heterogeneidade não-observável aleatória do  $i$ -ésimo estado, a qual é constante no tempo.

## 4.2 Descrição das variáveis

### 4.2.1 Variável dependente: taxas de crimes

A maioria dos estudos empíricos que seguem o arcabouço teórico proposto por Becker (1968) tem utilizado dados agregados, mesmo que idealmente o modelo devesse ser estimado com dados individuais, uma vez que se propõe a modelar o comportamento individual do agente criminoso. Porém, apesar das críticas feitas aos estudos que empregam dados agregados, seus resultados têm influenciado a formulação de políticas públicas voltadas à redução da criminalidade (Cornwell & Trumbull, 1994). Apoiando-se nisso e devido à indisponibilidade de dados individuais, este estudo segue a linha daqueles que utilizam dados agregados por estados.

Até recentemente não havia dados disponíveis sobre as diversas categorias de crimes que possibilitassem utilizar outras mensurações da criminalidade, senão a taxa de homicídios, divulgada pelo Sistema de Informações sobre Mortalidade, do Ministério da Saúde (SIM)<sup>10</sup>. Contudo, recentemente, a Secretária Nacional de Segurança Pública (SENASP)<sup>11</sup> publicou uma base de dados que permite obter as taxas de crimes para diversos tipos de crimes contra a propriedade e contra a pessoa. Entretanto, por tratar-se de estatísticas derivadas de registros policiais, os dados revelam apenas a parte da criminalidade que é efetivamente registrada às autoridades competentes, o que implica uma subestimação significativa da criminalidade, em

---

<sup>10</sup> A única exceção encontrada é a do estudo de Mendonça et al. (2002) que utiliza dados coletados diretamente em uma população carcerária.

<sup>11</sup> <http://www.mj.gov.br/senasp>.

especial, nos casos de crimes de roubo, furto, extorsão, agressão física, seqüestro e estupro<sup>12</sup>. O sub-registro representa erro de medida nas taxas de crimes e, portanto, viés nas estimativas do modelo empírico. Assim, com o intuito de contornar tal problema utiliza-se a taxa de crimes letais contra a pessoa<sup>13</sup> por cem mil habitantes<sup>14</sup> como *proxy* para a oferta de crimes nos estados brasileiros (**CRIME**). A justificativa é que, de todas as categorias de crimes, esta está sujeita a uma menor incidência de sub-registro, pelo fato de que há perda de vida humana e, conseqüentemente, registro no instituto médico legal e na polícia. Portanto, apesar de, teoricamente, haver um melhor ajuste do modelo econômico do crime a crimes contra a propriedade, defende-se que, devido às altas taxas de sub-registro presentes nos dados oficiais, na prática, as estimações sejam mais robustas para crimes letais contra a pessoa.

É importante destacar que, desconsiderando as taxas de sub-registro, pressupõe-se que as tendências da criminalidade sejam bem representadas pelas tendências das taxas de homicídios intencionais. Pressuposição sustentada, em geral, pela literatura empírica existente.

#### **4.2.2 Variáveis exógenas e potencial explanatório**

O processo de seleção das variáveis exógenas para o modelo apoiou-se em três critérios: no modelo teórico, na disponibilidade de dados e nos estudos anteriores.

A taxa de crimes envolvendo drogas ilícitas<sup>15</sup> (**DROGAS**) é usada para controlar a presença de atividades ilícitas lucrativas sobre as taxas de crimes. A presença de atividades ilegais lucrativas implica maiores retornos esperados do crime. Desta forma, regiões com forte produção de drogas ilícitas ou de grande mercado consumidor ou, ainda, que estão próximas a fortes mercados produtores e consumidores têm grandes oportunidades lucrativas para atividades criminosas. Vale ressaltar que essas atividades não se limitam à produção e comércio das drogas ilícitas, mas também envolvem violência física e corrupção para que elas sejam mantidas

---

<sup>12</sup> Isso é constatado por todas as pesquisas de vitimização. Apenas como exemplo, dados da pesquisa de vitimização realizada, em 2002, nos municípios de São Paulo, Rio de Janeiro, Vitória e Recife revelaram que, em média, apenas um terço das vítimas de crimes notificou o crime à polícia. Isso indica que a “cifra negra” nos dados criminais está em torno de dois terços. Por ordem decrescente de notificação, na média das quatro capitais, segundo dados da pesquisa, estão: roubo/furto de automóveis (96%), roubo/furto de moto (62%), arrombamento (30%), roubo (29%), agressão física (28%), furto de algo de dentro do carro (27%), furto (15%), agressão sexual (14%), tentativa de arrombamento (11%), roubo/furto de bicicleta (8%) e depredação em automóvel (6%). A pesquisa foi realizada em conjunto pelo Gabinete de Segurança Institucional da Presidência da República (GSI), Fundação Instituto de Administração da USP (FIA/USP) e Instituto Latino Americano das Nações Unidas para a Prevenção do delito e o Tratamento do Delinqüente (ILANUD).

<sup>13</sup> Homicídio doloso, lesão corporal seguida de morte, morte suspeita e roubo seguido de morte.

<sup>14</sup> Este procedimento constitui uma forma de controle pelo tamanho da população.

<sup>15</sup> Tráfico, uso e porte de drogas.

(Fajnzylber et al, 1998). Além disso, a atividade de produção de drogas ilícitas promove a formação de grandes corporações do crime, altamente armadas e influenciadoras de comportamento. Sabe-se, também, que sob o uso de drogas, o indivíduo tende a tornar-se violento e, portanto, mais predisposto à criminalidade violenta. No caso de indivíduos dependentes de drogas, é plausível ainda identificá-los como mais propensos a cometer crimes de motivação econômica para sustentar o vício. Assim, esta variável pode ser vista também como um controle para os efeitos psíquicos que podem potencializar a criminalidade devido ao uso de drogas ilícitas.

Estamos, implicitamente, pressupondo que a eficiência da polícia em combater esse tipo de delito esteja dada e que seja igual para todos os estados. Dessa forma, podemos entender que esta variável reflita, aproximadamente, o tamanho relativo do mercado de drogas ilícitas de cada estado. Se isso puder ser sustentado, esperamos uma relação positiva entre o mercado de drogas e as taxas de crimes.

As variáveis de *deterrence* desempenham um papel fundamental no modelo teórico do crime. O modelo prevê que a sociedade tentará minimizar suas perdas induzindo os potenciais criminosos a cometer uma quantidade “ótima” de crimes, escolhendo níveis para algumas variáveis de seu controle: gastos com a atividade de polícia e justiça, a forma e a severidade das punições. A escolha dessas variáveis determinará indiretamente a probabilidade de condenação, o nível de crimes, os prejuízos sociais e, por conseqüência, as perdas sociais líquidas totais.

Como o bem-estar da sociedade é inversamente relacionado com a criminalidade, ela tentará desestimular o crime através da alocação de recursos em segurança pública (Balbo & Posadas, 1998). Esta decisão refletirá indiretamente na probabilidade de captura dos criminosos, na probabilidade de condenação e na severidade das punições. Desta forma, a variável de escolha para a sociedade é o montante gasto com segurança pública. Assim, utilizamos o total de gastos com segurança pública (**SEGPUB**) como *proxy* para as variáveis de *deterrence*. A pressuposição é a de 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 de intimidação sobre os potenciais criminosos e ocasionado a redução da criminalidade. Contudo, segundo Dulce et al (2000) e Balbo & Pousadas (1998) é possível também que quanto maior a

eficiência das autoridades policiais, maior é a probabilidade de uma vitimização ser registrada. Assim, existe também um efeito positivo dos gastos sobre as taxas de crimes, ao menos, 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. No entanto, é esperado que o primeiro efeito domine o segundo e, portanto, que maiores gastos em segurança pública tenham o efeito de reduzir as taxas de crimes.

Um problema que pode surgir é quanto à hipótese da exogeneidade dessa variável. É consenso na literatura do crime que as variáveis de *deterrence* estão geralmente sujeitas a problemas de causalidade inversa com as mensurações da criminalidade. Em geral, regiões de baixas taxas de criminalidade tendem a alocar menos recursos públicos para segurança comparativamente àquelas regiões que são sujeitas a maior incidência de crimes. Além disso, de acordo com Andrade & Lisboa (2000), é possível que a política de segurança esteja correlacionada com outras variáveis econômicas do modelo, como, por exemplo, que regiões mais ricas tenham maior acesso a instrumentos eficazes de segurança.

Utilizamos o total de mão-de-obra empregada no setor de segurança privada (**SEGPRI**) por 100 mil habitantes como *proxy* adicional para as variáveis de *deterrence*. Sua inclusão é motivada pelo fato de que o esforço privado da sociedade exerce um efeito de *deterrence* significativo sobre os potenciais criminosos. É esperado, também, um efeito negativo dessa variável sobre as taxas de crimes. Embora seja menos provável, essa variável, igualmente ao caso da variável de gastos com segurança pública, pode estar sujeita à causalidade inversa com a criminalidade. Contudo, é muito mais plausível que haja maiores gastos privados com segurança naqueles estados onde a riqueza é maior e não onde a criminalidade é maior. Além disso, os dados que serão utilizados referem-se às empresas legalmente registradas na Polícia Federal. Oliveira (2004) comenta que o número de empresas legais subestima significativamente o tamanho do setor devido à alta taxa de clandestinidade existente nessa atividade. Contudo, pressupondo que a clandestinidade seja distribuída aleatoriamente entre os estados e que seja estável ao longo do tempo, essa variável é uma boa aproximação para o tamanho do setor de segurança privada dos estados brasileiros.

O modelo teórico prevê uma relação inequivocamente positiva entre o retorno esperado da atividade ilegal e o crime. Tentamos capturar esse efeito pela utilização da renda familiar per

capita<sup>16</sup> (**RENDA**) como *proxy* para os retornos esperados do crime. Porém, não é possível afirmar *a priori* a relação esperada, uma vez que esta variável está associada tanto aos ganhos do crime, caso em que a relação seria positiva, quanto aos seus custos de oportunidade, caso em que seria negativa. Essa variável, ainda, pode ser vista como parte integrante do custo de um indivíduo cumprir penas de prisão. Pressupondo que o custo da punição dependa dos benefícios da renda prévia deixada de obter enquanto aprisionado e quaisquer outros custos psíquicos e morais, admitindo que o valor descontado da renda prévia seja fortemente correlacionado com a renda contemporânea e aceitando a hipótese de que a renda *per capita* é uma boa *proxy* para a renda prévia (Sjoquist, 1973), pode-se esperar que quanto maior a renda, maior será o custo do insucesso da atividade criminosa. Isso implica em menores incentivos à delinquência e, conseqüentemente, menores taxas de crimes. Essa dedução colabora para esperarmos uma relação negativa entre a renda familiar *per capita* e o crime. Assim, não se pode estabelecer *a priori* uma relação entre esta variável e a taxa de crimes.

Várias tentativas da mensuração dos custos de oportunidade do crime aparecem na literatura empírica, sendo as mais recorrentes as condições do mercado de trabalho pela taxa de desemprego ou pelos salários e/ou o nível de escolaridade. Contudo, há diversos problemas relacionados ao emprego destas variáveis. Segundo Erlich (1973), a variação na taxa de desemprego pode não capturar integralmente a variação na duração média da condição de desemprego e, assim, pode não refletir a verdadeira variação na probabilidade de um indivíduo estar desempregado. Em geral, pressupõe-se que a taxa de desemprego reflita as condições do mercado de trabalho, ou seja, quanto maior ela for, maior será o tempo que o indivíduo ficará desocupado e, portanto, maior será a sua probabilidade de delinquir, dado que estará sujeito a menores custos de oportunidade. Assim, haveria uma relação positiva entre a taxa de desemprego e as taxas de crimes. Contudo, o efeito também pode ser negativo, uma vez que regiões de menores taxas de desemprego teriam um maior número de vítimas economicamente atrativas e, portanto, mais oportunidades para o crime (Fajnzylber & Araújo Jr., 2001). Dessa forma, consegue-se explicar tanto uma relação negativa quanto positiva.

Em relação a utilizar a variável de escolaridade para mensurar os custos de oportunidade, o problema concentra-se no fato de que, apesar de existir um efeito negativo sobre a predisposição à criminalidade, de acordo com Gutierrez et. al. (2004), quanto maior o nível de

---

<sup>16</sup> Inclui a condição de agregado.

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. Ainda no caso de crimes economicamente motivados, mais vítimas se tornam atrativas devido ao impacto positivo da escolaridade sobre a renda *per capita* da comunidade (Araújo Jr & Fajnzylber, 2001). Portanto, o efeito dessa variável sobre o crime pode ser ambíguo e, portanto, duplamente justificável.

Em função dos problemas citados em utilizar a taxa de desemprego ou escolaridade média para controlar custos de oportunidade do crime, propomos e empregamos uma medida alternativa para refletir as condições do mercado de trabalho. Utilizamos a percentagem de homens entre 15 e 30 anos de idade que saíram de dois ou mais trabalhos<sup>17</sup> durante um ano de referência como medida da rotatividade no mercado de trabalho (**ROTAT**)<sup>18</sup>. A justificativa para a escolha desta variável é que a decisão de delinquir ou não, por hipótese, depende do tempo que um indivíduo fica desempregado, e que o tempo médio de desemprego em uma determinada região afeta a probabilidade de desemprego. Segundo Ehrlich (1973), quanto maior o tempo de desemprego, maior a probabilidade de um indivíduo engajar no crime. É esperada uma relação negativa desta variável com as taxas de crimes.

O modelo teórico também prevê que os potenciais criminosos atribuem custos para a realização do crime, além do seu próprio custo de oportunidade, a saber: o custo de planejamento e execução, o custo esperado de serem apreendidos, condenados e punidos, bem como o “custo moral” do crime.

Com o intuito de controlar os efeitos dos “custos morais” do crime utiliza-se como *proxy* a percentagem de famílias chefiadas por mulheres (**FAM**), prática usual na literatura empírica por refletir, em certa medida, o grau de “desorganização social” (ver Andrade & Lisboa, 2000; Fajnzylber & Araújo, 2001; e Araújo & Fajnzylber, 2001, entre outros). Por diversas razões, pressupõe-se que esses custos são menores para indivíduos que cresceram em famílias em que estava presente somente um dos pais<sup>19</sup> (Fajnzylber & Araújo Jr., 2001). De acordo com Kelly (1998), é plausível que esta variável seja, também, uma boa *proxy* para a instabilidade familiar. O

---

<sup>17</sup> Consideraremos todos os indivíduos que estavam ou não trabalhando na semana de referência da pesquisa a menos de um ano.

<sup>18</sup> Como as estatísticas criminais mostram que os homens jovens são responsáveis pela maioria dos crimes, optamos por construir essa variável para homens entre 15 e 30 anos de idade. Ainda, é possível pensar que a probabilidade de um indivíduo estar desempregado depende, dentre outros fatores, da sua idade e sexo.

<sup>19</sup> Ressalta-se que essa variável é usada como mensuração da percentagem de famílias uniparentais, as quais são, na sua maioria, chefiadas por mulheres, apesar de haver um crescimento na chefia de famílias uniparentais por homens (Fajnzylber & Araújo Jr., 2001).

autor comenta que os criminologistas liberais, em geral, vêem uma ligação entre o crime, instabilidade familiar e distúrbios emocionais sofridos pelas crianças durante o seu crescimento e, também, com o aumento do risco de pobreza em famílias com apenas um dos pais. Espera-se, assim, que essa variável exerça um efeito positivo sobre as taxas de crimes.

Seguindo diversos autores, entre eles Fajnzylber et al. (1998), Gutierrez et al. (2004) e Kume (2004), empregou-se o grau de urbanização (**URBAN**) como controle nas estimações. Neste estudo, esta variável é utilizada como *proxy* para o custo de entrada no crime. A hipótese é a de que a interação entre os grupos de criminosos e os potenciais criminosos facilita a troca de informações e implica redução dos custos de planejamento e execução do crime (Glaezer & Sacerdote, 1996). Cano & Santos (2000) comentam que o grau de urbanização é um dos fatores determinantes da violência letal, pois o controle social informal é maior nas pequenas comunidades, onde o desvio social é imediatamente detectado e estigmatizado. Por outro lado, o maior anonimato em áreas urbanas diminui a capacidade de controle e, portanto, incrementa a impunidade e, como consequência, a criminalidade. Por todos esses motivos, é razoável esperar uma relação positiva dessa variável com a criminalidade.

A última das variáveis exógenas do modelo empírico serve para refletir a colaboração das questões ambientais com o ato criminoso. Seguindo Fajnzylber & Araújo (2001), empregamos a fração da renda do primeiro quintil mais pobre como mensuração da desigualdade de renda dos estados (**DESIG**). Apoiando-se no modelo econômico do crime, a desigualdade causa crime por colocar indivíduos com baixos retornos no mercado legal e que, portanto, têm baixos custos de oportunidade, próximos a indivíduos de alta renda, os quais, em consequência, são vítimas economicamente atrativas. Há diversos canais que levam a desigualdade de renda a causar crime – desde uma perspectiva sociológica até econômica –, mas, em geral, todos sugerem que o efeito seja inequivocamente positivo. Contudo, devido ao indicador de desigualdade que utilizamos neste estudo, o sinal esperado para o parâmetro estimado é negativo, pois um aumento na proporção de renda detida pelos 20% mais pobres implica menor desigualdade de renda e, conseqüentemente, um efeito negativo sobre a criminalidade.

#### **4.5 Dados**

A tabela 1 reporta algumas estatísticas descritivas dos dados utilizados nas estimações. O logaritmo da taxa de crimes letais contra a pessoa por cem mil habitantes apresentou uma média de 3,14 entre os estados brasileiros, enquanto que o seu desvio-padrão entre os estados foi muito

superior ao desvio-padrão ao longo do tempo, fato que reforça as expectativas de que a criminalidade é influenciada pelas características dos estados.

Tabela 1 – Estatísticas descritivas<sup>#</sup>

Variável		Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
CRIME	Total	3,14	0,51	1,77	4,07
	Between		0,50	1,95	4,06
	Within		0,11	2,78	3,45
DROGAS	Total	2,98	1,07	0,34	4,52
	Between		1,02	0,97	4,47
	Within		0,36	2,01	4,42
SEGPUB	Total	11,05	1,73	6,30	13,59
	Between		1,65	7,70	13,52
	Within		0,57	9,42	12,79
SEGPRI	Total	5,34	0,68	3,59	6,81
	Between		0,63	4,01	6,51
	Within		0,26	4,86	6,14
RENDA	Total	5,42	0,33	4,86	6,06
	Between		0,33	4,88	6,01
	Within		0,04	5,30	5,54
DESIG	Total	-3,71	0,20	-4,14	-3,22
	Between		0,18	-4,04	-3,26
	Within		0,09	-3,99	-3,47
ROTAT	Total	-4,03	0,55	-6,06	-2,85
	Between		0,42	-5,05	-3,07
	Within		0,37	-5,44	-2,75
FAM	Total	-1,82	0,14	-2,24	-1,59
	Between		0,13	-2,13	-1,63
	Within		0,04	-1,94	-1,71
URBAN	Total	-0,259	0,11	-0,48	-0,038
	Between		0,11	-0,44	-0,038
	Within		0,01	-0,29	-0,22

<sup>#</sup> Valores em logaritmos.

As taxas de crimes letais contra a pessoa e as taxas de crimes envolvendo drogas foram obtidas na base de dados da Secretaria Nacional de Segurança Pública (SENASP). Os dados sobre segurança pública e privada têm como fonte, respectivamente, a Secretaria do Tesouro Nacional (STN) e a Federação Nacional das Empresas de Segurança e Transporte de Valores (FENAVIST). A taxa de urbanização foi construída por interpolação linear utilizando os dados dos censos de 1980, 1991 e 2002, realizados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). As demais variáveis foram construídas pela utilização das Pesquisas Nacionais por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2001, 2002 e 2003, elaboradas e divulgadas pelo IBGE. Os dados de população utilizados para normalizar a série de gastos com segurança pública e o número de pessoas empregadas no setor de segurança privada foram os mesmos que serviram à SENASP para normalizar as taxas de crimes. As variáveis monetárias foram deflacionadas utilizando-se o índice nacional de preços ao consumidor (INPC) elaborado e divulgado pelo IBGE.

## 5 Resultados

A tabela 2 reporta as estimativas dos determinantes das taxas de crimes letais contra a pessoa. São apresentadas, respectivamente, as estimativas obtidas pelo modelo de regressão *Pooled*, Efeitos Fixos e Efeitos Aleatórios.

Tanto o teste  $F$  (*Chow*), aplicado no modelo de Efeitos Fixos, quanto o teste do *Multiplicador de Lagrange* (*Breusch & Pagan*), aplicado no modelo de Efeitos Aleatórios, sustentam a hipótese da presença de efeitos de estado não-observáveis afetando as taxas de crimes dos estados brasileiros. Neste caso, as estimativas obtidas pela Regressão *Pooled* são tendenciosas e inconsistentes devido à omissão de variável importante, e as análises devem ser focadas nas estimativas obtidas pelos modelos que controlam a presença dos efeitos de estado não-observáveis sobre as taxas de crimes. Entretanto, o teste de especificação de *Hausman*, fornece evidências de que não há correlação entre os efeitos de estado não-observáveis e as variáveis exógenas do modelo, ou seja, não foi possível rejeitar a hipótese nula de ausência de correlação<sup>20</sup>. Assim, o modelo de Efeitos Aleatórios é a melhor opção entre as duas alternativas. É válido ressaltar que, sob a hipótese nula do teste, tanto o estimador de Mínimos Quadrados

---

<sup>20</sup> Detalhes destes testes podem ser encontrados, respectivamente, em Greene (2003), Hausman (1978) e Breusch & Pagan (1980).

Ordinários (MQO) para o modelo de Efeitos Fixos quanto o estimador de Mínimos Quadrados Generalizados (MQG) para o modelo de Efeitos Aleatórios são consistentes, porém o último é mais eficiente.

Tabela 2 - Estimativas dos determinantes da taxas de crimes letais contra a pessoa<sup>#</sup>

Variável	Modelo		
	Regressão Pooled	Efeitos Fixos	Efeitos Aleatórios
DROGAS	0,109 (0,0758)	0,142* (0,0459)	0,123* (0,0422)
SEGPUB	-0,143* (0,0401)	-0,0272 (0,0318)	-0,0463 (0,0294)
SEGPRIV	-0,0765 (0,118)	-0,138 (0,0864)	-0,0819 (0,074)
RENDA	-0,00886 (0,318)	0,78*** (0,393)	0,239 (0,27)
ROTAT	-0,16 (0,104)	-0,114** (0,0531)	-0,115** (0,0496)
FAM	0,478 (0,471)	0,128 (0,438)	0,29 (0,38)
URBAN	3,199* (0,97)	5,443** (2,202)	2,312** (1,107)
DESIG <sup>##</sup>	-0,245 (0,342)	-0,442*** (0,223)	-0,434** (0,202)
Constante	5,00856*** (2,65)	-0,917 (2,259)	1,485 (1,77)
R <sup>2</sup>	0,3456	0,3106	0,2423
Observações	77	77	77
Teste F (Chow)	-	30,19*	-
Teste Breusch e Pagan	-	-	56,87*
Teste de Hausman	-	-	8,01

<sup>#</sup>:forma funcional log-log

<sup>##</sup>:Um aumento nesta variável significa uma redução na desigualdade.

\*: denota significância a 1%.

\*\*: denota significância a 5%.

\*\*\*: denota significância a 10%

Para os modelos de Efeitos Fixos e Efeitos Aleatórios é reportado o R<sup>2</sup> “within groups”.

No caso da criminalidade é muito mais plausível utilizar o modelo de Efeitos Fixos do que o modelo de Efeitos Aleatórios para as análises, 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. Contudo, este estudo não é o único a não rejeitar a ausência de correlação entre os efeitos de estado e as taxas de crimes. Por exemplo, Fajnzylber & Araújo (2001), só rejeita tal hipótese ao nível de significância de 12%.

É válido ressaltar que os resultados obtidos pelos dois modelos são muito semelhantes, em termos de sinais e significância estatística dos parâmetros estimados, sendo a única exceção a RENDA que deixou de ser significativa ao passar do modelo de Efeitos Fixos para o modelo de Efeitos Aleatórios, mas manteve a relação positiva.

Nota-se que houve um ganho significativo nas estimativas obtidas pelas técnicas que exploram as características de painel dos dados em relação à simples regressão *Pooled*, na qual não há controle dos efeitos de estado não-observáveis.

Embora não tenham sido estatisticamente significativos, os coeficientes estimados das variáveis SEGPUB e SEGPRIV são coerentes com o previsto pela teoria econômica do crime. No caso do Brasil, não consideramos o problema de causalidade inversa entre estas variáveis um problema relevante, pois, em geral, os recursos públicos não são alocados de acordo com as reais necessidades, mas de acordo com a força política de cada região. No caso de gastos privados, não há evidências que permitam sustentar a hipótese de que há maiores dispêndios em regiões onde a criminalidade é maior, pois, em geral, estes gastos são maiores em regiões de maior renda e não necessariamente de maior criminalidade. Contudo, os resultados obtidos não são suficientes para afirmar que não há efeitos de intimidação sobre os agentes criminosos no Brasil, porque talvez, apenas estejam mostrando que os gastos com segurança não são alocados de forma eficiente. Concordamos com Kume (2004) que sugere que a má utilização dos recursos destinados à segurança pública e a ausência de um órgão nacional de coordenação das atividades das secretarias estaduais de segurança é uma explicação plausível para este resultado.

É importante destacar que não há um consenso na literatura brasileira sobre o efeito dos gastos com segurança pública e a criminalidade. Gutierrez et al (2004) e Kume (2004) discordam

do efeito, mesmo utilizando modelos de painel dinâmico que permitem controlar potenciais problemas de endogeneidade. Enquanto os primeiros encontram uma relação negativa entre gastos com segurança pública, o segundo não observa nenhuma relação entre estas variáveis. É importante destacar que, neste estudo, não foi possível utilizar tais modelos devido ao número de observações no tempo disponíveis, uma vez que são perdidas observações para as defasagens utilizadas como instrumentos para as variáveis tratadas como endógenas.

Apesar de apresentar relação positiva com a criminalidade, conforme esperado, a variável utilizada para controlar os custos morais (FAM) também não apresentou significância estatística para o modelo.

Utilizou-se a renda familiar *per capita* (RENDA) como *proxy* para os retornos esperados do crime. Como já discutido, essa variável está associada tanto aos ganhos do crime, caso em que a relação seria positiva, quanto aos seus custos de oportunidade, caso em que seria negativa. Observou-se um efeito líquido positivo no modelo de Efeitos Fixos, conforme previsto pela teoria. Contudo, a variável deixou de ser estatisticamente significativa no modelo de Efeitos Aleatórios.

A rotatividade do mercado de trabalho (ROTAT), conforme esperado, mostrou-se negativamente relacionada com a criminalidade, sustentando nossa hipótese de que naqueles estados em que o mercado de trabalho é mais aquecido e, portanto, a probabilidade de estar desempregado é menor, os custos de oportunidade do crime são maiores, gerando um efeito negativo sobre as taxas de crimes.

Os resultados mostraram, também, uma relação positiva entre o grau de urbanização (URBAN) e a criminalidade. Portanto, duas hipóteses já apresentadas e discutidas anteriormente podem ser sustentadas: a de que a interação entre os grupos de criminosos e os potenciais criminosos facilita a troca de informações, reduzindo os custos de planejamento e de execução do crime, implicando aumento da criminalidade (Glaezer & Sacerdote, 1996) e a de que o anonimato em áreas urbanas diminui a capacidade de controle social e, portanto, incrementa a impunidade e, como consequência, a criminalidade (Cano & Santos, 2000).

Conforme esperado, a variável de desigualdade de renda (DESIG) utilizada neste estudo apresentou parâmetro estimado estatisticamente significativo e negativo. Assim, quanto maior for a fração de renda detida pelo primeiro quintil mais pobre da população, ou seja, quanto menor for a desigualdade de renda, menores serão as taxas de crimes. Portanto, não é rejeitada a hipótese de

que a desigualdade de renda promove crime entre outros canais, por aproximar indivíduos com baixos retornos no mercado legal e que, portanto, têm baixos custos de oportunidade, próximos a indivíduos de alta renda e que, portanto, são vítimas economicamente atrativas. É válido lembrar, também, que uma maior desigualdade implica maior insatisfação pessoal e social e, conseqüentemente, maior predisposição à criminalidade.

Confirmando as expectativas, há evidências empíricas de que o mercado de drogas (DROGAS) exerce influência positiva sobre a criminalidade dos estados brasileiros. Portanto, pode-se inferir que o mercado de drogas, por diversos canais, causa criminalidade no Brasil.

Empiricamente, as evidências observadas para a relação entre a presença do mercado de drogas e a criminalidade sugerem que uma mensuração deste mercado seja utilizada como controle nas estimativas de modelos empíricos que buscam estipular os determinantes socioeconômicos da criminalidade no Brasil. Isso se faz necessário para torná-los mais aderentes à realidade brasileira, que tem um mercado de drogas altamente aquecido e potencializado pela impunidade generalizada.

## **6 Conclusões**

O objetivo deste estudo foi investigar empiricamente e sob o enfoque econômico a influência do mercado de drogas ilícitas sobre a criminalidade dos estados brasileiros. Os resultados fornecem evidências empíricas que permitem dar sustentação para a hipótese de que o mercado de drogas que se desenvolveu no país é um dos principais responsáveis pela alta criminalidade que atinge a sociedade brasileira.

Os resultados fornecem suporte para concluirmos que a desigualdade de renda e a urbanização exercem efeitos positivos sobre a criminalidade brasileira e, também, que as condições do mercado de trabalho podem implicar criminalidade. Os resultados indicaram que, quanto mais aquecido for o mercado de trabalho, menor será a criminalidade. Isso possivelmente ocorre devido ao efeito positivo de melhores condições no mercado de trabalho sobre o custo de oportunidade do crime.

A hipótese de que o mercado de drogas implica criminalidade é plausível, contudo são imprescindíveis novos estudos para avançar no conhecimento dessa relação. Sugere-se, também, que esta variável esteja presente como controle nos modelos especificados com o intuito de modelar o comportamento criminoso. Ademais, novos estudos devem ser realizados logo que

uma série de tempo maior das taxas de crimes utilizadas aqui seja disponibilizada, tornando possível o uso dos modelos de painel dinâmico propostos por Arellano & Bond (1991) e Blundell & Bond (1998).

Mesmo com as limitações empíricas deste estudo, seus resultados sugerem que a pesquisa econômica pode contribuir para uma melhor compreensão dos determinantes da criminalidade e, portanto, ser útil para o desenho e execução de políticas públicas que possam ser eficazes no combate e prevenção da criminalidade que afeta perniciosamente a sociedade brasileira.

Pelos resultados deste estudo, sugerimos que programas eficientes de combate às drogas podem prevenir outros tipos de crimes. Ademais sugerem-se programas que visem uma melhor distribuição de renda e programas que estimulem o mercado de trabalho com o intuito de diminuir o tempo médio de desemprego, certamente com efeitos eficazes na prevenção da criminalidade brasileira.

## Referências

- ANDRADE, M. V.; LISBOA, M. de 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, cap.12, p.347-384.
- ARAÚJO JÚNIOR, A.; FAJNZYLBER, P. O que causa a criminalidade violenta no Brasil? Uma análise a partir do modelo econômico do crime: 1981 a 1996. Texto de discussão, n.162. Universidade Federal de Minas Gerais, CEDEPLAR, set. 2001.
- ARELLANO, M., BOND, S. Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and Application to Employment Equations. **Review of Economic Studies** 58: 277-297, 1991.
- BALBO, M; POSADAS, J. **Uma primera aproximación al crimen en la Argentina**. Documento de Trabajo n.10. out.1998.
- BECKER, G.S. Crime and punishment: an economic approach. **The Journal of Political Economy**, v.76, n.2, p.169-217, 1968.
- \_\_\_\_\_. Irrational behavior and economic theory. **The Journal of Political Economy**. v.LXX, n.1, p.1-13, Feb.1962.
- BEATO FILHO, C.; PEIXOTO, B. T.; ANDRADE, M. V. Crime, oportunidade e vitimização. **Revista Brasileira de Ciências Sociais**, v.19, n.55, p. 73-89, 2004.
- BREUSCH, T. S; PAGAN, A. R. The lagrange multiplier test and its application to model specification em econometrics. **Review of Economics Studies**, v.47, p. 239-253, 1980.

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

CARNEIRO, L. P. Violent crime in Latin América cities: Rio de Janeiro and São Paulo. São Paulo, University of São Paulo, 2000 (Research Report).

CANO, I.; SANTOS, N. Violência letal, renda e desigualdade no Brasil. *Fórum de Debate*, IPEA - CESeC, 7p., nov.2000.

CERQUEIRA, D.; LOBÃO, W. Determinates da criminalidade: arcabouços teóricos e resultados empíricos. **Revista de Ciências Sociais**, v.47, n.2, p.233-269, maio.2004.

COHEN, L. E.; KLUEGEL, J. R.; LAND, K. C. Social Inequality and Predatory Criminal Victimization: An Exposition and Test of a Formal Theory. **American Sociological Review**, v.46, n.5, p.505-524, Oct.1981.

CORMAN, H.; MOCAN, H. N. A time-series analysis of crime, deterrence, and drug abuse in New Cork city, **The American Economic Review**, p.584-604, Jul.2000.

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

DUCE, A. D.-T.; CHAVARRÍA, P. L.; TORRUBIA; M. J. M.; **Análisis microeconómico de los datos criminales**: factores determinantes de la probabilidad de denunciar un delito. Apresentado no III Encuentro de Economía Aplicada, Valencia, 2000.

DONOHUE III, J. J.; LEVITT, S. D. Guns, violence, and the efficiency of illegal markets. **The American Economic Review**, v.88, n.2, p. 463-467, May 1998.

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

FAJNZYLBER, P.; LEDERMAN, D.; LOAYZA, N. Determinants of crime rates in Latin America and the world. *Viewpoints*, Washington, D. C., The World Bank, 1998.

FAJNZYLBER, P.; ARAÚJO JÚNIOR, A. Violência e criminalidade. In: LISBOA, M. de B; MENEZES FILHO, N. A [orgs]. **Microeconomia e sociedade no Brasil**. Rio de Janeiro: Contra Capa - FGV/EPGE, 2001, p.333-394.

FERNANDES, N.; CHOFARD, G. **Sociologia Criminal**. São Paulo: Rumo, 342p., 1995.

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

\_\_\_\_\_. The effect of income on delinquency. **The American Economic Review**, v.LVI, n.1, p.118-137, Mar.1966.

GLAESER, E. L.; SACERDOTE, B. Why is there crime in cities? **Journal of Political Economy**, v.107, n. 6-2: 225-258.

GROGGER, J.; WILLIS, M. The emergence of crack cocaine and the rise in urban crime rates. **The Review of Economics and Statistics**, v.LXXXII, n.4, p 519-529, Nov. 2000.

GOULD, E. D.; WEINBERG, B. A.; MUSTARD, D. Crime rates and local market opportunities in the United States: 1979-1995. **Review of Economics and Statistics**, v. 84, n.1, p.45-61, 2002.

GREENE, W. H. **Econometric analysis**. 5.ed. New Jersey: Prentice-Hall, 2003. 1026p.

GUTIERREZ, M. B. S.; MENDONÇA, M. J. C. de; SACHSIDA, A.; LOUREIRO, P. R. A. Inequality and criminality revisited: further evidence from Brazil. 32<sup>o</sup> Encontro Nacional de Economia, João Pessoa, 2004.

HAUSMAN, J. A. Specification tests in econometrics. **Econometrica**, v.46, p.1251-1272, 1978.

KAHN, T. Os custos da violência: quanto se gasta ou deixa de ganhar por causa do crime no estado de São Paulo. *Fórum de Debates*, IPEA - CESeC, 14p.,nov.2000.

KELLY, M. Inequality and crime. **The Review of Economics and Statistics**, 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. 32<sup>o</sup> Encontro Nacional de Economia, João Pessoa, 2004.

LEE, M. R. Community Cohesion and Violent Predatory Victimization: A Theoretical Extension and Cross-National Test of Opportunity Theory. **Social Forces**, v. 79, n.2, p.683-706, Dec./2000.

LEVITT, S. D. Juvenile crime and punishment. **Journal of Political Economy**, v.106, n.2, p.1156-1185, Dec.1998.

\_\_\_\_\_. Using electoral cycles in police hiring to estimate the effect of police on crime. **The American Economic Review**, v.87, n.3, Jun.1997.

MENDONÇA, M. J. C de; LOUREIRO, P. R. A.; SACHSIDA, A. Interação social e crimes violentos: uma análise empírica a partir dos dados do Presídio de Papuda. **Estudos Econômicos**, v. 32, n.4, p.621-641, out./dez.2002.

MENDONÇA, M.J.C de. Criminalidade e Violência no Brasil: Uma Abordagem Teórica e Empírica. **Revista Brasileira de Economia de Empresas**, v.2, n.1, p.33-49, Jan.-Mai./2002.

MIETHE, T. D.; McDOWALL. Contextual Effects in Models of Criminal Victimization. **Social Forces**, v.71, n.3, p.741-759, Mar./1993.

MYERS, S. L. JÚNIOR. Estimating the economic model of crime: employment versus punishment effects. **Quarterly Journal of Economics**, v.XCVIII, n.1, p.157-166, Feb.1983.

MUSTARD, D. B.; Reexamining criminal behavior: the importance of omitted variable bias **The Review of Economics and Statistics**, v.LXXXV, n.1, p.205-211, Feb.2003.

OLIVEIRA, F. A. Empresas de vigilância no sistema de prestação de serviços de segurança patrimonial privada, 2004. 132p. (Tese de Doutorado). Universidade de São Paulo “Escola Superior de Agricultura Luís de Queiroz – ESALQ”

PEZZIN, L. E. Incentivos de Mercado e comportamento criminoso: uma análise econômica dinâmica. **Estudos Econômicos**, v.24, n.3, p.373-404, set./dez. 1994.

\_\_\_\_\_. Effects of family background on crime participation and criminal earnings: an empirical analysis of siblings. **Estudos Econômicos**, v.34, n.3, p. 487-514, jul./set. 2004.

SCHIMIDT, P.; WITTE, A. D. Predicting criminal recidivism using ‘split population’ survival time models. **Journal of Econometrics**, v.40, n.1, p.141-159, Jan.1989.

SJOQUIST, D. L. Property crime and economic behavior: some empirical results. **The American Economic Review**, p. 439-446, Jun.1973.

SMITH, D. A.; JARJOURA, G. R. Household Characteristics, Neighborhood Composition and Victimization Risk. **Social Forces**, v.68, n.2, p.621-640, Dec./1989.

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

WITTE, A. D. Estimating the economic model of crime: reply. **Quarterly Journal of Economics**, v.XCVIII, n.1, p.167-175, Feb.1983.