



Universidade de Brasília
Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade e Ciência
da Informação e Documentação - FACE.
Departamento de Economia

Criminalidade nos estados brasileiros no período 2001-2005: uma análise econômica com dados em painel

Martha Seillier

Dissertação apresentada à Universidade de
Brasília como requisito para obtenção do título
de mestre em Ciências Econômicas

Orientador: Professor Bernardo Mueller

Brasília
Abril, 2010

Criminalidade nos estados brasileiros no período 2001-2005: uma análise econômica com dados em painel

Martha Seillier

Banca Examinadora:

Professor Doutor Bernardo Mueller, UnB (Orientador)

Professor Doutor Rodrigo Peñaloza, UnB

Professor Doutor Victor Gomes, UnB

Professor Doutor Roberto de Góes Ellery Júnior, (Suplente)

Agradecimentos

Agradeço a Deus, acima de tudo, por cada oportunidade e cada conquista. Agradeço aos meus pais, pelo tanto que investiram e acreditaram nos resultados dos meus estudos. Agradeço aos meus amigos e amigas, pelos momentos de diversão que tornaram as jornadas de estudos menos cansativas. Agradeço ao meu orientador, por estar sempre presente quando foi preciso. Agradeço ao Luis Felipe, por toda a paciência e orientação econométrica. Agradeço ao Gustavo Fleury, pelas aulas e suporte com o software MAPINFO. Por fim, agradeço a todos, que de uma forma ou de outra, participaram da construção desse trabalho e me ajudaram a crescer.

Resumo

O presente trabalho analisa a relação entre quatro diferentes taxas de criminalidade e algumas variáveis sócio-econômicas e demográficas apresentadas pelas 27 unidades federativas brasileiras no período 2001-2005. Os crimes analisados são separados entre crimes patrimoniais violentos e não violentos, crimes letais e crimes envolvendo drogas. O principal objetivo é verificar, através da análise de dados longitudinais, em que magnitude e relevância as variáveis explicativas analisadas afetam as taxas de criminalidade bem como as diferenças apresentadas quando se varia o tipo de crime considerado. Para tanto, foram utilizadas duas modelagens econométricas distintas, uma partindo do estimador de Efeitos Fixos e outra utilizando o modelo de regressões aparentemente não relacionadas (SUR). Os resultados são interessantes, pois mostram que taxas de crimes letais estão mais associadas a baixos índices de escolaridade nos estados; roubos são mais bem explicados por variáveis demográficas como um elevado percentual de população urbana; furtos estão mais associados a variáveis de desigualdade de renda e crimes envolvendo drogas são mais bem explicados por maiores taxas de desemprego nos estados brasileiros.

Palavras Chaves: Economia do crime, determinantes da criminalidade, dados em painel

Classificação JEL: K42, C23

Abstract

This work analyzes the relationship between four different rates of crime and some socio-economic and demographic characteristics presented by the 27 Brazilian states in the period 2001-2005. The crimes analyzed are separated as property violent and non-violent crimes, homicides and crimes involving drugs. The main purpose is to verify, through analysis of longitudinal data, how the explanatory variables considered affect crime rates and which differences appear when varying the type of crime. To this end, two different econometric modeling were used, starting from a Fixed Effects estimator and then a model using seemingly unrelated regressions (SUR). The results are interesting because they show that rates of homicides are more associated with low levels of schooling in the states; robberies are best explained by demographic variables such as high percentage of urban population; thefts are more associated with variables of income inequality; and crimes involving drugs are best explained by higher rates of unemployment in the Brazilian states.

Keywords: Economics of crime, determinants of crime, panel data

JEL Classification: K43, C23

Sumário

Introdução	6.
1 – Estudos econômicos sobre criminalidade: revisão bibliográfica..	Erro! Indicador não definido.
2 – Análise dos dados estaduais	Erro! Indicador não definido.
2.1 – Indicadores sócio-econômicos e demográficos	Erro! Indicador não definido.
2.2 – Taxas de criminalidade	Erro! Indicador não definido.
2.3 – Análise crítica dos dados disponíveis no Brasil	Erro! Indicador não definido.
3 – Análise econométrica dos efeitos dos indicadores estaduais sobre as taxas de criminalidade	40.
3.1 – Correlações entre as variáveis	Erro! Indicador não definido.
3.2 – Modelo com dados em painel e Efeitos Fixos.....	Erro! Indicador não definido.
3.2.1 – Especificação do modelo com estimador de Efeitos Fixos	46Erro! Indicador não definido.
3.2.2 – Resultados das regressões.....	50Erro! Indicador não definido.
3.3 – Modelo de regressões aparentemente não relacionadas - SUR	Erro! Indicador não definido.
3.3.1 – Especificação do modelo com estimador SUR	61Erro! Indicador não definido.
3.3.2 – Resultados das regressões.....	63Erro! Indicador não definido.
Considerações Finais	Erro! Indicador não definido.
Referências	Erro! Indicador não definido.

INTRODUÇÃO

O presente trabalho objetiva analisar os dados relativos a quatro diferentes tipos de criminalidade registrados no Brasil. Tais dados serão analisados por Unidade da Federação, contemplando um período de cinco anos que abarca os anos de 2001 a 2005.

A opção por estudar quatro tipos diferenciados de criminalidade se justifica pela hipótese, muitas vezes corroborada pela literatura existente sobre o tema, de que a criminalidade não pode ser percebida como uma variável única. De fato, dentre os vários tipos penais previstos na legislação brasileira, pode-se distinguir algumas categorias de crimes. É o que ocorre, por exemplo, com a categoria de crimes contra a vida, tratados nesse trabalho como crimes letais intencionais, e com a categoria de crimes patrimoniais.

Nesse trabalho, além de se diferenciar crimes contra a vida (letais) de crimes patrimoniais, buscou-se separar essa segunda categoria de crimes em violentos e não-violentos, no intuito de diferenciar um crime que, além da motivação patrimonial de subtrair coisa alheia móvel, envolve emprego de violência ou grave ameaça (o roubo) daquele que envolve a subtração de um bem alheio, porém sem violência (furto). Busca-se verificar, dessa forma, se os crimes patrimoniais violentos estão associados a variáveis explicativas diversas daqueles praticados sem emprego de violência.

O trabalho também busca analisar uma quarta categoria de crimes que abarca os tipos penais que envolvem drogas, como ocorre com o porte ou tráfico de drogas. Espera-se verificar que tal categoria de criminalidade responde a variáveis e incentivos diversos das três primeiras categorias analisadas (crimes letais intencionais, crimes patrimoniais violentos e crimes patrimoniais não-violentos).

Além dessa análise dos dados referentes à criminalidade nas Unidades Federativas do País, o trabalho também visa estudar como se comportam algumas variáveis sócio-econômicas nas mesmas localidades. De tal forma, busca-se estabelecer relações entre variáveis como a renda, educação, saúde, urbanização, entre outras, de uma determinada Unidade da Federação e as taxas de criminalidade ali registradas.

Para atingir esse objetivo serão empregadas duas modelagens econométricas distintas, ambas partindo de uma análise de dados longitudinais. De fato, a primeira modelagem implica na utilização de um estimador de efeitos fixos (FE), enquanto a segunda parte de um modelo de regressões aparentemente não relacionadas (estimador SUR). A opção da análise dos dados em painel se deve a um maior controle da heterogeneidade presente nas diferentes Unidades Federativas do País, por combinar dados de corte transversal e de séries de tempo.

A relevância desse trabalho está em se trazer uma aplicação de métodos já empregados em estudos que analisam bases de dados de criminalidade de outros países para o caso brasileiro. De fato, a análise econômica da criminalidade ganhou espaço desde o iminente trabalho publicado por Gary Becker¹ em 1968, e vem despertando interesse em diferentes áreas da teoria econômica, desde então. Enquanto a abordagem de Becker era mais microeconômica, com foco na teoria dos incentivos e na maximização de utilidade por parte de agentes econômicos racionais, o presente trabalho traz um enfoque mais empírico, baseado em estudos que surgiram após a publicação de Becker e que buscaram aplicar técnicas econométricas a bases de dados de diversas regiões do mundo.

Contudo, é importante ressaltar que a análise de dados sobre criminalidade através da aplicação de técnicas econométricas não é tarefa simples, principalmente porque o instrumental da análise se diferencia daquele estudado na estatística matemática. De fato, o presente trabalho contará com a análise de dados observacionais, sendo as taxas de criminalidade, em sua grande maioria, derivadas de boletins de ocorrência. Tal base de dados difere dos dados experimentais comumente utilizados na análise estatística matemática, que tem por base dados obtidos por meio de experimentos controlados de indivíduos.

O trabalho está dividido em 3 capítulos. O primeiro busca, inicialmente, fundamentar a importância da análise econômica da criminalidade e ressaltar os diferentes enfoques de pesquisa existentes na área, cada um sendo responsável por contribuições importantes sobre a compreensão da criminalidade, suas causas, conseqüências e melhores formas de combate, quando se considera a máxima econômica de alocação eficiente de recursos. Trata-se, portanto, de uma revisão bibliográfica de alguns estudos econômicos importantes sobre criminalidade.

¹ BECKER, Gary S. (1968). "Crime and punishment: an economic approach". *Journal of Political Economy*, 76, 169-217.

No segundo capítulo serão analisados todos os dados estudados nesse trabalho, com uma subseção tratando especificamente dos indicadores sócio-econômicos e demográficos e outra subseção tratando das diferentes taxas de criminalidade. O objetivo desse capítulo é explicar as especificidades de cada variável e entender como elas poderiam estar associadas à criminalidade. Uma última seção analisa as formas de coleta e dificuldades inerentes aos dados utilizados nesse trabalho e disponibilizados pelos centros estatísticos do país.

Por fim, o terceiro e último capítulo apresenta os principais aspectos metodológicos da análise dos dados, fundamentando a relevância da pesquisa empírica aqui realizada. Nesse capítulo será realizada a análise econométrica dos efeitos dos indicadores estaduais sobre as diferentes taxas de criminalidade no período 2001-2005. As duas abordagens diferentes, uma partindo da análise com estimador de Efeitos Fixos e outra baseada no estimador SUR, estão separadas em seções diferentes do capítulo. A conclusão sintetiza as similaridades e diferenças dos resultados encontrados através desses dois modelos de estimação dos dados em painel.

1 – ESTUDOS ECONÔMICOS SOBRE CRIMINALIDADE: REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

O artigo seminal em relação ao estudo econômico da criminalidade foi o trabalho de Gary Becker em 1968, publicado no *journal of political economy*². Sua análise parte de um modelo microeconômico que procura determinar qual política deveria ser implementada para minimizar a perda social decorrente da criminalidade. A hipótese fundamental do trabalho é a de que os agentes econômicos são racionais e de tal forma maximizam seus ganhos quando tomam a decisão de cometer um crime.

Segundo Becker, os agentes cometem crimes se a utilidade esperada proporcionada pelo delito excede a utilidade associada a atividades legais. Uma conclusão importante de seu trabalho é que os indivíduos se tornam criminosos porque têm benefícios e custos diferentes dos outros agentes e não porque têm motivações diferentes das outras pessoas.

O estudo foi fundamental, pois levou um instrumental tipicamente microeconômico que é a análise do agente racional, tomador de decisões, ao estudo da criminalidade. A quantidade e qualidade das pesquisas que surgiram após o trabalho de Becker mostram que o instrumental econômico já desenvolvido para analisar decisões de consumidores, firmas, etc., pode ser usado também de forma muito enriquecedora na análise da criminalidade.

De acordo com a pesquisa de Becker, a oferta de crimes é representada por uma função que varia de acordo com a probabilidade de um criminoso ser punido, do tipo e da severidade da punição a ser aplicada, e de outras variáveis como a renda obtida através de atividades legais e ilegais. Essa possibilidade de outras variáveis influenciarem o comportamento do agente criminoso foi o principal ponto de partida para o presente trabalho. De fato, a pesquisa busca entender a relação entre variáveis como escolaridade, desemprego, saneamento básico, proporção de população urbana, entre outras, na tomada de decisão dos agentes. Ou seja, o estudo buscará entender de que forma determinados indicadores sócio-econômicos e demográficos podem estar associados a diferentes taxas de criminalidade.

² BECKER, Gary S. (1968). "Crime and punishment: an economic approach". *Journal of Political Economy*, 76, 169-217.

Um trabalho que atende a essa linha de pesquisa é o de Gabriel Hartung e Samuel Pessoa³ que buscou analisar a influência de fatores demográficos de 1980 sobre a criminalidade de 2000. O artigo mostra que muitas vezes fatores demográficos como a porcentagem de mães adolescentes ou a porcentagem de crianças criadas sem o pai explicam melhor criminalidade do que fatores econômicos. Para tanto foram utilizados dados em painel para 643 municípios paulistas nos anos de 1999 a 2001. O trabalho de Hartung e Pessoa se diferencia essencialmente da análise de Becker por não considerar apenas o ambiente econômico dos agentes na análise, não tratando apenas de variáveis como desigualdade, desemprego, etc., mas englobando também fatores demográficos.

Hartung e Pessoa consideraram primeiro todas as formas de crimes contra o patrimônio de forma conjunta e, em seguida, analisaram individualmente crimes como roubos, furtos, fraudes e estelionatos. As análises econométricas do trabalho levaram a conclusões interessantes, como a constatação de que a variável explicativa coeficiente de Gini era muito instável e conseqüentemente não representava um fator tão relevante para explicar a criminalidade. De fato, nas análises prévias desse trabalho o coeficiente de Gini não se mostrou estatisticamente significativo em nenhuma regressão.

Uma conclusão fundamental do trabalho de Hartung e Pessoa é que variáveis explicativas econômicas se mostram irrelevantes quando os dados analisados tratam apenas de crimes violentos como homicídios e lesão corporal. Já as variáveis demográficas se mostraram altamente significativas e positivamente correlacionadas com a criminalidade de 20 anos depois.

O paper de Mendonça⁴ analisa um modelo de criminalidade especificamente para o caso brasileiro e se concentra mais especificamente sobre o efeito da desigualdade de renda sobre as taxas de criminalidade. O trabalho de Mendonça se assemelha com o presente trabalho pela metodologia de análise que ele emprega, pois também parte de uma análise de dados em painel para os estados brasileiros. Contudo, seu intervalo de tempo é de 10 anos e contempla o período 1985-1995. Sua principal conclusão é que a desigualdade social,

³ HARTUNG, Gabriel Chequer e Samuel Pessoa (2007). “Fatores demográficos como determinantes da criminalidade”. XXXV Encontro Nacional de Economia – ANPEC.

⁴ MENDONÇA, Mário Jorge Cardoso (2001). “Um modelo de criminalidade para o caso brasileiro”. XXIX Encontro Nacional de Economia – ANPEC.

representada pela variável índice de Gini, exerce impacto positivo na criminalidade dos estados brasileiros.

Mendonça defende que existe um nível de consumo de referência que é imposto de forma exógena pela sociedade e que esse referencial se origina a partir da convivência próxima entre grupos onde a dispersão de riqueza é acentuada. A partir daí cada agente vai desenvolver um 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 a sua renda. Essa insatisfação seria um fator motivador para o agente se envolver no mercado de criminalidade.

A partir dessas considerações o autor elaborou um modelo dinâmico de escolha intertemporal no intuito de obter uma relação explícita que expressa a relação entre risco e retorno para a análise de uma atividade ilícita. De tal forma, Mendonça realiza ao mesmo tempo uma análise teórica na elaboração de seu modelo e, logo em seguida, parte para uma análise empírica para o modelo proposto, com base na metodologia de dados em painel.

Outro paper interessante, que também utiliza a metodologia de análise de dados em painel, mas dessa vez especificamente para a região metropolitana de Salvador, é o de Fernandez e Lobo⁵. O trabalho se restringe à análise de apenas dois tipos de crime - roubos e furtos – pois tem como principal objetivo analisar crimes considerados essencialmente patrimoniais. Para tanto, os autores partem de modelos baseados em curvas de oferta de atividades criminosas antes de aplicar a metodologia econométrica. O intervalo de tempo considerado na análise vai de 1993 a 1999.

A análise específica da região metropolitana de Salvador se justifica por se tratar de uma das regiões de maior incidência de criminalidade não só do país, mas do mundo. A principal conclusão da pesquisa de Fernandez e Lobo é que o nível de educação, a eficiência da polícia, a concentração de renda, a densidade demográfica, o grau de urbanização e também variáveis como a renda do município e do governo municipal são elementos importantes que explicam os índices de atividades criminosas experimentados na região metropolitana de Salvador.

⁵ FERNANDEZ José Carrera e Luiz Fernando Lobo (2003). “A criminalidade na região metropolitana de Salvador”. XXXI Encontro Nacional de Economia – ANPEC.

Um paper mais focado nos homicídios como tipo de criminalidade foi o do Paulo Loureiro e Emilson Silva⁶. Tal estudo também parte de uma análise de dados em painel, mas para tanto utiliza dados de 84 países, não se restringindo, portanto, a uma única localidade. O período de análise considerado é bastante extenso, compreendendo o intervalo de 1970 a 2004.

A principal conclusão do trabalho de Loureiro e Silva é que a taxa de homicídio de um país é inversamente proporcional ao seu nível de desenvolvimento (medido no trabalho pelo Índice de Desenvolvimento Humano – IDH) e diretamente proporcional à violência apresentada pelo país. Para medir a variável violência, importa esclarecer que os autores utilizaram o quadrado da diferença entre a esperança de vida de homens e mulheres nos países considerados no estudo. De fato, tal metodologia permite medir a distância entre as esperanças de vida encontradas para homens e mulheres e é sabido que crimes mais violentos são praticados mais frequentemente por homens e também têm como vítimas mais frequentes pessoas do sexo masculino.

Outra conclusão importante do trabalho de Loureiro e Silva é que as taxas de homicídios apresentadas por países da América Latina e Caribe são 40% superiores às encontradas no resto do mundo. Nesse sentido, o estudo lista como países mais violentos o Brasil, a Colômbia, El Salvador, Guatemala e Jamaica. Tal resultado reforça ainda mais a vontade de se entender, no caso brasileiro quais são as variáveis que melhor explicam homicídios, sendo este um dos objetos de análise do presente trabalho.

O trabalho de Piquet⁷ também chama atenção para a magnitude do problema da violência no Brasil ao apresentar uma tabela que indica que algumas cidades das regiões metropolitanas do Rio de Janeiro e São Paulo figuram entre as cidades mais violentas das Américas. A tabela, que se baseia em dados de 1999, indica que cidades no Brasil como Diadema e Belford Roxo apresentam taxas de homicídios que estão no mesmo patamar de cidades que enfrentam situações de conflito militar, com grupos políticos organizados, como no caso da Colômbia. Piquet também compara taxas de criminalidade entre grandes cidades

⁶ LOUREIRO, Paulo e Emilson Silva (2006). “On the determinants of intentional homicide: an international panel data analysis”. Working Paper nº 07 – Universidade Católica de Brasília.

⁷ PIQUET, Carneiro (1999). ‘Determinantes do Crime na América Latina: Rio de Janeiro e São Paulo’. São Paulo, USP, Mimeo.

da América Latina e chega a conclusões relevantes como a das taxas de criminalidade registradas em Buenos Aires sendo oito vezes inferiores às registradas em São Paulo capital.

Um trabalho mais focado na análise de taxas de criminalidades apresentadas por municípios foi o de Corwell e Trumbull⁸, que buscou estimar o modelo econômico do crime utilizando dados de painel. Para tanto, foram analisados dados de 90 municípios da Carolina do Norte de 1981 a 1987 e estimou-se um modelo de efeitos não observados da criminalidade. Os pesquisadores consideraram diversas variáveis como sendo fatores não observados constantes no tempo, que afetam as taxas de criminalidade dos municípios. Entre elas estão a localização geográfica, registros históricos, convenções e atitudes frente à criminalidade.

O modelo econométrico analisado tinha o número de crimes por pessoa (taxa de criminalidade) como sendo a variável dependente. Já nas variáveis explicativas apareciam a probabilidade estimada de prisão, a probabilidade de condenação, a probabilidade de cumprir pena prisional dado que houve condenação, a duração média da sentença cumprida e o número de policiais per capita em cada município.

No trabalho de Corwell e Trumbull, assim como em diversos outros estudos econométricos sobre a criminalidade, foram usados no modelo logaritmos de todas as variáveis com o objetivo de estimar as elasticidades. Nos resultados encontrados, com estimadores em primeiras diferenças, as probabilidades de prisão, de condenação e de cumprir pena prisional foram todas consideradas estatisticamente significantes e mostraram ter um efeito negativo sobre a taxa de criminalidade.

De acordo com os resultados encontrados, o aumento de 1% na probabilidade de prisão reduz a taxa de criminalidade dos municípios em torno de 0,33%. Já o resultado encontrado para a variável número de policiais indicou que o aumento de 1% no número de policiais per capita em um município aumenta a taxa de criminalidade desse município em cerca de 0,4%. A explicação dada por Corwell e Trubull para esse resultado é que o aumento do número de policiais em um município pode ser responsável por um maior número de denúncias e registros de crimes. Outra explicação é que o número de policiais pode ser uma variável endógena na equação. De tal forma, os municípios podem aumentar a força policial quando estão prevendo um aumento na criminalidade.

⁸ CORNWELL, C. e W. N. Trumbull (1994). "Estimating the economic model of crime using panel data". Review of economics and statistics, 76, 360-366.

Outro trabalho parecido com o de Cornwell e Trubull foi o do pesquisador Eide⁹ realizado em 1994. Ele analisou dados de painel de distritos policiais da Noruega para estimar um modelo de defasagens distribuídas da taxa de criminalidade sobre a taxa de esclarecimento de crimes. Em seu modelo, Eide utilizou uma única variável explicativa que é o percentual de esclarecimento de crimes, indicando o percentual de crimes que levaram a uma condenação. Tal variável foi defasada em um e dois anos no modelo.

O objetivo do estudo de Eide era entender se as taxas de esclarecimento de crimes do passado tinham algum efeito dissuasivo sobre a criminalidade do ano em questão. A análise se deu com taxas de criminalidade referentes a apenas dois períodos que foram os anos de 1972 e 1978. Os resultados das regressões mostraram que a taxa de esclarecimento de crimes defasada em 2 períodos foi estatisticamente significativa com coeficiente negativo, indicando que quando a taxa de esclarecimento de crimes de dois anos atrás é alta a criminalidade do período analisado diminui.

Com um enfoque mais voltado para a questão dos gastos públicos com segurança, o trabalho de Carvalho e Loureiro¹⁰ buscou explicar o impacto de tais gastos sobre a criminalidade, nos estados brasileiros no período 2001-2003. Para tanto, os pesquisadores analisaram quatro categorias de crimes: homicídio, roubo, furto e seqüestro. As estimativas se deram através de técnicas econométricas com Efeitos Fixos e primeiras diferenças e apontaram a concentração de renda como um importante fator propulsor do comportamento criminoso.

A questão da análise dos dados referentes a gastos públicos com segurança não se fará presente, de forma explícita, nesse trabalho em decorrência do problema da simultaneidade entre as variáveis gastos com segurança e criminalidade. De fato, esse problema já foi constatado em diversas pesquisas sobre o tema. Para contornar esse problema, o trabalho de Carvalho e Loureiro empregou variáveis instrumentais para tratar da questão dos gastos públicos. De forma similar, a variável PIBpc dos estados pode ser analisada nesse trabalho como um possível instrumento para testar o efeito de maiores gastos em segurança pública sobre a criminalidade.

⁹ EIDE, E. (1994). "Economics of crime: deterrence and the rational offender". Amsterdã: North-Holland.

¹⁰ CARVALHO, José Raimundo de Araújo e André O. Loureiro (2007). "O impacto dos gastos públicos sobre a criminalidade no Brasil". XXXV Encontro Nacional de Economia – ANPEC.

Por fim, um artigo interessante, por analisar o caso específico das causas da criminalidade no Brasil, é o do Marcelo Santos e Ana Kassouf¹¹, apresentado na ANPEC de 2008. O artigo aponta aspectos importantes em relação à dificuldade de se trabalhar com dados empíricos no Brasil. De fato, os autores criticam a geral indisponibilidade de dados e a alta taxa de sub-registro apresentada pelos dados oficiais.

Eles também chamam atenção para a elevada diferenciação no nível de qualidade, cobertura e consistência do processo de coleta e registro de informações e também dos procedimentos diferenciados por parte das organizações em relação ao registro dos boletins de ocorrência. De tal forma, é possível que uma parte importante das diferenças nas criminalidades registradas nos estados brasileiros se deva à diferenciação nas taxas de sub-registro e aos procedimentos adotados em relação à coleta e registro das ocorrências criminais pelas organizações policiais dos estados.

Em relação ao sub-registro, os autores consideram que a elevada utilização dos homicídios como *proxy* para se analisar criminalidade nas pesquisas econômicas se deve justamente ao elevado sub-registro de crimes como agressões, roubos e furtos. De tal forma, apesar da teoria econômica indicar que crimes patrimoniais respondem melhor aos postulados da racionalidade dos agentes, trabalha-se muito ainda em cima das taxas de homicídios apresentadas pelos estados brasileiros.

Uma conclusão importante do trabalho de Santos e Kassouf é que a desigualdade de renda e os retornos do crime são fatores de incremento da criminalidade. Tal conclusão reforça a idéia de que as condições econômicas afetam a criminalidade e está de acordo com um dos principais resultados do presente trabalho, que relaciona a desigualdade de renda principalmente a crimes patrimoniais como furtos, nos estados brasileiros.

Outra similaridade do artigo de Santos e Kassouf em relação a esse trabalho é a percepção de que categorias de crimes diferentes respondem de formas diferentes a mudanças nas condições socioeconômicas. Por esse motivo o presente trabalho analisou vários tipos de criminalidade de forma separada e o próximo capítulo visa detalhar cada tipo estudado e as características apresentadas pelos diversos estados brasileiros no período 2001-2005.

¹¹ SANTOS, Marcelo Justus e Ana Lúcia Kassouf (2008). “Estudos econômicos das causas da criminalidade no Brasil: evidências e controvérsias”. Economia – Revista da ANPEC – Volume 9.

2 – ANÁLISE DOS DADOS ESTADUAIS

O capítulo tem como principal objetivo analisar os dados disponíveis e utilizados nesse trabalho. Para tanto, o capítulo divide-se em três subseções. A primeira se atém à análise dos indicadores sócio-econômicos e demográficos que serão analisados e utilizados como variáveis explicativas no terceiro capítulo, que estuda as relações causais entre as variáveis analisadas para as Unidades Federativas brasileiras e as diferentes taxas de criminalidade estudadas. A segunda subseção desse capítulo analisa então as quatro taxas de criminalidade que são objeto de interesse desse trabalho, quais sejam, a taxa de crimes letais intencionais, taxa de roubos, taxa de furtos e taxa de crimes envolvendo drogas. Por fim, a terceira e última seção traz uma abordagem crítica das estatísticas disponíveis no Brasil e antecipa como alguns dos problemas apresentados pelas séries de dados podem interferir na análise econométrica do capítulo 3.

2.1 – Indicadores sócio-econômicos e demográficos

Muitas são as variáveis analisadas pela literatura econômica do crime para estudar a influência de alguns aspectos econômicos, sociais e demográficos sobre as taxas de criminalidade de uma dada localidade. Nesse trabalho, como o objeto de análise são as unidades federativas brasileiras, optou-se por analisar variáveis macroeconômicas que tragam indicações sobre a realidade dos estados brasileiros em relação a quesitos como renda *per capita*, taxa de desemprego, taxa de analfabetismo, percentual de população urbana, entre outros indicadores.

A tabela 1, disponível abaixo, visa uma melhor compreensão das variáveis que serão analisadas nessa seção, fornecendo um resumo dos principais dados estudados, com informações como a média, desvio-padrão e valores mínimo e máximo encontrados na base de dados que contempla os anos de 2001 a 2005.

Tabela 1:

Variável	Nº de observações	Média	Desvio Padrão	Valor mínimo	Valor máximo
Pop. relativa	135	3,7	4,42	0,19	21,96
Percentual pop. urbana	135	78,37	9,50	60,93	96,9
% pop. c/ esgoto	135	53,72	21,98	10,6	95,12

Esperança de vida ao nascer	135	70,41	2,60	64,27	74,87
PIBpc	135	5805,76	3655,06	1634,8	21747,4
Razão de renda	135	20,50	4,86	11,29	39,68
Tx. analfabetismo	135	14,24	7,83	4,2	31,18
Tx. desemprego	135	8,78	2,81	3,91	20,36
% da pop < 4 anos de estudo	135	28,79	9,58	11,11	50,48
% da pop c/ 4 a 7 anos de estudo	135	28,27	3,34	20,35	38,32
% da pop ≥ 8 anos de estudo	135	43,05	9,64	24,20	68,55

A população relativa da Unidade Federativa indica a população de cada estado como percentual da população total brasileira. Tal série de dados foi obtida dividindo-se os valores totais das populações estaduais no período 2001-2005 pelo total da população brasileira em cada período. Os dados referentes à população total de cada estado foram obtidos no Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE.

São Paulo pode ser considerado o estado mais populoso, com mais de 40 milhões de habitantes em 2005, representando quase 22% da população brasileira. Já a menor densidade populacional ficou com o estado de Roraima, que em 2005 contava com pouco mais de 391 mil habitantes, ou seja, aproximadamente 0,21% da população brasileira¹².

A análise desse primeiro indicador “população relativa” já evidencia a dificuldade de se estudar criminalidade, considerando o estado como unidade de análise, devido à enorme diversidade existente entre os estados. De fato, não é fácil analisar, sob a mesma perspectiva, um estado com menos de 400 mil pessoas e um estado com aproximadamente 40 milhões de habitantes.

O segundo indicador apresentado na tabela 1 é o percentual de população urbana, que indica a proporção da população que vive em área urbana, para cada unidade da federação. Tais dados foram obtidos através da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – PNAD do IBGE. O indicador é obtido pela razão entre a população do estado que vive em área urbana e a população total do estado. O objetivo da análise desse indicador se encontra na

¹² O valor mínimo de 0,19%, disponível na tabela 1, diz respeito à população relativa do estado de Roraima, no ano de 2001.

hipótese freqüentemente citada na bibliografia sobre o tema de que áreas urbanas seriam responsáveis por taxas de criminalidade superiores às encontradas nas zonas rurais.

A tabela 1 mostra que 78,37% da população dos estados brasileiros, em média, vive em centros urbanos. O estado com menor percentual de população urbana encontrado no período foi o Piauí, em 2002, com apenas 60,93% da sua população vivendo em centros urbanos. Já o estado que apresentou maior percentual de população urbana foi o Rio de Janeiro, em 2004, com 96,9% da população vivendo em centros urbanos.

O próximo indicador analisado é o percentual da população com cobertura de esgoto (fonte PNAD/IBGE). Tal indicador mede o percentual da população do estado que dispõe de escoadouro de dejetos através de ligação do domicílio à rede coletora ou fossa séptica. O indicador mede, portanto, a cobertura populacional da disposição adequada do esgoto sanitário.

O percentual da população com cobertura de esgoto é um indicador importante, pois expressa as condições sócio-econômicas do estado e a forma como o governo deste prioriza as políticas governamentais orientadas para o desenvolvimento social. O objetivo da análise desse indicador é entender se existe alguma relação entre a priorização de políticas voltadas para a área de saúde pública no estado e uma eventual diminuição nas taxas de criminalidade desse estado.

No período 2001-2005, aproximadamente 53% da população dos estados brasileiros, em média, teve acesso ao sistema de cobertura de esgoto. Apesar dos dados mostrarem que houve melhoria de cobertura, em todas as regiões, durante o período analisado, o número chama atenção para uma situação precária relacionada à questão da saúde pública no país, especificamente no que diz respeito ao saneamento básico.

O estado que apresentou menor cobertura foi Mato Grosso do Sul, em 2004, com apenas 10,6% da população do estado tendo acesso à cobertura de esgoto. Já o estado que apresentou maior cobertura foi o Distrito Federal, com 95,12% da população com acesso à cobertura de esgoto. Cabe ressaltar que no período em análise o maior aumento de cobertura, em termos percentuais, se deu na região norte do país.

O quarto indicador apresentado na tabela 1 é a esperança de vida ao nascer. Trata-se do número médio de anos de vida esperados para um recém-nascido, mantido o padrão de

mortalidade existente na população. Trata-se, portanto, de uma média sintética da mortalidade. De fato, diferentemente da taxa bruta de mortalidade, a esperança de vida ao nascer não é afetada pelos efeitos da estrutura etária da população. Os dados analisados nesse trabalho foram extraídos das projeções demográficas do IBGE.

A análise da esperança de vida é importante para se entender as condições de vida e de saúde da população dos estados brasileiros. Os dados analisados no período 2001-2005 revelam que a esperança de vida ao nascer aumentou em todas as regiões brasileiras. A tabela 1 mostra que a média nos estados foi de 70,41 anos de vida. A menor esperança de vida encontrada foi de 64,27 em Alagoas, nos anos de 2001 e 2002, e a maior foi de 74,87 anos no Distrito Federal, em 2005, seguido de Santa Catarina com a esperança de 74,78 anos de vida, no mesmo período.

O Produto Interno Bruto *per capita* (PIB $_{pc}$) indica o valor médio agregado por indivíduo, em moeda corrente e a preços de mercado, dos bens e serviços finais produzidos em cada Unidade da Federação, no período de 2001 a 2005. A base de dados, mais uma vez, foi extraída do IBGE. Tal indicador mede, portanto, a produção do conjunto dos setores da economia por habitante, nos diferentes estados do país.

Os valores do PIB estadual *per capita*, em reais, analisados neste trabalho, foram deflacionados pelo deflator implícito do PIB nacional, para o ano de 2005. A tabela 1 nos mostra que o PIB $_{pc}$ médio em todas as unidades da federação foi de aproximadamente R\$ 5.800 reais por habitante, por ano. O PIB $_{pc}$ mínimo encontrado foi de R\$ 1.634,8 no Maranhão, em 2001. Já o PIB $_{pc}$ máximo foi de R\$ 21.747,4 no Distrito Federal, em 2005. A tabela mostra, portanto, uma diferença de mais de R\$ 20.000 entre os valores máximo e mínimo encontrados, o que indica uma enorme disparidade de renda entre os estados brasileiros.

Não há dúvidas de que valores muito baixos do PIB $_{pc}$ assinalam, em geral, a existência de segmentos sociais com precárias condições de vida nos estados. É importante notar, contudo, que a situação média representada pelo indicador pode estar condicionada por forte concentração de riqueza no estrato superior de renda, não deixando transparecer a existência simultânea de situações de pobreza extrema. Por isso, o trabalho analisa também o indicador razão de renda, no intuito de analisar a desigualdade de renda nos estados brasileiros.

A razão de renda indica o número de vezes que a renda do quinto superior da distribuição da renda (20% mais ricos) é maior do que a renda do quinto inferior (20% mais pobres) na população do estado. Os dados são da PNAD/IBGE. Quanto mais elevados os valores, maior o desnível de renda entre grupos populacionais dos estratos considerados. A importância da análise desse indicador será entender se existe relação positiva entre a concentração de renda do estado e as taxas de criminalidade apresentadas por este.

A tabela 1 mostra que, no período em análise, as pessoas situadas nos 20% superiores da distribuição da renda de cada estado (os 20% mais ricos) apresentavam, em média, rendimentos 20,5 vezes mais elevados do que aqueles situados nos 20% inferiores (os 20% mais pobres). O estado que apresentou menor concentração de renda foi Santa Catarina, com uma razão de 11,29 no ano de 2005. Já o Distrito Federal apresentou, em 2003, a maior concentração de renda do país, com os 20% mais ricos ganhando quase 40 vezes mais do que os 20% mais pobres.

Outro indicador que poderia ter sido utilizado nesse trabalho, para medir desigualdade de renda entre os estados, seria o índice de Gini. Trata-se de uma medida de desigualdade de renda que varia entre 0 e 1, onde 0 representa uma situação de igualdade de renda perfeita (todos auferindo a mesma renda) e 1 representa uma situação de total desigualdade de renda (situação em que apenas uma pessoa seria detentora de toda a renda da economia).

No entanto, optou-se por não utilizar o índice de Gini como indicador de desigualdade de renda nesse trabalho, por se tratar de um índice que superestima a desigualdade, tendo como referência a igualdade perfeita de renda. De fato, sabe-se que quanto maior o índice, pior a desigualdade de renda do estado, mas não é tão simples afirmar que quanto menor o índice, melhor a situação. Isso decorre do fato da igualdade perfeita de renda não ser algo almejado pelas políticas públicas, nem algo desejado quando se pensa em eficiência alocativa.

Dizer que a população inteira de um estado auferir a mesma renda (índice de Gini estadual igual a zero) significa desconsiderar o fato dos agentes econômicos terem características diferentes, bem como níveis de dedicação e produtividade diversos. Nesse sentido, a diferença de renda é justificável em algum grau, principalmente quando se leva em conta a produtividade e características individuais de cada agente.

Contudo, quando se analisa a situação do Distrito Federal em que 20 % da população ganha 40 vezes mais do que os 20% mais pobres, percebe-se que não há justificativa aceitável para tamanho padrão de desigualdade de renda. Além disso, fica fácil justificar diferenças de renda por níveis de produtividade e dedicação diferentes quando se considera que todos tiveram as mesmas oportunidades na fase de preparação para o mercado de trabalho, ou seja, durante os estudos. Ora, é sabido que tal hipótese ainda é uma realidade distante no caso brasileiro.

O sétimo indicador analisado na tabela 1 é a taxa de analfabetismo, que indica o percentual de pessoas, com 15 e mais anos de idade, que não sabe ler e escrever pelo menos um bilhete simples, considerando a população total residente no estado da mesma faixa etária, no período considerado. Tal indicador mede, portanto, o grau de analfabetismo da população adulta. Os dados utilizados nesse trabalho foram extraídos da base de dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – IPEADATA.

Vários são os indicadores sócio-econômicos que são influenciados pela taxa de analfabetismo. É o caso, por exemplo, de indicadores de saúde infantil, que são influenciados positivamente pela alfabetização da população adulta, sobretudo das mães. A tabela 1 mostra que a média de analfabetos em todos os estados de 2001 a 2005 foi de 14,24% da população dos estados. A taxa mínima encontrada foi de 4,2% no Distrito Federal, em 2004, e a máxima foi de 31,18% em Alagoas, no ano de 2002.

A série de tempo analisada mostra que, de 2001 a 2005, houve redução da taxa de analfabetismo em todas as regiões brasileiras. As diferenças na distribuição, por sexo, se mostraram pequenas e, portanto, não mereceram ser consideradas nesse trabalho. Mesmo com essa tendência de queda da taxa de analfabetismo em todas as Unidades Federativas, é importante notar que uma parcela significativa da população adulta brasileira (11,1%) ainda era analfabeta em 2005.

Na região Nordeste, a proporção de analfabetos no período 2001-2005 foi correspondente a mais de um quinto da população com 15 e mais anos de idade (21,9% da população da região). Já as regiões Sudeste e Sul apresentaram taxas bem menores: 6,6% e 5,9%, respectivamente. No entanto, mesmo as regiões que apresentaram menores taxas de analfabetismo ainda estão acima das taxas apresentadas por países desenvolvidos.

A análise das taxas de analfabetismo estaduais é importante para se entender a relação entre esse indicador e as taxas de criminalidade nos diferentes estados. Várias conclusões importantes podem ser tiradas de uma relação positiva entre analfabetismo e criminalidade. É de se esperar, por exemplo, que nos estados que apresentam maiores taxas de analfabetismo exista um contingente maior da população trabalhando informalmente, ou seja, com menos oportunidades no mercado de trabalho legal.

A oportunidade de trabalho no mercado legal constitui um dos fatores que o modelo de Gary Becker¹³ analisou na maximização da utilidade de um potencial criminoso, no sentido de que, quanto mais oportunidades de emprego o indivíduo encontrar no mercado de trabalho legal, maior será seu custo de oportunidade ao optar por uma atividade criminosa. Nesse sentido, espera-se que haja uma relação positiva entre taxa de analfabetismo e criminalidade.

Já a taxa de desemprego é calculada a partir da razão entre o número de desempregados registrados em cada estado e sua população economicamente ativa (PEA). De tal forma, não são computados na taxa de desemprego aqueles que não têm idade para trabalhar ou que não procuram emprego. Os dados de desemprego analisados nesse trabalho têm como fonte a PNAD/IBGE.

A relevância desse indicador na pesquisa se encontra na hipótese, já mencionada, de que oportunidades de trabalho no mercado legal diminuem os incentivos para a prática de crimes. Como a presente pesquisa busca analisar diferentes tipos de criminalidade, também será interessante verificar quais crimes estão mais associados à questão da falta de oportunidade de emprego no mercado de trabalho formal.

A tabela 1 mostra que a taxa média de desemprego encontrada nos estados, no período 2001 a 2005, foi de 8,78%. Piauí foi o estado que apresentou a menor taxa de desemprego no período, com uma taxa de 3,91% em 2004. Já Amapá foi o estado que apresentou a maior taxa de desemprego, atingindo o número de 20,36% em 2002. Será então interessante verificar como têm evoluído as taxas de criminalidade nesses dois estados com taxas de desemprego tão diferentes.

Outro indicador importante estudado nesse trabalho é a taxa de escolaridade da população nos estados, que foi medida através do percentual da população, de 15 ou mais

¹³ BECKER, Gary S. (1968). "Crime and punishment: an economic approach". *Journal of Political Economy*, 76, 169-217.

anos de idade, segundo a escolaridade, dividida em três categorias: percentual da população com menos de 4 anos de estudo; percentual da população que tem de 4 a 7 anos de estudo; percentual da população com mais de 8 anos de estudo. Os dados foram extraídos da PNAD/IBGE.

Quando se considera o percentual da população dos estados com menos de 4 anos de estudo, a tabela 1 mostra que aproximadamente 29% da população dos estados se encontra nessa faixa de escolaridade. Esse dado é ainda mais preocupante quando se considera que o nível de instrução inferior a quatro anos de estudo tem sido utilizado, em vários estudos, como *proxy* para o analfabetismo funcional¹⁴.

O valor máximo disponível na tabela 1, para o percentual da população estadual com menos de 4 anos de estudo, foi de 50,48% para o estado de Alagoas em 2001. Apesar dessa taxa ter caído razoavelmente para o ano de 2005, com aproximadamente 42% da população de Alagoas apresentando menos de 4 anos de estudo, tal indicador de escolaridade continua sendo inquietante. O Distrito Federal, em contraste, aparece com o menor percentual da população nessa faixa de escolaridade, com apenas 11% da população apresentando menos de 4 anos de estudo.

A segunda faixa de escolaridade estudada considera o percentual da população estadual que apresenta de 4 a 7 anos de estudo. A média dos estados foi de aproximadamente 28% da população com essa faixa de escolaridade. O maior valor apresentado na tabela 1 diz respeito ao estado do Rio Grande do Sul, que apresentou aproximadamente 38% de sua população nessa faixa de escolaridade em 2001, tendo esse percentual caído para 34,5% em 2005. Já o valor mínimo de 20,35%, apresentado na tabela 1, corresponde à população do Distrito Federal, no ano de 2005.

Por fim, a terceira e última faixa de escolaridade estudada diz respeito à população estadual que apresenta 8 ou mais anos de estudo. Mais uma vez, o Distrito Federal liderou o ranking, apresentando o maior percentual de população incluída nessa faixa mais elevada de escolaridade. De fato, como mostra a tabela 1, o maior valor encontrado foi de 68,55% da população do DF apresentando 8 ou mais anos de estudo. No extremo oposto se encontra

¹⁴ Analfabeto funcional é o indivíduo que não pode participar em atividades nas quais a alfabetização é requerida para atuação eficaz em seu grupo ou comunidade, nem fazer uso contínuo da leitura, da escrita e da aritmética para desenvolvimento próprio e de sua comunidade (UNESCO. Alfabetismo funcional en siete países de América Latina. Santiago, 2000).

Alagoas, com o menor percentual de população dentro dessa faixa de escolaridade, com apenas 24,2% no ano de 2001.

Optou-se por estudar a escolaridade da população por taxas de escolaridade, separando a população em 3 categorias, ao invés de se utilizar a média de anos de estudo da população, pois a avaliação de variações na média de anos de estudo fica dificultada por não se tratar de um indicador com um quantum constante. De tal forma, não é possível afirmar, por exemplo, que uma média de 8 anos de estudo da população corresponda ao dobro de uma média de 4 anos de estudo. Isso porque o ganho de um ano de escolaridade, na média, é muito diferente quando se passa de uma média de 2 para 3 anos de estudo e quando se passa de uma média de 7 para 8 anos de estudo.

Contudo, é interessante mencionar nesse trabalho a média de anos de estudo para a população brasileira como um todo, no período em análise, que foi de 5,87 anos de estudo¹⁵. Chama atenção a proximidade dessa média com o que é considerado pela UNESCO como analfabetismo funcional. Assim, apesar de muitos brasileiros não serem analfabetos, eles não têm capacidade de fazer uso contínuo da leitura, da escrita e da aritmética. O trabalho buscará verificar a influência da média de anos de estudo e das demais variáveis apresentadas nessa seção sobre as taxas de criminalidade apresentadas pelos estados.

2.2 – Taxas de criminalidade

Muitos são os trabalhos que estudam criminalidade analisando apenas a taxa de homicídios. No entanto, essa simplificação pode não gerar bons resultados, por se tratar de uma categoria de crimes violentos que difere da categoria de crimes patrimoniais como roubos e furtos, principalmente no que diz respeito à motivação dos agentes. De fato, partindo da análise inicial de Becker¹⁶, na qual o criminoso é um agente racional que decide cometer um crime ou não, analisando seus custos e benefícios, é de se esperar que os resultados do modelo econômico, analisando crimes patrimoniais, sejam mais significantes.

Nessa seção serão analisadas quatro diferentes taxas de criminalidade, nas 27 Unidades Federativas brasileiras, no período 2001-2005. Os dados analisados foram extraídos do Sistema Único de Saúde (DATASUS) e da Secretaria Nacional de Segurança Pública

¹⁵ Média de anos estudados pela população de 25 anos ou mais. Fonte: PNAD/IBGE

¹⁶ BECKER, Gary S. (1968). "Crime and punishment: an economic approach". *Journal of Political Economy*, 76, 169-217.

(SENASP), ligada ao Ministério da Justiça, em parceria com o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

De forma similar ao que foi apresentado na seção anterior, a tabela 2 busca sintetizar as principais taxas analisadas, apresentando os valores máximo e mínimo encontrados na base de dados estudada, assim como a média das taxas de criminalidade estaduais e o desvio padrão encontrado para cada taxa. Todas as taxas de criminalidade estão normalizadas em relação ao tamanho da população dos estados, considerando o número de ocorrências para cada 100 mil habitantes.

Tabela 2:

Variável	Nº de observações	Média	Desvio Padrão	Valor mínimo	Valor máximo
Tx. Crimes letais	133	25,08	11,38	5,9	58,6
Tx. Roubos	134	351,14	265,45	20,97	1342,32
Tx. Furtos	134	1083,49	677,85	49,5	3379
Tx. Drogas	134	33,73	27,78	0	106,7

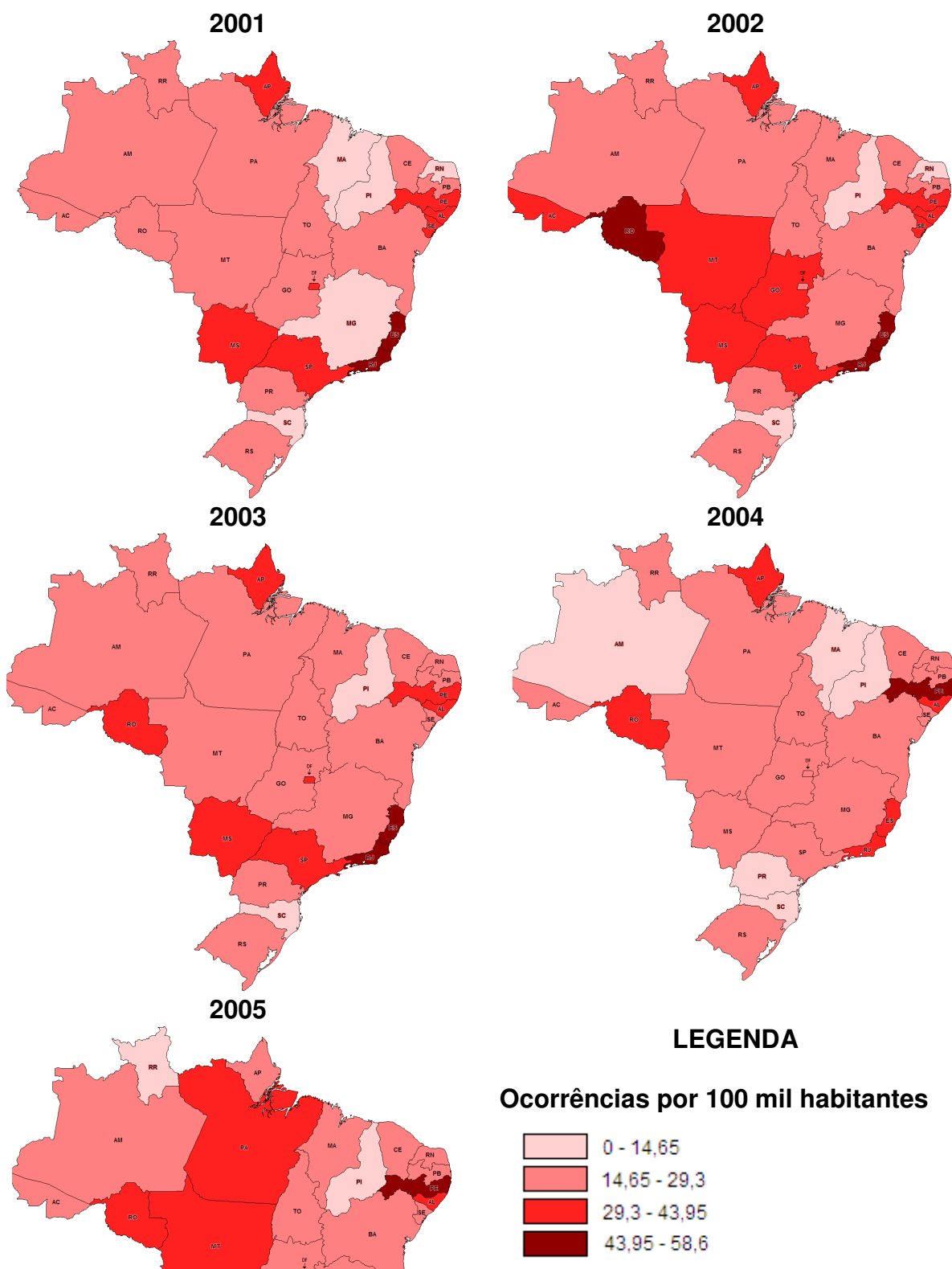
A taxa de crimes letais intencionais considera o número de ocorrências de crimes letais intencionais, para cada 100 mil habitantes, registrados pelas polícias civis dos diferentes estados. A taxa é composta pela soma do número de ocorrências dos seguintes delitos: homicídio doloso, lesão corporal seguida de morte, e latrocínio. O motivo da tabela 2 não apresentar 135 observações para a taxa de crimes letais se deve ao fato de não terem sido disponibilizadas, pela SENASP, as taxas de crimes letais do estado do Paraná nos anos 2004 e 2005.

A tabela 2 mostra que a média da taxa de crimes letais registrados nos estados, no período 2001-2005, foi de aproximadamente 25 mortes para cada 100 mil habitantes. A maior taxa encontrada foi de aproximadamente 59 mortes para cada 100 mil habitantes no Espírito Santo, em 2001, ou seja, taxa essa que se mostrou mais de duas vezes superior à média nacional do período. Para o ano de 2005, a maior taxa de crimes letais encontrada foi a do estado de Pernambuco, com 48 mortes para cada 100 mil habitantes. Já a menor taxa de crimes letais encontrada, no período em análise, foi de aproximadamente 6 mortes para cada 100 mil habitantes no Piauí, em 2002, enquanto a menor taxa para o ano de 2005 foi de 8,4 em Santa Catarina.

Na próxima página (Figura 1) estão disponíveis cinco mapas temáticos que tornam mais clara a percepção das taxas de crimes letais intencionais apresentadas pelas Unidades Federativas. Os cinco mapas disponíveis representam o período de análise 2001-2005, com um mapa para cada ano. A distribuição de tons de vermelho é tal que as tonalidades se intensificam à medida que as taxas de crimes letais aumentam¹⁷.

¹⁷ Os mapas temáticos foram elaborados através do software MapInfo Professional versão 9.5, muito utilizado como programa para gestão de informações geográficas.

FIGURA 1: TAXAS DE CRIMES LETAIS INTENCIONAIS (2001 – 2005)



Na seção anterior, foi visto que o estado do Piauí apresentou a menor taxa de desemprego no período e ficou a indagação de como suas taxas de criminalidade poderiam ser comparadas a taxas como as do Amapá, onde se registrou a maior taxa de desemprego. Em 2002, o Amapá registrou aproximadamente 35 mortes, decorrentes de crimes letais, para cada 100 mil habitantes. Tal número é, portanto, quase 6 vezes superior ao encontrado para o estado do Piauí. Ainda não é possível especificar estatisticamente a relação existente entre taxa de desemprego e a taxa de crimes letais, mas é interessante perceber como esses indicadores têm se comportado para alguns estados, no período em análise.

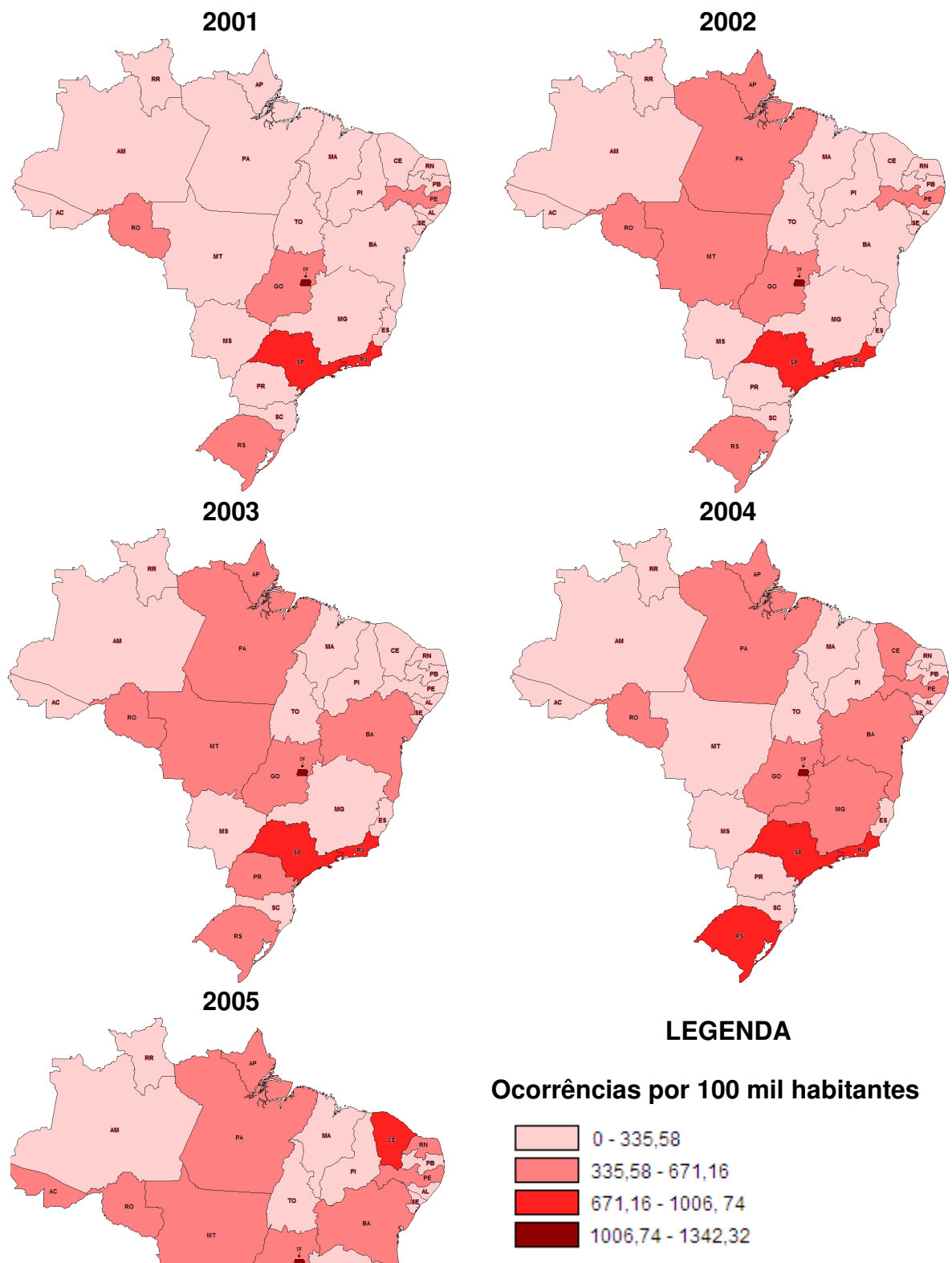
Um aspecto interessante dos dados referentes a crimes letais registrados nos estados é que vários estados apresentaram uma queda perceptível nas taxas de homicídios nos anos de 2003 e 2004 quando comparadas com as taxas de 2001 e 2002. Um fato importante que pode ser responsável por essa tendência de queda da taxa de crimes letais no período é a campanha de desarmamento instituída pelo governo federal em 2003¹⁸.

A segunda taxa de criminalidade analisada nesse trabalho é a taxa de roubos. Os dados obtidos foram registrados pelas polícias civis das Unidades Federativas e são disponibilizados pela SENASP. O fato da tabela 2 apresentar apenas 134 observações se deve ao fato de não ter sido disponibilizada pela SENASP a taxa de roubos do estado do Paraná para o ano de 2004. A taxa de roubos apresenta o número de ocorrências, para cada 100 mil habitantes, dos seguintes delitos: roubo à residência; roubo de carga; roubo de estabelecimento bancário; roubo de veículo; roubo a coletivo; roubo a estabelecimento comercial; roubo seguido de morte; e outros roubos.

A tabela 2 mostra que a taxa de roubos média, registrada no período 2001-2005, para as 27 Unidades Federativas, foi de aproximadamente 351 ocorrências para cada 100 mil habitantes. A maior taxa de roubos foi registrada no Distrito Federal, em 2003, com aproximadamente 1342 ocorrências para cada 100 mil habitantes. Já a menor taxa de roubos registrada foi de aproximadamente 21 ocorrências para cada 100 mil habitantes, em Alagoas, no ano de 2001.

¹⁸ A campanha resultou na entrega de mais de 440 mil armas de fogo pela população.

FIGURA 2: TAXAS DE ROUBOS (2001 – 2005)



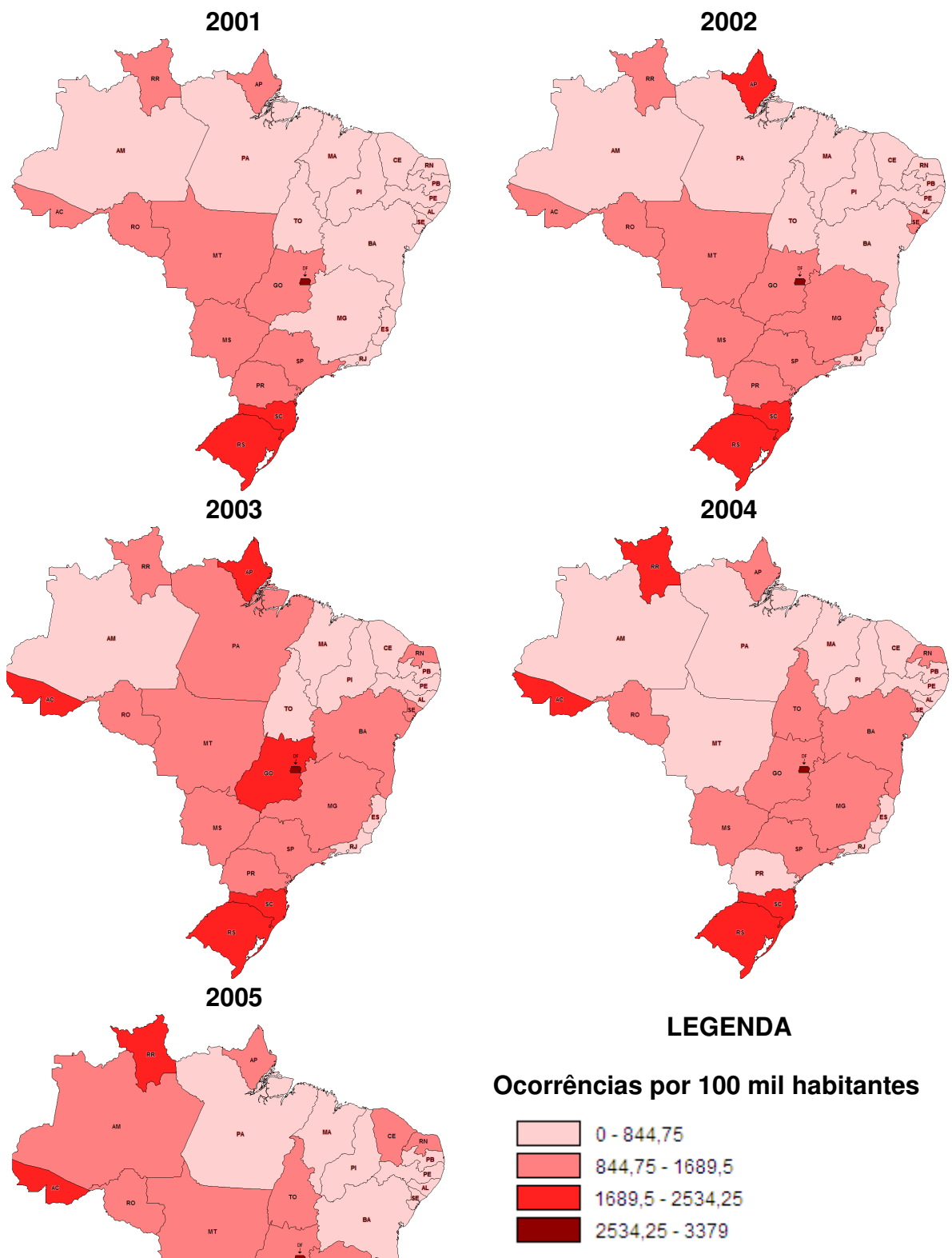
Para o ano de 2005, que representa o último ano do período em análise, a maior taxa de roubos encontrada foi novamente do DF, com aproximadamente 1155 ocorrências para cada 100 mil habitantes, e a menor taxa foi a do estado do Tocantins, com aproximadamente 120 ocorrências. Os mapas temáticos para a taxa de roubos estão disponíveis na figura 2 e respeitam a mesma lógica de intensificação das cores para representar maiores taxas de criminalidade.

Chama atenção a discrepância das taxas registradas para estados diferentes em um mesmo período. No ano de 2005, por exemplo, a maior taxa encontrada (Distrito Federal) é quase 10 vezes maior do que a menor taxa de roubos encontrada no país, que foi a de Tocantins. Outro fato que chama atenção é o Distrito Federal aparecer como líder em uma modalidade de crime violento contra o patrimônio, considerando que foi visto na seção anterior que o DF tem excelentes indicadores de renda per capita, escolaridade e saúde, em comparação com as demais unidades federativas.

A terceira taxa de criminalidade analisada é a taxa de furtos, que agrega os seguintes delitos: furto a estabelecimento comercial; furto à residência; furto a transeunte; furto de veículos e outros furtos. Todas as ocorrências são contabilizadas para cada 100 mil habitantes e registradas pela polícia civil das Unidades Federativas. A tabela 2 apresenta apenas 134 observações, pois, mais uma vez, não foi disponibilizada pela SENASP a taxa de furtos do estado do Paraná no ano de 2004.

A maior taxa de furtos encontrada no período foi a do Distrito Federal, no ano de 2003, com 3379 ocorrências para cada 100 mil habitantes. O DF também liderou no último ano da análise, apresentando uma taxa de aproximadamente 3074 ocorrências de furtos para cada 100 mil habitantes, em 2005. Já a menor taxa registrada foi de aproximadamente 49 ocorrências em Alagoas, no ano de 2001. A menor taxa para o ano de 2005 foi a de Sergipe, com uma taxa de aproximadamente 154. A média da taxa de furtos, por Unidade Federativa, no período analisado, foi de aproximadamente 1083 ocorrências para cada 100 mil habitantes.

FIGURA 3: TAXAS DE FURTOS (2001 – 2005)



Como era de se esperar, a taxa de furtos se encontra em um patamar bem superior a dos demais índices de criminalidade estudados nessa seção. De fato, por ser um crime que não envolve violência direta, ele é cometido pelos mais diversos segmentos da população, variando de pequenos valores em supermercados até elevados valores em joalherias, por exemplo.

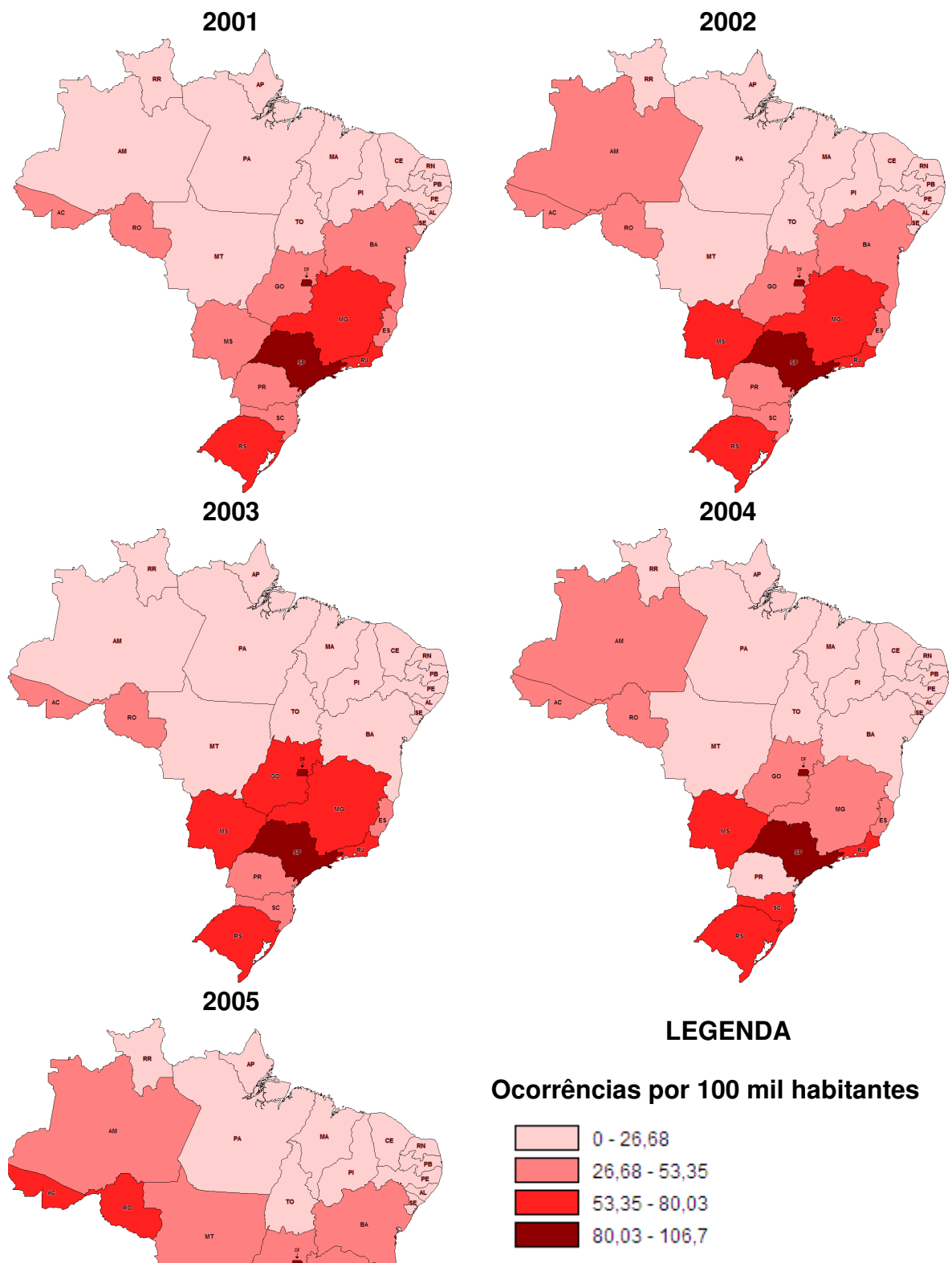
Mais uma vez, chama atenção o fato de o Distrito Federal apresentar uma taxa de furtos mais de três vezes superior à média encontrada para os estados brasileiros. Foi visto que o DF também liderou as taxas de roubos no período. Ao mesmo tempo, a seção 2.1 mostrou que o DF liderou os rankings de PIB pc e de desigualdade de renda. De tal forma, será importante testar a relação entre desigualdade de renda e as taxas de crimes patrimoniais apresentadas pelos estados no próximo capítulo.

De fato, a seção 2.1 mostrou uma oposição muito grande entre os indicadores sócio-econômicos do Distrito Federal e do estado de Alagoas. No entanto, essa disparidade se reverte completamente na análise da taxa de furtos, mostrando que a Unidade da Federação que apresentou o maior PIB pc , os melhores índices de escolaridade e esperança de vida do país também é responsável pelas maiores taxas de roubos e furtos, enquanto o estado que se contrapôs ao DF em praticamente todos esses índices sócio-econômicos, que foi o caso de Alagoas, apresentou as menores taxas de roubos e furtos no período em questão.

A última taxa de criminalidade apresentada na tabela 2 é a taxa de delitos envolvendo drogas. Essa taxa é composta pela ocorrência dos seguintes delitos: tráfico de drogas; uso de drogas; e porte de drogas. A tabela 2 traz os resultados para 134 observações. A observação que falta, mais uma vez, diz respeito ao estado do Paraná, no ano de 2004.

A taxa média anual de crimes envolvendo drogas, encontrada para os estados no período 2001-2005, foi de aproximadamente 34 ocorrências para cada 100 mil habitantes. O estado que apresentou maior taxa foi o Distrito Federal, com aproximadamente 107 ocorrências para cada 100 mil habitantes, no ano de 2005.

FIGURA 4: TAXAS DE CRIMES ENVOLVENDO DROGAS (2001 – 2005)



A menor taxa de delitos envolvendo drogas apresentada na tabela 2 tende a zero ocorrência para cada 100 mil habitantes. Essa taxa extremamente baixa foi encontrada em Roraima, em 2001, e no estado de Sergipe, nos anos de 2004 e 2005. É provável que tais taxas sejam consequência de ocorrências mal registradas, o que será comentado na próxima seção desse capítulo.

É interessante notar como essa modalidade de crimes envolvendo drogas aumentou mais de 20% no Distrito Federal, no período 2001-2005. Além disso, essa tendência crescente da criminalidade envolvendo drogas foi percebida em muitas Unidades da Federação. O estado de São Paulo também registrou elevadas taxas de crimes envolvendo drogas, aparecendo em segundo lugar, depois do DF, e em terceiro lugar figurou o estado do Rio Grande do Sul.

Chama atenção também a elevada renda *per capita* dos estados que apresentaram altas taxas de crimes envolvendo drogas. Será, portanto, importante testar no próximo capítulo se há alguma relação positiva e estatisticamente significativa entre a criminalidade envolvendo drogas e o PIB_{pc} dos estados. Ou seja, o trabalho buscará explicar se estados com população mais rica tendem a consumir (e conseqüentemente vender) mais drogas.

Importa ressaltar que o estado do Rio de Janeiro não apareceu entre os três estados com taxas mais elevadas de crimes envolvendo drogas, apesar da repercussão internacional que o estado tem com seus morros e favelas controlados pelo tráfico. De fato, o Rio de Janeiro apresentou, em média, uma taxa de aproximadamente 58 ocorrências de crimes envolvendo drogas, para cada 100 mil habitantes, em todo o período 2001-2005. Além disso, o Rio de Janeiro não liderou nenhuma das taxas de criminalidade estudadas nessa seção.

2.3 – Análise crítica dos dados disponíveis no Brasil

As pesquisas por dados, indicadores e estatísticas são fundamentais nas tomadas de decisões da administração pública e privada. De fato, estes são responsáveis por informações quantitativas que permitem acompanhar as mudanças econômicas e sociais do país. O mesmo ocorre quando se pretende estudar especificamente a questão da criminalidade nos estados

brasileiros. Nesse sentido, é válido realizar aqui uma breve introdução sobre a análise de indicadores em teoria econômica.

As fontes dos indicadores sócio-econômicos e demográficos existentes no Brasil são diversas, assim como as metodologias de cálculo utilizadas, a frequência de produção dos dados, a territorialidade envolvida, etc. Os indicadores também podem ser expressos em valores nominais ou reais (levando em conta ou não a inflação) e podem ser representados de diversas maneiras (números, índices, índices acumulados, taxas de variação, entre outros).

Outra diferenciação a ser considerada ao se trabalhar com indicadores é que estes podem se referir a dados conjunturais ou estruturais. No primeiro caso, os dados se referem a eventos cíclicos, sendo mais sensíveis a flutuações de curto prazo, como é o caso de índices de preços, por exemplo. Já os dados estruturais representam características mais consolidadas da economia, sendo mais robustos, como é o caso do nível de distribuição de renda.

Os indicadores também podem ser classificados como antecedentes (quando servem para antecipar tendências) ou conseqüentes (quando revelam os desdobramentos de políticas econômicas ou de decisões privadas). Os indicadores de expectativas, por outro lado, se diferenciam dos indicadores da economia real, por revelarem o grau de confiança de determinados agentes econômicos em relação ao desempenho da economia, não trazendo números concretos sobre a produção física do país.

O IBGE aparece como uma das principais fontes dos dados analisados nesse trabalho. Trata-se de uma instituição central, pois ocupa um duplo papel de coordenador e de produtor de dados no Sistema Nacional de Estatísticas Econômicas do país. Outras fontes bastante utilizadas foram o IPEA-DATA e a base de dados sobre criminalidade da SENASP, ligada ao Ministério da Justiça.

Apesar das fontes múltiplas e diferenciadas de indicadores existentes no Brasil, permanecem lacunas no Sistema Nacional de Estatísticas Econômicas. De fato, metodologias ainda devem ser aprimoradas e pesquisas implementadas para atender às demandas de planejamento empresarial e governamental. Quanto mais informações e indicadores forem disponibilizados com periodicidade e precisão, mais consistentes e ousadas poderão ser as decisões dos agentes econômicos.

Para se trabalhar com um indicador é importante conhecer sua fonte, significados e metodologia de cálculo, até mesmo para melhor entender suas limitações. Outro ponto fundamental é garantir a disponibilização atualizada do indicador no momento da tomada de decisão. Tal prontidão não deve, contudo, ser um obstáculo para a confiabilidade do indicador. De fato, esta depende da idoneidade da instituição que o produz e dos tipos de levantamentos realizados. No entanto, é sempre importante levar em conta a não neutralidade da construção de algumas análises em função dos interesses das instituições envolvidas. Esse aspecto merece atenção redobrada quando se estuda criminalidade.

A análise da bibliografia existente sobre o tema, realizada no primeiro capítulo desse trabalho, mostrou que diversas são as variáveis e indicadores que podem estar associados às causas e determinantes da criminalidade, merecendo, portanto, serem estudadas. Na seção anterior, foram analisadas as variáveis sócio-econômicas e demográficas que servirão como variáveis explicativas na análise econométrica do próximo capítulo e também foram estudadas as taxas de criminalidade que serão as variáveis dependentes da análise.

Um dos objetivos dessa seção será então o de explicar por que motivo algumas variáveis comumente estudadas na bibliografia sobre o tema não foram analisadas nesse trabalho. Outro objetivo, não menos importante, será entender a fragilidade de alguns dados utilizados, pela forma como esses dados são coletados e disponibilizados.

Primeiramente, importa explicar a ausência de uma variável tão comumente analisada nos estudos econômicos sobre criminalidade e que não foi considerada nesse trabalho: o número de policiais por estado. Preferiu-se, nesse trabalho, considerar apenas o PIB_{pc} dos estados, como *proxy* para os investimentos feitos pelos estados em segurança pública. O principal motivo se deve à dificuldade de obtenção dos dados para as Unidades Federativas brasileiras no período 2001-2005. Além disso, alguns estudos apontam problemas de causalidade, indicando que cidades que apresentam maior força policial também apresentam maiores taxas de criminalidade, pois os investimentos em policiais seriam decorrência justamente de elevadas taxas de criminalidade.

Outro indicador que aparece com freqüência nos trabalhos econômicos que analisam criminalidade é o Índice de Desenvolvimento Humano – IDH. Trata-se de um indicador sintético que reúne três dimensões diferentes dos estados: riqueza, educação e saúde. Nesse trabalho, optou-se por trabalhar cada uma dessas dimensões com uma variável diferente, ao

invés de utilizar o IDH, que sintetiza essas três dimensões, pelos motivos que serão expostos abaixo.

Indicadores sintéticos apresentam diversas potencialidades, pois são considerados como medidas-resumo da realidade social, e por isso têm ganhado tanto espaço nas pesquisas e decisões em políticas públicas. A utilização crescente do IDH aparece, por exemplo, como uma resposta ao uso de indicadores simples, como o PIBpc, para retratar a qualidade de vida da população. De fato, um indicador como o PIBpc é muito útil para analisar crescimento econômico, mas peca quando utilizado para revelar o bem-estar da população de um estado, por não abarcar questões como desigualdade de distribuição da renda e por não captar aspectos essenciais que vão além da renda, como saúde, educação, meio ambiente, etc..

No entanto, várias são as limitações apresentadas por esse tipo de indicador¹⁹. De fato, os indicadores sintéticos apresentam problemas de natureza conceitual e metodológica, dificultando a percepção de quais estados devem ser priorizados para o alcance de determinadas políticas públicas. Analisando dois estados com o mesmo IDH, por exemplo, não se pode concluir que estes demandam o mesmo tipo de política governamental, pois números iguais representando médias aritméticas de fatores diferentes podem significar realidades sociais completamente divergentes. Isso se deve essencialmente ao fato de ser muito limitante a utilização de um só número para tratar de questões multidimensionais. Restringir características de renda, saúde e educação em um único indicador, no intuito de estudar criminalidade, obscurece os diversos aspectos que estão por trás dessa realidade.

Assim, por se tratar de uma média aritmética de três aspectos distintos, o IDH tende a homogeneizar realidades distintas e, além disso, substitui o todo, que é o desenvolvimento humano considerado em suas múltiplas dimensões, pelas três dimensões restritas contempladas pelo índice. Um exemplo disso é o cálculo do IDH ajustado em função da distribuição de renda, calculado em 1994 pelo PNUD, que se mostrou bastante diferente do IDH tradicional, principalmente para países como o Brasil. Outro aspecto negativo da utilização do IDH é o fato de estabelecer padrões mínimos e universais de qualidade de vida, não levando em conta as particularidades regionais.

¹⁹ GUIMARÃES, J.R.S e JANNUZZI, P.M. (2005). “IDH, Indicadores sintéticos e suas aplicações em políticas públicas: uma análise crítica”. Revista Brasileira. Est. Urbanos e Regionais, Salvador 7 (1): 73-89.

Por fim, esse capítulo será encerrado com uma análise crítica dos dados sobre criminalidade disponíveis no Brasil. Uma primeira crítica, que deve ser levantada, é a forma como as estatísticas sobre crimes letais intencionais são disponibilizadas no Brasil. A taxa de homicídios, por exemplo, é contabilizada a partir do Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM) do Ministério da Saúde. No entanto, várias são as limitações de cobertura e qualidade da informação da causa do óbito que são utilizadas pelo SIM. De tal forma, muitos potenciais homicídios deixam de ser contabilizados nos estados, por entrarem em uma categoria de causa da morte desconhecida ou diversa.

As demais taxas de criminalidade estudadas nesse trabalho têm como fonte inicial os boletins de ocorrência registrados nas delegacias de polícia dos estados. De tal forma, muitas vezes os estados mais equipados em termos de força policial, atendimento nas delegacias, coleta de dados informatizada, etc. apresentam mais registros de ocorrências de crimes e, conseqüentemente, maiores taxas de criminalidade.

Esse problema de simultaneidade entre eficiência nos registros e tratamento dos dados e altas taxas de criminalidade também causa um desincentivo político para os governantes estaduais melhorarem a qualidade de suas estatísticas sobre criminalidade. Nesse sentido, investir em força policial, equipamentos e informatização pode repercutir como um salto crescente das taxas de criminalidade do estado em questão.

De tal forma, quando se analisa a base de dados levantada para esse trabalho, que considera as taxas de criminalidade dos estados durante o período 2001-2005, disponibilizadas pela SENASP, chama atenção alguns saltos muito elevados nos valores das taxas de um ano para outro. Essa elevação ou queda abrupta em algumas taxas muitas vezes podem indicar apenas uma mudança na forma como essa criminalidade é registrada no estado, não se tratando, portanto, de um real indicador sobre uma alteração da taxa de criminalidade naquele período.

Como exemplo é possível citar o caso do estado do Ceará, que apresentou uma taxa de roubos de 44,69 roubos para cada 100 mil habitantes no ano de 2003 e, no ano seguinte, em 2004, apresentou uma taxa de roubos de 643,6 ocorrências para cada 100 mil habitantes. Causa estranhamento uma variável como a taxa de roubos aumentar mais de 10 vezes em um período de um ano. Certamente, alguma modificação estrutural em termos de força policial, ou de coleta e armazenagem dos boletins de ocorrência poderia explicar esse salto.

Outro exemplo ocorre com o estado de Sergipe, que apresentou uma taxa de furtos de aproximadamente 1023,5 ocorrências, para cada 100 mil habitantes, em 2003 e, em 2005, essa taxa despencou para 154,2 ocorrências, para cada 100 mil habitantes. Sendo assim, não só as variações abruptas nas taxas de criminalidade dificultam um trabalho de inferência estatística que busque relacionar essas taxas estaduais com outras variáveis sócio-econômicas e demográficas, mas também a análise comparativa entre estados muitas vezes fica prejudicada.

De fato, um estado que apresenta baixas taxas de criminalidade durante os 5 anos analisados, em comparação com outros estados, pode ser, um estado com êxito em suas políticas de combate ao crime, mas pode ser também um estado que ainda não passou por uma real modernização do tratamento de suas informações sobre ocorrências de crimes, não tendo assim estatísticas de criminalidade que reflitam a situação efetiva daquela localidade.

Um passo fundamental para garantir uma maior eficácia dos estudos que analisam a questão da criminalidade nos estados brasileiros seria um trabalho conjunto dos estados no sentido de uniformizar suas formas e periodicidade de coleta e tratamento das informações sobre ocorrências de crimes. Toda uma campanha pública de divulgação desse trabalho poderia amenizar também a questão das mudanças abruptas nas taxas decorrentes desse melhor tratamento dos dados. A população também deve ser incentivada a buscar as delegacias e registrar efetivamente as ocorrências, no intuito de garantir que as estatísticas reflitam de fato as situações dos estados.

Outro fato que chama atenção, quando se analisa a base de dados com as taxas de criminalidade estaduais no período em questão, é que alguns estados apresentam taxas muito baixas, até mesmo próximas de zero, para alguns anos. A tabela 2 mostra, por exemplo, que a menor taxa encontrada para crimes envolvendo drogas tende a zero ocorrência para cada 100 mil habitantes. Essa taxa extremamente baixa foi encontrada em Roraima, em 2001, e no estado de Sergipe, nos anos de 2004 e 2005. É provável que tais taxas sejam consequência de ocorrências mal registradas, como já foi comentado previamente.

Apesar dos problemas elencados nessa seção, importa considerar que os resultados das análises econométricas do próximo capítulo apontam resultados estatisticamente significantes e esclarecem de forma interessante como diferentes tipos de criminalidade são mais bem explicados por determinadas variáveis.

3 – ANÁLISE ECONOMÉTRICA DOS EFEITOS DOS INDICADORES ESTADUAIS SOBRE AS TAXAS DE CRIMINALIDADE

O terceiro capítulo desse trabalho visa relacionar os diversos indicadores econômico-sociais e demográficos estudados no segundo capítulo às taxas de criminalidade apresentadas pelos estados brasileiros no período 2001-2005. O principal objetivo será entender quais variáveis estão mais associadas a determinados tipos de criminalidade, no intuito de direcionar, de forma mais eficiente, as políticas de combate à criminalidade nos estados brasileiros.

O capítulo se divide em três seções. Inicialmente, serão analisadas as correlações entre as variáveis analisadas nesse trabalho. Esse primeiro aspecto é importante para ajudar na construção das regressões, no sentido de evitar a utilização simultânea de variáveis muito correlacionadas. As segunda e terceira seções desse capítulo trazem duas modelagens econométricas diferentes para a análise, ambas considerando a disposição dos dados em painel, com a apresentação de dois estimadores distintos. O primeiro estimador parte de uma análise com dados em painel e Efeitos Fixos. Já o segundo estimador utilizado (estimador SUR) se baseia em um modelo de regressões aparentemente não relacionadas.

3.1 – Correlações entre as variáveis

Antes de analisar os estimadores econométricos das próximas seções será importante entender qual a relação entre as variáveis analisadas nesse trabalho. Dentre os vários aspectos que estão por trás das variáveis explicativas descritas no capítulo anterior, como demografia, renda, educação, saúde, entre outros, será importante entender se algumas dessas variáveis estão muito correlacionadas, no intuito de mensurar a dependência estatística entre essas variáveis. Outro ponto importante será entender as correlações existentes entre as quatro taxas de criminalidade analisadas nesse trabalho.

A tabela 3, abaixo, apresenta as correlações entre as variáveis explicativas estudadas nesse trabalho. O coeficiente de correlação entre duas variáveis está representado por um

valor que varia de 0 a 1, sendo que, quanto mais próximo de 1, mais correlacionadas são as variáveis em questão²⁰.

O coeficiente de correlação indica a força e a direção do relacionamento linear entre duas variáveis aleatórias. De tal forma, também será interessante analisar os sinais dos coeficientes encontrados, no sentido de explicar quais variáveis crescem em direções opostas. É importante chamar atenção, contudo, para o fato da correlação não implicar necessariamente em causalidade. De fato, as relações de causalidade serão objeto de análise das duas próximas seções.

Em relação à população relativa dos estados, uma correlação que chama atenção é a correlação negativa de aproximadamente 15% com a variável PIB_{pc}. O valor do coeficiente apresentado na tabela 3 indica que os estados que apresentam maior densidade populacional não são os que apresentam maiores níveis de renda per capita. O mesmo ocorre com a variável esperança de vida, mas o coeficiente de correlação entre as variáveis população relativa e esperança de vida se mostrou bem mais insignificante.

Tabela 3:

	Pop. relati- va	% pop. urb.	% pop. c/ esgot.	Esp. vida	PIB pc	Raz Rend	Tx. Analf	Tx. Des.	% pop. < 4 est.	% pop. 4 a 7 est.	% pop. ≥ 8 a est.
Pop. relati- va	1										
% pop. urb.	0,038	1									
% pop. c/ esgot.	0,16**	0,504*	1								
Esp. Vida	-0,02	0,61*	0,525*	1							
PIB pc	-0,15**	0,697*	0,639*	0,71*	1						
Raz. rend	-0,08	-0,03*	0,043*	-0,24*	0,2*	1					
Tx. Analf	0,201*	-0,7*	-0,55*	-0,82*	-0,69*	0,26*	1				
Tx. Des.	0,128	0,524*	0,292*	0,045*	0,35*	0,245	-0,3*	1			
%											

²⁰ O coeficiente de correlação utilizado nesse trabalho é o coeficiente de Pearson que é obtido pela divisão da covariância de duas variáveis pelo produto de seus desvios padrão.

pop. < 4 a. est. %	-0,27*	-0,57*	-0,43*	-0,57*	-0,51*	0,109	0,7*	-0,4*	1		
pop. 4 a 7 est. %	0,112	0,13**	-0,02	0,277*	-0,02*	-0,4*	-0,3*	-0,2*	-0,2*	1	
pop. ≥ 8 est.	0,233*	0,528*	0,443*	0,486*	0,517	0,031	-0,6*	0,5*	0,9*	0,14	1

Foi testado se cada correlação é estatisticamente diferente de zero. A presença de um asterisco ao lado das variáveis na tabela 3 indica os dados cuja correlação é estatisticamente significativa a um nível de significância de 5% e a presença de dois asteriscos indica significância estatística a um nível de 10%.

A variável percentual de população urbana dos estados apresentou várias correlações importantes de serem analisadas. A primeira é a correlação positiva de aproximadamente 50% com a variável que indica o percentual da população estadual com cobertura de esgoto. Essa relação faz todo sentido quando se considera que locais mais urbanizados devem apresentar maiores investimentos em saneamento básico. A esperança de vida também se mostrou bastante correlacionada à variável percentual de população urbana (aproximadamente 61%), indicando que os grandes centros urbanos estão associados a maiores cuidados médicos e longevidade à população, em relação às zonas rurais.

O percentual de população urbana e o PIB_{pc} dos estados apresentaram uma correlação de aproximadamente 70%. De fato, não causa estranhamento que os centros urbanos apresentem maiores níveis de renda que as regiões rurais. Uma correlação também em torno de 70%, mas dessa vez negativa, foi encontrada para as variáveis percentual de população urbana e taxa de analfabetismo. Tal resultado indica que os maiores contingentes de população analfabeta se concentram nas zonas rurais do Brasil.

Já a taxa de desemprego se mostrou positivamente correlacionada ao percentual de população urbana. A correlação de aproximadamente 52% apresentada na tabela 3 mostra que as taxas de desemprego são maiores nas zonas urbanas, em comparação com as zonas rurais. Os centros urbanos também estão mais relacionados às localidades onde a população apresenta em média 8 ou mais anos de estudo, retratando que os maiores níveis de escolaridade estão associados à urbanização.

A variável que indica o percentual da população do estado que tem acesso à rede de esgotos está relacionada aos investimentos realizados pelos governos estaduais para melhorar as condições de saneamento básico da população. Como era de se esperar, tal variável se mostrou bastante correlacionada com a esperança de vida e com o PIB_{pc}. No primeiro caso, a correlação apresentada foi de aproximadamente 52%, e no segundo, de 64%. De fato, estados que apresentam maiores níveis de renda detêm mais recursos para investir nesse tipo de infraestrutura e, conseqüentemente, localidades onde um percentual elevado da população tem acesso à rede de esgoto apresentam uma maior expectativa de vida.

Há uma correlação positiva de aproximadamente 44% entre as variáveis percentual da população com cobertura de esgoto e a variável que contempla o percentual da população com 8 e mais anos de estudo. Essa relação positiva entre locais com maiores investimentos em saneamento básico e maiores taxas de escolaridade também fica confirmada quando se observa a correlação negativa de aproximadamente 55% entre o percentual da população com cobertura de esgoto e a taxa de analfabetismo.

A esperança de vida também se mostrou positivamente correlacionada à variável que contempla o percentual da população com 8 e mais anos de estudo (aproximadamente 49%). Por outro lado, a taxa de analfabetismo apresentou uma correlação negativa de aproximadamente 82% com a variável esperança de vida. De tal forma, fica claro que as condições de saúde e de educação de um estado parecem caminhar na mesma direção. Maior ainda foi a correlação da esperança de vida com o PIB_{pc} estadual, que ultrapassa 70%. Era de se esperar, de fato, que estados com maiores níveis de renda apresentassem uma maior expectativa de vida.

Ainda em relação ao PIB_{pc}, chama atenção sua correlação positiva de 22% com a variável razão de renda. O valor, em módulo, não é tão significativo, mas o interessante é perceber que elevações nos níveis de renda também parecem ser acompanhadas de elevações na desigualdade de distribuição dessa renda. Outro fato que chama atenção é a correlação positiva entre o PIB_{pc} e as taxas de desemprego apresentadas pelos estados (aproximadamente 35%).

A variável razão de renda, que retrata a situação de desigualdade de renda nos estados, se mostrou positivamente correlacionada às variáveis taxa de analfabetismo e taxa de desemprego. De fato, as correlações apresentadas na tabela 3 são, respectivamente, de 26% e

25%. Já as taxas de analfabetismo e de desemprego apresentaram correlação negativa de aproximadamente 26%, mostrando, portanto, que não necessariamente analfabetismo e desemprego caminham na mesma direção.

A tabela 4 analisa as correlações entre as diferentes taxas de criminalidade estudadas nesse trabalho que serão consideradas as variáveis dependentes da análise das duas próximas seções.

Tabela 4:

	Tx. Crimes letais	Tx. Roubos	Tx. Furtos	Tx. Drogas
Tx. Crimes letais	1			
Tx. Roubos	0,281	1		
Tx. Furtos	-0,068	0,607	1	
Tx. Drogas	0,111	0,63	0,708	1

A tabela 4 mostra que a taxa de crimes letais intencionais não tem muita correlação com as demais taxas de criminalidade. A correlação mais próxima é de 0,281 em relação à taxa de roubos. Talvez esse resultado de quase 30% possa estar diretamente associado à categoria de crime de latrocínio, ou seja, de roubo seguido de morte. De fato, como visto na descrição das variáveis na seção anterior, o latrocínio entra no cômputo tanto da taxa de crimes letais, quanto da taxa de roubos.

É interessante perceber também que a taxa de furtos está negativamente correlacionada à taxa de crimes letais intencionais, apesar dessa correlação, em módulo, ter um valor muito baixo. De fato, a correlação encontrada foi de -6,8 %. Isso indica que essas duas modalidades de criminalidade não crescem juntas, não podendo ser atribuídas ao mesmo perfil de criminoso e nem associadas às mesmas variáveis sócio-econômicas ou demográficas. Como exemplo, podemos citar o DF que não apresenta uma elevada taxa de homicídios, mas é responsável pelas maiores taxas de furtos do país.

Outro resultado que chama atenção é a baixa correlação encontrada entre a taxa de crimes letais intencionais e a taxa de crimes envolvendo drogas (aproximadamente 11%). Tal evidência contradiz a idéia de que os homicídios são fortemente ligados ao consumo de drogas ilícitas ou de que o tráfico de drogas está fortemente associado a altas taxas de homicídios.

Já a taxa de roubos apresenta uma correlação de 63% com a taxa de crimes envolvendo drogas, ou seja, a relação entre esses dois tipos de criminalidade é bem mais expressiva. Tal correlação indica que o uso, porte e tráfico de drogas estão mais associados a delitos patrimoniais. Esse resultado está de acordo com a idéia, por exemplo, de que o usuário muitas vezes rouba para sustentar seu vício. Nesse sentido, a correlação dos crimes envolvendo drogas e furtos também é considerável, chegando a quase 71%, como mostra a tabela 4.

Roubos e furtos também apresentam uma correlação considerável, de aproximadamente 61%. É importante notar que o Código Penal Brasileiro distingue nitidamente as tipificações de roubo e de furto. No primeiro caso, é indispensável haver “grave ameaça ou violência a pessoa”²¹ na subtração da coisa alheia móvel, enquanto no furto, a coisa é subtraída sem que a pessoa se dê conta. Contudo, apesar de se tratar de modalidades diferentes de criminalidade, a motivação, por trás de ambas, é similar (ambas constituindo crimes patrimoniais) e, por esse motivo, seria estranho um estado apresentar um alto índice de roubos e um baixo índice de furtos, ou vice-versa.

As próximas seções desse capítulo buscarão analisar duas modelagens, com estimadores econométricos diferentes, no intuito de identificar quais são as relações de causalidade existentes entre as variáveis e indicadores econômico-sociais e demográficos que foram selecionados nesse trabalho para figurar como variáveis explicativas e as diferentes taxas de criminalidade apresentadas pelos estados brasileiros, no período 2001-2005.

3.2 – Modelo com dados em painel e Efeitos Fixos

As próximas seções desse capítulo analisarão a estimação de diversas regressões, alterando a variável dependente de acordo com a forma de crime analisado, e alternando também algumas das variáveis explicativas que serão analisadas por vez. A variável dependente do modelo poderá ser a taxa de crimes letais intencionais, a taxa de roubos, a taxa de furtos e a taxa de delitos envolvendo drogas. Todas essas variáveis dependentes, como visto no capítulo 2, são taxas para 100 mil habitantes, obtidas por Unidade da Federação (Y_i) e por ano considerado $t = 2001, \dots, 2005$.

²¹ Artigos 155 e 157 do Código Penal Brasileiro.

Para se tentar estudar um modelo econômico do crime como o proposto nesse trabalho é fundamental que um modelo econométrico particular seja especificado. Os modelos econométricos costumam ser derivados de modelos econômicos formais, mas em alguns estudos também é possível que modelos econométricos sejam baseados em raciocínios econômicos informais e na intuição, como no caso de alguns trabalhos vistos na seção sobre literatura da economia do crime. O objetivo da análise econométrica será então estimar os parâmetros do modelo e testar as hipóteses sobre esses parâmetros.

3.2.1 – Especificação do modelo com estimador de Efeitos Fixos

Conjuntos de dados que envolvem uma dimensão temporal, como é o caso dos diversos indicadores estaduais analisados, no período 2001-2005, nesse trabalho, requerem tratamento especial devido à correlação através do tempo de muitas séries econômicas. Além disso, já foi comentado na introdução do trabalho que a natureza não-experimental dos dados analisados dificulta o estabelecimento de relações causais entre as variáveis estudadas e as taxas de criminalidade observadas.

O modelo adotado nessa seção parte de uma análise dos dados disponíveis em painel. De fato, cada variável será analisada por Unidade Federativa ($n = 27$ UFs) e por ano considerado ($t = 5$ anos). A opção por um modelo em painel básico e linear²² está no ganho que se obtém por unir dados *cross-section* e séries de tempo. Através de tal modelo é possível identificar e incorporar a heterogeneidade existente entre os estados brasileiros. O modelo econométrico utilizado com estimador de Efeitos Fixos segue a seguinte especificação:

$$\ln(Y_{it}) = C_i + \beta_1.X_{it} + \beta_2.\ln(W_{it}) + U_{it} \quad (\text{equação 3.1})$$

$$i = 1, \dots, 27 \quad t = 2001, \dots, 2005$$

Onde:

Y_{it} : taxa de criminalidade na Unidade Federativa i , no ano t

²² Um conjunto de dados de painel também é conhecido como conjunto de dados longitudinais e consiste em uma série de tempo para cada membro do corte transversal do conjunto de dados.

Xit e Wit: vetores de variáveis explicativas²³

β_1 e β_2 : vetores de parâmetros a serem estimados

Ci: efeitos não observados constantes no tempo

Uit: erros idiossincráticos

Os vetores de parâmetros a serem estimados β_1 e β_2 são compostos por várias constantes que descrevem as direções e as influências da relação entre as diferentes taxas de criminalidade e as variáveis analisadas para explicar a criminalidade no modelo. Ci representa os interceptos a serem estimados, um para cada Unidade da Federação.

Todas as diferenças de comportamento entre as Unidades Federativas devem ser captadas pelo intercepto, uma vez que, no modelo de Efeitos Fixos, os parâmetros resposta não variam entre os indivíduos, nem ao longo do tempo. De tal forma, Ci pode ser interpretado como o efeito das variáveis não observadas (variáveis omitidas) no modelo.

Em um modelo que analisa criminalidade, os efeitos não observados (Ci) podem ser, por exemplo, fatores culturais, tradicionais e religiosos de cada estado. É de se esperar que existam características culturais relativamente estáveis no tempo que fazem com que a população de alguns estados possua taxas de crimes mais elevadas do que outros. Alguns autores também justificam a inclusão de Ci no modelo pela possibilidade de erro de medição nas taxas de criminalidade²⁴.

Também é possível imaginar outros tipos de efeitos que não podem ser diretamente observados pelos dados analisados entre os diferentes estados, como a rentabilidade média de um indivíduo que se envolve com atividades criminosas, o caráter moral e a formação das famílias dos agentes, assim como a probabilidade de detenção, como preconizado no modelo de Becker. Considerar fatores inerentemente não observáveis é um tanto problemático e, de fato, muitos dos avanços nos métodos econométricos têm tentado lidar com tais fatores nos modelos²⁵.

²³ As variáveis explicativas que apresentaram alta dispersão no tempo e entre as Unidades Federativas serão analisadas utilizando-se a função logarítmo, bem como as variáveis dependentes do modelo.

²⁴ CARVALHO, José Raimundo de Araújo e André O. Loureiro (2007). "O impacto dos gastos públicos sobre a criminalidade no Brasil". XXXV Encontro Nacional de Economia – ANPEC, p. 12.

²⁵ WOOLDRIDGE, Jeffrey M. Introdução à econometria: uma abordagem moderna. São Paulo: Cengage Learning, 2008, p. 15.

A característica essencial da análise de dados em painel é o fato das mesmas unidades do corte transversal serem acompanhadas ao longo de um determinado período. Esse tipo de observação traz várias vantagens. Primeiramente, trabalhar com dados em painel permite controlar muitas das características não observáveis presentes no modelo. O fato de se utilizar mais de uma observação para cada estado também facilita a inferência causal. Outro aspecto importante é que a observação das mesmas unidades ao longo do tempo permite estudar a importância das defasagens do comportamento. De fato, o impacto de algumas políticas públicas as vezes só serão observados após algum tempo.

Outra vantagem de analisar dados em painel é o número de observações que se considera. Como acompanhamos as mesmas unidades *cross-section* – Unidades Federativas brasileiras - ao longo de 5 anos, podemos contar com um maior número de graus de liberdade das estimações, o que reduz a colinearidade entre as variáveis explicativas.

Seria possível a obtenção de estimativas consistentes e eficientes para os parâmetros a partir de estimação por mínimos quadrados generalizados (GLS). No entanto, a consistência do estimador GLS depende da hipótese de que $E(X_i' \epsilon_i) = 0$, ou seja, que os efeitos não observáveis são ortogonais aos regressores.

Como provavelmente, nesse trabalho, não será possível garantir a hipótese de ortogonalidade, optou-se por analisar os dados em painel com a estimação de Efeitos Fixos (FE). A vantagem de usar FE é que permite uma correlação entre o efeito não observado e as variáveis explicativas. De tal forma, para cada Unidade Federativa, não será necessária a hipótese de ortogonalidade para gerar estimadores consistentes e eficientes.

Para analisar os dados em painel e remover as variáveis explicativas que são constantes no tempo, poderia ter sido considerado tanto o estimador de Efeitos Fixos quanto o estimador em primeiras diferenças. De fato, ambos os métodos são eficientes em remover os efeitos não observados da análise.

Na modelagem com estimador de Efeitos Fixos, calcula-se a média da equação 3.1 ao longo do tempo para cada Unidade Federativa. Como C_i é fixo ao longo do tempo, ele não muda na equação da média de 3.1. Após a subtração da equação da média da equação 3.1, para cada período de tempo, encontra-se a equação da transformação de Efeitos Fixos, também conhecida como transformação interna. Nessa nova equação, a variável dependente é,

na verdade, o conjunto de dados temporais reduzidos para as taxas de criminalidade analisadas. Como a nova equação foi obtida por uma subtração, o efeito não observado α_i desaparece.

O estimador de Efeitos Fixos é, portanto, um estimador que usa a variação temporal entre as observações do corte transversal. Ele é não-viesado sob a hipótese de exogeneidade estrita das variáveis explicativas, ou seja, o erro idiossincrático u_{it} deve ser não correlacionado com cada variável explicativa ao longo de todos os períodos de tempo²⁶. De tal forma, as variáveis explicativas devem ser estritamente exógenas após a retirada do efeito não observado α_i . Também é importante supor que os erros u_{it} sejam homoscedásticos e serialmente não correlacionados ao longo dos 5 anos analisados.

Tanto os Efeitos Fixos como a primeira diferenciação são métodos usados para estimar modelos de efeitos não observados, sendo que o primeiro envolve a redução temporal e o segundo a diferenciação dos dados. Nesse trabalho, optou-se por trabalhar com o estimador de Efeitos Fixos. De fato, para N grande e T pequeno e quando os erros idiossincráticos u_{it} são serialmente não-correlacionados, os Efeitos Fixos são mais eficientes que a primeira diferenciação²⁷ e os erros-padrão informados pelos Efeitos Fixos são válidos.

De tal forma, como geralmente os modelos de efeitos não observados são definidos com erros idiossincráticos serialmente não-correlacionados, o estimador de Efeitos Fixos é mais usado que o de primeiras diferenças. Além disso, os Efeitos Fixos são menos sensíveis à violação da hipótese de exogeneidade estrita, especialmente quando o número de períodos analisados T não é pequeno.

Por fim, outro aspecto interessante ao se optar por estimações de Efeitos Fixos é que a estimação no caso de um painel não equilibrado não é mais difícil do que com um painel equilibrado. De fato, os dados de variáveis importantes podem faltar para certos anos. É o caso, por exemplo, de algumas taxas de criminalidade que estão faltando para o estado do Paraná no ano de 2004.

O programa computacional utilizado nesse trabalho, para rodar as regressões, foi o (STATA 9), que faz os ajustes apropriados para eventuais perdas de dados. É importante

²⁶ $Cov(X_{it}, u_{is}) = 0$ para todo t e s

²⁷ WOOLDRIDGE, Jeffrey M. Introdução à econometria: uma abordagem moderna. São Paulo: Cengage Learning, 2008, p. 439.

notar, no entanto, que a perda de dados para algum estado não causará problemas apenas quando o motivo dessa falta não for correlacionado com os erros idiossincráticos. No caso desse trabalho, os dados que faltam muito provavelmente se devem a problemas na coleta ou na transmissão das informações para os órgãos estatísticos responsáveis.

3.2.2 – Resultados das regressões

Com a utilização do modelo econométrico, com estimador de Efeitos Fixos, foi possível controlar as características específicas de cada estado que são relativamente constantes no tempo. Ao rodar os dados em painel, de 2001 a 2005, utilizando apenas a taxa de crimes letais como variável dependente, foram obtidos os coeficientes apresentados na tabela 5 para as diferentes variáveis explicativas analisadas. A tabela também especifica o erro padrão de cada variável e o valor p da estatística t que possibilita analisar a significância estatística de cada variável explicativa.

Tabela 5 – Crimes Letais:

lnTx. Crimes Letais	Coefficiente	Erro Padrão	P > t
Pop. Relativa	- 305,02	75,99	0,00
Percentual pop. Urbana	0,008	0,019	0,684
lnCobertura esgoto	- 0,076	0,101	0,452
Esperança de vida	- 0,133	0,055	0,019
lnPIBpc	0,074	0,202	0,715
lnRazão de renda	0,047	0,172	0,786
lnTx. Desemprego	- 0,025	0,126	0,842
lnTx. Analfabetismo	- 0,067	0,298	0,823
ln<4a.estudo	0,231	0,506	0,649
ln<4a7a.estudo	- 0,33	0,436	0,451
ln8e+a.estudo	0,563	0,705	0,427
Constante	20,992	6,568	0,649
N		133	
R²		0,22	
Prob > F		0,0155	

A tabela 5 traz os resultados para 133 observações analisadas (N=133). As taxas de crimes letais do estado do Paraná, nos anos 2004 e 2005, não foram disponibilizadas pela SENASP.

O R^2 é uma forma de medir o quanto o modelo em questão explica a variável dependente (taxa de crimes letais) e o valor encontrado para essa regressão foi de 0,22, indicando que apenas 22% das variações nas taxas de crimes letais são explicadas pelo modelo proposto. É importante ressaltar que, como o modelo foi estimado por Efeitos Fixos, o R^2 é baseado na transformação interna. De tal forma, ele pode ser interpretado como o montante da variação temporal na taxa de criminalidade dos estados que é explicado pela variação temporal das variáveis explicativas.

Explicar homicídios não é tarefa fácil, devido à não racionalidade dos agentes muitas vezes associada a esse tipo de criminalidade. Muitos dos homicídios normalmente são considerados crimes passionais ou crimes cometidos após provocações ou sob fortes emoções. A tabela 5 traz, portanto, informações importantes no sentido de explicar quais das variáveis explicativas estudadas nesse trabalho estão estatisticamente relacionadas às taxas de crimes letais e em que proporções.

O resultado das regressões também indica $\text{Prob} > F = 0,0155$ que indica a significância estatística global das variáveis. Pode-se concluir, portanto, que há significância global das variáveis quando se considera um nível de significância de 5%.

A última coluna da tabela 5 indica que as duas únicas variáveis estatisticamente significantes, quando se considera um intervalo de confiança de 95%, são a população relativa de cada estado e a esperança de vida ao nascer. O sinal negativo do coeficiente associado à variável população relativa do estado contraria o que prevê a teoria econômica do crime, ou seja, que estados mais populosos apresentariam maiores taxas de criminalidade. De fato, tal coeficiente indica o resultado oposto, de que estados mais populosos apresentam uma menor taxa de crimes letais.

Já a variável explicativa esperança de vida ao nascer se mostrou estatisticamente significativa e com o sinal negativo esperado. De fato, tal coeficiente indica que estados que apresentam taxas de homicídios menores também apresentam maiores anos de vida, em média, esperados para um recém-nascido. Mais especificamente, um aumento de 1 ano na

esperança de vida de um estado corresponde a uma queda de aproximadamente 0,13% na taxa de crimes letais desse estado.

No capítulo de revisão da bibliografia, apresentado nesse trabalho, foi visto que a teoria econômica parte da premissa de que muitos homicídios não são decorrentes de uma atitude racional e maximizadora de utilidade por parte dos agentes. Os resultados apresentados na tabela 5, de certa forma, corroboram essa percepção, pois variáveis como nível de instrução, nível de renda, urbanização, etc., mostraram não ter uma poder explicativo estatisticamente significativo para a taxa de crimes letais intencionais.

Além da regressão que engloba todas as variáveis explicativas, como foi feito no caso dos resultados apresentados pela tabela 5, também foram testadas várias regressões com apenas algumas das variáveis explicativas por vez, utilizando-se dos resultados apresentados na seção que trata das correlações entre as variáveis (seção 3.1). O objetivo foi de verificar se isolando variáveis que apresentaram correlação considerável algumas outras variáveis poderiam se mostrar estatisticamente significantes para explicar crimes letais intencionais. Contudo, apesar das várias regressões testadas, as únicas variáveis que apresentaram significância estatística foram a população relativa dos estados e a esperança de vida.

Há um consenso na literatura econômica sobre criminalidade que consiste na afirmativa de que crimes patrimoniais têm explicações mais consistentes pela teoria econômica, por se enquadrarem melhor no postulado da racionalidade dos agentes. No intuito de verificar tal assertiva, as próximas estimações terão como variáveis dependentes as taxas de criminalidade referentes a roubos e furtos.

Ao rodar os dados em painel, de 2001 a 2005, utilizando apenas a taxa de roubos como variável dependente, foram obtidos os coeficientes apresentados na tabela 6 para as diferentes variáveis explicativas analisadas.

Tabela 6 – Taxa de Roubos:

lnTx. Roubos	Coefficiente	Erro Padrão	P > t
Pop. Relativa	32,34	166,68	0,847
Percentual pop. Urbana	0,04	0,044	0,372
lnCobertura esgoto	- 0,176	0,229	0,444
Esperança de vida	0,311	0,12	0,011

lnPIBpc	0,181	0,458	0,694
lnRazão de renda	0,026	0,391	0,948
lnTx. desemprego	- 0,003	0,286	0,993
lnTx. analfabetismo	- 0,011	0,648	0,986
ln<4a.estudo	1,877	1,126	0,099
ln<4a7a.estudo	2,559	0,99	0,011
ln8e+a.estudo	3,224	1,601	0,047
Constante	- 48,285	14,248	0,001
N		134	
R²		0,32	
Prob > F		0,0001	

A tabela 6 analisa 134 observações (N=134), considerando que não foi disponibilizada pela SENASP a taxa de roubos do estado do Paraná em 2004. Embora o R² encontrado para essa regressão seja superior ao encontrado no caso da tabela 5, que considerava como variável dependente a taxa de crimes letais intencionais, pode-se afirmar que apenas 32% das variações nas taxas de roubos são explicadas pelo modelo proposto. Nesse caso, a estatística F encontrada foi Prob > F = 0.0001, indicando que há significância global entre as variáveis a um nível de significância de 1%.

A tabela 6 mostra que apenas variáveis relativas à escolaridade da população e à esperança de vida ao nascer se mostraram estatisticamente significantes, quando se considera um intervalo de confiança de 95%. A relação positiva encontrada entre a esperança de vida e a taxa de roubos não era esperada. O aumento de um ano na esperança de vida da população de um estado implicaria em um acréscimo de aproximadamente 0,3% na taxa de roubos desse estado.

A esperança de vida ao nascer é uma variável explicativa importante para explicar as condições de vida e saúde da população do estado. O esperado seria que estados com alta esperança de vida apresentassem boas políticas sociais e de saúde. Contudo, o resultado encontrado aqui mostra que não há necessariamente uma relação direta entre boas políticas públicas na área de saúde e na área de segurança e combate ao crime.

Em relação à escolaridade, tanto o percentual da população que tem de 4 a 7 anos de estudos, em média, quanto o percentual da população que apresenta 8 e mais anos de estudo apresentaram significância estatística e coeficientes positivos em seus estimadores. Um aumento de 1% na proporção da população que tem em média entre 4 e 7 anos de estudos implicaria em um aumento na taxa de roubos do estado de aproximadamente 2,56%. Já no caso de um aumento de 1% na proporção da população que apresenta 8 e mais anos de estudo implicaria em um aumento de 3,22% na taxa de roubos.

Quando se mantém apenas a variável de maior índice de escolaridade nas regressões é possível concluir que há uma relação positiva entre um crime patrimonial violento – a taxa de roubos – e maior escolaridade nos estados. Pelo que preconiza a teoria econômica do crime, o esperado seria que estados que apresentassem menores índices de escolaridade apresentassem maiores taxas de roubos, pelo fato da população com menor grau de instrução ter menos oportunidades de emprego no mercado de trabalho formal.

Contudo, talvez esse resultado, que mostra uma relação positiva entre escolaridade e roubos, esteja mais associado à desigualdade de renda. Quando aumenta o percentual da população do estado com maior nível de instrução, também se espera um aumento no nível de renda do estado. Contudo, se, em paralelo, boa parte da população também apresenta níveis muito baixos de escolaridade, como costuma ser o caso, pode ser que esse aumento na renda da população mais escolarizada impacte na desigualdade de renda do estado.

A tabela 6 mostra que tanto a variável PIB_{pc} quanto a razão de renda, que mede a desigualdade de renda nos estados, apresentaram coeficientes positivos. No entanto, ambas as variáveis não se mostraram estatisticamente significantes²⁸. No entanto, outras regressões foram analisadas, empregando apenas algumas das variáveis explicativas por vez, e nesse caso as variáveis PIB_{pc} e percentual de população urbana se mostraram estatisticamente significantes, como mostra a tabela 7 abaixo.

Tabela 7:

lnTx. Roubos	Coefficiente	Erro Padrão	P > t
Pop. Relativa	-161,115	159,186	0,314

²⁸ As regressões também foram realizadas com a variável PIB em dezenas, no intuito de verificar se a transformação linear da variável alterava os resultados, contudo não foi encontrada variação em relação às variáveis que se mostraram estatisticamente significantes no modelo.

Percentual pop. Urbana	0,085	0,044	0,053
lnPIB_{pc}	0,906	0,418	0,032
lnRazão de renda	- 0,391	0,362	0,283
lnTx. desemprego	- 0,045	0,298	0,882
lnTx. analfabetismo	- 0,202	0,537	0,707
Constante	- 1,062	7,707	0,891
N		134	
R²		0,15	
Prob > F		0,0113	

No caso da regressão que gerou os resultados disponíveis na tabela 7, optou-se por excluir as variáveis explicativas referentes à cobertura de esgoto, esperança de vida e as três diferentes categorias de níveis de escolaridade. A variável que indica o percentual de população urbana no estado se torna então estatisticamente significativa ao se considerar um intervalo de confiança de 94%. O coeficiente positivo encontrado indica que, quando a proporção de população urbana aumenta em 1 ponto percentual, a taxa de roubos se eleva em 0,085%. Esse resultado corrobora a teoria econômica do crime que prevê que crimes violentos contra o patrimônio são mais frequentes nos grandes centros urbanos.

Outro resultado importante, que pode ser observado na tabela 7, é que o PIB_{pc} do estado se mostrou estatisticamente significativo quando se considera um intervalo de confiança de 95%. Pelo coeficiente de 0,906 apresentado na tabela, pode-se dizer que, quando o nível de renda *per capita* aumenta em 1% no estado, a taxa de roubos se eleva aproximadamente na mesma proporção.

Continuando a análise econométrica com estimador de Efeitos Fixos, considerando outro tipo de crime patrimonial, a tabela 8 traz os resultados das regressões quando a variável dependente considerada é a taxa de furtos. Como já foi mencionado anteriormente, a grande diferença desse tipo de crime patrimonial em relação a roubos é que o furto não envolve violência ou grave ameaça.

Tabela 8 – Taxa de Furtos:

lnTx. Furtos	Coefficiente	Erro Padrão	P > t
Pop. Relativa	- 56,04	164,838	0,735

Percentual pop. Urbana	- 0,046	0,044	0,294
lnCobertura esgoto	- 0,158	0,227	0,487
Esperança de vida	0,123	0,119	0,303
lnPIBpc	0,019	0,453	0,967
lnRazão de renda	0,013	0,387	0,973
lnTx. desemprego	- 0,316	0,283	0,267
lnTx. analfabetismo	- 0,204	0,641	0,752
ln<4a.estudo	2,032	1,113	0,071
ln<4a7a.estudo	1,431	0,979	0,147
ln8e+a.estudo	3,853	1,584	0,017
Constante	- 20,521	14,09	0,149
N		134	
R²		0,21	
Prob > F		0,0173	

A análise da tabela 8 permite concluir que quando a variável dependente é a taxa de furtos, a única variável que se mostra estatisticamente significativa, quando se considera um intervalo de confiança de 95%, é a proporção da população que apresenta 8 e mais anos de estudos. Esse resultado é similar ao que foi encontrado na análise da tabela 6, que apresenta os resultados das regressões quando a variável dependente é a taxa de roubos. Inclusive, o coeficiente de aproximadamente 3,85 que consta na tabela 8 é próximo ao coeficiente de 3,22 encontrado na tabela 6.

Esse resultado indica que quando a proporção da população do estado, que se encontra nessa faixa de maior escolaridade, aumenta em 1% a taxa de furtos do estado aumenta em aproximadamente 3,85%. Chama atenção esse resultado, pela segunda vez consecutiva, que relaciona crimes patrimoniais como roubos e furtos a maiores índices de escolaridade da população do estado.

Foi mencionado na análise da taxa de roubos que talvez esse resultado esteja associado ao decorrente aumento do PIB_{pc} do estado, em função das maiores taxas de escolaridade, e que esse aumento de riqueza poderia justificar um aumento na taxa de crimes patrimoniais caso fosse acompanhado por um aumento na desigualdade de renda do estado. De fato, ao se rodar a regressão para a taxa de furtos com apenas algumas variáveis explicativas por vez, obtém-se os resultados apresentados na tabela 9 abaixo.

Tabela 9:

lnTx. Furtos	Coefficiente	Erro Padrão	P > t
Pop. Relativa	-221,005	149,807	0,143
Percentual pop. Urbana	- 0,01	0,041	0,812
lnPIB_{pc}	0,779	0,368	0,036
lnTx. desemprego	- 0,287	0,28	0,308
lnTx. analfabetismo	- 0,415	0,494	0,403
Constante	10,705	7,038	0,131
N		134	
R²		0,091	
Prob > F		0,0797	

Apesar da variável razão de renda, que representaria de fato a situação de desigualdade de renda dos estados, não ter se mostrado estatisticamente significativa em nenhuma das combinações de variáveis explicativas que foram testadas nas regressões, a tabela 9 mostra que quando se considera na regressão apenas as variáveis população relativa, percentual de população urbana, PIB_{pc}, taxa de desemprego e taxa de analfabetismo, como variáveis que explicam a taxa de furtos, a variável PIB_{pc} passa a ser estatisticamente significativa, com um intervalo de confiança de 95%.

O coeficiente positivo encontrado para a variável PIB_{pc} (de aproximadamente 0,78) indica que quando o PIB_{pc} do estado aumenta em 1% a taxa de furtos do estado aumenta em aproximadamente 0,78%. Fica mais claro então que a taxa de furtos pode ser explicada, em parte, por um maior percentual da população do estado com 8 e mais anos de estudo e, conseqüentemente, por um maior nível de renda do estado.

De tal forma, crimes patrimoniais não violentos – como é o caso dos furtos - estariam mais associados a localidades que apresentam maiores riquezas. Contudo, não é difícil supor que, no Brasil, tais localidades apresentam também maiores desníveis de renda, como pode ser observado no caso do DF. De fato, a Unidade Federativa que engloba a capital do país apresenta ao mesmo tempo a maior taxa de furtos do Brasil e, concomitantemente, a maior

renda *per capita* do país. Além disso, a análise dos dados referentes a PIB_{pc} e razão de renda utilizados nesse trabalho indica que há correlação positiva entre as duas variáveis.

A última variável dependente que falta ser analisada é a taxa de crimes envolvendo drogas. A tabela 10 traz os resultados encontrados para as variáveis explicativas quando a regressão leva em conta esse tipo específico de criminalidade.

Tabela 10 – Taxa de Crimes Envolvendo Drogas:

lnTx. Drogas	Coefficiente	Erro Padrão	P > t
Pop. Relativa	- 92,47	162,552	0,571
Percentual pop. Urbana	0,093	0,041	0,025
lnCobertura esgoto	0,405	0,21	0,057
Esperança de vida	0,158	0,111	0,159
lnPIBpc	0,912	0,464	0,052
lnRazão de renda	0,302	0,361	0,404
lnTx. desemprego	0,655	0,268	0,016
lnTx. analfabetismo	0,173	0,607	0,776
ln<4a.estudo	0,024	1,126	0,983
lnde4a7a.estudo	0,568	0,922	0,539
ln8e+a.estudo	-0,67	1,502	0,657
Constante	- 23,691	12,964	0,071
N		134	
R²		0,21	
Prob > F		0,0245	

A tabela 10 traz os resultados para 134 observações analisadas. A observação que falta, mais uma vez, diz respeito ao estado do Paraná, no ano de 2004. O R² encontrado para essa regressão foi de 0,21, indicando que apenas 21% das variações nas taxas de crimes envolvendo drogas são explicadas pelo modelo proposto. Nesse caso, a estatística F encontrada foi Prob > F = 0.0245, indicando que há significância global entre as variáveis a um nível de significância de 2,5%.

As variáveis estatisticamente significantes, quando se considera um intervalo de confiança de 90%, são o percentual de população urbana e a taxa de desemprego. Contudo, quando se considera um intervalo de confiança de 94%, podem ser consideradas

estatisticamente significantes também as variáveis percentual da população com acesso a redes de esgoto e o PIB pc .

O coeficiente positivo encontrado para a variável proporção de população urbana indica que quando esta aumenta em um ponto percentual a taxa de crimes envolvendo drogas aumenta em aproximadamente 0,1%. Apesar do impacto desse coeficiente não ser muito relevante, era de se esperar que grandes centros urbanos tivessem uma maior taxa de crimes como tráfico de drogas, em comparação com as taxas encontradas em zonas rurais.

O resultado encontrado para a variável cobertura de esgoto corrobora essa relação positiva entre centros urbanos e maiores taxas de crimes envolvendo drogas. A tabela 10 mostra que quando o percentual da população com acesso a redes de esgoto aumenta em um por cento nos estados, a taxa de crimes envolvendo drogas se eleva em aproximadamente 0,4%. Esse coeficiente já se mostra mais elevado do que o encontrado para a variável população urbana.

Outro resultado importante encontrado na tabela 10 é o coeficiente positivo associado à variável taxa de desemprego. De acordo com o modelo, o aumento de um por cento na taxa de desemprego é acompanhado por um aumento de aproximadamente 0,66% na taxa de crimes envolvendo drogas. Tal resultado corrobora a hipótese encontrada no modelo econômico do crime, segundo a qual, há uma tendência a um maior envolvimento dos indivíduos com o tráfico de drogas quando existem menos oportunidades de trabalho no mercado de trabalho legal.

Por fim, a variável PIB pc dos estados se mostrou estatisticamente significativa e o coeficiente positivo encontrado mostra que a taxa de crimes envolvendo drogas e o nível de renda *per capita* dos estados cresce praticamente na mesma proporção. De fato, quando o PIB pc aumenta em 1% a taxa de crimes envolvendo drogas aumenta em aproximadamente 0,91%.

Esse resultado é duplamente interessante. Em primeiro lugar, mostra que o consumo de drogas e o tráfico podem estar associados ao poder de compra da população do estado. Por outro lado, também se pode considerar o mesmo pressuposto considerado para os crimes de roubos e furtos, qual seja, que estados com maiores níveis de renda também podem apresentar maiores níveis de desigualdade de renda e, conseqüentemente, menos oportunidades de

trabalho no mercado de trabalho formal, para boa parte da população. No caso da tabela 10, o fato da taxa de desemprego ter se mostrado estatisticamente significativo e com sinal positivo corroboraria essa causalidade.

A próxima seção desse capítulo trará uma análise similar à que foi feita nessa seção, analisando várias regressões para as quatro diferentes taxas de criminalidade estudadas nesse trabalho. A alteração, em termos de análise, ocorre do ponto de vista da modelagem econométrica, pois a seção 3.3 parte da análise de um modelo de regressões aparentemente não relacionadas, mais comumente conhecidas pela sigla SUR, que significa *seemingly unrelated regressions*.

3.3 – Modelo de regressões aparentemente não relacionadas - SUR

Entre os modelos que combinam dados de séries temporais e dados em corte transversal, o modelo de Efeitos Fixos e o modelo de regressões aparentemente não relacionadas – SUR estão entre os mais utilizados. De tal forma, como o modelo de Efeitos Fixos foi analisado na seção anterior, a presente seção se concentrará na análise do modelo SUR, no intuito de explicar quais são as variáveis que melhor explicam os quatro tipos de criminalidade estudados desse trabalho.

3.3.1 – Especificação do modelo com estimador SUR

Assim como foi visto no caso do estimador de Efeitos Fixos, é interessante a aplicação do estimador SUR quando existem variáveis não observadas e variáveis omitidas nas regressões. Como várias são as influências culturais, históricas, familiares, regionais, entre outras, que afetam possivelmente as taxas de criminalidade estudadas, é importante levar em consideração, na análise econométrica das taxas de criminalidade, a existência de variáveis não observadas e omitidas nas regressões.

O modelo SUR supõe que o intercepto e os parâmetros de resposta diferem entre os indivíduos, mas são constantes no tempo²⁹. No entanto, no modelo de Efeitos Fixos considera-se que os parâmetros resposta β são constantes para todas as unidades de observação, em todos os períodos de tempo. Já no caso do modelo SUR, os parâmetros de resposta diferem entre as unidades de observação, apesar de se manterem constantes no tempo. A equação do modelo SUR segue então a especificação abaixo:

$$\ln(Y_{it}) = C_i + \beta_{1i}.X_{it} + \beta_{2i}.\ln(W_{it}) + U_{it} \quad (\text{equação 3.2})$$

$$i = 1, \dots, 27 \quad t = 2001, \dots, 2005$$

Onde:

Y_{it} : taxa de criminalidade na Unidade Federativa i , no ano t

²⁹ $\beta_{0it} = \beta_{0i}$; $\beta_{1it} = \beta_{1i}$; etc.

Xit e Wit: vetores de variáveis explicativas³⁰

β_{1i} e β_{2i} : vetores de parâmetros a serem estimados

Ci: efeitos não observados constantes no tempo

Uit: erros idiossincráticos

Outra característica que justifica a análise do modelo de regressões aparentemente não relacionadas nesse trabalho é a suposição de que pode haver heterocedasticidade entre as diferentes Unidades Federativas brasileiras e correlação contemporânea. A suposição de heterocedasticidade entre as diferentes unidades observadas implica em dizer que a variância do erro é constante, mas varia de uma equação para outra³¹. Já a correlação contemporânea implica na suposição de que existe correlação entre os erros das diferentes equações para o mesmo período de tempo³².

Pela própria natureza da análise de dados em painel, é razoável a hipótese de que exista heterogeneidade para as diferentes Unidades Federativas e também dependência nas observações, uma vez que as variáveis evoluem cronologicamente.

Considerando que, nesse trabalho, as variáveis explicativas de cada equação do modelo são idênticas, todas as variáveis omitidas e não observadas que afetam as taxas de criminalidade dos estados passam a fazer parte do termo de erro de cada uma das unidades de observação. Nesse sentido, os erros das 27 unidades de observação seriam correlacionados, caracterizando a correlação contemporânea.

Tal correlação contemporânea inviabiliza a possibilidade de se utilizar o método dos mínimos quadrados ordinários, para estimar os parâmetros do modelo, uma vez que tais estimadores seriam viesados. Por outro lado, ao se optar pela utilização do modelo SUR, obtêm-se informações adicionais, em decorrência da relação entre as equações, e isso garantiria uma maior precisão na estimação dos parâmetros.

Outro aspecto positivo da utilização do modelo SUR no presente trabalho é que não se está trabalhando aqui com um número muito grande de unidades de observação. De fato,

³⁰ As variáveis explicativas que apresentaram alta dispersão no tempo e entre as Unidades Federativas serão analisadas utilizando-se a função logarítmo, bem como as variáveis dependentes do modelo.

³¹ $\text{VAR}(U_{it}) = \sigma_i^2$ e $\text{VAR}(U_{jt}) = \sigma_j^2$ sendo que $\sigma_i^2 \neq \sigma_j^2$

³² $\text{COV}(U_{it}, U_{jt}) = \sigma_{ij} \neq 0$

quando isso ocorre, o número de parâmetros a serem estimados também passa a ser muito grande, tornando o modelo mais frágil.

A próxima seção contém os resultados das regressões quando se opta pela modelagem econométrica com estimador SUR. Uma primeira diferença, em relação ao estimador de Efeitos Fixos, analisado na seção anterior, é que ao se optar pelo estimador SUR todas as taxas de criminalidades são analisadas de uma só vez e os resultados das regressões apresentados pelo programa STATA 9 aparecem em uma única tabela. De fato, foi rodado um modelo SUR com 4 regressões empilhando os 5 anos analisados. Contudo, para manter a similaridade da análise feita na seção anterior, optou-se por trabalhar com uma tabela para cada taxa de criminalidade diferente.

3.3.2 – Resultados das regressões

Nessa seção, assim como na seção 3.2.2, serão analisados os resultados das regressões para as quatro diferentes taxas de criminalidade, com a utilização do estimador SUR. Diferentemente da seção 3.2.2, onde algumas regressões que consideravam poucas variáveis explicativas por vez mostraram resultados diferentes das regressões que consideravam todas as variáveis explicativas de uma vez só, no caso das regressões com estimador SUR verificou-se que nenhuma variável passou a apresentar significância estatística após o isolamento de outras variáveis. Sendo assim, os resultados encontrados nessa seção estão resumidos em apenas 4 tabelas, uma para cada taxa de criminalidade analisada.

A tabela 11 apresenta os resultados das regressões quando se analisa os dados em painel no período 2001-2005, utilizando o estimador SUR, concentrando os resultados encontrados para a análise da taxa de crimes letais como variável dependente. Além dos coeficientes encontrados, a tabela também especifica o erro padrão de cada variável e o valor p da estatística t que possibilita analisar a significância estatística de cada variável explicativa.

Tabela 11 – Crimes Letais:

lnTx. Crimes Letais	Coefficiente	Erro Padrão	P > t
Pop. Relativa	0,309	1,208	0,798
Percentual pop. Urbana	- 0,002	0,006	0,706
lnCobertura esgoto	- 0,268	0,083	0,001
Esperança de vida	- 0,097	0,029	0,001

lnPIBpc	0,782	0,179	0,000
lnRazão de renda	0,091	0,18	0,06
lnTx. desemprego	0,695	0,137	0,000
lnTx. analfabetismo	0,101	0,165	0,538
ln<4a.estudo	1,043	0,362	0,004
ln<4a7a.estudo	1,787	0,389	0,000
ln8e+a.estudo	1,44	0,557	0,01
Constante	-12,314	4,363	0,005
N		130	
R²		0,484	
Chi²		119,12	

O primeiro fato que chama atenção na tabela 11, em comparação com os resultados encontrados na análise com estimador de Efeitos Fixos da seção anterior, é a quantidade de variáveis explicativas que se mostram estatisticamente significantes a um intervalo de confiança de 95%. De fato, já se mencionou em diversos momentos desse trabalho, a dificuldade que existe em teoria econômica de se analisar crimes letais, em decorrência do postulado da racionalidade que é fundamental para a modelagem econômica e a grande quantidade de crimes letais que são considerados passionais, ou seja, não evitados de uma conduta racional maximizadora de utilidade.

Contudo, ao se utilizar a modelagem com regressões aparentemente não relacionadas, muitas das variáveis explicativas estudadas nesse trabalho podem ser utilizadas para explicar as taxas de crimes letais nos estados. Além disso, o R² da tabela 11 é mais de duas vezes superior ao encontrado na tabela 5, indicando que 48 % das variações nas taxas de crimes letais são explicadas pelo modelo SUR proposto. Também o valor relativamente elevado do Chi² indicado na tabela 11 mostra que existe significância conjunta das variáveis, ou seja, que as variáveis do modelo são conjuntamente diferentes de zero.

A primeira variável que aparece como estatisticamente significativa é o percentual da população com acesso à rede de cobertura de esgoto. O coeficiente encontrado para essa variável estabelece uma relação negativa entre a cobertura de esgoto do estado e a taxa de crimes letais apresentada por este. De fato, quando o percentual da população do estado que tem acesso à cobertura de esgoto aumenta em 1% a taxa de crimes letais do estado cai em aproximadamente 0,27 %.

O resultado acima indica que estados que destinam maiores recursos para investimentos em saneamento básico apresentam menores taxas de homicídios. Esse resultado é especialmente interessante quando se tenta ir além na compreensão da variável saneamento básico. Considerando, por exemplo, que cidades que apresentam muitas favelas tendem a apresentar menores índices de cobertura de esgoto, poderia se estabelecer uma relação entre um menor índice de favelização nas cidades e menores taxas de crimes letais.

A próxima variável que se mostra estatisticamente significativa na tabela 11, quando se considera um intervalo de confiança de 95%, é a esperança de vida ao nascer. De fato, essa variável também se mostrou estatisticamente significativa quando da análise das regressões com estimador de Efeitos Fixos. O coeficiente encontrado na tabela 11 indica que quando a esperança de vida do estado aumenta em uma unidade a taxa de crimes letais apresenta uma queda de aproximadamente 0,1%. Faz sentido essa relação inversa entre taxa de crimes letais e esperança de vida. De fato, espera-se que nos estados onde a taxa de homicídios é responsável por parcela considerável da taxa de mortalidade esse impacto seja ainda mais relevante.

A variável PIB_{pc} também se mostrou estatisticamente significativa. O coeficiente de 0,782 encontrado na tabela 11 indica que quando o PIB_{pc} estadual aumenta em 1% a taxa de crimes letais do estado aumenta em aproximadamente 0,8%. Essa relação positiva entre nível de renda e taxa de crimes letais não era esperada. De fato, o comum é esperar que regiões mais ricas apresentem menores taxas de criminalidade. Contudo, a análise apenas do PIB_{pc} do estado esconde eventuais situações de desigualdade de renda, por esse motivo, é importante a análise em paralelo do indicador razão de renda.

A razão de renda pode ser considerada estatisticamente significativa quando se trabalha com um intervalo de confiança de 90%. O coeficiente apresentado na tabela 11 indica que quando a razão de renda entre a população do estado aumenta 1% a taxa de crimes letais aumenta aproximadamente 0,1%. Logo, fica confirmada aqui a relação positiva existente entre uma maior desigualdade de renda no estado e uma maior taxa de homicídios.

Outro resultado importante apresentado na tabela 11 é a relação positiva e estatisticamente significativa entre a taxa de desemprego e a taxa de crimes letais. Pelo coeficiente encontrado pode-se afirmar que quando a taxa de desemprego do estado aumenta em 1 % a taxa de crimes letais se eleva em aproximadamente 0,7%. Esse resultado mostra que

a falta de oportunidades de emprego no mercado de trabalho formal e a taxa de homicídios caminham na mesma direção.

Por fim, as três variáveis que retratam a situação de escolaridade nos estados se mostraram estatisticamente significantes e todas apresentaram coeficientes positivos. A segunda faixa de escolaridade que representa o percentual da população do estado que tem entre 4 e 7 anos de estudos foi a variável que apresentou maior coeficiente dentre as três faixas. De fato, quando o percentual da população do estado que se encontra nessa segunda faixa de escolaridade aumenta em um por cento, a taxa de crimes letais aumenta em aproximadamente 1,8%.

É interessante notar também que a variável taxa de analfabetismo se mostra estatisticamente significativa quando se considera um intervalo de confiança de 90%. O coeficiente encontrado para essa variável indica que quando a taxa de analfabetismo do estado aumenta em 1% a taxa de crimes letais se eleva em aproximadamente 0,1%. Esse resultado somado com o anterior mostram que altas taxas de homicídios parecem estar mais presentes em estados que apresentam menores taxas de escolaridade.

A próxima variável dependente analisada nas regressões é a taxa de roubos. Os resultados dos coeficientes das variáveis explicativas nesse caso estão apresentados na tabela 12 abaixo, bem como o erro padrão das variáveis e suas significâncias estatísticas.

Tabela 12 – Taxa de Roubos:

lnTx. Roubos	Coefficiente	Erro Padrão	P > t
Pop. Relativa	2,768	2,132	0,194
Percentual pop. Urbana	- 0,004	0,011	0,724
lnCobertura esgoto	0,235	0,147	0,109
Esperança de vida	0,029	0,051	0,567
lnPIBpc	0,197	0,316	0,533
lnRazão de renda	0,44	0,317	0,165
lnTx. desemprego	0,354	0,242	0,144
lnTx. analfabetismo	- 0,499	0,291	0,086
ln<4a.estudo	1,186	0,638	0,06
lnde4a7a.estudo	- 0,194	0,686	0,777

ln8e+a.estudo	1,542	0,984	0,117
Constante	- 8,696	7,699	0,001
N	130		
R²	0,392		
Chi2	81,9		

Diferentemente do que foi visto acima, quando da análise dos resultados para a variável dependente taxa de crimes letais, no caso da variável taxa de roubos apenas uma variável se mostrou estatisticamente com a utilização do estimador SUR e, mesmo assim, apenas quando se considera um intervalo de confiança de 90%. De fato, quando se compara os resultados da tabela 12 com a tabela 6, que analisa a taxa de roubos com estimador de Efeitos Fixos, percebe-se que a primeira apresentou bem mais variáveis estatisticamente significantes (esperança de vida, percentual de população urbana, PIB_{pc} e as duas faixas superiores de níveis de escolaridade).

No caso da tabela 12, apesar do R² encontrado ser um pouco maior do que o encontrado com estimador de Efeitos Fixos (R² = 0,32 na tabela 6), apenas a variável percentual da população com menos de 4 anos de estudos se mostrou estatisticamente significativa. Contudo, esse resultado faz mais sentido do que o encontrado com estimador de Efeitos Fixos, pois este relacionava a taxa de roubos dos estados a elevados índices de escolaridade, contrariando assim o que preza a literatura sobre economia do crime.

De fato, o coeficiente de 1,186 apresentado na tabela 12 indica que quando o percentual da população que apresenta menos de 4 anos de estudos aumenta em um por cento, a taxa de roubos aumenta em aproximadamente 1,2 %. Ou seja, estados que apresentam maiores percentuais da população com menos de 4 anos de estudos tendem a apresentar maiores taxas de roubos. De fato, já foi dito que tal faixa de escolaridade pode ser considerada uma *proxy* para a situação de analfabetismo funcional e quanto maior a proporção de pessoas que se encontram nessa situação, menores são as chances de inserção no mercado de trabalho formal e, conseqüentemente, menores são as possibilidades de se auferir renda no mercado de trabalho legal.

A tabela 13 traz os resultados encontrados quando a taxa de criminalidade analisada como variável dependente nas regressões é a taxa de furtos. Os resultados abaixo mostram

que mais variáveis explicativas se mostraram estatisticamente significantes e capazes de explicar esse crime patrimonial que não envolve violência ou grave ameaça à pessoa.

Tabela 13 – Taxa de Furtos:

lnTx. Furtos	Coefficiente	Erro Padrão	P > t
Pop. Relativa	2,399	1,691	0,156
Percentual pop. Urbana	- 0,012	0,009	0,146
lnCobertura esgoto	- 0,145	0,117	0,214
Esperança de vida	0,041	0,041	0,315
lnPIBpc	0,128	0,25	0,609
lnRazão de renda	0,258	0,251	0,306
lnTx. desemprego	- 0,553	0,192	0,004
lnTx. analfabetismo	- 0,934	0,23	0,000
ln<4a.estudo	1,075	0,506	0,034
lnde4a7a.estudo	- 1,237	0,544	0,023
ln8e+a.estudo	2,389	0,78	0,002
Constante	- 1,352	6,106	0,825
N	130		
R²	0,638		
Chi2	223,53		

A tabela 13 mostra que o R² encontrado quando a variável dependente é a taxa de furtos é bem superior ao encontrado para a taxa de roubos, na tabela 12. De tal forma, mais de 60% das variações nas taxas de furtos são explicadas pelo modelo SUR proposto. Esse R² também é mais de três vezes superior ao encontrado na tabela 8, quando a taxa de furtos foi analisada com estimador de Efeitos Fixos.

Duas variáveis importantes se mostraram estatisticamente significantes na tabela 13 – a taxa de desemprego e a taxa de analfabetismo – contudo, o sinal dos coeficientes dessas variáveis chama atenção. De fato, ambas apresentaram coeficientes negativos, indicando que quando as taxas de desemprego e de analfabetismo nos estados aumentam em 1% as taxas de furtos estaduais caem em 0,553 e 0,934 respectivamente.

Foi visto na tabela 8, quando se estudou a taxa de furtos a partir de um modelo com estimador de Efeitos Fixos, que a única variável que se mostrou estatisticamente significativa foi a proporção da população do estado com 8 e mais anos de estudos. Além disso, essa variável que indica alto nível de escolaridade apresentou coeficiente positivo na relação com a taxa de furtos. Em outra regressão (tabela 9), onde se utilizou menos variáveis explicativas por vez, a variável *PIBpc* também se mostrou estatisticamente significativa e apresentou coeficiente positivo, indicando que estados com maiores níveis de renda *per capita* também apresentavam maiores taxas de furtos.

O mesmo raciocínio levantado para a análise da taxa de furtos à luz do estimador de Efeitos Fixos parece ser pertinente no caso da análise com estimador SUR. De fato, apesar da tabela 13 indicar que os 3 níveis de escolaridade apresentaram significância estatística, das três variáveis a que apresentou maior impacto sobre a variável dependente foi a proporção da população com 8 e mais anos de estudos. O coeficiente positivo encontrado para essa variável indica que quando a proporção da população do estado que se encontra nessa melhor faixa de escolaridade aumenta em 1% a taxa de furtos do estado aumenta em aproximadamente 2,4%.

Deve-se buscar entender então a taxa de furtos nos estados como estando essencialmente ligada a estados que apresentam elevados níveis de escolaridade e de renda *per capita*. Conseqüentemente, são estados que tendem a apresentar baixas taxas de analfabetismo e menores taxas de desemprego. A lógica por trás dessas relações positivas entre um crime essencialmente patrimonial e não violento e bons indicadores de escolaridade e renda se esconderia na real situação de desigualdade de renda que permeia os estados que apresentam elevados níveis de renda no país.

Por fim, a última variável dependente que falta ser analisada à luz do estimador SUR é a taxa de crimes envolvendo drogas. Os resultados encontrados para esse tipo específico de criminalidade estão resumidos na tabela 14 abaixo.

Tabela 14 – Taxa de Crimes Envolvendo Drogas:

lnTx. Drogas	Coefficiente	Erro Padrão	P > t
Pop. Relativa	- 5,908	1,973	0,003
Percentual pop. Urbana	- 0,023	0,01	0,019
lnCobertura esgoto	0,195	0,136	0,151

Esperança de vida	0,3	0,047	0,000
lnPIBpc	0,788	0,292	0,007
lnRazão de renda	0,249	0,293	0,396
lnTx. desemprego	0,484	0,224	0,031
lnTx. analfabetismo	0,378	0,269	0,16
ln<4a.estudo	0,119	0,591	0,841
lnde4a7a.estudo	1,928	0,634	0,002
ln8e+a.estudo	- 0,656	0,910	0,471
Constante	- 30,501	7,125	0,000
N		130	
R²		0,717	
Chi2		321,72	

A tabela 14 apresenta um elevado R². De fato, mais de 70% das variações nas taxas de crimes envolvendo drogas são explicadas pelo modelo proposto. O número é mais de três vezes superior ao encontrado na tabela 10, quando se analisou a taxa de crimes envolvendo drogas à luz do estimador de Efeitos Fixos.

Apesar desse maior R², a tabela 14 contraria um resultado importante encontrado na tabela 10. De fato, enquanto a tabela 10 indicou uma relação positiva e estatisticamente significativa entre as variáveis percentual de população urbana no estado e taxa de crimes envolvendo drogas, a tabela 14 apresenta um coeficiente negativo de 0,023, indicando que quando o percentual de população urbana aumenta em um ponto percentual a taxa de crimes envolvendo drogas no estado cai em aproximadamente 0,02%. Esse resultado é inesperado no sentido em que usualmente espera-se que grandes centros urbanos apresentem maiores taxas de crimes envolvendo drogas do que as encontradas em zonas rurais para esse tipo de criminalidade.

Outros dois resultados da tabela 14 não eram esperados: a relação negativa e estatisticamente significativa entre a população relativa do estado e a taxa de crimes envolvendo drogas e a relação positiva e estatisticamente significativa entre a esperança de vida do estado e esse tipo de criminalidade. Esse resultado indica que não necessariamente os estados com maior densidade populacional são os que apresentam maiores ocorrências de tráfico e uso de drogas. Além disso, estados que apresentam maiores expectativas de vida também apresentam maiores taxas de crimes envolvendo drogas.

Já os resultados relativos às variáveis PIB_{pc} e taxa de desemprego são bastante similares aos encontrados na tabela 10, quando da análise desse tipo de criminalidade com estimador de Efeitos Fixos. De fato, a tabela 14 apresenta um coeficiente positivo de 0,788 para a variável PIB_{pc} indicando que quando o PIB_{pc} do estado aumenta em 1% a taxa de crimes envolvendo drogas aumenta em aproximadamente 0,8%.

Foi mencionado anteriormente que essa relação positiva entre elevado nível de renda *per capita* e elevadas taxas de crimes envolvendo drogas nos estados pode estar associada tanto ao maior poder aquisitivo dessas localidades, que viabilizaria maiores transações de compra e venda de drogas, quanto à maior desigualdade de renda que está associada aos estados brasileiros que apresentam maiores níveis de riqueza. De tal forma, esses desníveis de renda poderiam ser responsáveis por menores oportunidades de emprego no mercado de trabalho formal, gerando maiores incentivos para envolvimento da população com o tráfico.

De fato, a taxa de desemprego apresenta um coeficiente positivo de 0,484 na tabela 14, o que indica que quando a taxa de desemprego do estado aumenta em 1% a taxa de crimes envolvendo drogas também aumenta em aproximadamente 0,5%. Esse resultado também encontra suporte quando se analisa a variável percentual da população do estado que apresenta entre 4 e 7 anos de estudos. O coeficiente positivo e estatisticamente significativo associado a essa variável mostra que estados que apresentam um elevado percentual da população com poucos anos de instrução também apresentam maiores taxas de crimes envolvendo drogas.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente trabalho analisou as taxas de criminalidade apresentadas pelas 27 Unidades Federativas brasileiras no período 2001-2005. O objetivo era entender a relação entre essas taxas e alguns indicadores sócio-econômicos e demográficos apresentados pelos estados no período. Por se tratar de uma análise de dados observacionais o estabelecimento de relações causais não foi simples e algumas vezes os resultados encontrados contrariaram resultados esperados e presentes na literatura sobre o tema.

Na literatura, muitos são os trabalhos que reconhecem a dificuldade de se usar teoria econômica para analisar crimes violentos como homicídios. De fato, a motivação desse tipo de crime nem sempre obedece ao postulado da racionalidade, tão indispensável à teorização em economia. No entanto, os crimes violentos como homicídios são os que mais incomodam a sociedade e os que mais intrigam os pesquisadores na busca por respostas de como melhor combatê-los.

Nesse sentido, o presente trabalho iniciou sua análise focado na taxa de crimes letais por 100 mil habitantes, por estado, no período 2001 a 2005. Todas as análises econométricas desse trabalho partiram da utilização de dados longitudinais, ora com estimador de Efeitos Fixos, ora com estimador SUR.

Em relação à taxa de crimes letais - primeira taxa de criminalidade estudada como variável dependente do modelo com dados em painel - a única variável que se mostrou estatisticamente significativa tanto nas regressões com estimador de Efeitos Fixos quanto nas regressões com estimador SUR foi a esperança de vida ao nascer. De fato, não era de se estranhar que a taxa de crimes letais e a esperança de vida nos estados caminhassem em sentidos opostos.

Já as demais variáveis explicativas estudadas se mostraram estatisticamente significantes apenas quando se utilizou o modelo com estimador SUR nas regressões. Os principais resultados encontrados foram uma relação positiva entre baixos índices de escolaridade e elevadas taxas de homicídios, bem como no caso de elevadas taxas de desemprego.

A variável PIB_{pc} se mostrou positivamente relacionada com a taxa de crimes letais. Trata-se de um resultado inesperado por indicar que estados que apresentam maiores níveis de renda também apresentam maiores taxas de homicídios. Contudo, esse resultado causa menos estranhamento quando se considera que a variável razão de renda apresentou significância estatística e coeficiente positivo, indicando que a desigualdade de renda nos estados também caminha junto com maiores taxas de crimes letais. De fato, muitos dos estados brasileiros que apresentam elevados níveis de renda per capita também apresentam extremas disparidades de renda, como é o caso do Distrito Federal.

Outro resultado interessante foi a relação negativa e estatisticamente significativa encontrada entre as variáveis percentual da população com cobertura de esgoto e a taxa de crimes letais, indicando que estados que apresentam maiores investimentos em saneamento básico também apresentam menores taxas de homicídios. Um paralelo foi então traçado entre menores índices de favelização nas cidades e menores taxa de crimes letais.

Diferentemente do ocorrido com a taxa de crimes letais, a taxa de roubos apresentou mais resultados estatisticamente significantes quando se utilizou o estimador de Efeitos Fixos do que quando se utilizou o estimador SUR nas regressões. Além disso, os resultados encontrados nas análises desses dois modelos não apresentaram similaridades.

De fato, a única variável estatisticamente significativa encontrada em comum nos dois modelos foi a variável de nível de escolaridade. Contudo, enquanto o modelo com Efeitos Fixos apresentou uma relação positiva entre maiores níveis de escolaridade e maiores taxas de roubos nos estados, o modelo SUR apresentou o resultado oposto, ou seja, que estados que apresentam incrementos no percentual da população com menos de 4 anos de estudos apresentam maiores taxas de roubos.

Esse segundo resultado parece estar mais condizente com o que prevê a literatura sobre o tema. De fato, espera-se que regiões com baixos níveis de escolaridade apresentem menores oportunidades de emprego no mercado de trabalho legal. Como o potencial agente criminoso maximiza sua utilidade em função das suas oportunidades de rendimentos nos mercados de trabalho legal e ilegal, dentre outras variáveis, espera-se que pessoas com menos oportunidades de auferir renda ocupando postos de trabalho qualificados tenham mais incentivos para se envolver com um crime patrimonial violento, como é o caso do roubo.

A terceira taxa de criminalidade analisada nesse trabalho foi a taxa de furtos nos estados. Os resultados encontrados para esse tipo de criminalidade como variável dependente nos modelos, tanto com estimador de Efeitos Fixos quanto com estimador SUR, acabaram por indicar uma relação positiva entre a taxa de furtos e situações de elevada desigualdade de renda nos estados.

De fato, os resultados iniciais das regressões chamaram atenção por relacionar positivamente variáveis como elevados níveis de instrução e renda *per capita* nos estados com altas taxas de furtos. Ao se considerar a lógica de incentivos preconizada por Becker para análise das condutas criminosas, não fazia sentido que localidades com maiores níveis de instrução e renda, e também com menores taxas de analfabetismo e desemprego, apresentassem maiores taxas de criminalidade.

Contudo, uma análise mais minuciosa, contemplando a realidade dos indicadores dos estados brasileiros, de acordo com o segundo capítulo desse trabalho, acaba por indicar uma estreita relação entre esse tipo de criminalidade essencialmente patrimonial e não violenta e localidades que apresentam elevadas disparidades de renda. De fato, no Brasil, os estados que apresentam maiores níveis de instrução e de renda per capita também são os que costumam apresentar piores situações de desigualdade de renda, como é o caso do Distrito Federal.

Outra possível interpretação para essa relação positiva entre estados que apresentam elevados níveis de instrução e renda e, simultaneamente, elevadas taxas de furtos seria a maior capacidade de registro desse tipo de criminalidade em localidades que apresentam maior número de delegacias e de atendimento à população que sente falta do desaparecimento de seu pertence. De fato, pode-se esperar que localidades mais pobres, com elevadas taxas de crimes contra a vida e crimes violentos, atribuam menos importância ao registro de crimes que envolvam apenas o desaparecimento de um bem, sem que para tanto tenha ocorrido violência ou grave ameaça à vítima.

Independente do motivo que mais consiga explicar as elevadas taxas de furtos nos estados, é consenso que para se combater crimes patrimoniais os estados devem investir em programas de combate à pobreza e desigualdade de renda. Talvez esse tipo de investimento seja mais eficiente do que aumentar o número de policiais nas ruas para combater crimes como roubos e furtos. Uma idéia para um futuro trabalho seria relacionar as taxas de criminalidade dos estados com os dados do programa bolsa-família, no intuito de

compreender se programas de combate à pobreza têm efetivamente diminuído a enorme disparidade de renda nos estados e se, de alguma forma, essas menores disparidades repercutem em menores taxas de crimes patrimoniais.

Outra forma de se analisar a relação entre a renda do estado e suas taxas de criminalidade é estudando o número de policiais e a força policial de cada estado. Tal dado pode aparecer como uma proxy para o PIB_{pc} do estado uma vez que estados mais ricos podem investir mais em sua força policial. Contudo, o motivo pelo qual não se utilizou o número de policiais por estado como variável explicativa nesse trabalho é que tal variável apresenta um problema claro de endogeneidade, bem conhecido na literatura sobre o tema. De fato, se por um lado um maior número de policiais tende a aumentar a probabilidade de prisão e conseqüentemente diminui a criminalidade, por outro lado estados com maiores taxas de criminalidade tendem a demandar mais policiais nas ruas.

A quarta e última taxa de criminalidade analisada nesse trabalho é a taxa de crimes envolvendo drogas que engloba tanto as ocorrências de tráfico quanto as de uso de entorpecentes. Um importante resultado desse trabalho é que a taxa de desemprego aparece estatisticamente significativa e com coeficiente positivo tanto na modelagem com estimador de Efeitos Fixos quanto na modelagem com estimador SUR. Esses coeficientes giram em torno de 0,5 indicando que quando a taxa de desemprego de um estado aumenta em 1% a taxa de crimes envolvendo drogas do estado aumenta em aproximadamente 0,5%.

Esse resultado corrobora as previsões da literatura sobre o tema, que prevê que a decisão de cometer um crime ou não resulta de um processo de maximização de utilidade esperada, no qual o indivíduo confronta os potenciais ganhos resultantes da prática de um crime com o custo de oportunidade de cometer esse crime, traduzido pelo salário alternativo no mercado de trabalho lícito.

Esse resultado é importante, pois sugere que as políticas de combate ao tráfico de drogas sejam conjugadas com políticas de combate ao desemprego. Mais eficiente do que o combate ostensivo entre policiais e traficantes é combater os incentivos ao tráfico de drogas. De acordo com os resultados apresentados nesse trabalho, pode ser mais interessante, no sentido de causar uma queda maior na taxa de crimes envolvendo drogas, uma política orientada para a profissionalização da população, via oferta de cursos técnicos, por exemplo, para garantir uma maior inserção da população no mercado de trabalho legal.

O PIB_{pc} também apareceu como estatisticamente significativo nos dois modelos e com coeficiente positivo. Tal resultado indica que estado com maiores níveis de renda per capita também apresentam maiores ocorrências de crimes envolvendo drogas. Esse resultado que parece ser contraditório, a primeira vista, faz sentido quando se relaciona depois esses maiores níveis de renda dos estados a maiores níveis de desigualdade de renda. De tal forma, a maior ocorrência de crimes envolvendo drogas em estados mais ricos pode se dar aos maiores desníveis de renda presentes nesses estados.

Já o percentual de população urbana se mostrou estatisticamente significativo nos 2 modelos, mas com sinais opostos. Na modelagem com Efeitos Fixos a variável apresentou coeficiente positivo e na modelagem com estimador SUR esta apresentou coeficiente negativo. Não fica claro, portanto, se uma maior urbanização do estado contribui positivamente ou não para uma maior ocorrência de crimes envolvendo drogas.

Outro resultado importante, mas que apareceu apenas na modelagem com estimador SUR é uma relação positiva e estatisticamente significativa entre baixos níveis de escolaridade e maiores ocorrências de tráfico e uso de drogas. O resultado é bastante impressionante indicando que no Brasil os estados que têm um incremento de 1 % na proporção da população que tem apenas de 4 a 7 anos de estudos também apresentam aumentos em torno de 2% nas taxas de crimes envolvendo drogas.

Esse resultado também é muito importante para orientar as políticas estaduais de segurança pública. Aumentar o nível de instrução da população de um estado, por si só, já é tarefa importante e necessária, devendo ser contemplada nas metas primordiais dos governadores dos diferentes estados. Saber que, além disso, existe uma relação inversa entre nível de escolaridade e taxa de crimes envolvendo drogas nos estados deve incentivar ainda mais o aumento dos gastos com educação e maiores investimentos qualitativos na área.

É importante ressaltar que os resultados desse trabalho devem ser analisados com cautela em função da pequena série de dados sobre criminalidade disponível. De fato, a maioria dos dados só passou a ser coletada e organizada pela SENASP a partir de 2001. Quando se observa os dados referentes à taxa de homicídios disponibilizados pelo SIM por mais períodos (desde 1992), percebe-se que as taxas de criminalidade têm uma amplitude de variação muito elevada de um ano para outro em todos os estados, dificultando o estabelecimento de relações causais entre essas e as variáveis explicativas estudadas.

REFERÊNCIAS

ARAÚJO, Ari Franco de e Pablo Fajnzylber (2001). "O que causa a criminalidade violenta no Brasil? Uma análise a partir do modelo econômico do crime: 1981 a 1996". Texto de Discussão n°. 162 CEDEPLAR/UFMG.

BECKER, Gary S. (1968). "Crime and punishment: an economic approach". *Journal of Political Economy*, 76, 169-217.

BRASIL. Decreto-Lei N°. 2848 de 7 de Dezembro de 1940 (Código Penal). Disponível em: <<http://www.planalto.gov.br/CCIVIL/Decreto-Lei/Del2848.htm>>. Acesso em: 29 Julho, 2009.

CARNEIRO, Francisco; Paulo LOUREIRO e Adolfo SACHSIDA (2005). "Crime and social interactions: a developing country study." *Journal of Socio-Economics*, 34 (3), pg. 311-318.

CARVALHO, José Raimundo de Araújo e André O. Loureiro (2007). "O impacto dos gastos públicos sobre a criminalidade no Brasil". XXXV Encontro Nacional de Economia – ANPEC.

CORNWELL, C. e W. N. Trumbull (1994). "Estimating the economic model of crime using panel data". *Review of economics and statistics*, 76, 360-366.

DOTTI, René Ariel (1998). "Bases e Alternativas para o Sistema de Penas". São Paulo: Revista dos Tribunais.

DUARTE, Patrícia Cristina e Wagner M. Lamounier (2007). "Modelos econométricos para dados em painel: aspectos teóricos e exemplos de aplicação à pesquisa em contabilidade e finanças". VII Congresso USP de Controladoria e Contabilidade – São Paulo.

EIDE, Erling. (1994). "Economics of crime: deterrence and the rational offender". Amsterdã: North-Holland.

FERNANDEZ José Carrera e Luiz Fernando Lobo (2003). "A criminalidade na região metropolitana de Salvador". XXXI Encontro Nacional de Economia – ANPEC.

GUIMARÃES, J.R.S e JANNUZZI, P.M. (2005). "IDH, Indicadores sintéticos e suas aplicações em políticas públicas: uma análise crítica". *Revista Brasileira. Est. Urbanos e Regionais*, Salvador 7 (1): 73-89.

HARTUNG, Gabriel Chequer e Samuel Pessoa (2007). "Fatores demográficos como determinantes da criminalidade". XXXV Encontro Nacional de Economia – ANPEC.

HYLTON, Keith (1996). "Optimal law enforcement and victim precaution." *The RAND Journal of Economics*, Vol. 27, pg. 197-207.

KAPLOW, Luis e Lucian BEBCHUK (1992). "Optimal sanctions when individuals are imperfectly informed about the probability of apprehension." NBER Working Paper N°. 4079.

KAPLOW, Louis e Steven SHAVELL (1999). "Economic analysis of law." Harvard Law School, John M. Olin Center for Law, Economics and Business, Discussion Paper No. 251.

KUME, Leandro (2004). “Uma estimativa dos determinantes da taxa de criminalidade brasileira: uma aplicação em painel dinâmico”. XXXII Encontro Nacional de Economia – ANPEC.

LOUREIRO, Paulo e Emilson Silva (2006). “On the determinants of intentional homicide: an international panel data analysis”. Working Paper nº 07 – Universidade Católica de Brasília.

MENDONÇA, Mário Jorge Cardoso (2001). “Um modelo de criminalidade para o caso brasileiro”. XXIX Encontro Nacional de Economia – ANPEC.

OLIVEIRA, Cristiano Aguiar (2005). “Criminalidade e o tamanho das cidades brasileiras: um enfoque da economia do crime”. XXXIII Encontro Nacional de Economia – ANPEC.

PIQUET, Carneiro (1999). ‘Determinantes do Crime na América Latina: Rio de Janeiro e São Paulo’. São Paulo, USP, Mimeo.

SANTOS, Marcelo Justus e Ana Lúcia Kassouf (2008). “Estudos econômicos das causas da criminalidade no Brasil: evidências e controvérsias”. Economia – Revista da ANPEC – Volume 9.

WOOLDRIDGE, Jeffrey M. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Thomson South-Western, 2002.

WOOLDRIDGE, Jeffrey M. *Introdução à econometria: uma abordagem moderna*. São Paulo: Cengage Learning, 2008.