

Crime Social, Castigo Social: Desigualdade de Renda e Taxas de Criminalidade nos Grandes Municípios Brasileiros

▪ João Paulo de Resende* ▪ Mônica Viegas Andrade**

Resumo

A teoria econômica sugere que a desigualdade de renda contribui para o aumento da criminalidade. Esse resultado é observado em estudos nacionais que utilizam dados de taxas de homicídio. Na literatura internacional, no entanto, em que os trabalhos buscam desagregar os diferentes tipos de crimes, os resultados nem sempre são significativos. Este trabalho explora base inédita de dados de boletins de ocorrência da Secretaria Nacional de Segurança Pública para os municípios brasileiros com população superior a cem mil habitantes, o que permitiu a análise de diferentes tipos de crimes. Os resultados revelam que o efeito da desigualdade apresenta correlação positiva e robusta, principalmente para os crimes contra o patrimônio. Como esse tipo de crime responde pela grande maioria dos crimes registrados, a desigualdade de renda assume papel central como determinante da criminalidade urbana no Brasil, induzindo, nesse sentido, a substanciais perdas de bem-estar social.

Palavras-Chave

Desigualdade de renda, Criminalidade, Segurança Pública

Abstract

Economic theory suggests that income inequality contributes to the increase of crime. Indeed, this is a recurrent result in Brazilian studies, which usually work with homicide data. The international literature, however, tends to explore data for different types of crimes, for which the results aren't always so strong. This paper explored the criminal report database from the Brazilian National Department for Crime Prevention for large cities, which afforded the possibility of unbundling crime rates into different types of crime. The results reveal a significant effect of inequality mostly upon property crimes. As this category of crime responds for the great majority of registered criminal offenses, income inequality takes a central role in determining crime rates in Brazil.

Keywords

Income Inequality, Crime, Public Policy

JEL Classification

J31, D63, D30

* Mestre em Economia pelo Cedeplar/UFMG. E-mail: joao.resende@mme.gov.br
Endereço para contato: Ministério de Minas e Energia - Esplanada dos Ministérios, Bloco U, Sala 818 Brasília - DF - CEP: 70065-900.

** Professora Associada do Cedeplar/ UFMG. Doutora em economia pela epge/fgv/rj
E-mail: mviegas@cedeplar.ufmg.br - Endereço para contato: Av. Antônio Carlos, 6627 - Sala 3048 Belo Horizonte - MG - CEP: 31270-901.
(Recebido em maio de 2009. Aceito para publicação em abril de 2010).

1 Introdução

A relação entre desigualdade de renda e criminalidade já foi objeto de análise de diversos estudos econômicos.¹ Os trabalhos mais recentes buscam retomar a discussão sobre os determinantes da criminalidade em um contexto de violência crescente. Freeman (1994), por exemplo, chama atenção para o fato de que as taxas recordes de aprisionamento nos EUA durante os anos oitenta não eram acompanhadas de reduções significativas no nível de criminalidade. Paralelamente, indicadores socioeconômicos naquele país – principalmente distribuição de renda e desemprego entre os menos escolarizados – deterioravam-se, dando a entender que a criminalidade poderia ser o resultado de piores condições econômicas.²

Enquanto os estudos em torno do impacto do desemprego na criminalidade não levaram a resultados conclusivos,³ trabalhos associando desigualdade de renda à violência começam a apontar para uma correlação recorrentemente significativa. Apesar dos resultados nem sempre serem convergentes, muitos trabalhos encontram coeficientes positivos e significativos para a desigualdade de renda como determinante da violência urbana, em diferentes contextos, épocas e com metodologias e dados distintos.

No Brasil, a maioria dos estudos envolvendo criminalidade faz uso dos dados do Sistema de Informações de Mortalidade do DATASUS.⁴ para taxas de homicídio. Em geral, enquanto a literatura internacional ainda apresenta discordância em torno da significância, os trabalhos nacionais encontram uma relação recorrentemente positiva e significativa para a desigualdade de renda como determinante do crime.⁵

1 Ver tabela com resumo das conclusões de trabalhos internacionais sobre o tema no Anexo I.

2 Freeman (1994).

3 Idem.

4 Exceções para Puech (2005), que trabalha com dados da Fundação João Pinheiro de registros policiais no Estado de Minas Gerais, e Lemos *et al* (2005), que coletaram dados primários nos bairros da capital sergipana, Aracaju.

5 Andrade e Lisboa (2001) investigam os efeitos da desigualdade de renda na probabilidade de vitimização por homicídio: tanto o salário real quanto o índice de Gini apresentam coeficientes significativos para faixas etárias inferiores a 20 anos, o segundo com impacto positivo. Mendonça *et al* (2003) estimam em 0,96 o valor da elasticidade do crime em relação ao índice de Gini no modelo de efeitos fixos para os estados brasileiros entre 1985 e 1995, resultado inferior apenas ao impacto da variável urbanização. Oliveira (2005) obtém resultado semelhante, com um índice de Gini positivo, elevado e significativo, em painel para 5507 municípios brasileiros entre os anos de 1991 e 2000. Cerqueira e Lobão (2003) aplicam metodologia de vetores autorregressivos e de correção de erro (VAR-VEC) às séries de tempo os estados do Rio de Janeiro e São Paulo, estimam em 3,43 e 1,20, respectivamente, as elasticidades de curto prazo dos homicídios em relação ao Gini. Puech (2005) obtém coeficientes altamente significativos e robustos para o impacto da desigualdade de renda no crime. Segundo o autor, esta variável é a principal determinante da criminalidade naquele Estado, tanto para crimes contra a pessoa como contra a propriedade. O trabalho de Lemos *et al* (2005) revela que o índice de Gini recebe coeficiente de regressão positivo e estatisticamente significativo no modelo que busca explicar o índice sintético para crimes contra o patrimônio. Finalmente, o resultado de Cano e Santos (2001) é o único a contestar a associação entre as duas variáveis. Em análise *cross-section* para o ano de 1991, os autores não corroboraram a hipótese de que desigualdade de renda – desta vez medida pelo L de

Essas evidências sugerem que, no Brasil, a desigualdade de renda afeta de forma peculiar a criminalidade, principalmente se levarmos em consideração os ainda elevados índices de desigualdade observados no país. Resta saber, no entanto, se esses resultados persistem quando os indicadores de criminalidade são desagregados por tipo de delito, conforme é a prática na literatura internacional.

O presente trabalho contribui para essa discussão na medida em que explora banco de dados inédito, organizado pela Secretaria Nacional de Segurança Pública – SENASP, do Ministério da Justiça, para o ano de 2004. Desde 2004, a SENASP passou a monitorar de forma mais criteriosa a incidência de 48 delitos em municípios brasileiros com população acima de 100 mil habitantes. O intuito é padronizar os dados nacionalmente e minimizar os problemas de erros de registro por parte dos agentes de segurança pública. Além da maior confiabilidade, destacam-se ainda como vantagens desta nova base de dados a desagregação por tipo de delito e o tratamento em nível municipal, mais condizente com a real de dinâmica dos crimes. O número e o tamanho dos municípios conferem grande representatividade ao universo urbano brasileiro.

O artigo está organizado em cinco seções: a seção 2 traz o referencial teórico para a relação criminalidade/desigualdade de renda; a seção 3 aborda questões metodológicas; a seção 4 apresenta os resultados, enquanto a seção 5 traça conclusões.

2 Referencial Teórico na Literatura Econômica

Os modelos teóricos de orientação econômica, que abordam a relação entre desigualdade de renda e criminalidade, buscam inspiração nos trabalhos seminais de Gary Becker (1968) e Isaac Ehrlich (1973). Ambos os trabalhos abordam a criminalidade como um processo de decisão individual no contexto dos modelos de escolha racional. Becker foi o primeiro autor a apresentar um modelo teórico a partir do qual é possível derivar condições ótimas de escolha das variáveis sob controle do poder público para minimizar as perdas sociais com a criminalidade. No modelo proposto por Ehrlich, o indivíduo decide sua alocação de tempo entre atividades legais e ilegais. Nos dois contextos a escolha é resultado de um cálculo racional de maximização de utilidade, igualando benefícios marginais e custos marginais, tendo como parâmetros o valor esperado da renda gerada na atividade criminosa e as punições no caso de fracasso. A desigualdade de renda pode ser incorporada indiretamente no modelo, afetando a recompensa esperada pelos indivíduos com a

Theil – produz efeitos sobre os homicídios nos Estados. Estudos com dados de criminalidade a partir de registros policiais no Brasil são ainda mais raros.

ação criminal, uma vez que, em caso de sucesso, a transferência de renda da vítima para o assaltante seria maior em uma sociedade mais desigual.

Um modelo mais recente, que busca inserir a variável desigualdade de renda diretamente como um determinante da criminalidade, é apresentado por Mendonça *et al* (2003). A principal inovação desse modelo é introduzir na clássica estrutura de escolha racional a variável “renda de referência”, a qual condiciona as expectativas de consumo dos indivíduos. A impossibilidade de atingir esta renda no mercado de trabalho formal gera incentivos para que os indivíduos recorram ao crime em busca de renda adicional. Este modelo capta, de alguma forma, o conceito de frustração ou privação relativa do agente, o qual é proporcional à diferença entre a renda de referência e a renda factível no mercado de trabalho. Uma maior desigualdade de rendimentos aumenta essa diferença e, por consequência, amplia a frustração. Nessa construção teórica introduz-se o índice de Gini como uma variável explícita do modelo, pois até então a desigualdade era tida como um determinante indireto do fenômeno da criminalidade.⁶

3 Exercício Empírico

A abordagem empírica desse trabalho é baseada em Kelly (2000). Nesse modelo, cada indivíduo cruza com outro indivíduo desconhecido e potencialmente passível de ser vítima a uma taxa exponencial δ , a qual é função positiva da densidade populacional do local. A densidade populacional reduz as chances de o indivíduo ser pego, oferece um maior número de potenciais vítimas e diminui os custos de informação sobre as oportunidades de crimes.

A fração da população disposta a cometer um crime, X , é uma função de diversos fatores, dentre eles a desigualdade na distribuição de renda, *gini*, e fatores socioeconômicos como pobreza, desemprego e instabilidade familiar – esses fatores são representados pelo vetor de variáveis x . O número de situações em que um potencial criminoso se encontra com um desconhecido e/ou sua propriedade é dado, portanto, por $X \cdot \delta \cdot N$, em que N é o tamanho da população.

Ocorre, no entanto, que nem todas as situações propícias à realização de um crime são aproveitadas por potenciais criminosos, pois existe um risco envolvido. Este risco é representado por π , e depende da probabilidade de ser preso e do sistema de punição, o qual é representado pela ação do sistema de segurança pública em cada localidade, p . **Modelamos o número de ocorrências criminais em determi-**

6 Uma discussão mais aprofundada sobre os diferentes modelos teóricos de escolha criminal pode ser encontrada em Resende (2007).

nado período e em determinada localidade como um processo Poisson, com valor esperado dado por:

$$\lambda = (1 - \pi) \cdot X \cdot \delta \cdot N \quad (1)$$

Se dividirmos ambos os lados da equação acima pela população local N , teremos uma função definida para a taxa de criminalidade de cada localidade, ou seja:

$$\gamma \equiv \frac{\lambda}{N} = (1 - \pi) \cdot X \cdot \delta \quad (2)$$

Supondo a existência de uma relação log-linear entre as variáveis π , X e δ e seus determinantes, o modelo econométrico é especificado da seguinte forma:

$$\log(\gamma) = \beta_0 \log(dens) + \beta_1 \log(gini) + \beta_2 \log(p) + \beta_3 \log(x) \quad (3)$$

3.1 Especificação das Variáveis e Fontes de Dados

3.1.1 A Variável Dependente e a Base SENASP

A Secretaria Nacional de Segurança Pública desenvolveu um formulário padrão preenchido por técnicos estatísticos das unidades centrais da polícia militar de cada UF, a partir dos dados produzidos pelas unidades operacionais da polícia militar (delegacias, por exemplo). Os dados são agregados com periodicidade mensal e repassados à Secretaria Nacional através da rede INFOSEG, utilizando software disponibilizado pela própria Secretaria, a qual exige que a unidade operacional responsável pela produção dos dados seja identificada nas planilhas, permitindo a produção de relatórios mensais sobre a consistência das informações enviadas.

Os dados para o ano de 2004 registram entradas de 49 tipos distintos de delitos ocorridos em 256 municípios, sendo nossa base final constituída de observações para 225 municípios.⁷ Foram utilizados diretamente apenas os delitos em que pelo menos 95% das observações apresentassem dados válidos. Para preencher os municípios com dados ausentes, foram feitas imputações, com média de cinco imputações por delito. A base foi submetida a alguns testes em Resende (2007).

7 Dos 256 municípios, 18 foram retirados por apresentarem *missings* para todos os tipos de delitos. Outros quatro municípios, incluindo o Distrito Federal, foram excluídos por problemas de agregação e informações suspeitas, segundo a própria SENASP.

Os regressandos foram classificados em dois grupos: no primeiro grupo o delito é extraído diretamente da base da SENASP, enquanto no segundo grupo dois ou mais delitos foram agregados em uma categoria de crimes. Agregar delitos em categorias mais gerais permite, de certa forma, contornar problemas de padronização. Assim, do total de 10 regressandos, quatro (homicídios SENASP, homicídios DATASUS, tentativa de homicídio e estupro) são delitos individuais extraídos diretamente da base e seis são agregados dos demais delitos presentes na base (roubo e furto de veículos e cargas, crimes envolvendo drogas, total de crimes contra o patrimônio, lesões corporais, total de crimes contra a pessoa e total de crimes intencionais). O Anexo 2 traz a relação entre os regressandos.

3.1.2. Demais Variáveis

O Quadro 1 sintetiza as principais variáveis utilizadas nas estimações:

Variável	Código	Descrição	Fonte
Criminalidade		Taxas de criminalidade por 100.000 habitantes – 10 tipos de crime - (ver classificação em anexo);	SENASP/2004 e SIM/DATASUS 2004
Desigualdade de Renda	Coefficiente de gini	Coefficiente de desigualdade de renda;	Censo Demográfico IBGE 2000
Ação Policial	pm e gm	Indicadores construídos a partir de informações sobre a qualidade das instituições policiais. Pm refere-se à qualidade da polícia militar e gm refere-se à qualidade da guarda municipal;	SENASP 2004
Densidade Populacional	dens	População dividida pela área do município (em km ²);	IBGE -2004
Renda <i>per capita</i>	rpc	Renda <i>per capita</i> , 2000;	Censo Demográfico IBGE 2000
Pobreza	pobre	Percentual de pessoas com renda per capita abaixo de R\$75,50, 2000;	Censo Demográfico IBGE 2000
Escolaridade	escola	Percentual de adolescentes de 15 a 17 anos na escola, 2000;	Censo Demográfico IBGE 2000
Fecundidade em 1991	fec91	Taxa de fecundidade total, 1991;	Censo Demográfico IBGE 2000
Acesso à TV	tv	Percentual de pessoas que viviam em domicílios com energia elétrica e TV, 2000;	Censo Demográfico, IBGE 2000
Famílias Lideradas por Mulheres	sem pai	Percentual de mulheres chefes de família sem cônjuge e com filhos menores de 15 anos, 2000;	Censo Demográfico IBGE 2000
Homens entre 15 e 25 anos	homens	Porcentagem de homens entre 15 e 25 anos, 2000;	Censo Demográfico IBGE 2000
Dummies para região metropolitana		18 dummies para as regiões metropolitanas. Para cada região metropolitana, caso o município esteja localizado nesta região metropolitana, a dummy assume valor igual a 1 e zero, caso contrário.	

O índice de Gini como preditor para a desigualdade foi escolhido por ser o indicador mais comumente utilizado em regressões envolvendo criminalidade. A densidade populacional pode ser obtida dividindo-se a população pela área do município – em quilômetros quadrados –, dados estes imediatamente disponíveis no sítio do IBGE – Cidades@ na Internet. A renda *per capita*, conforme discutido mais à frente, costuma gerar resultados ambíguos, mas foi adotada inicialmente para testar sua correlação com as demais variáveis. O nível de pobreza de uma região pode atuar em vias contrárias dependendo do tipo de crime. A expectativa natural é que esteja correlacionada positivamente a crimes contra a pessoa e negativamente a crimes contra o patrimônio. A porcentagem de homens entre 15 e 25 anos representa o seguimento da população mais predisposto a cometer infrações. A porcentagem de famílias lideradas por mulheres serve como medida da instabilidade familiar. O percentual de adolescentes frequentando a escola é uma *proxy* para a eficiência escolar da região e do volume de jovens sem oportunidades no mercado de trabalho. A taxa de fecundidade defasada em 13 anos busca representar a maior pressão sobre a capacidade de produção e absorção de mão-de-obra da economia local, a variável de acesso a aparelhos de televisão é uma *proxy* para o fomento de expectativas de consumo maiores.⁸

Por fim, a variável ação policial foi construída a partir de uma segunda base de dados da SENASP sobre o perfil das organizações de segurança pública estaduais e municipais.⁹ Os dados provêm de questionários densos e extremamente completos enviados à direção das organizações policiais para preenchimento. Apesar de possuir diversas fragilidades, a base é, até o momento, a melhor fonte de informações sobre o perfil das unidades policiais em nível municipal.¹⁰ Com as respostas de 2004 das polícias militares e guardas municipais, foram construídos dois sub índices, um para polícia militar e um para guarda municipal, com base em três dimensões: % do efetivo com escolaridade superior a ensino médio completo; razão entre o piso salarial dos soldados/guardas e a renda per capita do município em 2004; e razão entre o número de viaturas e o número de soldados/guardas.

8 A variável *desemprego* não foi incorporada ao modelo empírico porque a Pnad não possui representatividade municipal, e calcular pelo Censo 2000 seria pouco razoável, uma vez que o desemprego é uma variável cíclica e não estrutural como o *gini*, por exemplo.

9 Muitos autores optam por utilizar dados de gastos do governo local com a segurança pública como *proxy* para a ação policial. Essa estratégia foi descartada por vários motivos: um elevado gasto não significa necessariamente maior eficácia na resolução de crimes; há provável correlação entre os erros de medição da variável dependente (taxas criminais) com os gastos com força policial para cada localidade; a segurança pública é competência dos Estados, e os números relativos aos gastos nesta área estão disponíveis apenas de forma agregada, sem distinguir quanto do efetivo e dos equipamentos é direcionado para cada município; e há ainda possível problema da endogeneidade, pois o valor dos gastos com segurança pública em uma determinada localidade pode ser, ao mesmo tempo, causa e efeito da criminalidade.

10 Ver Resende (2007).

Os sub indicadores foram normalizados usando o procedimento $(x - \min)/(\max - \min)$, em que x é o valor da observação, \max a maior observação do grupo e \min a menor.

3.2 Especificação do Modelo

Esta seção descreve os procedimentos realizados para adequação da especificação do modelo estimado.

3.2.1 Multicolinearidade

Análise preliminar das variáveis explicativas revelou a presença de colinearidade entre parte dos regressores. A construção de coeficientes de correlação e a aplicação de testes adicionais revelaram que a variável renda *per capita* apresenta forte correlação com pelo menos três outras variáveis presentes no modelo, conforme pode ser visto na Tabela A3.1 do Anexo. Os coeficientes de correlação superiores a 0,8 estão marcados em cinza. Como se pode perceber, a variável renda *per capita* está fortemente correlacionada à pobreza e à fecundidade em 1991. Para confirmar esta constatação, calculou-se o FIV (*fator inflacionário da variância*) para o modelo que inclui todas as variáveis, confirmando-se a impressão inicial de que a renda *per capita* estaria inflando as variâncias dos demais regressores, conforme Tabela A3.2 do Anexo. O FIV médio de 6,59 implica que as variâncias para os estimadores estariam, em média, cerca de 2,6 vezes maiores que as reais, interferindo de forma expressiva nos posteriores testes de significância de coeficientes.

Devido à sua fragilidade teórica e empírica, a manutenção da variável renda *per capita* no modelo merece reflexão. Em primeiro lugar, a renda *per capita* não é uma variável comum em modelos teóricos de explicação do crime. Normalmente, ela é utilizada como *proxy* para variáveis de difícil mensuração nas investigações empíricas ou, até mesmo, incorporada nas regressões por intuição. Curioso notar, diferentes autores atribuem papéis distintos a essa variável como *proxy*, que pode representar tanto a expectativa de ganho com o crime – caso em que se espera sinal positivo para o coeficiente – como a expectativa de renda que o indivíduo obteria no mercado de trabalho, ou seja, o custo de oportunidade do crime – caso em que o coeficiente deveria ser negativo. Desse modo, dependendo do modelo teórico, pode-se esperar resultado ambíguo para a variável renda *per capita*.

O segundo problema decorre da relação teórica entre os fenômenos da pobreza, da renda (*per capita*) e da desigualdade. Embora o coeficiente de Gini seja construído de tal forma a captar a desigualdade independentemente do nível de renda,

a associação entre pobreza e renda *per capita* é, em si, uma medida de desigualdade. Normalmente não podemos fixar três valores “independentes” para essas três variáveis, pois o Gini é uma variável que capta justamente (embora de forma indireta) a distância entre o grau de pobreza de uma região e sua renda *per capita*. Intuitivamente, se temos uma região em que a renda média é muito alta e um expressivo número de pessoas estão abaixo da linha de pobreza, a desigualdade nesta região terá necessariamente de ser alta.

Pelos motivos elencados acima, entendemos haver justificativa para retirar do modelo empírico a variável renda *per capita*. O efeito de tal recurso é, de fato, animador. Nova regressão experimental sem a variável reduziu o FIV do modelo para 2,44, conforme Tabela A3.3 do Anexo.

3.2.2 Erros de Especificação e Heterocedasticidade

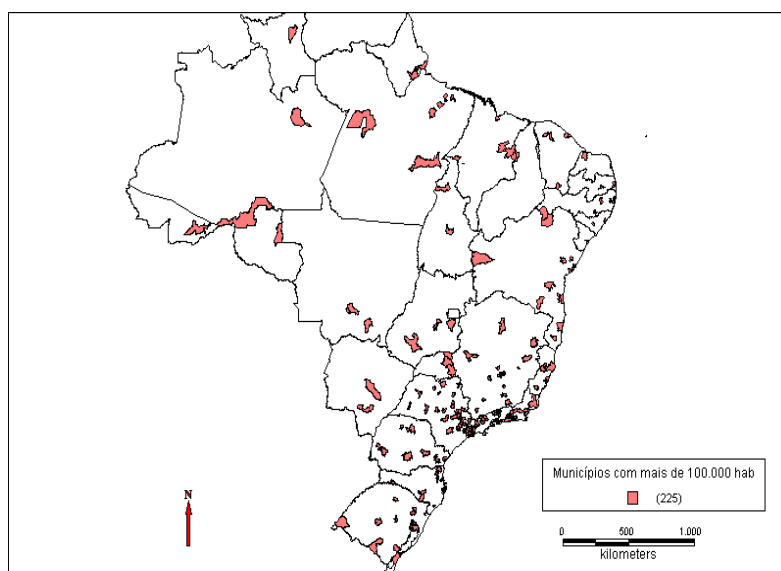
A análise da especificação do modelo foi realizada através do teste RESET de Ramsey, o qual detectou erro de especificação em relação às potências das variáveis explanatórias, mas não em relação aos valores ajustados para a variável dependente. Como o modelo está logaritimizado, a inclusão da potência de qualquer das variáveis no modelo geraria colinearidade perfeita entre elas. Uma possível explicação para a detecção de erro de especificação é a existência de correlação entre o erro e os regressores, devido a erros de medição. É de se esperar que haja erros de medição nos dados de criminalidade, que, por se tratar da variável dependente, implica maiores variâncias dos estimadores, resultando em um viés a favor da hipótese nula de coeficientes iguais a zero. Nessas condições, um regressor significativo é, essencialmente, um bom sinal, visto que as chances de ser verdadeiramente significativo são ainda maiores na ausência de erros de medição.

Quanto à heterocedasticidade, a rejeição da hipótese nula de variância constante pelo teste de Breusch-Pagan disponibilizado pelo Stata 8 indica que os desvios-padrão dos estimadores poderão diferir dos verdadeiros desvios-padrão obtidos na ausência do problema, o que prejudicaria os testes de significância. Para contornar o problema, foram utilizados os desvios-padrão robustos de White, que são melhores aproximações dos verdadeiros desvios-padrão.

3.2.3 Correlação Espacial

É razoável supor a existência de algum nível de correlação espacial entre as diferentes observações, principalmente entre municípios adjacentes uns aos outros ou pertencentes à mesma região metropolitana. Para contornar esse problema, in-

corporamos 18 *dummies* para regiões metropolitanas para as quais existem pelo menos dois municípios na base, permitindo haver alguma correlação espacial entre municípios pertencentes à mesma região metropolitana. Para municípios muito distantes é pouco razoável supor que ocorra deslocamento espacial da atividade criminal, uma vez que é necessário um conhecimento prévio das condições do mercado para realizar tal atividade, o que impõe custos de transação que impedem uma livre mobilidade espacial. O Mapa 1 apresenta os municípios analisados na base, e como se pode notar, a localização espacial dos mesmos é bastante dispersa no Brasil, dificultando esse tipo de deslocamento não captado pelas *dummies* de região metropolitana.



Mapa 1: Muncípios Brasileiros com mais de 100.000 Habitantes Constantes na Base da SENASP, 2004

3.3 Estatística Descritiva

A Tabela 1 apresenta a estatística descritiva referente às variáveis incluídas no modelo.

Tabela 1- Estatística Descritiva das Variáveis do Modelo

Variável	Média	Desvio pad	mínimo	máximo	Coef.Var
População	396449	868913	102083	10800000	2,19
Densidade Demográfica	1273,00	2068,41	9,80	11608,80	1,62
Taxa de Fecundidade 1991	2,72	0,65	1,76	68,4	0,24
Taxa de Fecundidade 2000	2,29	0,42	1,56	4,75	0,18
% de Domicílios com TV	92,93	6,67	41,85	99,35	0,07
Taxa de Alfabetização	90,60	6,02	59,38	97,35	0,07
Média de Anos de Estudo da Pop 25 ou mais	6,37	1,05	2,82	9,65	0,16
% de Adolescentes de 15 a 17 na Escola	80,83	4,84	65,96	93,05	0,06
% de Domicílios com Mulheres chefes	5,49	1,14	2,35	8,60	0,21
idhm_2000	0,79	0,05	0,56	0,92	0,06
Renda per Capita 2000	319,50	131,69	71,06	834,00	0,41
% Pessoas com Renda per Capita Abaixo de R\$75,50	24,28	14,42	2,89	78,24	0,59
gini_1991	0,53	0,06	0,40	0,68	0,11
gini_2000	0,56	0,05	0,45	0,69	0,10
Taxa de Homicídios SIM	31,87	22,96	0,00	171,09	0,72
dgm1 - Presença de Guarda Municipal	0,38	0,49	0,00	1,00	1,27
gm - Qualidade da Guarda Municipal	0,12	0,20	0,00	0,96	1,68
pm - Qualidade da Polícia Militar	0,39	0,18	0,09	0,77	0,45
Taxa de Homicídios - SENASP	27,31	20,53	20,53	122,44	0,75
Taxa de Roubo de Veículos	71,47	109,35	0,00	873,89	1,53

Fonte: SENASP, IBGE.

A análise das variáveis revela que o município médio representativo de nossa amostra é populoso, com elevada densidade demográfica e baixa taxa de fecundidade. Em relação às variáveis socioeconômicas, o grau de escolaridade é elevado comparado à média brasileira, idhm próximo de 0,8 e 25% das pessoas são pobres. Entre as variáveis independentes, as variáveis que apresentam a maior dispersão são a qualidade da guarda municipal, a densidade demográfica, percentual de pessoas com renda *per capita* abaixo da linha de pobreza e a renda *per capita*. Em relação às variáveis de criminalidade, o município médio apresenta taxa de homicídio próxima de 30 por 100.000 habitantes e taxa de roubo de veículos de 72 por cada 100.000 habitantes. A variação da taxa de homicídios entre as duas bases é praticamente a mesma e bastante alta.

4 Resultados

Os resultados para cada um dos dez tipos de crimes são analisados partindo dos mais agregados para os mais específicos. Nessa ordem, o primeiro regressando apresentado é o agregado de todos os crimes intencionais. A Tabela 2 apresenta o coeficiente de regressão estimado para cada variável explicativa e o respectivo p-valor. O grau de ajuste, medido pelo R^2 ajustado, está listado na última coluna.

Tabela 2 – Coeficientes e P-Valor para os Crimes Intencionais

	dens	gini	pm	gm (d)	gm (index)	escola	pobre	fec 91	tv	sem pai	homens	const	R ²
Total de Crimes	-0,11	1,39	0,13	-0,04	-0,04	1,77	-0,56	-0,10	0,15	0,83	-1,13	-1,14	0,48
Intencionais	0,00	0,00	0,04	0,61	0,30	0,01	0,00	0,72	0,79	0,00	0,20	0,82	

O modelo para a totalidade dos crimes da base da SENASP revelou alguns resultados esperados e algumas inconsistências. **Apresentam correlação positiva com a criminalidade não só a desigualdade de renda e o percentual de famílias fragilizadas, mas também a qualidade da polícia militar e o percentual de jovens na escola. Por outro lado, apresentam correlação negativa e significativa com a atividade criminal a densidade populacional e a pobreza.**

Tabela 3- Coeficientes e P-Valor para Crimes contra a Propriedade e Crimes contra a Pessoa

	dens	gini	pm	gm (d)	gm (index)	escol	pobre	fec 91	tv	sem pai	homens	const	R ^{2a}
Total de Crimes	-0,15	0,44	-0,21	0,03	-0,02	1,58	-0,45	-0,12	0,73	0,81	-0,79	-5,10	0,42
contra a Pessoa	0,00	0,34	0,00	0,80	0,74	0,04	0,00	0,74	0,26	0,01	0,39	0,34	
Total de Crimes	-0,08	1,95	0,18	-0,06	-0,05	1,68	-0,67	0,10	0,12	0,70	-0,95	-0,10	0,42
contra a Propriedade	0,08	0,00	0,02	0,58	0,30	0,03	0,00	0,78	0,86	0,05	0,38	0,99	

O efeito positivo da desigualdade de renda e negativo da pobreza eram esperados para a totalidade dos crimes, devido à predominância de crimes contra a propriedade nesse agregado. Quatro em cada cinco delitos registrados são classificados como contra a propriedade. No entanto, os resultados para a polícia militar e para a escolaridade indicam que pode haver endogeneidade entre essas variáveis e o registro dos crimes pela própria polícia. A desagregação dos tipos de crime entre crimes contra a propriedade e crimes contra a pessoa podem ajudar a esclarecer

essa inconsistência. A Tabela 3 apresenta os resultados em um primeiro nível de desagregação, o que nos permite identificar alguns padrões mais claros.

Em ambos os tipos de crimes, a densidade populacional e a pobreza continuam a apresentar associação negativa, enquanto a estrutura familiar e o nível de escolaridade apresentam correlação positiva. A qualidade da PM reduz os crimes contra a pessoa, mas aparentemente aumenta os crimes contra a propriedade, o que, como mencionado anteriormente, pode estar refletindo um melhor registro desses crimes pela polícia.

Em relação à desigualdade de renda que apresentava correlação positiva na Tabela 2, esse efeito permanece quando desagregamos os crimes; todavia, apenas para os crimes contra propriedade. Esse comportamento pode ser mais bem explorado na desagregação ainda maior dos tipos de crimes, conforme apresentado na Tabela 4, que apresenta os coeficientes estimados para os crimes específicos.

Tabela 4 - Coeficientes e P-Valor para Crimes Específicos

	dens	gini	pm	gm (d)	gm (index)	escol	pobre	fec 91	tv	sem pai	homens	const	R²a
Homicídios	-0,02	1,65	-0,33	-0,08	-0,05	-2,02	0,42	-0,02	4,11	-0,10	1,47	-3,77	0,33
DATASUS	0,64	0,01	0,00	0,55	0,53	0,06	0,06	0,96	0,00	0,82	0,22	0,65	
Homicídios	0,04	2,13	-0,42	-0,27	-0,15	-1,16	0,47	0,34	1,97	0,15	0,56	-1,17	0,32
SENASP	0,52	0,00	0,00	0,06	0,05	0,29	0,04	0,47	0,01	0,67	0,67	0,88	
Tentativas de	-0,19	0,17	-0,36	-0,09	-0,15	1,99	0,14	-0,28	1,76	0,91	0,74	-1,30	0,26
Homicídio	0,00	0,82	0,01	0,60	0,07	0,08	0,48	0,65	0,13	0,02	0,60	0,16	
Lesões Corporais	-0,16	0,55	-0,21	0,03	-0,03	1,95	-0,60	0,11	0,89	0,85	-1,04	-7,82	0,45
	0,00	0,28	0,01	0,83	0,61	0,02	0,00	0,80	0,23	0,02	0,31	0,19	
Estupros	-0,06	0,79	-0,09	-0,09	-0,07	-0,78	-0,56	0,92	1,70	0,93	1,53	1,90	0,31
	0,15	0,19	0,32	0,58	0,54	0,39	0,00	0,06	0,02	0,01	0,18	0,77	
Furtos e Roubos	-0,07	3,85	-0,36	0,11	0,01	1,19	-1,11	0,25	1,62	0,03	0,70	-1,88	0,59
Carros e Cargas	0,25	0,00	0,01	0,54	0,90	0,38	0,00	0,69	0,07	0,96	0,58	0,84	
Crimes Envolven-	-0,16	1,39	-0,50	-0,09	-0,11	1,44	-1,04	-0,40	0,05	0,56	0,58	0,74	0,54
do Drogas	0,01	0,07	0,00	0,72	0,47	0,35	0,00	0,58	0,97	0,22	0,95	0,95	

A desagregação por crimes específicos permite visualizar ainda mais os efeitos de cada variável. A qualidade da atuação da polícia militar é o fator que mais recorrentemente explica os crimes. Com exceção de estupros, essa variável reduz as taxas de incidência de todos os delitos, com valores bem próximos para os coeficientes. As demais variáveis de segurança pública, relacionadas à existência e qualidade das guardas municipais, quando significantes, também apresentam coeficiente negativo.

Outra variável que também apresenta comportamento consistente entre a totalidade dos diferentes tipos de crimes é o percentual de domicílios com televisores, com efeito mais intenso sobre os homicídios. O percentual de famílias sem a figura do pai contribui para lesões, estupros e tentativas de homicídio, mas curiosamente não mostra significância para os homicídios. Os resultados para a taxa de fecundidade de 13 anos antes da data do crime e para o percentual de homens entre 15 e 25 anos não apontam significância recorrente.

Os resultados menos consistentes são os do indicador de escolaridade, o percentual de adolescentes matriculados. Essa variável seria importante redutora dos homicídios, mas indutora de crimes como tentativa de homicídios e lesão corporal.

O nível de pobreza e a desigualdade de renda são as variáveis com um maior grau de distinção entre crimes contra a pessoa e crimes contra a propriedade. A pobreza está positivamente correlacionada com os homicídios, mas negativamente com praticamente todos os demais tipos de crimes. A desigualdade de renda é positiva e significativa na associação com os crimes contra a propriedade, mas tem efeito ambíguo sobre os crimes contra a pessoa: positivamente associada aos homicídios, mas neutra em relação às lesões, estupros e tentativas de homicídio. Importante destacar a magnitude do coeficiente da desigualdade de renda para os crimes de roubo e furto, implicando uma variação de quase quatro pontos percentuais para cada ponto de aumento do coeficiente de Gini.

Teste de Robustez para os Resultados do Coeficiente de Gini

Semelhante ao que ocorre comumente em estimações empíricas para determinantes de crescimento econômico – em que modelos do tipo AK não especificam com precisão os componentes da variável tecnológica, A – o vetor x (das demais variáveis explicativas) no modelo econométrico utilizado neste trabalho poderia ter sido construído recorrendo-se a diversas combinações de diferentes variáveis que, de uma forma ou de outra, acredita-se estarem relacionadas às taxas de criminalidade. Nesses casos, o estimador para o coeficiente da variável chave que está sendo estu-

dada (no caso a desigualdade de renda) pode ser sensível às diferentes combinações possíveis para o referido vetor, podendo o estimador se revelar significativo ou não, ou até mesmo alternar de sinal, dependendo das variáveis escolhidas para o *modelo*. Em outras palavras, os resultados não seriam robustos.

Uma maneira de conferir robustez às estimações de modelos que padecem deste mal é aplicar o teste proposto em Sala-i-Martin (1997), que consiste em computar o intervalo de confiança para a média dos coeficientes de regressão da variável em análise em várias regressões possíveis através das combinações do vetor x , através da construção da função acumulada da distribuição dos valores obtidos para os β_{zj} de forma a estabelecer a probabilidade de que a média destes betas seja distinta de zero. Os β_{zj} são obtidos através de:

$$y = \alpha_j + \beta_{ff}f + \beta_{zj}z + \beta_{xj}x_j + \varepsilon$$

em que f é um vetor de variáveis fixas que sempre aparecem na regressão (normalmente variáveis mais consagradas como pertencentes ao verdadeiro modelo), z é a variável em foco e $x_j \in X$ é um vetor de, por exemplo, até 3 variáveis extraídas do conjunto X de N variáveis disponíveis. Ou seja, é preciso estimar o modelo acima para todas as M combinações possíveis de $x_j \in X$. Para cada modelo registra-se o estimador β_{zj} e seu respectivo desvio-padrão, σ_{zj} . O limite inferior é dado pelo menor valor de β_{zj} subtraído de $2\sigma_{zj}$, e o limite superior o maior valor de β_{zj} somado a $2\sigma_{zj}$. Se neste intervalo o estimador variar de sinal, ou seja, se o limite inferior for negativo e o superior positivo, o teste o rejeita como significativo. No entanto, como cada regressão produz um grau de ajuste diferente, o ideal é calcular a média de forma ponderada, atribuindo a cada valor estimado um peso proporcional à qualidade do grau de ajuste da regressão. No presente trabalho, o peso foi construído usando os R^2 de cada regressão, através da fórmula:¹¹

$$\omega_{zj} = \frac{R_{zj}^2}{\sum_{i=1}^M R_{zi}^2}$$

11 Sala-i-Martin (1997) estima os coeficientes através de máxima verossimilhança e usa a razão de verossimilhança como indicador do grau de ajuste de cada modelo para ponderar os resultados. Como aqui utiliza-se o MQO, o R^2 substitui a RV.

De posse da média e da variância e pressupondo distribuição normal, podemos calcular a FDA(0) usando as tradicionais tabelas da distribuição normal. Por FDA(0) entende-se a maior dentre duas áreas: aquela à esquerda de zero e aquela à direita de zero. Isso porque o teste trata de um exame de robustez, e não necessariamente do sinal do coeficiente. Assim, o número calculado estará sempre entre 0,5 e 1, e indica a probabilidade do coeficiente ser robusto (maior ou menor que zero).¹²

Este teste foi aplicado ao coeficiente de Gini no modelo em que as três proxies para a qualidade da ação policial, a densidade populacional e as *dummies* para as regiões metropolitanas foram mantidas fixas (presentes em todas as regressões) enquanto o vetor x – composto de seis variáveis explicativas – variou nas 64 combinações aleatórias possíveis, gerando, portanto, 64 regressões. Na Tabela 4 estão registrados os betas médios ponderados, os desvios-padrão médio ponderados e a área superior a zero sob a distribuição dos betas (CDF(0)). Os crimes foram ordenados de acordo com o valor decrescente da terceira coluna, destacados os resultados em que a área é superior a 0,95, ou seja, o rigor usualmente adotado em testes de hipóteses.¹³

Tabela 4 - Resultados Teste de Robustez para o Coeficiente do Gini

Variável Dependente	Beta Médio	Desvio Médio	CDF (0) Dist. Normal
Roubo e Furto de Carros e Cargas	3,310	0,883	1,000
Total de Crimes contra a Propriedade	1,923	0,478	1,000
Total de Crimes	1,481	0,427	0,998
Homicídios SENASP	2,122	0,679	0,996
Homicídios DATASUS	1,500	0,617	0,966
Crimes Envolvendo Drogas	1,282	0,768	0,871
Tentativa de Homicídio	0,544	0,689	0,576
Lesão Corporal	0,555	0,577	0,565
Total de Crimes contra a Pessoa	0,533	0,473	0,553
Estupro	0,505	0,604	0,535

Os resultados do teste de robustez confirmam os obtidos anteriormente com os modelos construídos com todas as variáveis explicativas. A variável desigualdade de renda é estatisticamente significativa e possui coeficiente positivo para praticamente

12 Para conduzir este procedimento é preciso saber a forma da distribuição dos β_{zj} , para se poder calcular a distribuição acumulada. Sala-i-Martin trabalha com dois casos distintos: o primeiro pressupondo distribuição normal e o segundo distribuição não normal. Os resultados obtidos em ambos foram bastante similares, permitindo ao autor concluir que se tratava de fato de uma distribuição normal. No presente trabalho, partirei já do pressuposto de que a distribuição dos β_{zj} , segue distribuição normal.

13 O teste foi conduzido utilizando os desvios-padrão robustos de White, conforme fórmula encontrada em Gujarati, 2006.

todas as especificações possíveis de modelos que explicam os crimes de: roubo e furto de carros e cargas, o agregado da totalidade de crimes contra a propriedade, a totalidade de crimes gerais, e os homicídios medidos tanto pelos dados do DATASUS quanto da SENASP. Para os crimes envolvendo drogas, a probabilidade de o coeficiente de *Gini* ser robusto é de cerca de 90%, e para os demais crimes contra a pessoa a probabilidade é próxima de 50%, ou seja, baixíssima robustez. Também importante notar o valor médio do beta calculado para as diferentes especificações do modelo para furtos e roubos de carros e cargas, bem superior aos demais.

5 Conclusões

Os resultados dos testes realizados neste trabalho parecem delinear um padrão de atuação da variável desigualdade de renda sobre os indicadores de criminalidade. Para os crimes contra a propriedade, aqui medidos por furtos e roubos de carros e cargas, os modelos empíricos apresentam melhor ajuste e revelam estimadores significativos e robustos, indicando a desigualdade de renda como um dos principais responsáveis pela dinâmica das infrações nos municípios com população superior a cem mil habitantes. Por outro lado, em se tratando de crimes contra a vida ou contra a pessoa, a desigualdade aparenta desempenhar um papel ambíguo, revelando-se influente nos casos de homicídios, mas não em outros crimes como estupro, lesão corporal e tentativa de homicídio. Uma explicação plausível para esse resultado seria a correlação entre os crimes contra a propriedade e os homicídios, ou seja, a possibilidade de que grande parte das mortes intencionais seja consequência de crimes contra a propriedade.

Em outras palavras, os resultados indicam que a desigualdade de renda é um fator determinante de crimes orientados para a transferência de propriedade, mas não tanto para crimes passionais contra a vida ou contra a pessoa. Não obstante, dada a predominância¹⁴ dos crimes contra a propriedade no total de infrações registradas na base analisada, a distribuição de renda assume um papel central na determinação da dinâmica dos níveis de criminalidade nos grandes centros urbanos brasileiros.

O reconhecimento desse fato não sugere que devemos desconsiderar as demais medidas de combate e prevenção ao crime, tais como a efetiva atuação policial, a reforma do sistema judicial e prisional, a solução das demais fragilidades sociais etc. Pelo contrário, a qualidade da ação policial também revelou-se bastante influente na determinação de todos os crimes analisados. Fenômenos sociais e econômicos

14 Na base da SENASP, os crimes contra a propriedade representavam 4/5 do total de crimes registrados.

são quase sempre causados por múltiplos fatores, e seu enfrentamento exige uma atuação consistente com essa realidade.

Saber que a desigualdade de renda afeta de forma peculiar a violência urbana tampouco oferece instrumentos concretos de combate imediato à criminalidade, principalmente para formuladores de políticas de segurança pública. A principal conclusão dos resultados aqui apresentados, no nosso entendimento, é outra. Eles reforçam a tese de que a desigualdade de renda, por induzir um aumento da criminalidade, deve deixar de ser encarada apenas como um problema de natureza moral, à medida que também gera perdas reais e potencialmente mensuráveis de bem-estar social.

Referências

- ANDRADE, M. V. E., LISBOA, M. B. Desesperança de vida: homicídio em Minas Gerais, Rio de Janeiro e São Paulo: 1981 a 1997. *Desigualdade e pobreza no Brasil*. Rio de Janeiro: IPEA, 2000.
- BECKER, G. Crime and punishment: an economic approach. *Journal of Political Economy*, v. 76, p. 169 – 217, 1968.
- BOURGUIGNON, F., NUÑEZ j. & SANCHEZ F. 'What part of the income distribution does matter for explaining crime? The case of Colombia', *working paper n. 2003–04*. Paris: Département et Laboratoire D'Economie Théorique et Appliquée (DELTA). 2003.
- CANO, I., SANTOS, N. Violência letal, renda e desigualdade social no Brasil. Rio de Janeiro: 7 Letras, 2001.
- CERQUEIRA, D.; LOBÃO, W. Condições socioeconômicas, polícia e produção criminal. Rio de Janeiro: IPEA – *Texto para Discussão nº 957*, 2003.
- DAHLBERG, M., GUSTAVSSON, M. Inequality and crime: separating the effects of permanent and transitory income. *Working paper 2005:20*. Department of Economics. Uppsala University, 2005.
- DEMOMBYNES, G., ÖZLER B.. Crime and Local Inequality in South Africa. *World Bank Policy Research Working Paper 2925*. 2002.
- EHRLICH, I. Participation in Illegitimate Activities: A Theoretical and Empirical Investigation, *The Journal of Political Economy*. Vol. 81, 521-565. 1973.
- FAJNZYLBER, P., LEDERMAN D., LOAYZA, N. Crimen y violencia en America Latina. Alfaomega / Banco Mundial, p. 1-62. Colombia, 1998.
- FREEMAN, R. B. Crime and the job market. NBER Working Paper 4910. 1994.
- GUJARATI, D. N. Econometria Básica. Rio de Janeiro:Elsevier, 2006.
- KELLY, M. Inequality and Crime. *Review of Economics and Statistics* 82(4): 530–539. 2000.

- LEMOS, A. A. M., SANTOS E. P. F., JORGE M. A. Um modelo para análise socioeconômica da criminalidade no município de Aracaju. *Estudos Econômicos* (IPE/USP). São Paulo: v.35, n.3, p.569 – 594. 2005.
- MENDONÇA, M.; LOUREIRO, P.; SACHSIDA, A. Criminalidade e desigualdade social no Brasil. Rio de Janeiro: IPEA – *Texto para Discussão nº 967*, 2003.
- NEUMAYER, E. Inequality and violent crime: evidence from data on robbery and violent theft. *Journal of Peace Research*, vol. 42, no. 1, 2005, pp. 101–112. 2005.
- OLIVEIRA, C. A. Criminalidade e o tamanho das cidades brasileiras: um enfoque da economia do crime. Universidade de Passo Fundo, *Texto para Discussão No 14*. 2005.
- PUECH, F. Education, inequality and violent crime in Minas Gerais. CERDI-CNRS Université d'Auvergne. September 2005. Disponível em: <http://ideas.repec.org/p/wpa/wuwphe/0509006.html>
- SALA-I-MARTIN, X. X.. I just ran four million regressions. NBER Working Paper 6252. 1997.
- RESENDE, J. P. Crime social, castigo social: o efeito da desigualdade de renda sobre as taxas de criminalidade nos grandes municípios brasileiros. CEDEPLAR/UFGM. Belo Horizonte, 2007.
- SOARES, R. R.. Development, crime, and punishment: accounting for the international differences in crime rates. University of Chicago, March 2000.

Anexos

A.1 – Evidências Internacionais

Evidências Internacionais para o Efeito da Desigualdade de Renda sobre as Taxas de Criminalidade

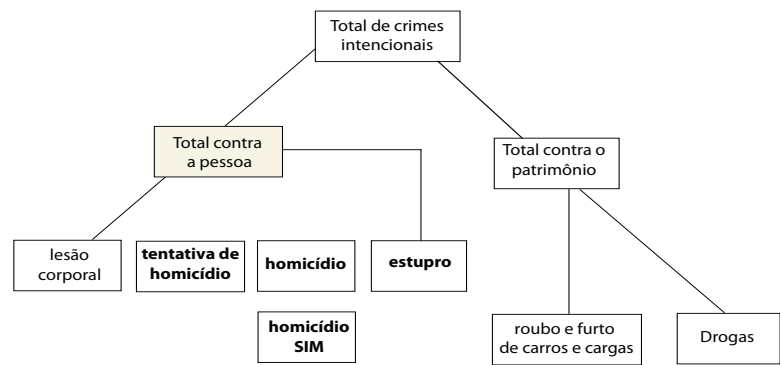
<u>Estudo</u>	<u>Dados</u>	<u>Tipo de Crime</u>	<u>Conclusão</u>
Eberts e Schwirian (1968)*	SMSA's / Cross-section	Todos os crimes (dados oficiais)	Efeito positivo
Ehrlich (1973)	Estados EUA	Assassinato	Não significativo
		Estupro	Não significativo
		Agressão	Não significativo
		Crimes contra pessoa	Não significativo
		Assalto	Efeito Positivo
		Roubo a residências	Efeito Positivo
		Roubo	Efeito Positivo
		Furto de veículo	Efeito Positivo
		Crimes contra a propriedade	Efeito Positivo
Danzinger e Wheeler (1975)*	Dados nacionais EUA / ST	Roubo a residências (dados of.)	Não significativo
		Agressão	Não significativo
		Roubo	Efeito positivo
Danzinger e Wheeler (1975)*	SMSA's / Cross-section	Roubo a residências (dados of.)	Efeito positivo
		Agressão	Efeito positivo
		Roubo	Efeito positivo
Jacobs (1981)*	SMSA's / Cross-section	Roubo a residências (dados of.)	Efeito positivo
		Furto	Efeito positivo
		Roubo	Efeito positivo
Blau e Blau (1982)*	SMSA's / Cross-section	Assassinato (dados oficiais)	Efeito positivo
		Estupro	Não significativo
		Roubo	Não significativo
		Agressão	Efeito positivo
Messner (1982)*	SMSA's / Cross-section	Assassinato (dados oficiais)	Não significativo
Carrol e Jackson (1983)*	Cidades EUA / Cross-section	Roubo a residências (dados of.)	Efeito positivo
		Roubo	Efeito positivo
		Crimes contra a pessoa	Efeito positivo
Williams (1984)*	SMSA's / Cross-section	Homicídios (dados oficiais)	Não significativo
Bailey (1984)*	Cidades EUA / Cross-section	Assassinato (dados oficiais)	Não significativo
Stack (1984)*	Países / Cross-section	Crimes a propriedade (dados of.)	Efeito negativo
Patterson (1991)*	Vizinhanças EUA / CS	Roubo a residências	Não significativo
		Crimes violentos	Não significativo
Fowles e Merva (1996)*	SMSA's / Painel	Agressão grave (dados oficiais)	Efeito positivo
		Assassinato	Efeito positivo
		Roubo de carro	Não significativo

<u>Estudo</u>	<u>Dados</u>	<u>Tipo de Crime</u>	<u>Conclusão</u>
Allen (1996)**	Dados nacionais EUA / ST	Furto	Efeito positivo
		Roubo	Não significativo
		Roubo a residências	Não significativo
		Estupro	Efeito negativo
		Roubo (dados oficiais)	Não significativo
		Roubo a residências	Não significativo
Freeman (1996)	Metrópoles EUA / Painei	Roubo de carro	Não significativo
Fajnzylber <i>et al</i> (1998)*	Países / Painei	Todos os crimes	Não significativo
Kelly (1999)*	Condados EUA / Cross-section	Homicídios (dados oficiais)	Efeito positivo
		Roubo	Efeito positivo
		Crimes violentos (dados oficiais)	Efeito positivo
		Crimes contra a propriedade	Não significativo
		Agressão	Efeito positivo
		Roubo	Efeito positivo
		Assassinato	Não significativo
		Estupro	Efeito negativo
		Roubo a residências	Efeito positivo
		Furto	Não significativo
Bourguignon <i>et al</i> (2003)**	Cidades colombianas / Painei	Roubo de carro	Não significativo
Demombynes e Ozner (2002)	África do Sul (bairros) / CS	Crimes contra a propriedade	Não significativo
Dahlberg e Gustavsson (2005)	Condados suecos / Painei	Roubo a residências	Efeito positivo
		Roubo de carro	Não significativo
		Agressão grave	Efeito positivo
		Estupro	Efeito positivo
		Roubo a residências	Não significativo
Neumayer (2005)	Países / Painei	Furto em lojas	Efeito positivo
		Roubo de carro	Não significativo
		Roubo	Não significativo
		Crimes contra a pessoa	Efeito positivo

Fonte: *Soares (2000, tabela 2, p. 27); ** Em Bourguignon et al (2003).

Obs.: CS para crossection e ST para séries temporais.

A.2 – Desagregação das Categorias de Crimes¹⁵



A.3 – Correlação entre Regressores

Tabela A.3.1 – Matriz de Correlação entre os Regressores

	dens	gini	gm	pm	rpc	pobre	escola	fec 91	tv	sem pai	hom
dens	1,00										
gini	-0,35	1,00									
gm	-0,10	-0,17	1,00								
pm	-0,22	0,23	0,03	1,00							
rpc	0,26	0,02	-0,21	-0,18	1,00						
pobre	-0,29	0,40	0,12	0,24	-0,87	1,00					
escola	0,38	0,00	-0,17	-0,16	0,45	-0,37	1,00				
fec 91	-0,40	0,13	0,21	0,27	0,80	0,72	-0,45	1,00			
tv	0,44	-0,28	-0,08	-0,18	0,64	-0,60	0,32	-0,75	1,00		
sem pai	-0,06	0,38	0,06	0,22	-0,57	0,77	-0,14	0,49	-0,32	1,00	
homens	-0,22	0,25	0,08	0,29	-0,58	0,62	-0,06	0,61	-0,55	0,51	1,00

Tabela A.3.2 – FIV para Modelo com Renda per Capita

Var	rpc	pobre	gini	fec91	tv	sem pai	homens	dens	escol	pm	gm	média
FIV	24,42	23,22	6,09	4,47	3,33	3,10	2,17	1,71	1,63	1,2	1,12	6,59

Tabela A.3.2 – FIV para Modelo com Renda per Capita

Var	pobre	fec 91	sem pai	tv	homens	gini	dens	escol	pm	gm	média
FIV	4,76	4,24	2,99	2,89	2,17	1,77	1,66	1,62	1,19	1,11	2,44

15 Em negrito, os delitos extraídos diretamente da base. Os demais são agregações de vários delitos.