

ISSN 1415-4765

## **TEXTO PARA DISCUSSÃO N° 967**

### **CRIMINALIDADE E DESIGUALDADE SOCIAL NO BRASIL**

**Mário Jorge Cardoso de Mendonça  
Paulo Roberto Amorim Loureiro  
Adolfo Sachsida**

Rio de Janeiro, julho de 2003

## **TEXTO PARA DISCUSSÃO N° 967**

### **CRIMINALIDADE E DESIGUALDADE SOCIAL NO BRASIL**

**Mário Jorge Cardoso de Mendonça\***  
**Paulo Roberto Amorim Loureiro\*\***  
**Adolfo Sachsida\*\*\***

Rio de Janeiro, julho de 2003

---

\* Da Diretoria de Estudos Macroeconômicos do IPEA  
mjorge@ipea.gov.br

\*\* Da Universidade Católica de Brasília (UCB)  
pral@ucb.br

\*\*\* Da Universidade Católica de Brasília (UCB)  
sachsida@pos.ucb.br

## **Governo Federal**

### **Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão**

**Ministro** – Guido Mantega

**Secretário Executivo** – Nelson Machado



Fundação pública vinculada ao Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão, o IPEA fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais, possibilitando a formulação de inúmeras políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiro, e disponibiliza, para a sociedade, pesquisas e estudos realizados por seus técnicos.

#### **Presidente**

Glauco Antonio Truzzi Arbix

#### **Chefe de Gabinete**

Persio Marco Antonio Davison

#### **Diretor de Estudos Macroeconômicos**

Ricardo Varsano

#### **Diretor de Estudos Regionais e Urbanos**

Luiz Henrique Proença Soares

#### **Diretor de Administração e Finanças**

Celso dos Santos Fonseca

#### **Diretor de Estudos Setoriais**

Mário Sérgio Salerno

#### **Diretor de Cooperação e Desenvolvimento**

Maurício Otávio Mendonça Jorge

#### **Diretor de Estudos Sociais**

Anna Maria T. Medeiros Peliano

## **TEXTO PARA DISCUSSÃO**

Uma publicação que tem o objetivo de divulgar resultados de estudos desenvolvidos, direta ou indiretamente, pelo IPEA e trabalhos que, por sua relevância, levam informações para profissionais especializados e estabelecem um espaço para sugestões.

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e inteira responsabilidade dos autores, não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou do Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão.

É permitida a reprodução deste texto e dos dados contidos, desde que citada a fonte. Reproduções para fins comerciais são proibidas.

# SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO 1

2 DESIGUALDADE E CRIMINALIDADE: ANTECEDENTES 2

3 UM MODELO TEÓRICO PARA A CRIMINALIDADE 3

4 ABORDAGEM EMPÍRICA 6

5 TESTE DE CAUSALIDADE DE GRANGER PARA A DESIGUALDADE SOCIAL 14

6 COMENTÁRIOS FINAIS E AGENDA DE PESQUISA 15

APÊNDICE 17

BIBLIOGRAFIA 18

## **SINOPSE**

Este trabalho tem como objetivo lançar luz sobre a questão da criminalidade no Brasil. Muito se tem comentado acerca do impacto que fatores sociais poderiam ocasionar sobre o fenômeno da criminalidade sem, no entanto, apontar o mecanismo pelo qual essa variável atua. A nossa tese é de que o agente possui um consumo referencial imposto pelos padrões da sociedade. A partir disso, surge um componente gerado pela insatisfação decorrente do consumo não-satisfeito. Utilizando, então, a análise elaborada por Becker (1968), dentro de 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.

A tarefa, a seguir, foi testar a influência que a desigualdade social tem sobre o fenômeno da criminalidade, com base na metodologia de dados em painel, para os estados brasileiros no período 1987-1995. O uso desse método permite obter estimadores que levam em conta a heterogeneidade existente entre as unidades da federação. Foi possível observar que a desigualdade social, representada pelo índice de Gini, tem efeito positivo sobre a criminalidade.

## **ABSTRACT**

This study aims at shedding light the question on the criminality in Brazil. Previous analyses have concentrated on the impact of social factors, as for instance inequality, on criminality, nevertheless without making explicit the mechanism by which this variable works. The main hypothesis here is that the agent has a targeted consumption pattern given by average social standards. The non-satisfied consumption creates dissatisfaction, thus making the agent vulnerable to criminal activities. Using Becker's analysis (1968) in the intertemporal maximizing framework, this study shows that the required income to do not undertake illicit activities grows up in a proportional way to the degree of dissatisfaction.

Following the methodological approach, it is tested the influence of social inequality on criminality rates for a sample of Brazilian states during the period 1987-1995 using panel data approach. The use of this method allows estimators capable of taking into account the existing heterogeneity among states. The main result that emerges is that social inequality given by the Gini coefficient has a positive impact on criminality rates.

# 1 INTRODUÇÃO

O objetivo deste trabalho é lançar luz acerca dos principais determinantes que impulsionam as atividades criminosas no Brasil. Becker (1968) enfatiza que a atitude de um agente, em participar de uma atividade ilícita, recai num problema de escolha envolvendo risco. Dessa maneira, o agente pondera a recompensa e a penalidade em se sobrepor ao sistema legal, comparando o valor esperado dessa loteria com a renda que ele obteria numa atividade sem risco. Naturalmente, não se pode deixar de reconhecer o efeito que a relação entre retorno e risco da ação criminal exerce sobre o fenômeno da criminalidade, pois isso é algo que parece evidente por definição. No entanto, a análise dessa questão apenas com base na ótica financeirista pode conduzir a uma visão míope do problema, identificando de forma incompleta o mecanismo pelo qual opera o processo da criminalidade. Em certos contextos, é possível verificar o crescimento contínuo da atividade criminosa coexistindo com um estado de penalização extremamente severa e retorno pouco atraente. Isso, por exemplo, parece refletir a situação que se observa nas periferias das cidades do Rio de Janeiro e de São Paulo, onde se observa um elevado índice de mortalidade entre adolescentes devido a envolvimento com atividades ilícitas.

A observação de uma situação semelhante aparece em Levitt e Venkatesh (1998). Nesse estudo é mostrado que, entre os elementos de menor *status* das gangues de Chicago, o risco de morte, ou de prisão, é muito alto, embora os rendimentos auferidos sejam até mesmo menores que o salário mínimo federal. Aqui a justificativa encontrada pelos autores é a expectativa de mobilidade social dentro da organização. No entanto, esse argumento é meio contraditório, pois a atitude dos *soldiers* somente encontraria justificativa se houvesse uma grande rotatividade nos escalões superiores do crime. Se esse for o caso, é porque os membros de maior *status* são eliminados num horizonte de curto ou médio prazo. Contudo, isso não é razoável, pois a utilidade descontada se reduziria, o que, por sua vez, reduziria o retorno advindo da decisão de participar desse mercado.

A proposta fundamental deste trabalho é estudar o fenômeno da criminalidade em 26 estados brasileiros. Para tanto, segue-se uma argumentação um pouco mais ampla daquela analisada por Becker (1968), de modo a incorporar novos elementos à análise. Não se desconsidera que a relação entre retorno e risco seja relevante para explicar a criminalidade, mas assinala-se também a existência de outros fatores que contribuem para a evolução do fenômeno, ressaltando o efeito maléfico que a desigualdade social exerce sobre a criminalidade. Além disso, esse estudo explicita um mecanismo, baseado na idéia de que os agentes possuem um consumo de referência (*target consumption*), pelo qual a desigualdade exerce impacto positivo sobre a criminalidade.

É razoável a colocação de que esse consumo de referência tende a seguir o nível de satisfação desfrutado por aqueles agentes possuidores de maior riqueza. Pode-se argumentar aqui que o consumo de referência se origina a partir da convivência próxima entre grupos onde a dispersão de riqueza é acentuada, ou ainda, vale o argumento de que os meios de comunicação poderiam disseminar certos padrões que seriam vistos como sendo aqueles de referência. Tendo isso em mente, o agente deriva sua insatisfação em função da diferença entre o nível de consumo de referência e

aquele que, de fato, pode alcançar com sua renda. A insatisfação reduz a utilidade, fazendo com que ele perceba sua renda como “menor”, diminuindo, dessa forma, o valor descontado da sua utilidade. É possível mostrar que o aumento da renda de referência faz com que o agente exija uma remuneração maior para participar do mercado de trabalho. Assim, deve existir uma relação direta entre desigualdade de renda e criminalidade. Um nível elevado de desigualdade implica um alto grau de insatisfação e, como será mostrado, existe ainda uma relação entre insatisfação e rendimento exigido para permanecer fora da criminalidade.

O trabalho está organizado em seis seções, incluindo esta introdução. A Seção 2 ilustra os antecedentes encontrados na literatura, que relacionam as discussões entre desigualdade e criminalidade. A seguir, desenvolve-se, na Seção 3, um modelo teórico para explicar a criminalidade incorporando na função utilidade do agente uma “insatisfação” do tipo linear. O objetivo desse modelo é mostrar que a insatisfação desloca a renda exigida para manter o agente neutro entre participar ou não da criminalidade. Com base nesse modelo teórico, é desenvolvida, na Seção 4, toda uma abordagem tendo em vista a estimação econométrica do modelo a partir do emprego de dados em painel para os estados brasileiros, abrangendo o período de 1985 a 1995. Esse método tem a vantagem de conjugar informação *cross-section* com séries de tempo e permite levar em consideração o efeito de variáveis omitidas no modelo e a heterogeneidade entre os estados da federação. Tendo em vista os resultados econométricos, a Seção 5 utiliza o teste de causalidade de Granger para demonstrar que fatores exercem efeito no longo prazo sobre a desigualdade. Por fim, na Seção 6 são apresentadas as principais conclusões da pesquisa.

## 2 DESIGUALDADE E CRIMINALIDADE: ANTECEDENTES

A relação entre crime e desigualdade já tem sido apresentada na literatura há algum tempo. Algo parecido com o que está sendo colocado neste trabalho já aparece em algumas teorias sociológicas. Hagan e Petersen (1995) argumentam que a sensação de frustração que os indivíduos de menor renda sentem ao perceber a prosperidade de outros, também denominada “privação relativa”, pode explicar o efeito que a desigualdade exerce sobre a criminalidade. Alguns estudos ainda apontam, particularmente, a pobreza como fator que tem influência sobre a criminalidade. O argumento nessa direção é que a desorganização social gerada pela pobreza reduz os mecanismos informais de controle sobre o indivíduo, o que resultaria no aumento da criminalidade [Hagan e Petersen (1995)].

Em relação a esses argumentos e ao que é colocado neste trabalho, pode-se assinalar algumas diferenças. Primeiro, embora possa ser razoável a idéia de que a frustração ou *envy effect* possa ter relação com a criminalidade, o exato mecanismo econômico por onde ocorre essa ligação não está explícito nessas teorias. Tendo em vista o que é colocado neste trabalho, a pobreza, por si mesma, não surge como fator que desencadeia a criminalidade. A percepção dessa quando comparada a grupos de *status* superior é que deve ser o foco da análise.

Por fim, no que se refere ainda à relação entre criminalidade e desigualdade, existe o argumento de que a desigualdade pode ser vista como uma *proxy* para o retorno do crime, positivamente relacionado à renda daqueles mais abastados [Ehrlich

(1973)]. Embora essa colocação possa ser, em princípio, razoável, ela não explica o porquê de as pessoas pertencentes à camada menos favorecida da população, segundo as estatísticas, serem as maiores vítimas de crime.

### 3 UM MODELO TEÓRICO PARA A CRIMINALIDADE

De modo a tratar o modelo de criminalidade, vamos admitir a hipótese de horizonte infinito. Nesse caso, a utilidade do agente é expressa pelo valor esperado da soma infinita das utilidades descontadas. Sendo assim, sua estratégia se resume a encontrar uma seqüência de consumo  $\{c_t\}$  que maximiza

$$E \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(c_t, c^* - c_t) \right\} \quad (1)$$

onde  $U_1 > 0$  e  $U_2 > 0$ , com fator de desconto  $\beta \in (0,1)$ . O segundo argumento diz respeito à insatisfação do agente caso este não usufrua do consumo de referência ( $c^*$ ). Vamos ainda, a título de simplificação, utilizar uma forma linear para a função de utilidade, ou seja, neutralidade diante do risco. Além disso, tem-se que toda renda  $w_t$  é gasta no consumo, isto é,  $w_t = c_t$  para todo  $t$ , com  $w_t$  definido no intervalo compacto  $X = [0, \hat{w}]$ . Desse modo, temos que a utilidade do agente de horizonte infinito é expressa da seguinte forma:

$$E \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t (w_t - a(w^* - w_t)) \right\} \quad (2)$$

A cada período o agente se depara com o seguinte dilema, ou se incorpora ao mercado formal de trabalho aceitando uma renda  $w$  ou, então, escolhe participar de uma atividade ilícita. Caso o agente opte pela primeira alternativa, irá obter um nível de satisfação, de acordo com a equação (2), dado por  $\frac{w - a(w^* - w)}{1 - \beta}$ . No caso em que a escolha seja pela segunda alternativa, o agente se depara com uma loteria onde ocorrem as probabilidades  $1 - \phi$  de não se obter sucesso e  $\phi$  de ser recompensado. Existe ainda um custo expresso por  $k$ , com  $k < 0$ ,<sup>1</sup> para participar dessa loteria. O resultado, no caso de fracasso na atividade ilícita, significa que o nível de utilidade esperada é dado por  $\beta(1 - \phi)h(0)$ , que pode indicar a perda de liberdade ou outra penalidade imposta ao agente. Caso obtenha sucesso na atividade ilícita, sua utilidade esperada é definida por  $\phi \beta \int_0^{\infty} v(w') dF(w')$ , onde  $F$  é uma função de distribuição acumulada de  $w$ , tal que  $F(W) = \text{prob}(w \leq W)$ , com  $F(0) = 0$  e  $F(\bar{W}) = 1$  para algum  $\bar{W}$ .

A essa altura é necessário um interlúdio para tornar claro o que está sendo colocado. De forma semelhante àquela que ocorre quando o agente analisa a opção pelo mercado formal e calcula sua utilidade tendo por base todo o horizonte temporal, o mesmo deve ocorrer quando a escolha se dá pelo lado da criminalidade.

1. Embora o custo deva ter sinal positivo, optou-se, por economia, apresentar  $c < 0$  para evitar a notação  $-k$ .



Assim sendo, os parâmetros que definem essa escolha devem refletir algo relacionado com o horizonte temporal, pois, do contrário, teríamos um problema de miopia do agente. O parâmetro  $\phi$  representa a probabilidade de o agente se manter na carreira criminosa e  $F$  denota uma distribuição de probabilidade referente aos ganhos no longo prazo, cujo argumento dessa função é representado pela renda média obtida no crime em cada período, que pode estar relacionada à capacidade do indivíduo em atuar nesse mercado. Deve-se ainda ter em mente que está implícita a hipótese de que os agentes são heterogêneos, hipótese sem a qual a desigualdade não se justificaria. Tendo em vista tais colocações, pode-se definir um operador  $T : C(X) \rightarrow C(X)$ , onde  $C(X)$  é o espaço das funções contínuas e limitadas, e  $f \in C(X)$ , tal como:

$$Tf(w) = \max \left\{ \frac{w - a(w^* - w)}{1 - \beta}, k + \beta(1 - \phi)h(0) + \phi\beta \int_0^{\infty} f(w')dF(w') \right\} \quad (3)$$

É fácil mostrar que o operador  $T$  é monotônico no sentido de que se  $f \leq g$  então  $Tf \leq Tg$ , e para qualquer constante  $\alpha$ ,  $T(f + \alpha) \leq Tf + \beta\alpha$ . Isso significa que  $T$  atende às condições de Blackwell e, portanto, é uma contração. Tendo ainda em vista que  $C(X)$  é um espaço métrico completo, existe uma única função  $v \in C(X)$ , tal que  $Tv = v$  [Stokey, Lucas e Prescott (1989)].

Assim, a equação de Bellman pode ser posta da seguinte forma:

$$v(w) = \max \left\{ \frac{w - a(w^* - w)}{1 - \beta}, k + \beta(1 - \phi)h(0) + \phi\beta \int_0^{\infty} v(w')dF(w') \right\} \quad (4)$$

onde a maximização recai sobre duas ações: *a*) aceitar a renda  $w$  no mercado formal e trabalhar para sempre recebendo essa renda; ou *b*) rejeitar essa opção e incorrer em um custo  $k$  para participar da loteria, obtendo  $w'$  advindo da distribuição  $F$ , no caso de obter sucesso, devido ao ingresso do agente na atividade criminal.

Portanto, o objetivo aqui é encontrar o equilíbrio desse modelo, ou seja  $\bar{w}$ , que torne o agente indiferente às duas opções. Isso pode ser feito da seguinte forma:

$$v(w) = \frac{\bar{w} - a(w^* - \bar{w})}{1 - \beta} = k + \beta(1 - \phi)h(0) + \phi\beta \int_0^{\infty} v(w')dF(w') \quad \text{se } w \leq \bar{w} \quad (5)$$

$$= \frac{w - a(w^* - w)}{1 - \beta} \quad \text{se } w \geq \bar{w}$$

A intuição aqui é que quanto maior  $\bar{w}$ , maior deve ser a renda obtida no mercado legal  $w$  para que o agente opte por participar dele. É possível demonstrar que existe um único  $\bar{w}$  que alcança o equilíbrio entre as duas escolhas. A partir da equação (5), temos que:

$$\begin{aligned} \frac{\bar{w} - a(w^* - \bar{w})}{1 - \beta} = k + (1 - \phi)h(0) + \phi\beta \int_0^{\bar{w}} \frac{\bar{w} - a(w^* - \bar{w})}{1 - \beta} dF(w') + \\ + \phi\beta \int_{\bar{w}}^{\infty} \frac{w' - a(w^* - w')}{1 - \beta} dF(w') \end{aligned} \quad (6)$$

É possível mostrar, tal como é feito no Apêndice, que  $\bar{w}$  é explicitamente determinado da seguinte forma:

$$\frac{\bar{w}}{\phi} - \left[ \frac{k + (1 - \phi)h(0)}{\phi} \right] = \frac{aw^*(1 - \beta\phi)}{\phi} + \beta \left\{ Ew' - \frac{[k + (1 - \phi)h(0)]}{\phi} \right\} + \beta \int_0^{\bar{w}} F(w') dw' \quad (7)$$

ou, ainda, de outro modo:

$$\bar{w} - [k + (1 - \phi)h(0)] = aw^*(1 - \beta\phi) + \beta \{ \phi Ew' - [k + (1 - \phi)h(0)] \} + \beta \phi \int_0^{\bar{w}} F(w') dw' \quad (8)$$

Um caso particular, onde  $a = 0$ , ilustra a situação retratada por Becker (1968). Vejamos agora como se comporta  $\bar{w}$  em decorrência da variação de alguns parâmetros. Isso pode ser feito por meio de um exercício de estática comparativa. Desse modo, é possível mostrar que, através da aplicação do teorema da função implícita, a equação (8) aponta para o seguinte fato: a elevação do nível de referência  $w^*$  da sociedade desloca para cima  $\bar{w}$ , aumentando, portanto, a exigência da sociedade para participar do mercado formal de trabalho. Assim, pode-se facilmente demonstrar que:

$$\frac{\partial \bar{w}}{\partial w^*} = \frac{a(1 - \beta\phi)}{1 - \beta\phi F(\bar{w})} > 0 \quad (9)$$

Deve ser notado ainda que, de acordo com a equação (9), o efeito da variação de  $w^*$  está relacionado ao valor de equilíbrio  $\bar{w}$ . A magnitude do efeito de  $w^*$  sobre  $\bar{w}$  irá depender de  $F$ . Aqui, uma hipótese factível é que  $F$  seja estritamente côncava, o que significa que o efeito de  $w^*$  sobre a renda de equilíbrio diminui à medida que já se encontra num patamar elevado. Tomando  $d = w^* - w$ , onde  $d$  é a insatisfação e  $w$  é fixo, pode-se afirmar que a insatisfação eleva a renda de equilíbrio para que o agente se mantenha fora da criminalidade, tendo em vista que  $Dd = Dw^*$ . Do mesmo modo é fácil mostrar que um aumento no ganho advindo do trabalho diminui a renda de equilíbrio, pois tomando  $w^*$  como fixo, temos que  $Dd = -Dw$ . Também a renda de equilíbrio responde positivamente ao aumento do retorno no crime, conforme pode ser mostrado pela equação (10):

$$\frac{\partial \bar{w}}{\partial Ew'} = \frac{\beta\phi}{1 - \beta\phi F(\bar{w})} > 0 \quad (10)$$

Embora a desigualdade tenha impacto positivo sobre a criminalidade, o modelo desenvolvido neste trabalho não acena para nenhum resultado direto sobre o efeito que pode existir da pobreza sobre o crime. Nesse sentido, o modelo pode explicar algumas situações que se evidenciam na prática. Assim, mesmo em regiões com elevado padrão de vida, onde se verifica que as necessidades básicas, como educação e saúde, são atendidas em um nível satisfatório, pode-se observar, no entanto, um elevado índice de criminalidade. Por exemplo, pode-se argumentar que na sociedade americana, devido a seu dinamismo econômico, o padrão de exigência para o consumo disseminado pelos meios de comunicação gera um referencial de satisfação muito acima da factibilidade passível de ser alcançada por aqueles que dispõem de renda média, fazendo com que isso se torne um fator a ser levado em conta na decisão individual de entrar ou não na criminalidade. Em contrapartida, também pode ocorrer que em regiões menos ricas, mas onde o padrão de consumo não é tão elevado, os índices de criminalidade sejam menos acentuados.

## 4 ABORDAGEM EMPÍRICA

### 4.1 MODELO BÁSICO DE DADOS EM PAINEL

Conforme visto na seção anterior, a decisão de participar ou não de uma atividade ilícita está diretamente determinada por  $\bar{w}$ , portanto, caso o agente se depare no mercado formal com uma renda inferior a  $\bar{w}$ , ele optará por participar da criminalidade. Logo, pode-se afirmar que existe uma função  $C = F(\bar{w})$  tal que  $C' > 0$ , onde  $C$  define o delito praticado. Pode-se ainda dizer que  $C = F(a, w^*, \beta, \phi, h(0), Ew^1, c)$ . A forma como cada argumento dessa função opera já foi descrita. Assim, para testar o modelo, é necessário encontrar as variáveis que sejam adequadas como *proxies* para cada um desses argumentos.

A metodologia de dados em painel agrega ganhos importantes no estudo da criminalidade, tendo em vista que, mesmo na presença de fatores omitidos, as estimativas obtidas para os parâmetros são consistentes. No caso específico da criminalidade, é razoável a afirmação de que determinadas características, como fatores culturais relativos a cada grupo (estados), podem ter influência sobre a criminalidade. Observa-se ainda que essa variável pode estar correlacionada com determinadas variáveis, presentes no modelo. Assim, é razoável a colocação de que fatores ligados à cultura podem ter influência sobre a renda.

A abordagem de dados em painel será adotada para verificar os determinantes da criminalidade nos estados brasileiros. Desse modo, partiremos da seguinte especificação:

$$c_{it} = \beta'x_{it} + v_{it}, \quad \text{para } i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T \quad (11)$$

onde  $c_{it}$  é a variável dependente representada no modelo pelo número de delitos praticados e  $x_{it}$  representa o vetor de variáveis explicativas. Ambas as variáveis mudam entre as unidades  $i$  (estados) e no tempo  $t$ . De acordo com a metodologia para dados em painel, tem-se ainda que  $v_{it} = \alpha_i + u_{it}$ , onde  $\alpha_i$  é um termo estocástico próprio dos indivíduos em que  $E(\alpha_i^2) = \sigma_\alpha^2$ , enquanto  $u_{it}$  é um distúrbio não

estocástico, não-correlacionado com  $(x, \alpha)$ , de modo que  $E(u_i^2) = \sigma_u^2$ . Além disso, ambos os termos possuem valor esperado igual a 0. Assim, temos que:

$$C_{it} = \beta' x_{it} + \alpha_i + u_{it} \quad \text{para } i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T \quad (12)$$

Tendo em vista as hipóteses do modelo, deve-se notar que o vetor de distúrbio  $v$ ,  $N \times T$ , para todas as observações agrupadas, foge à hipótese clássica de homocedasticidade, pois sua matriz de covariância é definida por  $\Omega = \sigma_u^2 I_{N \times T} + \sigma_\alpha^2 (I_N \otimes i_T i_T')$ , onde  $i$  é o vetor unitário e  $\otimes$  é o produto de Kronecker. Admitindo, na equação (12), que  $\alpha$  é aleatório, pode ocorrer que  $E(\alpha | x) \neq 0$  ou  $E(\alpha | x) = 0$ . No segundo caso, é possível mostrar que o método de mínimos quadrados generalizados (MQG) proporciona estimadores consistentes e eficientes na classe de estimadores lineares não-tendenciosos para o parâmetro  $\beta$ . Esse estimador é conhecido na literatura como estimador de efeito aleatório. Por outro lado, quando ocorre que  $E(\alpha | x) \neq 0$ , ou seja, quando o efeito individual é correlacionado com as variáveis explicativas, é possível obter um estimador consistente para  $\beta$  a partir da aplicação da matriz de desvio  $Q$ ,  $Q = I_{N \times T} - (I_N \otimes i_T i_T' / T)$  sobre a equação (12). Dessa forma, ficamos com  $QC_{it} = QX_{it}\beta + Qu_{it}$ , onde o vetor de letras maiúsculas representa os dados já agrupados. A partir disso, a estimação do parâmetro  $\beta$  por mínimos quadrados ordinários (MQO) gera o estimador de efeito “fixo”  $b_w$ , onde  $b_w = (X_{it}' Q X_{it})^{-1} X_{it}' Q Y_{it}$ , produz um estimador consistente para  $\beta$ .

Como assinala Johnston e DiNardi (1997), não existe na literatura de dados de painel consenso quanto ao emprego do termo efeito fixo. Muitas vezes ele é usado quando se presume que o componente individual é um parâmetro. Nesse caso, cada parâmetro individual pode ser estimado a partir do estimador de mínimos quadrados com variáveis binárias, que incorpora uma variável binária para cada indivíduo (ou município, ou estado, ou país etc.).

A questão de como identificar se  $\alpha$  é correlacionado ou não com  $X_{it}$  pode ser investigada através da aplicação do teste de Hausman. Hausman e Taylor (1981) observa que sob a hipótese nula de ortogonalidade entre  $\alpha_i$  e os regressores, tanto o estimador de efeito fixo quanto o estimador de MQG de efeito aleatório são consistentes, porém  $b_w$  é ineficiente. Sob a hipótese alternativa  $E(\alpha | x, z) \neq 0$ ,  $b_w$  é consistente enquanto o estimador MQG não apresenta essa propriedade. Portanto, sob a hipótese nula os dois estimadores não devem diferir sistematicamente [ver Greene (1993)]. Assim, a estimação dos coeficientes de efeito fixo e aleatório tem como função básica indicar se existe correlação entre os regressores e o componente individual.

No entanto, como demonstra Hsiao (1986),  $b_w$  é um estimador consistente em  $E(\alpha | x) \neq 0$  somente no caso em que todos os regressores são correlacionados com o efeito individual  $\alpha$ . Quando a correlação de  $\alpha$  ocorrer apenas com um subconjunto da matriz dos regressores não é possível demonstrar que  $b_w$  seja consistente. Nesse caso, Hausman e Taylor (1981) sugerem estimar  $\beta$  a partir do seguinte procedimento. Primeiro, é necessário tomar  $X_{it} = (X_{it1}, X_{it2})$ , onde  $X_{it1}$  são as colunas de  $X_{it}$  não-correlacionadas com os efeitos individuais ( $p \lim X_{it1}\alpha = 0$ ) e  $X_{it2}$  são as colunas de  $X_{it}$  correlacionadas com  $\alpha$ . Uma vez feita essa observação, torna-se

possível explicitar o estimador de Hausman e Taylor (HT). Primeiro, aplicamos a transformação  $\Omega^{-1/2}$  sobre a equação (12), de modo que:

$$\Omega^{-1/2} C_{it} = \Omega^{-1/2} X_{it} \beta + \Omega^{-1/2} \alpha_i + \Omega^{-1/2} u_{it} \quad (13)$$

Como ainda persiste a correlação entre o efeito individual e o subconjunto  $X_{it}$  da matriz dos regressores, tendo em vista que essa transformação serve somente para corrigir o problema relacionado à heterocedasticidade, é necessário estimar  $\beta$  por variáveis instrumentais, de modo que :

$$b_{HT} = (X_{it}' \Omega^{-1/2} P_A \Omega^{-1/2} X_{it})^{-1} X_{it}' \Omega^{-1/2} P_A \Omega^{-1/2} C_{it}$$

onde novamente  $P_A$  é a projeção ortogonal sobre os instrumentos. No caso, Hausman e Taylor (1981) sugerem utilizar como instrumentos o conjunto  $A_1 = (QX_{it1}, QX_{it2}, P_V X_{it1})$ , onde  $P_V$  é a matriz de média. Aqui é importante observar que para levar a cabo  $b_{HT}$  é necessário possuir estimadores consistentes de  $\sigma_\varepsilon^2$  e  $\sigma_u^2$ . Hausman e Taylor (1981) apresentam um modo simples de se obter tais estimadores.

## 4.2 DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS

Vejamos, agora, quais as variáveis explicativas passíveis de serem testadas nesse modelo. Para designar a variável dependente, relacionada com a criminalidade, irá se empregar como *proxy* o número de homicídios intencionais, normalizado em relação à população do estado, tal como aparece em outros trabalhos [Fajnzylber, Lederman e Loayza (1998)]. As informações acerca de homicídios intencionais (base de dados CID-BR-9) se encontram disponíveis para todas as regiões do Brasil e podem ser tabuladas a partir dos próprios microdados em qualquer nível de agregação. Essa base de dados é mantida pelo Sistema de Informação sobre Mortalidade (SIM) do Sistema de Informação do Ministério da Saúde (Datusus) de onde os dados foram obtidos. Existem, no entanto, alguns problemas em relação à escolha dessa variável e pelo menos dois pontos merecem ser ressaltados. Primeiro, nem sempre as mortes atribuídas a homicídios intencionais estão corretamente classificadas, pois às vezes são incorporadas nas estatísticas mortes que ocorreram por lesões em que se ignora se isso se deu de modo acidental ou intencional. Segundo, um outro problema é o de sub-registro de ocorrências, isto é, mortes que não foram notificadas. Sabe-se que esse problema ocorre com maior incidência no meio rural que no meio urbano. Entretanto, como assinala Cano e Santos (2000) o sub-registro de causas externas é muito menor do que o que ocorre por causas naturais. Além disso, caso o sub-registro se mantenha estável no tempo, ele pode ser controlado através do uso de dados em painel pela aplicação de efeitos fixos [Fajnzylber e Araújo Jr. (2001)].

Para representar o retorno do agente que participa de uma atividade ilícita, apresentado no modelo por  $Ew'$ , a estratégia adotada será utilizar como *proxy* para essa variável a renda média das famílias. Esse argumento já aparece em Ehrlich (1973) tal como foi colocado na introdução deste trabalho. Nesse caso, é razoável a colocação de que quanto maior for essa variável maior também será o retorno no crime.

Conforme foi mostrado por meio de um exercício de estática comparativa ao final da Seção 3, uma variação positiva em  $Ew'$  desloca para cima a renda de equilíbrio, aumentando a probabilidade de o agente ingressar no crime.

Embora a renda de referência da sociedade,  $w^*$ , apareça de modo explícito na determinação da renda de equilíbrio, ela é um parâmetro definido de modo exógeno e, por si mesma, não quer dizer muita coisa. Assim, conforme é o ponto principal deste trabalho, a insatisfação gerada pelo fato de o agente não poder alcançar o consumo de referência,  $a(w^* - w)$ , é o fator que contribui para aumentar a possibilidade de o indivíduo participar do mercado de criminalidade. Fazendo  $d = w^* - w$  e tomando  $w$  como dado, pode-se afirmar que a substituição de  $w^*$  por  $d$  gera a mesma estimativa para o parâmetro relativo à renda de referência  $w^*$ . Tomando ainda por base que  $d$  reflete, de certo modo, a idéia de desigualdade de renda, é razoável que se tome como *proxy* para essa variável medidas comuns de desigualdade de renda. Sendo assim, o índice de Gini, que mede o grau de concentração da renda, será empregado como *proxy* para  $d$ .

Em relação a  $k$ , o custo de ingressar no crime, um meio de contornar a não-disponibilidade dessa informação se dá por meio do emprego da variável taxa de urbanização [Fajnzylber, Lederman e Loayza (1998)]. A justificativa para esse procedimento recai sobre o fato de que a interação entre grupos de criminosos e potenciais criminosos facilitaria o acesso desses últimos ao mercado de criminalidade, na medida em que a interação entre os agentes facilitaria o acesso à informação. Assim, a taxa de urbanização deve apresentar uma correlação positiva com a criminalidade.

Com relação a essas três últimas variáveis (renda média da família, índice de Gini e taxa de urbanização), os dados utilizados nesta pesquisa são provenientes das seguintes bases de dados: *a*) as séries relativas à renda média por família e índice de Gini foram extraídas da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD); e *b*) a taxa de urbanização foi obtida a partir dos censos demográficos. Nos anos onde não ocorreu censo, os valores foram obtidos por interpolação. Tanto a PNAD como o censo demográfico são elaborados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

De modo a representar  $\phi$ , a probabilidade de permanência no crime, um candidato razoável seriam os gastos em segurança pública. Também o efetivo de policiais por estado poderia ser uma variável passível de ser testada. Contudo, devido à disponibilidade de informação para os gastos em segurança, apenas essa variável será testada neste trabalho como *proxy* para a probabilidade de permanência no crime. Espera-se que a criminalidade, representada pelo número de homicídios intencionais mostre uma correlação negativa com essa variável.

Deve-se ter em mente que no caso dessa variável é possível que possa ocorrer um problema de causalidade reversa. Desse modo é necessário verificar, se, por exemplo, houver correlação negativa entre a variável dependente, homicídios intencionais e o gasto em segurança, qual variável determina a outra. É possível que um menor índice de criminalidade em uma região tenha o efeito de gerar menos dispêndio público em segurança, e não o contrário. Um estudo desenvolvido com o objetivo de tratar a questão da causalidade reversa no contexto de dados de painel aparece em Granger e

Huang (1997). As informações sobre os gastos com segurança pública dos estados foram obtidas a partir do *Boletim de Finanças Públicas do Brasil*, elaborado pela Secretaria do Tesouro Nacional (STN).

Em relação à variável que identifica a penalização que incide sobre o agente, representada no modelo por  $h(0)$ , aparece em alguns trabalhos a razão número de condenações por total de ocorrências [Fajnzylber, Lederman e Loayza (1998)]. Infelizmente, deve-se ter em conta que, para o caso brasileiro, os dados para essas variáveis não se encontram disponíveis.

Com relação ao parâmetro  $a$ , que representa o grau com que o agente sente insatisfação, este está omitido no modelo e pode estar ainda relacionado com fatores específicos de cada região. Existem comunidades onde a criminalidade parece estar menos sensível à desigualdade social. A explicação para isso pode estar relacionada aos fatores específicos de cada região, como cultura, religião etc.

Embora não diretamente explicitadas no modelo, existem variáveis que, de algum modo, podem ter influência sobre a criminalidade e, por tal motivo, devem ser incluídas, quando da estimação, como forma de controle. Alguns estudos acenam para a existência de uma relação positiva entre desemprego e criminalidade. Freeman (1994) mostra que um resultado recorrente é o sinal negativo para a primeira defasagem dessa variável. Assim sendo, a taxa de desemprego também será testada como variável explicativa do modelo. A literatura acena para o fato de o desemprego ter dois efeitos distintos sobre a criminalidade. O primeiro, denominado efeito oportunidade, se refere à influência negativa que o desemprego exerce sobre o crime devido à redução da riqueza disponível, isto é, pela diminuição do retorno na atividade. O segundo, conhecido como motivação criminal, atua de forma positiva. Esse efeito surge a partir da redução de renda do agente e também pela depreciação do capital humano devido ao tempo de ausência no mercado de trabalho. Assim, quanto mais longo o tempo que o agente permanecer desempregado, maior a probabilidade de participar da criminalidade [Ehrlich (1973)]. A maioria dos trabalhos acena para o fato de que o efeito líquido é positivo. Os dados sobre desemprego foram tomados da PNAD.

Por fim, a população usada para normalizar os homicídios intencionais foi obtida a partir dos censos demográficos. Também nos anos onde não foi realizado o censo, os valores para essa variável foram obtidos por interpolação. A Tabela 1 resume o que foi colocado ao longo desta seção.

TABELA 1

**Variáveis Explicativas para a Criminalidade — Homicídio Intencional**

Variáveis do modelo (1)	Proxy para a variável (2)	Terminologia (3)	Sinal esperado (4)
Retorno esperado ( $Ew$ )	Renda média das famílias	RENDA	Positivo
Probabilidade de sucesso ( $\phi$ )	Gasto público com segurança	GASTO	Negativo
Custo de ingresso ( $c$ )	Taxa de urbanização	URBAN	Positivo
Insatisfação ( $w^* - w$ )	Índice de Gini	GINI	Positivo
Outras variáveis explicativas	Taxa de desemprego	DESP	Positivo

### 4.3 RESULTADOS

Para estimar o modelo, tal como descrito nas seções anteriores, foi empregada a análise de dados em painel dos estados brasileiros para o período 1985-1995. A estrutura de painel oferece importantes ganhos de informação. Isso se deve ao emprego conjunto de informação temporal e entre os grupos. Nesse caso, a importância de problemas de correlação com variável omitida é bem menor se comparados com o que ocorre quando se estima apenas com base em séries de tempo ou dados de *cross-section* [Hsiao (1986)]. Os resultados do modelo econométrico são apresentados na Tabela 2.

TABELA 2  
**Modelo Econométrico para Criminalidade**

Variáveis independentes	MQO (1)	Efeito aleatório (MQG) (2)	Efeito fixo (3)	HT (4)
RENDA	0,1614 (0,000)	0,2352 (0,053)	0,1855 (0,013)	0,1857 (0,010)
GINI	-3,6371 (0,000)	0,7058 (0,053)	0,9641 (0,009)	0,9627 (0,006)
URBAN	1,2252 (0,001)	1,1298 (0,013)	0,9919 (0,070)	0,9923 (0,055)
DESP	0,3440 (0,001)	0,1297 (0,013)	0,1256 (0,022)	0,1256 (0,015)
CTE	-4,446 (0,000)	-3,2808 (0,000)	-2,8482 (0,004)	-0,3136 (0,014)
Observações	234	234	234	234
$R^2$	0,33	0,16	0,15	0,15
$RHO$	-	0,831	0,893	
Teste de Hausman	-	23,08 (0,000)	-	-
Teste de Breusch-Pagan		493,09 (0,000)		
VIF	2,32			
1/VIF	0,43			

Em primeiro lugar, todas as variáveis inclusas foram transformadas em logaritmos. Nesse caso, os coeficientes obtidos representam as elasticidades em relação à variável desse coeficiente. Segundo, a variável dependente, no caso o número de homicídios intencionais, é normalizada em relação à população. Aqui, a população aparece como variável de escala do modelo. Terceiro, deve ser observado que a variável dependente homicídio intencional, como já mencionado, contém erro de observação. No entanto, é admitida a hipótese de que esse erro tem uma distribuição normal com variância constante e média 0. Isso faz com que o modelo recaia nas hipóteses usuais e a estimação seja implementada sem maiores problemas [Greene (1993)]. Por fim, a variável GASTO não apresentou significância em nenhum caso,



mesmo quando normalizada em relação à população, e, por esse motivo, o modelo foi novamente estimado sem essa variável.

Em relação à Tabela 2, a coluna (1) ilustra a estimação do modelo por regressão simples MQO. As duas colunas seguintes apresentam os resultados para efeito aleatório e efeito fixo, respectivamente. A necessidade do emprego de uma metodologia que leve em consideração o caráter heterocedástico existente entre os indivíduos é corroborada pelo valor do coeficiente RHO, que indica a proporção da variância estimada do componente individual em relação à variância estimada do distúrbio. Nos dois modelos esse valor é superior a 80%, que por sua vez indica a importância do componente individual do distúrbio. Por fim, a coluna (4) mostra a regressão estimada a partir do estimador HT. A inclusão dos resultados por MQO tem por objetivo servir como referência na análise. Muito embora essa metodologia não permita levar em consideração a análise do efeito individual omitido, ela possibilita que, a partir dela, se possa estudar temas importantes, como a existência ou não de multicolinearidade.

O problema da multicolinearidade é analisado por meio da estatística *Variance Inflation Factor* (VIF) que calcula o impacto sobre a variância do coeficiente de cada variável decorrente da presença dos outros regressores. Para que haja multicolinearidade, o valor da maior estatística VIF deve ser superior a 5 [Judge, Hill e Griffiths (1985)]. Conforme pode ser visto, a partir do valor dessa estatística não existe indicação de multicolinearidade na regressão.

Como pode ser observado, o teste de Hausman mostra que não se pode negar a hipótese de que o efeito individual seja correlacionado com alguma variável explicativa. Esse resultado assinala, portanto, que a estimação do modelo por efeito aleatório não gera estimadores consistentes para o modelo. Contudo, não se pode afirmar, sem uma análise mais apurada, que o estimador de efeito fixo  $b_w$  seja o mais eficiente, na medida em que não se pode garantir que a correlação entre a matriz dos regressores e o efeito individual omitido ocorra para todas as colunas dessa matriz [Hsiao (1986)]. Um procedimento heurístico para checar que variáveis são correlacionadas com o distúrbio aparece em Cornwell e Rupert (1988). Nesse caso, observam-se variações proporcionais entre os coeficientes obtidos por efeitos fixo e aleatório, tomadas em relação a um ou a outro. Nesse caso, as taxas de variação tomadas em relação aos coeficientes obtidos por efeitos fixo e aleatório são de -27% para RENDA, 26% para GINI, -12% para URBAN e apenas -3% para DESP. Esse fato parece revelar que apenas a variável desemprego é o elemento exógeno na matriz dos regressores. As outras três variáveis, de acordo com esse tipo de análise, possuem correlação com o componente individual omitido. Tendo em vista essas colocações, é necessário, de acordo com o que foi mostrado na Subseção 4.1, o emprego do estimador HT, pois existe a indicação de que apenas um subconjunto da matriz  $X_{it}$  seja correlacionado com o componente individual do distúrbio.

Um fato que merece ser destacado se refere à diferença acentuada dos resultados obtidos para a variável GINI entre os três modelos que levam em conta o efeito individual omitido, colunas (2), (3) e modelo MQO onde esse fator não é levado em consideração. Isso parece se dar devido ao fato de na regressão por MQO o coeficiente de GINI ser viesado, pois não se consideram as especificidades entre as

unidades individuais (estados). A consideração desses fatores é de tamanha relevância na medida em que pode alterar sobremaneira o coeficiente estimado de uma variável. Caso não fosse incorporada nesse estudo a metodologia que permitiu levar em conta as diferenças entre as unidades individuais teríamos uma idéia completamente distorcida do modo como a desigualdade social tem efeito sobre a criminalidade. A necessidade de levar em conta as diferenças individuais é corroborada pelo teste de Breusch-Pagan, cuja hipótese nula é a variância do componente individual  $\alpha_i$  na equação (10), ser igual a 0. O resultado desse teste indica claramente a presença de componente individual no modelo.

Pode ser ainda observado que não existe, praticamente, alteração entre os resultados obtidos pelos estimadores de efeito fixo e HT. De fato, pode ser notado em trabalhos que aplicam essa metodologia que a diferença observada entre os dois regressores não é substancial em termos do coeficiente dos parâmetros. No entanto, as variâncias dos coeficientes gerados pelo método HT são menores e, portanto, este é mais eficiente que o estimador de efeito fixo. Nos resultados observados nas colunas (3) e (4), as seguintes colocações podem ser feitas. Os coeficientes de todas as variáveis inclusas no modelo são significativos e com os sinais esperados.

Tal como era a intenção inicial deste trabalho, a desigualdade social representada pelo índice de Gini tem influência significativa para explicar a criminalidade. Sua importância somente é sobreposta pela taxa de urbanização, cujo valor do coeficiente é o maior entre todas as variáveis. De fato, existem razões para que a incidência de criminalidade seja maior nas grandes cidades. A maior interação social que ocorre no meio urbano pode contribuir, de várias maneiras, para o aumento do crime, como, por exemplo, pela diminuição do custo de entrada no crime devido à facilidade de se encontrar elementos que já praticam a atividade, conforme já foi apontado. Outro fator importante que decorre da interação social é a influência que um grupo pode exercer sobre o indivíduo. Nesse caso, os jovens seriam levados à prática do crime, motivados apenas pela tentativa de imitar os indivíduos do grupo. Por fim, o meio urbano favorece a permanência no crime devido ao fato que diminui a probabilidade de reconhecimento do indivíduo e por diminuir a chance de ele ser pego quando da prática de um delito [Glaeser e Sacerdote (1999)].

Por fim, em relação à taxa de desemprego vale a afirmação de que essa variável, mesmo no curto prazo, tem impacto positivo sobre o fenômeno da criminalidade, embora com um poder de explicação menor do que as outras variáveis do modelo. Esse resultado obtido para o sinal e o valor do coeficiente está de acordo com grande parte dos trabalhos que aparecem na literatura [Erllich (1973), Trumbull (1989) e Wong (1995)]. Fajnzylber e Araújo Jr. (2001), em um estudo feito para o Brasil, e Magalhães (1997), em uma análise implementada para o Distrito Federal, mostram que o desemprego apresenta efeito líquido positivo sobre a criminalidade.

Deve-se ter em mente que o resultado de não-significância para a variável GASTO não quer dizer que o dispêndio público em segurança não tenha relevância para diminuir a criminalidade. Entre as possíveis explicações para o resultado encontrado esteja a de que talvez o impacto negativo dessa variável somente se faça sentir no longo prazo quando, então, os agentes se vejam forçados a abandonar o crime, tendo em vista a grande probabilidade de insucesso.

## 5 TESTE DE CAUSALIDADE DE GRANGER PARA A DESIGUALDADE SOCIAL

Tendo em vista que a relação entre desigualdade e crime é fundamental neste trabalho, a tarefa agora diz respeito a verificar se, num contexto dinâmico, é possível averiguar a consistência dessa relação. Quer dizer, conseguir demonstrar a causalidade de Granger [Granger (1969)] no sentido da desigualdade causando crime, e não o contrário. Para adaptar essa metodologia a um contexto de dados em painel, um procedimento representativo para testar a causalidade em painel aparece em Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988). Esse modelo é expresso da seguinte forma:

$$y_{it} = \alpha_0 + \sum_{j=1}^m \alpha_j y_{it-j} + \sum_{j=1}^n \delta_j x_{it-j} + f_i + u_{it} \quad (14)$$

onde  $i = 1, \dots, N$  representa as unidades e  $t = 1, \dots, m$ , o índice de tempo.

Eliminando o efeito fixo  $f_i$ , o modelo em diferenças assume a seguinte forma:

$$y_{it} - y_{it-1} = \sum_{j=1}^m \alpha_j (y_{it-j} - y_{it-j-1}) + \sum_{j=1}^m \delta_j (x_{it-j} - x_{it-j-1}) + (u_{it} - u_{it-1}) \quad (15)$$

Ocorre que tal especificação introduz um problema de simultaneidade devido ao fato de o distúrbio ser correlacionado com  $y_{it-j} - y_{it-j-1}$ . Nesse caso, uma alternativa consistente é estimar o modelo a partir do uso do método de variável instrumental em dois estágios (2SLS). Feito isso, para verificar se  $x$  causa  $y$ , temos apenas de testar a hipótese conjunta  $\delta_1 = \delta_2 = \dots = \delta_m = 0$  [Nair-Reicheit e Weinhold (2001)]. Deve-se ter em mente que para que a relação de causalidade se mostre consistente é necessário testar a causalidade reversa e observar se a hipótese conjunta de agora  $y$  causar  $x$  é não-significativa, pois do contrário não é possível afirmar nada nesse sentido.

Trazendo a questão para o contexto corrente, para verificar se a desigualdade social expressa pelo índice de Gini causa crime, temos de verificar se  $\delta_1 = \delta_2 = 0$  no modelo posto a seguir:

$$\begin{aligned} mortp_{it} - mortp_{it-1} = & \sum_{j=1}^m \alpha_j (mortp_{it-j} - mortp_{it-j-1}) \\ & + \sum_{j=1}^m \delta_{1j} (gini_{it-j} - gini_{it-j-1}) + u_{it} - u_{it-1} \end{aligned} \quad (16)$$

onde  $mortp$  é a razão entre homicídios intencionais e população. Assim, para estimar esse modelo, pode-se utilizar como instrumentos  $mortp_{it-2}$  ou  $mortp_{it-2} - mortp_{it-3}$  [Hsiao (1986)].

A Tabela 3 apresenta os resultados do procedimento de Granger para identificar a consistência da relação entre desigualdade social e crime. Nela, são apresentadas as duas regressões necessárias para levar a cabo o teste de causalidade de Granger. Em virtude da dimensão temporal da amostra, optou-se por incluir apenas uma defasagem no modelo, tendo em vista diminuir a perda de graus de liberdade. A regressão 1 apresenta os resultados por dois estágios para a equação (16), enquanto na

regressão 2 a variável dependente passa a ser a variação da desigualdade, sendo a variável exógena agora, a variação da mortalidade. Tendo em vista os resultados para a regressão 1, o teste de causalidade mostra que a desigualdade causa crime no sentido de Granger. Contudo, no modelo 2 não é observada a causalidade no sentido reverso, o que mostra, de fato, que a desigualdade social, medida pelo índice de Gini, tem impacto dinâmico sobre a criminalidade.

TABELA 3  
Teste de Causalidade de Granger

	Regressão 1 Variável dependente = $Dmortp^a$	Regressão 2 Variável dependente = $Dgini$	
$Dmortp\_1^b$	0,809	$Dgini\_1$	0,515
Valor-p	(0,226)		(0,619)
$Dgini\_1$	1,284	$Dmortp\_1$	-0,012
Valor-p	(0,05)		(0,329)
Teste de Causalidade <sup>c</sup>	3,771	Teste de Causalidade	0,961
$\delta_1 = 0$	(0,05)	$\delta_1 = 0$	(0,329)
Observações	232	Observações	232

<sup>a</sup>  $Dmortp = mortp - mortp(-1)$ .

<sup>b</sup>  $Dmortp = mortp(-1) - mortp(-2)$ .

<sup>c</sup> Teste F (1,230).

Com relação à Tabela 3, algumas observações podem ser feitas. Como as variáveis do modelo estão todas em log, as diferenças representam, na verdade, as taxas de variação. Além disso, não se observa recorrência para a taxa de variação da criminalidade, representada pela variável  $Dmortp$ .

Além da variável *gini*, o teste de causalidade de Granger foi aplicado para todas as variáveis que aparecem na Tabela 2. Embora não sejam apresentados por economia, os resultados mostraram que em nenhuma dessas variáveis há criminalidade no sentido de Granger. Assim, deve valer a assertiva de que apenas a desigualdade social exerce um impacto dinâmico sobre a criminalidade. As outras variáveis, embora sejam importantes para explicar o modelo, como foi observado na subseção anterior, exercem efeito apenas dentro do tempo corrente.

## 6 COMENTÁRIOS FINAIS E AGENDA DE PESQUISA

Esse trabalho teve como objetivo lançar luz acerca do fenômeno crescente da criminalidade no Brasil. Em virtude da imensa disparidade de renda que existe neste país, introduziu-se a hipótese de que a desigualdade social seria uma variável importante para explicar o agravamento desse fenômeno. Vista do prisma sociológico, essa pode parecer uma assertiva trivial. No entanto, o mecanismo econômico pelo qual a desigualdade pode influenciar a criminalidade não é tão óbvio. A idéia fundamental desenvolvida neste trabalho é que, além do próprio consumo do agente, existe um outro componente na função de utilidade que se denomina insatisfação e que contribui de modo negativo para o nível de satisfação do indivíduo. A insatisfação é definida pela diferença entre um nível referencial posto de forma exógena e aquele que sua renda permite alcançar. Assim sendo, foi possível mostrar, a

partir da elaboração de um modelo dinâmico de escolha intertemporal, que o impacto de um aumento do consumo referencial eleva a renda exigida no mercado de trabalho para o agente permanecer fora da criminalidade.

Tendo em vista que o nível de referência deve acompanhar a fração da sociedade que detém maior riqueza, é razoável a colocação de que a insatisfação está associada à desigualdade de renda. Assim sendo, com base na metodologia de dados em painel, pode-se mostrar que a desigualdade medida pelo índice de Gini é um fator que acentua a criminalidade. Uma das vantagens da aplicação de dados em painel é que se permite levar em consideração a heterogeneidade existente entre as unidades, que, no caso desta pesquisa, são representadas pelos estados brasileiros. Um resultado importante desse trabalho recai no fato de que, caso esse ponto não fosse levado em consideração, a conclusão — o efeito que a desigualdade exerce sobre a criminalidade — seria oposta ao que foi demonstrado.

É importante ressaltar que a taxa de urbanização, posta nessa pesquisa como uma *proxy* para o custo de aprendizado ou entrada na criminalidade, foi a variável que mostrou maior efeito sobre a criminalidade. No entanto, deve-se ter em mente que pode estar implícito nessa variável algo mais importante, que seria relacionado ao grau de interação social entre os indivíduos. Tal interação pode ser definida pela inclusão, dentro da função utilidade do indivíduo, de variáveis que representam características de outras pessoas e que afetam sua produção. Nesse sentido, existe a hipótese de que o comportamento do agente sofreria influência do grupo ao qual ele pertence [Durlauf (2001)].

Em ambas as vertentes teóricas, o aprofundamento da pesquisa empírica acerca da interação social somente é possível mediante a disponibilidade de informação específica sobre os agentes individuais, o que não é o caso desta pesquisa. O estudo acerca do efeito da interação social na criminalidade poderia explicar, por exemplo, as causas para os diferentes tipos de crime. Nesse sentido, será que crimes violentos (como homicídio e estupro) têm um relacionamento com variáveis de interação social distinto dos crimes considerados não-violentos (como roubo e furto)? Uma tentativa de responder a essa questão aparece em Mendonça, Loureiro e Sachsida (2002).

Uma questão interessante seria tentar diferenciar os efeitos de curto e longo prazos que determinadas variáveis têm sobre a criminalidade. Por exemplo, é razoável afirmar que o impacto de um período prolongado de desemprego seja maior do que um outro de curta duração. Além disso, um aumento esporádico da segurança pública talvez tenha menos efeito que uma política contínua de segurança. Uma vez observada uma escalada crescente da criminalidade, por onde se deve atuar primeiro? Por meio do aumento da segurança pública ou de políticas sociais? Para que políticas públicas possam ser bem implementadas, é necessário conhecer as elasticidades de curto prazo e as relações de longo prazo entre variáveis. Essa é uma questão que pode ser respondida por meio de um estudo de séries temporais.

## APÊNDICE

### DERIVAÇÃO DA EQUAÇÃO (6)

Fazendo  $\tilde{w} = \bar{w} - a(w^* - \bar{w})$ ,  $w'' = w' - a(w^* - w')$  e  $k' = k + \beta(1 - \phi)h(0)$ , tem-se que:

$$\frac{\tilde{w}}{1 - \beta} = k' + \phi\beta \int_0^{\bar{w}} \frac{\tilde{w}}{1 - \beta} dF(w'') + \phi\beta \int_0^{\bar{w}} \frac{w''}{1 - \beta} dF(w'') \quad (A1)$$

Pelo fato de  $\phi\beta \in (0, 1)$ , temos então que:

$$\frac{\tilde{w}}{1 - \beta} \phi\beta + \frac{\tilde{w}}{1 - \beta} (1 - \phi\beta) = k' + \phi\beta \int_0^{\bar{w}} \frac{\tilde{w}}{1 - \beta} dF(w'') + \phi\beta \int_{\bar{w}}^{\infty} \frac{w''}{1 - \beta} dF(w'') \quad (A2)$$

Sabendo ainda que:

$$\frac{\tilde{w}}{1 - \beta} \phi\beta + \frac{\tilde{w}}{1 - \beta} (1 - \phi\beta) = \frac{\tilde{w}}{1 - \beta} \phi\beta \int_0^{\bar{w}} dF(w'') + \frac{\tilde{w}}{1 - \beta} \phi\beta \int_{\bar{w}}^{\infty} dF(w'') + \frac{\tilde{w}}{1 - \beta} (1 - \phi\beta) \quad (A3)$$

Eliminando os termos semelhantes das equações (A2) e (A3), ficamos com:

$$\frac{\tilde{w}}{1 - \beta} \phi\beta \int_{\bar{w}}^{\infty} dF(w'') + \frac{\tilde{w}}{1 - \beta} (1 - \phi\beta) = k' + \frac{\phi\beta}{1 - \beta} \int_{\bar{w}}^{\infty} w'' dF(w'') \quad (A4)$$

ou, ainda:

$$\frac{\tilde{w}}{1 - \beta} (1 - \phi\beta) = k' + \frac{\phi\beta}{1 - \beta} \int_{\bar{w}}^{\infty} (w'' - \tilde{w}) dF(w'') \quad (A5)$$

Adicionando e subtraindo  $\frac{\phi\beta}{1 - \beta} \int_0^{\bar{w}} (w'' - \tilde{w}) dF(w'')$  na equação (A5), temos:

$$\begin{aligned} \frac{\tilde{w}}{1 - \beta} (1 - \phi\beta) = k' + \frac{\phi\beta}{1 - \beta} \int_{\bar{w}}^{\infty} (w'' - \tilde{w}) dF(w'') + \frac{\phi\beta}{1 - \beta} \int_0^{\bar{w}} (w'' - \tilde{w}) dF(w'') \\ - \frac{\phi\beta}{1 - \beta} \int_0^{\bar{w}} (w'' - \tilde{w}) dF(w'') \end{aligned} \quad (A6)$$

A partir da equação (A6), temos que:

$$\frac{\tilde{w}}{1 - \beta} (1 - \phi\beta) = k' + \frac{\phi\beta}{1 - \beta} Ew'' - \frac{\tilde{w}}{1 - \beta} \phi\beta - \frac{\phi\beta}{1 - \beta} \int_0^{\bar{w}} (w'' - \tilde{w}) dF(w'') \quad (A7)$$

Assim:

$$\frac{\tilde{w}}{1-\beta} = k' + \frac{\phi\beta}{1-\beta} Ew'' - \frac{\tilde{w}}{1-\beta} \phi\beta - \frac{\phi\beta}{1-\beta} \int_0^{\bar{w}} (w'' - \tilde{w}) dF(w'') \quad (A8)$$

Ou, então:

$$\tilde{w} - c' = \beta(\phi Ew'' - k') - \phi\beta \int_0^{\bar{w}} (w'' - \tilde{w}) dF(w'') \quad (A9)$$

Substituindo  $\tilde{w}$ ,  $w''$  e  $k'$  por  $\bar{w} - a(w^* - \bar{w})$ ,  $w' - a(w^* - w')$  e  $k + \beta(1-\phi)h(0)$ , respectivamente, na equação (A9) e derivando parcialmente o último termo do lado direito, obtém-se, finalmente, a equação (A6).

## BIBLIOGRAFIA

- AMEMIYA, T., MACURDY, T. E. Instrumental-variable estimation of error-components model. *Econometrica*, v. 54, n. 4, p. 869-880, 1986
- BALTAGI, B. H. *Econometric analysis of panel data*. John Wiley & Sons, 1995.
- BECKER, G. Crime and punishment: an economic approach. *Journal of Political Economy*, v. 101, p. 169-217, 1968
- BECKER, G., TOMES, N. An equilibrium theory of the distribution of income an intergenerational mobility. *Journal of Political Economy*, v. 87, p. 1.163-1.189, 1979.
- BLUMSTEIN, A. Tooth violence, guns and the illicit-drug industry. *The Journal of Criminal Law and Criminology*, v. 86, n. 4, p. 1.175-1.216, 1995.
- BLUMSTEIN, A., ROSENFELD, R. Explaining recent trends in U.S. homicide rates. *The Journal of Criminal Law and Criminology*, v. 86, n.1, p. 10-36, 1998.
- BREUSCH, T. S., MIZON, G. E., SCHMIDT, P. Efficient estimation using panel data. *Econometrica*, v. 57, n. 3, p. 695-700, 1986.
- CANO, I., SANTOS, N. Uma comparação das fontes de informação sobre violência letal. Iser, 2000, mimeo.
- CORNWELL, C., RUPERT, P. Efficient estimation with panel data: an empirical comparison of instrumental variables. *Journal of Applied Econometrics*, v. 3, p. 149-155, 1988.
- DURLAUF, N. S. *A framework for the study of individual behavior and social interactions*. University of Wisconsin at Madison, Department of Economics, 2001 (Working Paper).
- EHRlich, I. Participation in illegitimate activities: a theoretical and empirical investigation. *Journal of Political Economy*, v. 81, p. 521-565, 1973.
- . Deterrent effect of capital punishment: a question of life and death. *American Economic Review*, p. 397-417, Dec. 1975.
- FAJNZYLBER, P., ARAÚJO Jr., A. *Violência e criminalidade, em microeconomia aplicada no Brasil*. Fundação Getulio Vargas, 2001.

- FAJNZYLBER, P., LEDERMAN, D., LOAYZA, N. *What causes violent crime*. 1998 (World Bank Report).
- FLEISCHER, B. M. The effect of income on delinquency. *America Economic Review*, v. 56, p. 118-137, 1966.
- FREEMAN, R. B. *Crime and job market*. National Bureau of Economic Research, 1994 (Working Paper, 4.910).
- . The economics of crime. In: ASHENFELTER, O., CARD, D. (eds.). *Handbook of labor Economics*, v. 3. Elsevier Science, 1999.
- FREEMAN, R. B., RODGERS III, W. M. *Area economic conditions and the labor market outcomes of young men in the 1990s expansion*. NBER, Apr. 1999 (Working Paper, 7.073).
- GLAESER, E. L., SACERDOTE, B. Why is there more crime in cities. *Journal of Political Economy*, v. 107, n. 6, p. S225-S258, 1999.
- GLAESER, E. L., SACERDOTE, B., SCHEINKMAN, J. A. Crime and social interactions. *Quarterly Journal of Economics*, v. 111, p. 507-548, 1996.
- GRANGER, C. Investigating causal relations by econometric model and cross-spectral methods. *Econometrica*, v. 37, p. 424-438, 1969.
- GRANGER, C., HUANG, L. *Evaluation of panel data models some suggestions from time series*. San Diego: Department of Economics, University of California, 1997 (Unpublished Manuscript).
- GREENE, W. *Econometric analysis*. Prentice Hall, 1993.
- HAGAN, J., PETERSEN, R. D. *Crime and inequality*. Stanford University Press, 1995.
- HAUSMAN, J. A. Specification test in econometrics. *Econometrica*, v. 46, n. 6, p. 1.251-1.271, 1978.
- HAUSMAN, J. A., TAYLOR, W. Panel data and unobservable individual effects. *Econometrica*, v. 49, n.6, p. 1.377-1.398, 1981.
- HOLTZ-EAKIN, D., NEWEY, W., ROSEN, H. Estimating vector autoregressions with panel data. *Econometrica*, v. 56, n.6, p. 1.371-1.395, 1988.
- HSIAO, C. *Analysis of panel data*. Cambridge University Press, 1986.
- JOHNSTON, J., DINARDI, J. *Econometric methods*. McGraw-Hill International Editions, 1997.
- JUDGE, G. *et alii*. *The theory and practice of econometrics*. John Wiley & Sons, 1985.
- LEVITT, S. D. The effect of prison population size on crime rates: evidence from prison overcrowding litigation. *Quarterly Journal of Economics*, v. 111, p. 320-351, 1996.
- LEVITT, S. D., VENKATESH, S. A. *An economic analysis of drug-selling gang's finances*. National Bureau of Economic Research, 1998 (Working Paper).
- MAGALHÃES, T. A. *Desemprego e Crime — uma análise de séries temporais para o Distrito Federal: 1992-1996*. UnB, Departamento de Economia, 1997 (Tese de Mestrado).



- MENDONÇA, M. J. C., LOUREIRO, P. R. A., SACHSIDA, A. Interação social e crimes violentos: uma análise empírica a partir do presídio de Papuda. *Estudos Econômicos*, v. 32, n.4, p. 621-641, 2002.
- NAIR-REICHEIT, U., WEINHOLD, D. Causality tests for cross-country panels: new look at FDI and economic growth in developing countries. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 63, n. 2, p. 151-171, 2001.
- STOKEY, N., LUCAS, R. E., PRESCOTT, E. C. *Recursive methods in economic dynamics*. Harvard University Press, 1989.
- SAH, R. Social osmosis and patterns of crime. *Journal of Political Economy*, v. 99, p. 1.272-1.295, 1991.
- SARGENT, T. J. *Dynamic macroeconomic theory*. Harvard University Press, 1987.
- STATA. *Stata User's Guide, Release, 7*. Texas: Stata Press, College Station.
- TRUMBULL, W. N. Estimating of the economic model of crime using aggregate and individual data level. *Southern Economic Journal*, v. 56, p. 423-439, 1989.

## **EDITORIAL**

Coordenação  
(vago)

Supervisão  
Helena Rodarte Costa Valente

Revisão  
André Pinheiro  
Elisabete de Carvalho Soares  
Lucia Duarte Moreira  
Luiz Carlos Palhares  
Miriam Nunes da Fonseca  
Tatiana da Costa (estagiária)

Editoração  
Carlos Henrique Santos Vianna  
Marina Nogueira Garcia de Souza (estagiária)  
Roberto das Chagas Campos

Divulgação  
Raul José Cordeiro Lemos

Reprodução Gráfica  
Edson Soares

**Brasília**  
SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES,  
10º andar – 70076-900 – Brasília – DF  
Fone: (61) 315-5336  
Fax: (61) 315-5314  
Correio eletrônico: editbsb@ipea.gov.br

Home page: <http://www.ipea.gov.br>

**Rio de Janeiro**  
Av. Presidente Antônio Carlos, 51, 14º andar  
20020-010 – Rio de Janeiro – RJ  
Fone: (21) 3804-8118  
Fax: (21) 2220-5533  
Correio eletrônico: editrj@ipea.gov.br

Tiragem: 130 exemplares