

CRIMINALIDADE E VIOLÊNCIA NO BRASIL: UMA ABORDAGEM TEÓRICA E EMPÍRICA*

Mário Jorge Cardoso de Mendonça¹

Resumo: Este trabalho tem como objetivo lançar luz sobre a questão da criminalidade no Brasil. Muito tem se comentado acerca do impacto que fatores sociais como a desigualdade pode exercer sobre a exacerbação desse fenômeno, sem no entanto apontar o mecanismo pelo qual essa variável atua. A tese nossa é a 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) num contexto de maximização intertemporal é possível demonstrar que o retorno exigido pelo agente para levar a cabo uma atividade ilícita é reduzido por uma quantidade diretamente relacionada com o seu grau de insatisfação.

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 the intertemporal maximizing framework developed by Becker (1968), this study shows that the required return to undertake illicit activities is reduced in a proportional way to the degree of dissatisfaction generated by consumption.

Palavras Chave: Criminalidade, Consumo de Referência, Insatisfação, Dados de painel.

Key Words: Criminality, Targeted Consumption, Dissatisfaction and Panel Data.

JEL: C23, D61

* Artigo submetido em 27/11/2001 e aceito em 11/12/2001.

¹ Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). Este artigo se beneficiou dos comentários de um parecerista anônimo. E-mail: mjorge@ipea.gov.br

Introdução

O objetivo desse trabalho é o de lançar luz acerca dos principais determinantes que impulsionam as atividades criminosas no Brasil. Becker (1968) enfatiza que a atitude de um agente de participar de uma atividade ilícita recai num problema de escolha envolvendo risco onde o agente pondera a recompensa e a penalidade em 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 si mesmo. No entanto, a análise dessa questão apenas com base nessa ótica financeira pode conduzir a uma visão míope do problema, identificando de forma incompleta o mecanismo pelo qual opera o processo da criminalidade. É possível verificar em certos contextos um crescimento contínuo da atividade criminosa coexistindo com um estado de penalização extremamente severa e um retorno discutível. Isso, por exemplo, parece refletir a situação que se observa nas periferias das cidades do Rio de Janeiro e São Paulo, onde se observa um elevado índice de mortalidade entre adolescentes devido a envolvimento com atividades ilícitas.

A linha mestra dessa pesquisa segue uma trajetória um pouco mais ampla daquela que foi analisada por Becker, tentando incorporar novos elementos à análise. Ela não desconsidera que o argumento de que a relação entre retorno e risco seja um motivo relevante que explique a criminalidade, mas assinala também a existência de outros fatores que contribuem para a evolução do fenômeno da criminalidade, aqui ressaltando a implicação do efeito maléfico que a desigualdade social exerce sobre o aumento da criminalidade. O mecanismo pelo qual a desigualdade potencializa a criminalidade se dá a partir do reconhecimento de que o agente possui um nível de consumo de referência, imposto a ele de forma exógena. É razoável a colocação de que esse referencial tem o viés de seguir o nível de satisfação desfrutado por aqueles que possuem maior riqueza. Pode-se argumentar aqui que ele se origina a partir da convivência próxima entre grupos onde a dispersão de riqueza é acentuada, ou ainda que os meios de comunicação disseminariam certos padrões sociais de referência. Mediante o agente deriva o nível de insatisfação com seu status social em função da diferença entre o nível de consumo de referência e aquele que de fato ele pode usufruir com sua renda. A insatisfação reduz a utilidade fazendo com que o indivíduo ele perceba sua renda como “menor” inibindo por consequência o valor descontado da sua utilidade futura. Isso sem dúvida contribui como mais um fator para motivar o agente a se envolver no mercado de criminalidade.

1. Corpo do trabalho.

A partir do que foi colocado na Introdução, desenvolve-se na seção 3 um modelo teórico para explicar a criminalidade incorporando na função utilidade do agente uma “insatisfação” do tipo linear. Embora essa forma funcional seja restritiva isso permite obter uma expressão explícita a renda de equilíbrio, aquela que torna o agente indiferente às opções de participar da criminalidade ou do mercado de trabalho formal. Ainda nesse modelo é mostrado que a insatisfação desloca a renda exigida para manter o agente neutro entre as duas opções. A seguir na seção 4 com base no modelo teórico posto na seção anterior é introduzi-

do um modelo econométrico para dados de painel. A opção por dados de painel tem a vantagem de conjugar informação cross-section com séries de tempo. Essa abordagem tem como ponto positivo levar em consideração o efeito que componente omitido, referente às unidades individuais, exerce sobre as variáveis que estão presentes no modelo. Nesse sentido o modelo é estimado para os dados dos estados brasileiros (unidades individuais) no período de 1985 a 1995. Essa seção está composta da seguinte forma. Na seção 4.1 é apresentado o modelo econométrico teórico de dados de painel que foi empregado nesse trabalho. Aqui se acentua principalmente que além da consideração de que o efeito individual é importante, é necessário ainda observar se ele é ou não correlacionado com as variáveis do modelo. Na seção 4.2 a análise teórica feita na seção anterior é levada a cabo. Assim de acordo com a análise empregada é possível demonstrar a importância que o componente individual exerce sobre o modelo. Por fim na seção 6 são apresentadas as principais conclusões.

2. Um modelo teórico para a criminalidade.

De modo a tratar o modelo de criminalidade vamos assumir 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 encontrar um sequência de consumo $\{c_t\}$ que maximiza

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

onde $U_1 > 0$, com fator de desconto $\beta \in (0,1)$. O segundo argumento diz respeito à insatisfação do agente por talvez não usufruir o consumo de referência, caso esse seja menor que c^* . Vamos ainda, a título de simplificação, utilizar uma forma linear para a função de utilidade e assumir que toda renda w_t é gasta no consumo, isto é $w_t = c_t$, 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

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

Aqui o mais razoável seria representar o grau de insatisfação por uma função estritamente convexa tal como $a(w^* - w_t)^2$. No entanto esse procedimento dificultaria a análise posterior.

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 participar de uma atividade ilícita. Nesse caso ele se depara com uma loteria com probabilidade $1 - \phi$ de obter penalização

e probabilidade ϕ de ser recompensado. Existe ainda um custo definido por c , tal que $c < 0$, para participar dessa loteria. O pay-off no primeiro caso é expresso por $\beta(1-\phi)h(0)$, que pode significar a perda de liberdade ou outra penalidade imposta ao agente. Caso ocorra um

sucesso ele obterá uma renda 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 $\bar{W}$. Seja $T : C(X) \rightarrow C(X)$ um operador, onde $C(X)$ é o espaço das funções contínuas e limitadas, definido para $f \in C(X)$ como sendo:

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

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 c , $T(f + c) \leq Tf + \beta c$. Isso significa que T atende as condições de Blackwell e portanto T 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 et alli, 1989)

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

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

onde a maximização recai sobre as duas ações, (1) aceitar a renda w no mercado formal e trabalhar para sempre recebendo essa renda ou (2) rejeitar essa opção e pagar c para participar da loteria, obtendo w' advindo da distribuição F no caso de obter sucesso, devido ao do 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:

$$v(w) = \frac{\bar{w} - a(w^* - \bar{w})}{1 - \beta} = c + \beta(1 - \phi)h(0) + \phi\beta \int_0^{\infty} v(w')dF(w') \quad \text{se } w \leq \bar{w} \quad (4)$$

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

É possível demonstrar que existe um único $\bar{w}$ que alcança o equilíbrio entre as duas escolhas. A partir de (4) temos que:

$$\frac{\bar{w} - a(w^* - \bar{w})}{1 - \beta} = c + (1 - \phi)h(0) + \phi\beta \int_0^{\bar{w}} \frac{\bar{w} - a(w^* - \bar{w})}{1 - \beta} dF(w') + \phi\beta \int_{\bar{w}}^{\infty} \frac{w' - a(w^* - w')}{1 - \beta} dF(w') \quad (5)$$

É possível mostrar tal como é feito no Apêndice 1 que $\bar{w}$ é explicitamente determinado da seguinte forma:

$$\frac{\bar{w}}{\phi} - \left[\frac{c + (1 - \phi)h(0)}{\phi} \right] = \frac{aw^*(1 - \beta\phi)}{\phi} + \beta \left\{ Ew - \frac{[c + (1 - \phi)h(0)]}{\phi} \right\} + \beta \int_0^{\bar{w}} F(w') dw' \quad (5)$$

ou ainda de outro modo que :

$$\bar{w} - [c + (1 - \phi)h(0)] = aw^*(1 - \beta\phi) + \beta \{ \phi Ew - [c + (1 - \phi)h(0)] \} + \beta \phi \int_0^{\bar{w}} F(w') dw' \quad (6)$$

Um caso particular onde $a = 0$, ilustra a situação retratada por Becker (1968). Pode ser visto ainda que a equação (6') ilustra algo parecido com o modelo CAPM usado em finanças. Isso pode ser verificado modificando ligeiramente a equação (6')

$$\bar{w} - [c + (1 - \phi)h(0) - aw^*] = \beta \{ \phi Ew - [c + (1 - \phi)h(0) - \phi aw^*] \} + \beta \phi \int_0^{\bar{w}} F(w') dw' \quad (6')$$

Aqui $c + (1 - \phi)h(0) - aw^*$ representaria o custo em participar da atividade criminosa. Portanto, a introdução do termo aw^* diminui esse custo fazendo com que o agente exija uma maior para não participar da atividade ilícita.

A equação (6') aponta para os seguintes fatos. Primeiro, o nível de referência w^* da sociedade desloca para cima $\bar{w}$, aumentando portanto a exigência da sociedade para não participar de atividades ilícitas. Aqui é importante ter em mente qual o exato mecanismo pelo qual esse referencial gera impacto sobre toda a sociedade. Embora o grau de desigualdade social tenha impacto positivo sobre a propensão do agente em entrar no mercado de criminalidade, isso não necessariamente se deve ao grau de pobreza de uma sociedade ou ao fato dela ter o padrão básico de consumo satisfeito. No caso dos Estados Unidos onde se verifica que as necessidades básicas dos indivíduos como por exemplo educação e saúde são plenamente, observa-se no entanto um elevado índice de criminalidade. Na sociedade americana devido a seu próprio dinamismo econômico e cultural, o padrão de exigência disseminado pelos meios de comunicação leva a um referencial de satisfação muito acima do padrão médio da sociedade, fazendo com que isso se torne um fator de pressão sobre a decisão do indivíduo. Segundo, esse modelo também corrobora o argumento que segundo alguns a

penalização, definida pelo termo $h(0)$ não seria a forma mais eficiente de coibir a criminalidade. Como pode ser observado na equação (6) o parâmetro ϕ , que indica a probabilidade de sucesso no mercado de criminalidade, está presente em todos os termos dessa expressão. Observa-se quando ϕ se encaminha para próximo um que $\bar{w}$ cresce continuamente, sendo que esse deslocamento é devido à vários fatores. Quando o parâmetro ϕ está próximo a um, o efeito da penalização sobre a decisão do agente se reduz, o que diminui o custo de ingresso no mercado de criminalidade. O retorno esperado da atividade ilícita aumenta na medida que incide sobre esse uma taxa bruta de desconto, $\phi\beta$, menor. Além disso, o impacto do nível de renda de referência sobre a decisão do agente é sentido de forma integral.

3. Abordagem empírica

3.1. Modelo teórico de dados de painel.

Conforme foi 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 praticar o delito. Portanto se pode afirmar que existe uma função $C = F(\bar{w})$ tal que $C' > 0$, onde C define o delito praticado. Pode-se ainda dizer que $C = F(a, w^*, \beta, \phi, h(0), Ew, c)$. A forma como cada argumento dessa função opera já foi descrita anteriormente. Assim para testar o modelo é necessário encontrar as variáveis que sejam adequadas como proxies para cada um desses argumentos.

Em relação ao modelo econométrico será utilizada a abordagem de dados de painel para os estados brasileiros a partir da seguinte especificação:

$$c_{it} = \beta' x_{it} + v_{it}, \quad \text{para } i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T \quad (7)$$

Aqui c_{it} é a variável dependente representada no modelo pelo número de delitos praticados, x_{it} representa o vetor de variáveis explicativas. Ambas as variáveis variam possuindo variação intra indivíduos (estados), i e no tempo t . De acordo com a metodologia para dados de painel se tem ainda que $v_{it} = \alpha_i + u_{it}$, onde α_i é um termo estocástico próprio dos indivíduos onde $E(\alpha_i^2) = \sigma_\alpha^2$, enquanto que u_{it} é um distúrbio não estocástico não correlacionado com (x, α) de modo que $E(u_{it}^2) = \sigma_u^2$. Além disso ambos os termos possuem valor esperado igual a zero Assim temos que:

$$c_{it} = \beta' x_{it} + \delta' z_i + \alpha_i + u_{it}, \quad \text{para } i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T$$

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 a hipótese clássica de homocedasticidade já que 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. Assumindo em (8) que α é aleatório pode ocorrer que $E(\alpha | x) \neq 0$ ou $E(\alpha | x) = 0$. No primeiro caso é possível mostrar que o coeficiente β_{GLS} obtido a partir da estimação por GLS é um estimador MELNT e consistente do parâmetro β . Esse estimador é conhecido na literatura como estimador de efeito aleatório. Por outro lado, quando ocorre que $E(\alpha | x, z) \neq 0$, ou seja que o efeito individual é correlacionado com as variáveis explicativas é possível obter um estimador consistente para β a partir do seguinte procedimento. Através da aplicação da matriz de desvio Q , $Q = I_{N \times T} - (I_N \otimes i_T i_T' / T)$ sobre (8) ficamos com $QC_{it} = QX_{it}\beta + Qu_{it}$, onde aqui o vetor de letras maiúsculas representa os dados já agrupados. A partir disso a estimação do parâmetro β por OLS que gera o estimador de efeito “fixo” b_w , onde $b_w = (X_{it}' QX_{it})^{-1} X_{it}' QC_{it}$, produz um estimador consistente para β . Como assinala Johnston et Dinardi (1997) não existe na literatura de dados painel um 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 LSDV (Least Square Dummy Variable), que incorpora uma dummy para cada indivíduo (município). Na análise empreendida para esse trabalho se está assumindo que o componente individual é aleatório. O termo efeito fixo diz respeito apenas ao estimador b_w .

A questão de como identificar se α é correlacionado ou não com X_{it} pode ser respondida por meio da aplicação do teste de Hausman. Hausman (1978) observa que sob a hipótese nula de ortogonalidade entre α e os regressores, tanto o estimador de efeito fixo quanto o estimador de GLS de efeito aleatório são consistentes, enquanto b_w seja ineficiente. Sob a hipótese alternativa $E(\alpha | x) \neq 0$, b_w é consistente enquanto o estimador GLS não apresenta essa propriedade. Portanto sob a hipótese nula os dois estimadores não devem diferir sistematicamente (Green, 1993).

No entanto como demonstra Hsiao (1999) b_w é um estimador consistente no caso em $E(\alpha | x) \neq 0$ somente no caso em todos os regressores são correlacionados com o efeito individual α . Quando a correlação de α ocorrer apenas com um subconjunto da matriz dos regressores não é possível demonstrar b_w que tem as propriedades com estimador de β . Nesse caso Hausman & Taylor (1981) sugerem estimar β 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 ($\lim_{p \rightarrow \infty} X_{it1}\alpha = 0$) e X_{it2} são as colunas de X_{it} correlacionadas com α . Uma vez feita essa observação, torna-se possível explicitar o estimador HT. Primeiro aplicamos a transformação $\Omega^{-1/2}$ sobre (8) de modo que:

$$\Omega^{-1/2}C_{it} = \Omega^{-1/2}X_{it}\beta + \Omega^{-1/2}\alpha_i + \Omega^{-1/2}u_{it} \quad (9)$$

Como ainda persiste a correlação entre o efeito individual e o subconjunto X_{it2} da matriz dos regressores, tendo em vista que essa transformação serve somente para corrigir o problema relacionado à heterocedasticidade, é necessário estimar β 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 & Taylor (1981) sugerem utilizar como instrumentos o conjunto $A_1 = (QX_{it1}, QX_{it2}, P_VX_{it1})$, onde P_V é a matriz de média. Breuch et alli (1986) demonstram no entanto que a matriz $A_1 = (QX_{it1}, QX_{it2}, X_{it1})$ geram o mesmo espaço projetivo que A_1 . Aqui é importante observar que para levar a cabo b_{HT} é possui estimadores consistentes de σ^2_ϵ e σ^2_u . Hausman & Taylor (1981) apresentam um modo simples de se obter esses estimadores.

No caso do estudo sobre a criminalidade é razoável a afirmação de que determinadas características, como por exemplo o aspecto cultural de cada região que está omitido no modelo, podem ter influência sobre a criminalidade. Observa-se ainda que essa variável pode estar correlacionada com determinadas variáveis presentes no modelo. Aqui por exemplo é razoável a colocação que o padrão cultural ter influência sobre a renda. Assim para que se proceda a uma estimação consistente dos parâmetros relacionados às variáveis observadas é necessário que o método de estimação siga de perto as colocações feitas no último parágrafo.

3.2. Descrição das variáveis

Vejamos agora quais as variáveis explicativas que podem ser introduzidas nesse modelo. Para representar o retorno esperado para o agente que participa de uma atividade ilícita, E_w , uma maneira será utilizar como proxy para esta variável a renda média das famílias estado. Ainda como proxy para o retorno esperado, poderia ser testado o PIB per capita por estado. É razoável a colocação que quanto maior os valores para essas variáveis, maiores também são as oportunidades do mercado de criminalidade. Para representar ϕ , a probabilidade de ter sucesso na investida criminal, um candidato razoável poderia ser os gastos públicos em segurança pública. Também o efetivo de policiais por estado poderia também ser usado. Espera-se que a criminalidade seja negativamente correlacionada os gastos em segurança pública. Em relação a variável que identifica a penalização que recai sobre o agente definida no modelo por, $h(0)$, em alguns trabalhos (Fajnzylber, 1998) utiliza-se a razão números de condenações por números de ocorrências por cada tipo de crime. Infelizmente se deve ter conta que para a análise do caso brasileiro os dados para essas três últimas variáveis não se encontram disponíveis.

Em relação a c , o custo de ingressar na criminalidade, um meio de contornar a não existência dessa variável se dá a partir do emprego da taxa de urbanização tal como aparece em (Fajnzylber, 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 que a interação entre os agentes facilitaria o acesso à informação. Assim a taxa grau de urbanização deve ser positivamente correlacionada com a criminalidade. De modo a captar a influência da utilidade ou renda de referência da sociedade, w^* , pode-se fazer uso como proxy o índice de Gini que mede o grau de concentração da renda, esse indicador em última análise indica o grau de desigualdade em termos de renda da sociedade.

Para designar a variável dependente relacionada com a criminalidade, irá se empregar tal como aparece em (Fajnzylber, 1998) o número de homicídios intencionais. Como variável de controle para essa variável do modelo, será testada a população economicamente ativa. Aqui está implícita a premissa de que os indivíduos propensos a entrar no mercado de criminalidade pertencem também à população economicamente ativa, já que é razoável excluir desse mercado os aposentados que em geral têm idade avançada e crianças.

Com relação ao parâmetro a , que capta a medida como a insatisfação é sentida pelo agente, esse pode variar conforme a região. Isso pode ser devido por exemplo a fatores culturais, etc. Existem comunidades onde a criminalidade parece estar menos relacionada a fatores ligados à desigualdade social. A explicação para isso pode encontrada se atentando para fatores específicos de cada região como cultura, educação, etc. A tabela 1 logo abaixo resume o que foi colocado ao longo dessa seção.

Tabela 1. Variáveis Explicativas para a Criminalidade – Homicídio Intencional.

<i>Variáveis do Modelo</i> (1)	<i>Proxy para a variável</i> (2)	<i>Terminologia</i> (3)	<i>Sinal esperado</i> (4)
<i>Retorno Esperado</i> (Ew)	<i>Renda Média das Famílias</i>	<i>Renda</i>	<i>Positivo</i>
<i>Probabilidade de Sucesso</i> (ϕ)	<i>Gasto Público com Segurança</i>	<i>Gasto</i>	<i>Negativo</i>
<i>Custo de Ingresso</i> (c)	<i>Taxa de Urbanização</i>	<i>Urbanização</i>	<i>Positivo</i>
<i>Insatisfação</i> ($w^* - w$)	<i>Índice de Gini</i>	<i>Gini</i>	<i>Positivo</i>
<i>Outras Variáveis Explicativas</i>	<i>Taxa de Desemprego</i>	<i>Desemprego</i>	<i>Positivo</i>

3.3. Fonte de dados

Os dados utilizados nessa pesquisa são provenientes de diversas fontes. As séries relativas à renda média por família, índice de Gini, desemprego, população economicamente ativa (PEA) foram extraídas PNAD (Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios). 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 IBGE. As informações sobre gastos com segurança pública dos estados foram obtidas a partir do boletim de Finanças do Brasil, elaborado pela Secretaria do Tesouro Nacional. Por fim, os dados acerca de homicídio intencional foram extraídos junto ao DATASUS - Sistema de Informação do Ministério da Saúde.

3.4. Resultados

Para estimar o modelo tal como descrito na seção 4.1 se utilizou análise de dados de painel dos estados brasileiros para o período 1985-1995. A estrutura de painel oferece importantes ganhos de informação. Nessa direção devido ao emprego conjunto de informação temporal e entre os grupos, a importância de problemas de correlação de variáveis omitidas é bem menor quando comparados com os que surgem quando se estima apenas com base em séries de tempo ou cross-section (Hsiao, 1999). Os resultados do modelo econométrico são apresentados no Quadro 1. Em primeiro lugar todas as variáveis incluídas no modelo 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. Esse procedimento torna a população a variável de escala do modelo. Terceiro, deve ser observado que a variável dependente homicídio intencional certamente contém erro de observação na medida que nem todo homicídio intencional está ligado a criminalidade, quando essa é motivada por motivo de ordem econômica. No entanto é assumida a hipótese de que esse erro tem uma distribuição normal com variância constante e média zero. Nesse caso isso faz com que o modelo recaia nas hipóteses usuais e a estimação seja implementada sem maiores consequências (Greene, 1993).

Em relação ao Quadro 1, a coluna (1) ilustra a estimação do modelo por regressão simples OLS. As duas colunas seguintes apresentam os resultados da regressão 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 corroborado 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% o 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 de Hausman & Taylor (HT). A inclusão dos resultados por OLS tem o objetivo de 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 estudem temas importantes como a existência ou não de multicolinearidade..

Quadro 1. Modelo Econométrico para Criminalidade.

<i>Variáveis Independentes</i>	<i>OLS (1)</i>	<i>Ef. Aleatório (GLS) (2)</i>	<i>Efeito Fixo (3)</i>	<i>HT (4)</i>
<i>Renda</i>	0,318 (0,046)	0,2352 (0,053)	0,128 (0,013)	0,128 (0,010)
<i>Gini</i>	-2,6371 (0,000)	0,7058 (0,053)	0,893 (0,016)	0,893 (0,011)
<i>Urbanização</i>	1,853 (0,001)	1,1298 (0,013)	0,921 (0,092)	0,925 (0,074)
<i>Desemprego</i>	0,319 (0,000)	0,1297 (0,013)	0,117 (0,034)	0,117 (0,025)
<i>Gasto</i>	-0,264 (0,000)	-0,337 (0,603)	0,119 (0,090)	0,119 (0,099)
<i>Constante</i>	-4,806 (0,000)	-3,2808 (0,000)	-2,963 (0,003)	-0,050 (0,004)
<i>N. de observações</i>	234	234	234	234
<i>R²</i>	0,42	0,21	0,17	—
<i>RHO</i>	—	0,82	0,90	—
<i>Teste de Hausman</i>	—	16,98 (0,045)	—	—
<i>Teste de Breusch-Pagan</i>	—	491,61 (0,000)	—	—
<i>VIF</i>	2,30	—	—	—
<i>1/VIF</i>	0,41	—	—	—

O problema da multicolinearidade é analisado aqui por meio da estatística VIF. (Variance Inflation Factor) que calcula o impacto sobre a variância de cada variável decorrente das correlações advindas da presença dos outros regressores. Conforme pode ser observado ao final da coluna (1), o valor dessa estatística indica que não se constata nessa regressão nenhum problema de multicolinearidade. O segundo valor para essa estatística assinala o maior percentual para uma determinada variável, dentre todas as variáveis explicativas analisadas, relativo a maior influência que as outras variáveis exercem sobre a sua variância. Assim o valor dessa estatística assinala que para a variável que sofre maior efeito da presença dos outros regressores, 41 % (1/VIF) da sua variância não é explicado pela presença das correlações existentes entre ela e as outras variáveis, o que é bastante razoável. A literatura assinala que para que exista indicação de multicolinearidade o valor que indica o maior (VIF) deve se superior a 5 (Judge et alli, 1982).

Como pode ser visto a partir da inspeção do Quadro 1 o teste de Hausman ao final da coluna (2) indica que não se deve descartar 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. No entanto não se pode afirmar sem uma segunda análise que o estimador de efeito fixo b_w seja o mais apropriado para o caso em questão na medida que nada garante que a correlação entre a matriz dos regressores e o efeito individual omitido ocorra para todas as colunas dessa matriz. Isso pode ser notado na medida que existe pouca alteração entre os coeficientes da variável desemprego nos regressões de efeito aleatório e fixo, o mesmo não ocorrendo com as outras quatro variáveis. Esse fato parece indicar que apenas a variável desemprego é o elemento exógeno na matriz dos regressores. As outras três variáveis possuem correlação com o componente individual omitido. Em termos quantitativos as taxas de variação quando se comparam os coeficientes obtidos por efeito fixo e aleatório são 97% para renda, -19% para gini, 12% para desemprego, -128% para gastos e 28% para urbanização. Essa metodologia também aparece em Cornel & Rupert (1988)

Com o propósito de avançar na questão da importância do componente omitido, tomemos como da hipótese de que o principal fator omitido na análise do modelo estaria relacionado com a especificidade de fatores culturais, não necessariamente ligados à educação formal, relativos a cada unidade individual (estados) e que conforme foi visto no último parágrafo provavelmente estariam correlacionados apenas com um subconjunto das variáveis explicativas. Nesse caso é necessário de acordo com o que foi mostrado na seção 4.1 o emprego do estimador (HT). Nesse caso existe aqui a indicação de que o subconjunto X_{it} não correlacionada com o efeito individual é apenas composto pela variável desemprego, enquanto que renda, urbanização, gasto e gini apresentam correlação. A justificativa para que isso seja verdadeiro recai sobre o fato de que fatores culturais podem influenciar na obtenção de renda da mesma forma com que podem ter agir sobre o sentido mais igualitário de uma sociedade. Um dos canais por onde isso pode ocorrer reside no melhor direcionamento na gestão da política pública dos gastos sociais o que contribui para a minimização da desigualdade social e nível de pobreza. Esse tipo de situação pode ser observado quando se faz a comparação entre as regiões Sul e Nordeste do país.

Um fato que merece ser destacado diz respeito diferença acentuada do resultado do coeficiente gerado para a variável gini entre os três modelos que levam em conta o efeito individual omitido, colunas (2), (3) e (4) e modelo OLS onde isso não é considerado. Isso é devido que no modelo OLS o coeficiente da variável gini apresenta viés devido a forte diferença existente entre as unidades individuais. A relevância de se implementar a estimação do modelo a partir de dados de painel pode ser sentida também quando se observa a mudança do coeficiente da variável gasto em relação aos diferentes métodos. A princípio por OLS, o coeficiente dessa variável mostra o sinal esperado. A seguir, com o uso de GLS, o sinal se mantém embora não haja mais significância. Por fim, as estimativas por efeito fixo e por HT, idênticas, assinalam que na verdade o sinal para esse parâmetro é positivo.

A consideração desses fatores é de tamanha relevância na medida que pode alterar sobre maneira o coeficiente estimado de uma variável. Caso não fosse incorporada nesse estudo uma metodologia que permitiu levar em conta as diferenças entre as unidades individuais teríamos uma idéia completamente distorcida do modo de como a desigualdade social tem efeito sobre a criminalidade. Quanto a esse ponto específico, a necessidade do uso de dados de painel para estimar o modelo é corroborada pelo teste de Breusch-Pagan cuja hipótese nula é que variância do componente individual α_i em (9) seja igual a zero. O resultado desse teste ao final da coluna dois indica claramente a presença de componente individual no modelo.

Retornando ao Quadro 1 pode ser observado a partir das colunas (3) e (4) 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 HT é mais eficiente que o estimador de efeito fixo. Em aos 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 exceção da variável gasto, todas possuem os sinais esperados.

Em relação ao sinal positivo para essa última variável é possível que isso reflita o fato de que essa variável não seja uma boa proxy para retratar a inibição da atividade criminal. Além disso, um ponto interessante é investigar o sentido da causalidade dessa variável no modelo. É possível que exista aqui um problema de causalidade reversa, no sentido de que o valor positivo deva ser interpretado como assinalando que os gastos em segurança são efetivados em lugares com maior incidência de criminalidade e não o contrário. No entanto para que se possa dar uma resposta cabal para essa questão é necessário avançar no tratamento da causalidade no contexto de dados de painel, desenvolvida mais recentemente por Granger & Huang (1997). A análise do problema da causalidade reversa o que está por hora fora do escopo dessa discussão.

Tal como era a intenção inicial desse trabalho a desigualdade social representada pelo índice de Gini tem influência importante para explicar a criminalidade. Sua importância somente é sobreposta pela taxa de urbanização cujo valor do parâmetro estimado é o maior entre todas as variáveis. O efeito líquido de um aumento da renda sobre a criminalidade é positivo. Por fim, em relação à taxa de desemprego vale a afirmação, ao contrário do que é colocado em outros trabalhos, que essa variável tem impacto sobre o fenômeno da criminalidade.

4. Comentários finais.

Esse trabalho teve como objetivo lançar luz acerca do fenômeno da criminalidade no Brasil. Nesse sentido foi introduzida a hipótese de que fatores ligados à desigualdade social teriam como efeito o agravamento desse fenômeno. A luz do prisma sociológico isso pode parecer um fato trivial, no entanto o mecanismo pelo qual a desigualdade exerce influência sobre as atividades ilícitas parece não ser tão trivial. A idéia fundamental é de que o sentimento de desigualdade que aparece como função de um nível de utilidade de referência contribui para baixar o retorno que agente exige quando age de acordo com o mecanismo desenvolvido por Becker (1968) no seu trabalho. A partir dessas colocações foi elaborado um modelo dinâmico de escolha intertemporal de modo que foi obter uma relação explícita que expressa a relação entre risco e retorno para análise de uma atividade ilícita.

Uma vez desenvolvido o aparato teórico, a tarefa seguinte foi a levar a cabo a aplicação empírica para esse modelo com base na metodologia de dados de painel. Embora a limitação referente à base de dados para desenvolver essa pesquisa seja restrição ao desenvolvimento dessa temática, pelo menos no caso brasileiro, os resultados mostraram que quanto se leva em consideração questões ligadas a heterogeneidade existente entre os estados brasileiros, a desigualdade expressa pelo índice de Gini é um fator que acentua a criminalidade. Um resultado importante desse trabalho está exatamente no fato de como foi observado de que a não consideração desse ponto teria levado a uma conclusão oposta sobre o tipo de impacto que a desigualdade exerce sobre a criminalidade.

Apêndice 1. Derivação da expressão (6')

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

$$\frac{\tilde{w}}{1 - \beta} = c' + (1 - \phi)h(0) + \phi\beta \int_0^{\bar{w}} \frac{\tilde{w}}{1 - \beta} dF(w'') + \phi\beta \int_0^{\bar{w}} \frac{w''}{1 - \beta} dF(w'') \quad (5')$$

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

$$\frac{\tilde{w}}{1 - \beta} \phi\beta + \frac{\tilde{w}}{1 - \beta} (1 - \phi\beta) = c' + \phi\beta \int_0^{\bar{w}} \frac{\tilde{w}}{1 - \beta} dF(w'') + \phi\beta \int_w^{\infty} \frac{w''}{1 - \beta} dF(w'') \quad (8)$$

Sabendo ainda que:

$$\frac{\tilde{w}}{1 - \beta} \phi\beta + \frac{\tilde{w}}{1 - \beta} (1 - \phi\beta) = \frac{\tilde{w}}{1 - \beta} \phi\beta \int_0^{\bar{w}} dF(w'') + \frac{\tilde{w}}{1 - \beta} \phi\beta \int_w^{\infty} dF(w'') + \frac{\tilde{w}}{1 - \beta} (1 - \phi\beta) \quad (9)$$

Eliminando os termos semelhantes de (8) e (9) ficamos com:

$$\frac{\tilde{w}}{1-\beta} \phi \beta \int_w^{\infty} dF(w'') + \frac{\tilde{w}}{1-\beta} (1-\phi\beta) = c' + \frac{\phi\beta}{1-\beta} \int_w^{\infty} w'' dF(w'') \quad (10),$$

ou ainda:

$$\frac{\tilde{w}}{1-\beta} (1-\phi\beta) = c' + \frac{\phi\beta}{1-\beta} \int_w^{\infty} (w'' - \tilde{w}) dF(w'') \quad (10')$$

Adicionando e subtraindo $\frac{\phi\beta}{1-\beta} \int_0^{\tilde{w}} (w'' - \tilde{w}) dF(w'')$ em (10'), tem-se que

$$\frac{\tilde{w}}{1-\beta} (1-\phi\beta) = c' + \frac{\phi\beta}{1-\beta} \int_w^{\infty} (w'' - \tilde{w}) dF(w'') + \frac{\phi\beta}{1-\beta} \int_0^{\tilde{w}} (w'' - \tilde{w}) dF(w'') - \frac{\phi\beta}{1-\beta} \int_0^{\tilde{w}} (w'' - \tilde{w}) dF(w'')$$

A partir dessa última expressão temos que:

$$\frac{\tilde{w}}{1-\beta} (1-\phi\beta) = c' + \frac{\phi\beta}{1-\beta} Ew'' - \frac{\tilde{w}}{1-\beta} \phi\beta - \frac{\phi\beta}{1-\beta} \int_0^{\tilde{w}} (w'' - \tilde{w}) dF(w'') \quad (11)$$

Assim:

$$\frac{\tilde{w}}{1-\beta} = c' + \frac{\phi\beta}{1-\beta} Ew'' - \frac{\tilde{w}}{1-\beta} \phi\beta - \frac{\phi\beta}{1-\beta} \int_0^{\tilde{w}} (w'' - \tilde{w}) dF(w'') \quad (12)$$

Ou então:

$$\tilde{w} - c' = \beta(\phi Ew'' - c') - \phi\beta \int_0^{\tilde{w}} (w'' - \tilde{w}) dF(w'') \quad (13)$$

Substituindo $\tilde{w}$, w'' e c' por $\bar{w} - a(w^* - \bar{w})$, $w'' - a(w^* - w')$ e $c + \beta(1-\phi)h(0)$ em (13) e derivando parcialmente o último termo do lado direito se obtém finalmente a expressão que aparece em (6').

Bibliografia

- AMEMIYA, T. and MACURDY, T. E. Instrumental-variable estimation of error-components model. *Econometrica*, v. 54, n. 4, p. 869-80, 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: 169-217, 1968.
- BLUMSTEIN, A. Youth violence, guns and the illicit-drug industry. *The journal of criminal law and criminology*, v. 86, n.4, p. 1175-216, 1995.
- BLUMSTEIN, A. and 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.
- CORNWELL, C. and RUPERT, P. Efficient estimation with panel data: an empirical comparison of instrumental variables. *Journal of applied econometrics*, v. 3, p. 149-55, 1988.
- EHRlich, I. Participation in illegitimate activities: A theoretical and empirical investigation. *Journal of political economy*, v. 81, p. 521-65, 1973.
- EHRlich, I. 1975b. "Deterrent effect of capital punishment: A question of life and death. *American economic review*, december: 397-417.
- FAJNZYLBER, P., LEDERMAN, D. and LOAYZA, N. What causes violent crime. *World bank report*, 1998.
- FLEISCHER, B. M. The effect of income on delinquency. *American economic review*, v. 56, p. 118-137, 1966.
- FREEMAN, R. B. The economics of crime. *Handbook of labor economics*, v. 3, edited by O. Ashenfelter and D. Card, 1999, Elsevier Science.
- FREEMAN, R. B. and RODGERS III, W. M. Area economic conditions and the labor market outcomes of young men in the 1990s expansion. *NBER working paper 7073*, April 1999.
- GLAESER, E. L., SACERDOTE, B. and SCHEINKMAN, J. A. Crime and social interactions. *Quarterly journal of economics*, v. 111, p. 507-48, 1996.
- GRANGER, W. J. and HUANG, L. Evaluation of panel data models some suggestions from time series. Unpublished manuscript, Department of Economics, University of California, San Diego, 1997.
- GREENE, W. 1993. *Econometric analysis*. Prentice Hall.
- HAUSMAN, J. A. Specification test in econometrics. *Econometrica*, v.46, n. 6, p. 1251-271, 1978.

- HAUSMAN, J. A. and TAYLOR, W. Panel data and unobservable individual effects. *Econometrica*, v. 49, n. 6, p. 1377-1398, 1981.
- HSIAO, C. 1995. Analysis of panel data. Cambridge University Press.
- JUDGE, G., HILL, C.W. GRIFFITHS, C. W., LEE, T. and LUTKEPOL, H. Introduction to the theory and practice of econometrics. New York: Wiley, 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.
- STOKEY, N. LUCAS, R. E. and PRESCOTT, E. C. 1991. Recursive methods in economic dynamics. Havard University Press.
- SAH, R. Social osmosis and patterns of crime. *Journal of political economy*, v. 99, p. 1272-1295, 1991.
- SARGENT, T. J. *Dynamic macroeconomic theory*. Havard University Press, 1987.
- STATA. "Stata user's guide, Release 6", College Station, Texas: Stata Press.