

**UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA MARIA  
CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS E HUMANAS  
CURSO DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS**

**Pedro Oliveira Homrich**

**IMPACTO DE INDICADORES ECONÔMICOS NOS FURTOS E  
ROUBOS EM ESTADOS BRASILEIROS DE 2012 A 2017**

Santa Maria, RS  
2018

**Pedro Oliveira Homrich**

**IMPACTO DE INDICADORES ECONÔMICOS NOS FURTOS E ROUBOS EM  
ESTADOS BRASILEIROS DE 2012 A 2017**

Monografia de Graduação apresentada na  
Disciplina CIE 1053 - Monografia II do Curso de  
Ciências Econômicas, como requisito parcial  
para obtenção do título de **Bacharel em  
Ciências Econômicas.**

Orientador: Prof. Dr. Clailton Ataídes de Freitas

Santa Maria, RS  
2018

**Pedro Oliveira Homrich**

**IMPACTO DE INDICADORES ECONÔMICOS NOS FURTOS E ROUBOS EM  
ESTADOS BRASILEIROS DE 2012 A 2017**

Monografia de Graduação apresentada na  
Disciplina CIE 1053 - Monografia II do Curso de  
Ciências Econômicas, como requisito parcial  
para obtenção do título de **Bacharel em  
Ciências Econômicas.**

Aprovado em 2 de julho de 2018

---

Clailton Ataídes de Freitas, Dr. (UFSM)  
(Presidente/Orientador)

---

Kalinca Léia Becker, Dra. (UFSM)

---

Anderson Antonio Denardin, Dr. (UFSM)

Santa Maria, RS  
2018

## **AGRADECIMENTOS**

Obrigado inicialmente ao meu irmão, que infelizmente não estava por perto ao longo desses quatro anos, mas tinha confiança em mim antes mesmo que eu entrasse no curso de Ciências Econômicas. Que acreditava na minha capacidade de forma que seu único e melhor conselho era que eu fizesse as coisas conforme o que acreditasse. Que me deixou, entre infinitas coisas, o prazer pela escrita, enquanto o prazer pelos números eu trouxe por conta própria.

Obrigado minha mãe, por ter no meio de algumas dificuldades me ensinado que o que ninguém pode tirar é o aprendizado. Que pelo estudo podemos ter uma vida um pouco melhor. Que sempre sonhou com o desenvolvimento dos filhos, mesmo que isso significasse a distância. Não há nada que possa me atingir com a tua oração e a proteção deles. Em tempo, obrigado pelas músicas, pai. Obrigado pelas conversas longas de fim de tarde sobre teorias sociais, econômicas e da vida, mana.

Agradeço à minha namorada Jéssica, que me fez um homem melhor nesse tempo em que estamos juntos e construímos um relacionamento profundo como poucos, graças a centenas de horas em conversas e uma tipoia. Por achar que não há nada que eu não consiga, “imagina com calma”, e que eu deveria ter a resposta para todas as perguntas. As que eu não tiver, vou descobrir contigo.

Obrigado aos meus vários colegas e amigos de curso, que conheci e engrandeceram meus dias. Espero levá-los adiante, mantendo o contato e por que não trabalhando juntos, do modo motriz que exercemos. Obrigado aos colegas de Divisão de Patrimônio, que me desenvolveram enquanto pessoa de forma fundamental, melhorando meu modo de fazer as coisas em todos os âmbitos.

Por fim, aos professores do curso de Ciências Econômicas, que transmitiram além do conhecimento técnico, o gosto por uma ciência tão fundamental no contexto em que estamos e inspiração para nos desenvolvermos enquanto economistas e indivíduos. Em especial ao meu orientador, Prof. Clailton, que desde as aulas e posteriores monitorias de Microeconomia me ajudou a perceber o que gosto de estudar e onde quero estar.

Nunca devo perder a oportunidade de ser grato àqueles que nortearam das mais diversas formas meu caminho até aqui, e que acompanharam o pensamento à medida que esse trabalho tomava forma. Que o fim desse ciclo se converta no início de muitos outros!

## RESUMO

### IMPACTO DE INDICADORES ECONÔMICOS NOS FURTOS E ROUBOS EM ESTADOS BRASILEIROS DE 2012 A 2017

AUTOR: Pedro Oliveira Homrich

ORIENTADOR: Prof. Dr. Clailton Ataides de Freitas

É indiscutível a problemática da criminalidade atualmente, bem como o seu impacto na economia e na sociedade, sendo imprescindível verificar e analisar quais fatores e de que forma eles impactam nas taxas de crimes, possibilitando assim a redução do prejuízo social causado. O presente trabalho buscou verificar de que forma e se de maneira significativa o desemprego, o rendimento médio real e o Índice de Atividade Econômica Regional (IBCR) impactam nas ocorrências de furtos e roubos de sete estados brasileiros, no período de 2012 a 2017. Utilizando observações trimestrais e metodologia econométrica de dados em painel, e embasando-se na Teoria Econômica do Crime, os resultados demonstraram efeito significativo e positivo de todas as variáveis em relação às taxas de delitos, condizendo com o disposto por outros autores no que se refere ao desemprego e divergindo de outros acerca do rendimento médio real e do IBCR. Constatou-se que a influência do desemprego é superior à do rendimento médio real. Visto o efeito ambíguo das variáveis econômicas na criminalidade, conforme a teoria, os resultados demonstram que, nos estados brasileiros pesquisados, a disponibilidade de empregos reduz o crime, reforçando assim o custo de oportunidade de cometer um delito, enquanto o aumento no rendimento médio e na atividade econômica aumentam a taxa de crimes patrimoniais, possivelmente pelo aumento na atratividade do benefício monetário que os criminosos podem conseguir.

## **ABSTRACT**

### **IMPACT OF ECONOMIC INDEXES ON THEFT AND BURGLARY IN BRAZILIAN STATES FROM 2012 TO 2017**

AUTHOR: Pedro Oliveira Homrich  
ADVISOR: Prof. Dr. Clailton Ataides de Freitas

It's unquestionable on the present days the problematic of criminality and your impact on the economy and society, and it's necessary to verify and analyse which factors impact the crime rates and how, making possible the reduction of the social loss that is caused. The present work sought to verify how and if significantly the unemployment, the real average income and the Regional Economic Activity Index (IBCR) impact in the theft and robbery occurrences in seven brazilian states, on the period of 2012 to 2017. Using quarterly observations and econometric methodology of panel data, and based on the Economic Theory of Crime, the results show significantly and positive effect of all variables in relation with crime rate, in consensus with what other authors said about unemployment, and conflicting with the affirmations of authors about income and the economic index. The impact of unemployment was more powerful than the impact of real average income. Due to the ambiguous effect of economic variables in criminality, according to theory, the results has shown that, in the brazilian states researched, the availability of jobs reduces crime, reinforcing the opportunity cost of committing a crime, while the raise of average income and economic activity raise the property crimes rate, possibly by the increase of the attractiveness of the monetary advantage that criminals can get.

## LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1 – Taxa de roubos e furtos por 10 mil habitantes na região Sul.....	34
Gráfico 2 - Taxa de roubos e furtos por 10 mil habitantes em quatro estado.....	34

## LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Máximo, Mínimo e desvio-padrão das variáveis.....	33
Tabela 2 – Testes de raiz unitária de Breitung (2000).....	35
Tabela 3 – Regressão em painel de Efeitos Fixos.....	36
Tabela 4 – Regressão dos dados em painel pelo modelo de Efeitos Aleatórios.....	37
Tabela 5 - Regressão estimada em Painel com erro padrão corrigido (PCSE).....	38



## SUMÁRIO

<b>1 INTRODUÇÃO.....</b>	<b>09</b>
<b>2 REFERENCIAL TEÓRICO.....</b>	<b>13</b>
<b>3 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA.....</b>	<b>18</b>
<b>4 METODOLOGIA.....</b>	<b>24</b>
4.1 Fonte e Base de Dados.....	24
4.2 O Modelo Econométrico .....	25
4.3 Procedimentos de Ajuste .....	28
<b>5 ANÁLISE DOS RESULTADOS.....</b>	<b>33</b>
5.1 Análise preliminar dos dados.....	33
5.2 Discussão dos resultados .....	35
<b>6 CONCLUSÃO .....</b>	<b>42</b>
<b>REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....</b>	<b>44</b>
<b>APÊNDICE A - Taxa de ocorrências de furtos e roubos por 10 mil habitantes</b>	<b>47</b>
<b>APÊNDICE B – Rendimento Médio Real do Trabalho Principal.....</b>	<b>48</b>
<b>APÊNDICE C – Taxa Percentual de Desemprego.....</b>	<b>49</b>
<b>APÊNDICE D – Média Trimestral do Índice de Atividade Econômica Regional</b>	<b>50</b>
<b>APÊNDICE E – Outputs com resultados estatísticos gerados no STATA.....</b>	<b>51</b>

## 1 INTRODUÇÃO

A problemática da criminalidade vem se expandindo consideravelmente nos últimos anos. Somente no Estado do Rio Grande do Sul, ocorreram mais de 144 mil furtos registrados, e mais de 87 mil roubos documentados em 2017<sup>1</sup>, sem contar as ocorrências não registradas pelas autoridades.

É inquestionável o impacto que o crime, a insegurança e a violência produzem na sociedade e na economia. A percepção de uma região ser mais segura ou não, da possibilidade de ser vítima de um assalto, a falta de garantia na manutenção de bens e propriedades desejados como forma de aprimorar a qualidade de vida dos indivíduos, são fatores levados em consideração pelas pessoas no momento de orientar suas decisões, adquirir produtos, estabelecer moradia, construir carreira, entre outros.

Há muito tempo a ciência da criminalidade é discutida em uma perspectiva social, refletindo acerca dos fatores históricos, sociais e psicológicos que levam os indivíduos a cometerem crimes. Se por motivação individual ou condicionados por fatores exteriores a eles, levando em conta aspectos educacionais, de oportunidades sociais, acontecimentos ao longo da criação dos indivíduos, falta de oportunidades, sugerindo o impacto de condições socioeconômicas na possibilidade de um indivíduo se converter ou não em criminoso e cometer delitos.

Aparecendo cada vez mais nos estudos das últimas décadas, a perspectiva econômica dessa problemática, em construções teóricas tais como a Teoria Econômica do Crime, se utiliza de concepções de escolhas racionais dos indivíduos em optar pelo mercado legal ou ilegal, numa decisão de custo-benefício entre a vantagem percebida pelo agente. Conforme se introduziu a perspectiva da racionalidade individual, foi possível analisar a criminalidade pelo viés econômico (FERNANDEZ E PEREIRA, 2001).

Evidencia-se que o contexto do indivíduo e as oportunidades que ele possui são relevantes no momento de determinar a decisão pela consecução ou não de um delito. Visto que a possibilidade de um indivíduo cometer crime depende de um *tradeoff* entre oportunidades do mercado ilegal *versus* as do mercado legal (GOMES

---

<sup>1</sup> Fonte: Secretaria de Segurança Pública do Estado do Rio Grande do Sul – Indicadores Criminais de 2017. Disponível em <http://www.ssp.rs.gov.br/indicadores-criminais>.

*et al.*, 2015), os fatores econômicos que indicam o desempenho da economia local, como renda dos indivíduos e empregabilidade, influenciariam a criminalidade.

Diversos dos estudos nas áreas de criminalidade ressaltam o impacto das condições econômicas na decisão do indivíduo em cometer crimes. Essas condicionantes ficam ainda mais explícitas na frequência de crimes que acarretam em perdas financeiras, como roubos, furtos a pedestres e veículos e outros contra o patrimônio dos cidadãos, visto que implicam numa perspectiva da necessidade do infrator em obter recursos que não conseguiria facilmente de outra maneira. Evidências de trabalhos como o de Santos e Kassouf (2006) retratam que a desigualdade de renda e retorno percebido da própria criminalidade são fatores que aumentam a ocorrência de crimes.

A peculiaridade dos dados acerca de segurança pública indica, ainda mais, a importância de estudos nesse sentido. Santos e Kassouf (2006) comentam ainda da dificuldade de investigação estatística sobre o tema, pela indisponibilidade dos dados e elevada taxa de ausência de registro oficial. Apenas um terço dos crimes no Brasil seriam registrados, necessitando que o crime seja detectado, notificado pelas autoridades policiais e tenha boletim de ocorrência registrado (KHAN, 2005).

Viapiana (2006) comenta também a ausência de um cadastro nacional consistente de registros criminais, pois, os registros da ocorrência do crime, atualmente, são efetuados pelos governos estaduais, o que complica a estruturação, a padronização e a frequência das séries estatísticas. Tal fator prejudica o planejamento e análise dos padrões, em virtude também da carência de recursos humanos capacitados (analistas, estatísticos, sociólogos, economistas) e a falta de prioridade da área de planejamento nas secretarias.

Pelo modelo econométrico de dados em painel de estados e em período trimestral, almeja-se verificar a relevância do desemprego, rendimento médio do trabalho principal e índice de atividade econômica nos índices de crimes contra o patrimônio, pois, conforme ressaltado por Fajnzylber e Araujo (2001), parece natural que regiões com maior renda, salários e menos desemprego teriam menores taxas de delitos. Entretanto, no caso de crimes contra a propriedade o efeito dessas variáveis é ambíguo, pois elas também estão associadas à vítimas potenciais mais atrativas em maior quantidade, aumentando o retorno referente ao crime.

Embora tais indicadores em princípio aumentam o custo de oportunidade do crime, ou seja, a atratividade do mercado legal, eles também influenciam na

disponibilidade de vítimas de roubos e furtos, bem como o lucro possibilitado. Mesmo levando isso em consideração, diversos autores, como Ehrlich (1973), Edmark (2005) e Gould, Weinberg e Mustard (2002) verificaram consistentemente a influência do desemprego e dos salários, portanto a influência esperada é que o desemprego afete positivamente, e o rendimento médio afete negativamente a taxa de furtos e roubos.

É esperado também que o Índice de Atividade Econômica seja negativamente relacionado, pressupondo que tais indicadores do mercado de trabalho sejam representativos da condição econômica dos estados, indicando que a melhoria das condições econômicas aumenta o custo de oportunidade do crime e, conseqüentemente, diminua a taxa de ocorrências.

Diante da problemática em torno do crime e as conseqüências do ato criminoso sobre o conjunto da sociedade, a pesquisa almeja responder: Qual o impacto dos indicadores econômicos de estados brasileiros nas taxas de crimes contra a propriedade?

Nesse sentido, o objetivo fundamental é analisar a influência dos indicadores econômicos), ou seja, da taxa de desemprego, renda média e índice de atividade econômica, nas taxas registradas de crimes contra o patrimônio (furtos e roubos) de sete estados – Rio Grande do Sul, Santa Catarina, Paraná, Minas Gerais, São Paulo, Rio de Janeiro e Goiás - no período trimestral de 2012 a 2017.

O presente estudo está composto por seis capítulos, sendo que o Capítulo um contempla esta introdução. No Capítulo dois é apresentada a base teórica utilizada neste trabalho, com a fundamentação teórica da Teoria Econômica do Crime, desde as bases dos modelos concebidos na discussão da motivação e atribuição da criminalidade às decisões racionais dos agentes econômicos enquanto indivíduos buscando maximizar suas utilidades. Tal enfoque consiste sobretudo na contribuição de Gary Becker em 1963, com *Crime and Punishment: An Economic Approach*, um dos responsáveis pela concepção econômica dos condicionantes individuais do crime.

No Capítulo três estão retratadas as principais pesquisas no âmbito da Teoria Econômica do crime, em que se foca, principalmente, nas relações encontradas entre as variáveis econômicas e a criminalidade. Com isso, espera-se aprimorar a análise das relações encontradas entre os indicadores dos estados pesquisados. No Capítulo quatro explicita-se o método econométrico utilizado, trazendo detalhes do modelo de dados em painel, tendo em vista as características da base de dados, que combina série temporal e *cross-section*. Além disso, descreve-se os testes efetuados para

ajuste e análise estrutural do modelo especificado. O Capítulo cinco é destinado para analisar e discutir os resultados encontrados, a relação das variáveis e de que forma condizem com a teoria comentada anteriormente. Por fim, no Capítulo seis estão as principais conclusões que puderam ser alcançadas com a análise econométrica.

## 2 REFERENCIAL TEÓRICO

A análise da influência de variáveis econômicas nos crimes teve início em *The Effect of Unemployment on Juvenile Delinquency*, de Fleisher (1963). O autor buscou relacionar as taxas de desemprego nas cidades de Cincinnati, Chicago e Boston com as taxas de delitos cometidos por jovens de 15 a 24 anos nessas mesmas cidades. Sua análise encontrou efeitos positivos e significativos, estimando uma elasticidade média de 25% da delinquência juvenil em relação ao desemprego. Pondera-se, também, que um dos critérios para determinar se o efeito estimado do desemprego nos delitos é “pequeno” ou “grande” é o custo social do crime e os benefícios derivados de eliminá-lo (FLEISHER, 1963). Entra em discussão, portanto, os fatores do custo do crime, fundamentais para a posterior construção do modelo teórico da teoria econômica do crime.

A análise de Fleisher não possuía um modelo econômico construído para justificar as relações encontradas. Nesse sentido, foi Becker (1968) que introduziu a racionalidade econômica no momento de avaliar os custos e benefícios envolvidos da atividade criminosa. Pressupondo a racionalidade das escolhas dos indivíduos, respondendo a incentivos e condições, a decisão individual de se engajar ou não em delitos envolve o *tradeoff* entre custos e benefícios de realizar o mesmo.

A concepção teórica de Becker trata da alocação ótima dos recursos, conduzindo ao menor prejuízo possível com certo padrão de penalidades, eficiência policial e jurídica e disposição dos indivíduos a cometerem delitos, sendo essa disposição condicionada a diversas características socioeconômicas, tais como nível de educação, emprego, distribuição de renda, etc (CLEMENTE; WELTERS, 2007).

Na especificação do modelo proposto por Becker, os criminosos comparam as utilidades esperadas resultantes das atividades legais versus as ilegais. Portanto, o indivíduo  $i$  opta pelo crime quando:

$$(1 - pr) * U(l_i - c_i - M_i) - pr * U(p_u) > U(w_i) \quad (1)$$

em que  $l_i$  é o valor monetário auferido no crime,  $c_i$  o custo de planejamento e execução,  $M_i$  o custo moral,  $pr$  a probabilidade de captura e condenação,  $p_u$  o custo monetário dessa captura e  $w_i$  o custo de oportunidade, ou seja, a renda possibilitada pelas atividades legais (FAJNZYLBBER, ARAUJO, 2001).

Os autores salientam que criminosos em potencial atribuem um valor monetário aos crimes, e comparam com o custo de realizá-lo. Tal custo inclui também o de oportunidade, ou seja, a renda perdida pelo indivíduo quando não estiver exercendo alguma atividade no mercado legal, o custo envolvido na possibilidade de serem detidos e o custo moral de infringir a lei. Logo, o custo de oportunidade da criminalidade aumenta com a melhoria nas perspectivas do mercado legal, ou seja, renda do trabalho, empregabilidade, etc. A decisão criminosa é sensível tanto ao aumento da possibilidade de prisão e condenação como à renda advinda do mercado de trabalho legal.

Fajnzylber e Araujo (2001) ressaltam ainda que, no caso de crimes contra a propriedade, a utilidade dos ganhos da atividade criminosa consiste diretamente no valor do que foi subtraído das vítimas. O crime só “compensa” quando os salários das atividades legais forem baixos o suficiente, pois mesmo se a probabilidade de prisão for nula, o retorno da atividade criminosa deve ser maior que o retorno do mercado legal ( $w_i$ ).

Os custos e benefícios seriam mensurados tanto pela noção de tempo despendido na realização do delito e da possibilidade de detenção, como pelo aspecto financeiro de possibilidade de ganho monetário do delito e do quanto o infrator deixa de receber no caso de um salário possível no mercado legal. Levando em conta o custo de oportunidade da alocação de tempo e recursos disponíveis, o indivíduo avalia a melhor opção para sua realidade.

Becker analisou também a maximização de utilidade e alocação ótima dos recursos punitivos, em que o valor marginal das penas deve igualar o ganho individual causado pelo crime. Minimiza-se as perdas sociais quando o valor da multa igualar o prejuízo marginal causado pelo delito, ou seja, as penalidades são atribuídas conforme o dano total causado pelo criminoso (CAMPOS, 2008).

Enquanto o encarceramento é uma punição "temporal", em que a perda de liberdade e prisão resulta num pagamento em tempo despendido, as multas são punições monetárias e preferíveis, pois recompensam as vítimas e sociedade, maximizam a utilidade dos recursos públicos e reduzem as perdas econômicas. Nesse sentido, Becker (1993) não simpatizava com a suposição que criminosos possuem motivações radicalmente diferentes das outras pessoas, explorando as implicações teóricas e empíricas de considerar o comportamento criminoso como racional. Reconhecendo que muitos indivíduos são restringidos pelas considerações

morais e éticas, e não cometeriam crimes mesmo que estes fossem rentáveis e sem chance de detecção, a racionalidade implica que alguns indivíduos se tornam criminosos pelas recompensas financeiras e de outros tipos proporcionadas pelo crime em comparação com o mercado legal, levando em consideração a possibilidade de apreensão, condenação e a severidade da punição.

O total de crimes é determinado não somente pela racionalidade e preferências de possíveis criminosos, mas também pelo ambiente econômico e social criado por políticas públicas, o que inclui gastos com policiamento, punição para crimes diversos, e oportunidades de emprego, educação e programas de treinamento (BECKER, 1993). Fica evidente que tanto os trabalhos disponíveis no mercado legal como o sistema judiciário, o ordenamento social e a estrutura punitiva são uma parte fundamental da abordagem econômica do crime.

Enquanto Becker (1968) enfatizou como as mudanças na probabilidade e severidade do crime podem alterar a decisão individual de cometer crimes, Ehrlich (1973) estendeu o modelo de crime de Becker ao incluir o papel do custo de oportunidade entre trabalho legal e ilegal (HABBIBULAH, BAHAROM, 2008).

Ehrlich (1973) foi além da pesquisa efetuada por Becker (1968) na medida que considerou os custos tanto de punição como de oportunidade; conjugou a teoria de alocação temporal ao modelo econômico do crime; e efetuou a primeira análise empírica do modelo econômico da criminalidade. As conclusões encontradas após a estática comparativa foram que aumentos de salários no mercado legal reduzem os crimes e que aumentos na probabilidade de prisão e nas punições diminuem a criminalidade, sendo o aumento na probabilidade de prisão mais significativo que um aumento nas punições.

A função comportamental relativa à participação atual do indivíduo em atividades ilegais em um determinado período é especificada da seguinte forma:

$$q_{ij} = \varphi_{ij} (p_{ij}, f_{ij}, w_{ij}, w_{lj}, u_{lj}, \pi_{ij}) \quad (2)$$

sendo  $q_{ij}$  o número observável de delitos em função da probabilidade de ser capturado  $p_{ij}$ , do nível da punição  $f_{ij}$ , a lucratividade possibilitada pelo mercado legal, ou seja, o custo de oportunidade ( $w_{ij}$ ), a lucratividade do mercado ilegal  $w_{lj}$ , o



desemprego  $u_{ij}$  e  $\pi_{ij}$  para denotar outras variáveis que possam influenciar a frequência de delitos cometidos pelo indivíduo  $j$  (EHRLICH, 1973).

Ehlich (1973) investigou empiricamente a relação entre taxas de crimes, disparidades de renda e efetivas punições aos infratores. Por meio de um modelo de decisão, verificou a escolha do indivíduo pela escolha sob incerteza, comparando a utilidade esperada em cada uma das atividades, legal ou ilegal, efetuando uma combinação entre as ações do mercado legal e/ou ilegal e maximizando a utilidade esperada entre as duas possibilidades. Para a prática do crime, os ganhos marginais devem superar os riscos de ser pego e condenado. Assim, para o autor, uma motivação singular buscando explicar a motivação para o crime, como uma intenção gerada das relações sociais, por exemplo, não basta para prever os resultados objetivamente. Tanto os agentes que seguem as leis como os que as infringem reagem a incentivos. Indo além de características únicas, tendências violentas e condições sociais, é possível separar e mensurar as oportunidades, dadas as preferências, e verificar em que medida a criminalidade pode ser explicada.

Ehrlich (1996) utilizou em seu modelo cinco suposições: I) todos os agentes (criminosos ou não) se comportam maximizando sua utilidade; II) as expectativas formadas pelos agentes são subjetivas, gerando diferentes probabilidades para diversos resultados; III) a preferência de alguns agentes é pelo crime enquanto outros pelo não-crime; IV) o crime é uma externalidade negativa e a prevalência da lei pública um bem público não excludente, de forma que a aplicabilidade das leis busca maximizar o bem estar social; V) as condições agregadas do comportamento de todos os agentes conduzem a um modelo econômico de equilíbrio. Essas suposições foram utilizadas pelo autor na derivação de uma curva de oferta da criminalidade, relativa a benefícios e prejuízos que os infratores levariam em conta na tomada de decisão. Conjugada a isso, há a estimação de uma curva de demanda dos crimes, que consiste num nível tolerável de criminalidade que a sociedade pode aceitar, pois o gasto de manter uma ausência de ocorrências criminais superaria os benefícios.

Sah (1990) pondera a probabilidade percebida pelo indivíduo de ser punido como um aspecto chave na decisão particular de ser um criminoso ou não. O autor diferencia a probabilidade percebida da probabilidade efetiva de execução da punição, argumentando que a taxa de participação atual na criminalidade em diferentes grupos sociais afeta as probabilidades reais de punição, pois um aumento nos crimes leva a uma diminuição de recursos disponíveis para apreensão de cada criminoso. A

probabilidade efetiva e taxa de criminalidade atuais influencia na probabilidade percebida futuramente pelos indivíduos e, conseqüentemente, na sua decisão de atividade legal ou ilegal.

Avaliando as influências de percepções e probabilidades reais a serem levadas em consideração pelo agente, Sah (1990) especifica algumas proposições:

- I) A propensão atual de um indivíduo engajar em atividades criminosas é maior se antigamente ela já foi elevada, ou se menos recursos forem gastos para sua punição, e, também, se o *payoff* relativo atual for maior;
- II) Criminalidade passada fomenta criminalidade futura, portanto a taxa atual de criminalidade é elevada caso tenha sido alta no período passado;
- III) Duas sociedades com parâmetros idênticos podem ter diferentes taxas de criminalidade;
- IV) O primeiro impacto de uma mudança em um parâmetro econômico na criminalidade é amplificado, gerando um efeito indireto que reforça o impacto inicial.

Ou seja, mudanças econômicas afetam a criminalidade num primeiro momento aumentando a atratividade do crime e fazendo com que indivíduos alterem suas escolhas, e isso, conseqüentemente, modifica a percepção futura dos indivíduos acerca do *payoff* e probabilidades percebidas, o que também influencia as decisões futuras do crime. Outras implicações estão relacionadas à suposição de um aspecto inercial na criminalidade, com a criminalidade passada afetando a criminalidade futura, e que apenas os parâmetros econômicos não determinam as taxas de criminalidade, condicionando a decisão individual de cometer delitos a outros fatores socioeconômicos.

Orientando-se por tais modelos de decisão do indivíduo na decisão de efetuar atividades ilegais, inúmeros autores verificaram a relação entre os indicadores relacionados sobretudo ao custo de oportunidade envolvido na atividade criminosa e as taxas observadas dos crimes, conforme explicitado na próxima seção.

### 3 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

Diversos autores têm estudado a perspectiva da criminalidade num enfoque quantitativo e comparativo com demais indicadores econômicos, tanto no Brasil como em outros países.

A introdução da perspectiva de *tradeoff* e custo de oportunidade na análise dos motivos pelos quais os indivíduos cometem delitos resulta da contribuição de vários economistas na influência dos fatores econômicos como incentivo nas decisões sobre o crime (VIAPIANA, 2006). Ainda segundo o autor, essas contribuições permitiram ampliar a comprovação empírica nos modelos teóricos da criminalidade e incorporar circunstâncias ambientais à proposição central de que o ato criminoso é, em última instância, uma decisão individual, devidamente ponderada com base nos diversos fatores disponíveis ao agente econômico.

Diversas variáveis podem tanto aumentar como diminuir a criminalidade em certas regiões, tais como a renda per capita, a escolaridade, o nível salarial e o desemprego (SANTOS; KASSOUF, 2008). Ao mesmo tempo que aumentam o custo de oportunidade, as condições econômicas favoráveis também aumentam a atratividade e disponibilidade dos delitos, sobretudo no ganho monetário, favorecendo a expectativa de ganho dos criminosos.

Ehrlich (1973) construiu um modelo para distinguir a alocação temporal realizada pelos indivíduos entre atividades legais e ilegais, utilizando as variações nas taxas de criminalidade durante as décadas de 40, 50 e 60 nos Estados Unidos. Analisando os efeitos dos níveis de renda, educação e desemprego nas ocorrências de crimes, Ehrlich concluiu que o nível de renda aumenta a expectativa de ganhos com atividades ilegais, pois gera mais disponibilidade de alvos atrativos, enquanto o desemprego reduz a quantidade de vítimas em potencial. Quando a renda média individual for baixa ou nula, os benefícios de cometer um delito são relativamente mais elevados que os custos, incentivando a criminalidade. Tal perspectiva ressalta o efeito ambíguo da renda e do desemprego quando influenciam o *tradeoff* entre mercado legal e ilegal.

Enquanto Becker concebeu inicialmente a percepção exógena dos indivíduos acerca da possibilidade de serem detidos (custo envolvido), Sah (1990) considerou a percepção dos custos envolvidos na atividade ilegal como endógena ao agente econômico e no que essa perspectiva resulta. O autor julgou que a literatura até então

não levava em conta as variáveis econômicas que influenciavam essa percepção do custo envolvido, considerando, então, que fatores como renda e educação possuem peso nessa avaliação.

Cerqueira e Lobão (2004) apresentaram estimativas do custo econômico da criminalidade no Brasil, que chegaram a mais de 5% do PIB em 2004, sendo o equivalente a R\$ 519,40 per capita na época. O autor também discute as metodologias disponíveis para o cálculo e as possibilidades de uso da análise econômica aplicadas às políticas de prevenção à violência.

Para Gomes *Et al.* (2015), os parâmetros econômicos afetam a taxa de criminalidade visto que alterações na distribuição de renda, por exemplo, ou na disponibilidade de emprego no mercado legal altera a percepção do indivíduo sobre as informações disponíveis, que se modifica de acordo com suas experiências e do nível de informações do agente. A informação disponível ao indivíduo é restrita, dependente de sua "vizinhança" e de outros fatores percebidos no contexto socioeconômico.

Oliveira (2005) utilizou um modelo formal econométrico em painel utilizando-se de dados de cidades brasileiras na década de 90. Visto o efeito ambíguo da renda proposto por diversos trabalhos, o autor decompôs a renda em duas partes, sendo uma parte representativa dos dez por cento mais ricos e outra renda de vinte por cento da faixa mais pobre da população pesquisada, buscando desagregar o efeito de atratividade da atividade criminosa (faixa de renda dos mais ricos) e o efeito do custo de oportunidade (renda dos mais pobres). O resultado foi o esperado, em que um aumento na renda dos ricos aumenta a criminalidade e o aumento na renda dos mais pobres diminui a taxa de crimes, sendo maior a sensibilidade à variação na renda dos mais ricos. Tal indicativo demonstra que políticas econômicas que reduzam a pobreza são mais significativas na redução da criminalidade.

Quanto à desigualdade, Oliveira (2005) encontrou significância estatística e relação direta com a criminalidade, com uma elasticidade de 0,44 em 2000, condizendo com o disposto por outros trabalhos empíricos referenciados pelo autor. Outra implicação dos resultados obtidos é que o crescimento econômico não significa um aumento de criminalidade, e que a criminalidade seria maior em grandes cidades em virtude do maior retorno da atividade ilegal, menor probabilidade de captura e menos custos associados ao crime.

Em outros países, trabalhos como o de Cerro e Andrés (2010) buscaram mensurar o efeito entre mercado de trabalho e crime para o período de 1980 a 2007 na Argentina. Relacionando a taxa de crimes com a taxa de sentenças, PIB per capita e taxa de desemprego, não obtiveram conclusões significativas, pois os resultados foram variados. Quando analisados no longo prazo, encontrou-se significância positiva entre desemprego e criminalidade.

Estudos de painel, ainda na Argentina, como o de Cerro e Meloni (1999) encontraram efeito positivo significativo do desemprego em atividades criminosas, e um efeito importante da probabilidade de ser preso e sentenciado na ocorrência efetiva de delitos.

Habibullah e Baharom (2008), utilizando a mesma abordagem econométrica dos autores anteriores, encontraram forte relação entre crime e atividade econômica na Malásia para o período de 1973 a 2003. Utilizando o PIB real per capita como estimativa da atividade econômica, a análise demonstrou significativo efeito de longo-prazo entre as ocorrências criminais e a condição econômica, com o crescimento econômico sendo positivamente relacionado com o aumento de roubos.

Raphael e Winter-Ebmer (2001) utilizaram dados em painel entre taxas de desemprego e as taxas de sete tipos de ocorrências criminosas entre os anos de 1971 a 1997 para cinquenta unidades federativas dos Estados Unidos. Os resultados encontrados indicam de forma contundente que o desemprego é um determinante importante nos crimes contra a propriedade, mas de forma menos contundente nos crimes violentos. Nos últimos seis anos pesquisados, o roubo diminuiu 30% e os furtos em mais de 15%, e no mesmo período o desemprego passou de 7,4% para 4,9%.

Edmark (2005) utilizou dados em painel de condados da Suécia, de 1988 a 1999, para avaliar os efeitos do desemprego em crimes contra a propriedade, salientando que o período estudado apresentou turbulências no mercado de trabalho, possibilitando uma oportunidade única de examinar os efeitos do desemprego. Houve, também, a inclusão de variáveis socio-demográficas para controle e utilizando a especificação log-log, seguindo o *framework* teórico de Ehrlich (1973). Os resultados demonstraram um coeficiente positivo e significativo para o desemprego no impacto das taxas de crime contra a propriedade, com uma elasticidade de 0,11 no agregado de crimes e 0,15 na taxa de roubos, especificamente.

Gould, Weinberg e Mustard (2002) consideraram os salários uma métrica melhor das condições do mercado de trabalho do que o desemprego. No período de

1979 a 1997 nos Estados Unidos, utilizando de uma regressão com dados em painel.

O trabalho dos autores consistiu em três análises:

- I) regressões em painel com efeitos de tempo e de condados fixos, relacionando a taxa de crime regional de acordo com o nível médio salarial e de desemprego de homens com ensino superior incompleto;
- II) Explicar a mudança na taxa de crimes de 1979 a 1989, com base na mudança no mesmo período das mesmas variáveis anteriores, mas nas áreas metropolitanas;
- III) Testar se as condições do mercado de trabalho local explicam a atividade criminosa, com base em dados individuais.

Os resultados demonstraram que a tendência nos salários explicou mais de 50% do aumento tanto em crimes contra a propriedade como crimes violentos. Mesmo com uma redução no desemprego no período estudado, a tendência de longo prazo na taxa de crimes não foi impactada, pois o desemprego não apresentou tendência de longo prazo, enquanto os salários da faixa populacional estudada apresentaram um declínio consistente a longo prazo. Além disso, crimes violentos seriam menos sensíveis às condições econômicas do que crimes contra a propriedade.

Fajnzylber e Araújo (2000) pesquisaram 66 microrregiões de Minas Gerais com métodos econométricos para analisar crimes contra a propriedade e crimes violentos. Algumas das variáveis utilizadas foram o número médio de anos da faixa populacional com idade superior a 25 anos, taxa de urbanização, taxa de pessoas divorciadas ou separadas, faixa da população com idades entre 15 e 29 anos, desigualdade de renda, etc.

A variável educacional foi diretamente relacionada e significativa no referente a crimes contra a propriedade, a variável desigualdade de renda foi estatisticamente significativa apenas para roubo de veículos, mas não para os demais crimes patrimoniais, urbanização e população jovem não foram importantes na explicação da taxa de roubos e a variável utilizada como indicativo da desorganização social foi estatisticamente significativa para todos os tipos de delitos.

Estudando dados de estrados brasileiros de 2001 a 2003, Loureiro e Carvalho (2007) analisaram o impacto de variáveis na criminalidade, principalmente o impacto dos gastos públicos na taxa de crimes, tanto contra a pessoa contra como a propriedade. Utilizando renda per capita, educação, desemprego, pobreza, gastos com segurança pública e assistência social, desigualdade, entre outras variáveis,

encontraram que a renda é inversamente proporcional às taxas de crime, possuindo um papel dissuasório na criminalidade; que o nível educacional diminui o índice de homicídios e roubos, mas aumenta o de furtos e sequestros; e os gastos tanto de segurança pública como assistência social são dissuasórios das ocorrências criminais, sendo o de gastos assistenciais mais consistente que o de segurança pública.

Quanto ao desemprego, encontraram relação positiva e significativa apenas para os homicídios, mas com coeficientes de baixa magnitude. Os autores debateram, também, que parte considerável da literatura obteve os resultados para esse coeficiente como negativo. A relação negativa não é improvável, e a falta de consistência pode ser atribuída também ao elevado nível de informalidade no trabalho brasileiro (LOUREIRO; CARVALHO, 2007).

Mariano (2010) verificou a influência de variáveis socioeconômicas nos crimes contra a propriedade para cidades do estado de São Paulo em 2000. Utilizando o PIB per capita, nível de ocupação, densidade demográfica, escolaridade, índice de Gini, entre outros indicadores, encontrou que o PIB per capita não é estatisticamente significativo para explicar crimes contra o patrimônio, enquanto a ocupação é diretamente relacionada e significativa, ou seja, um aumento no nível de empregos propicia maiores retornos da atividade criminosa, aumentando a incidência de crimes. A desigualdade também representou influência expressiva, sendo que o índice de Gini possuiu maior poder explicativo dentre os índices utilizados.

Utilizando dados em painel de taxas de homicídios e roubos para países no período de 1970 a 1994, Fajnzylber, Lederman e Loayza (2002) analisaram a influência de variáveis como taxa de crescimento real do PIB, para mensurar atividade econômica, índice de Gini, número de policiais por 100 mil habitantes, posse de drogas por 100 mil habitantes, taxa de urbanização, proporção de homens com idade entre 15 e 29 anos, etc. Os autores encontraram que, no referente a índices de roubos, um aumento na taxa de crescimento é associado com uma queda significativa na taxa de roubos, com um impacto de 13,7% no curto prazo para cada 1% de aumento no PIB, reforçando que as condições referentes aos ciclos econômicos, como oportunidades de emprego e salários, possuem grande impacto na incidência de crimes. O índice de Gini também apresentou elasticidade relativa positiva e significativa de cerca de 2,6% na taxa de roubos.

Partindo das perspectivas e relações utilizadas e encontradas pelos autores, a próxima seção especifica o modelo metodológico utilizado para mensurar nos estados brasileiros de 2012 a 2017 a influência das variáveis econômicas nas taxas de ocorrências criminais.



## **4 METODOLOGIA**

O presente capítulo explicita a metodologia aplicada, a forma de obtenção e tratamento dos dados utilizados e os testes efetuados de forma a permitir consistência na análise. A primeira seção apresenta quais dados foram coletados, suas respectivas fontes e transformações utilizadas. Na segunda seção, especifica-se o modelo econométrico, com as variáveis da regressão e o efeito esperado entre elas. Por fim, a terceira seção demonstra os testes e procedimentos a serem feitos caso inconsistências surjam na regressão estimada, de forma a fortalecer a análise proposta.

### **4.1 Fonte e Base de Dados**

Para a composição da variável dependente de taxas de crimes, foram coletados os dados referentes a roubos e furtos (incluso todos os tipos de roubos e furtos) de sete estados brasileiros: Rio Grande do Sul, Santa Catarina, Paraná, São Paulo, Rio de Janeiro, Minas Gerais e Goiás. A escolha dos estados selecionados ocorreu em virtude da relevância econômica e populacional destes, e da disponibilidade de dados concernentes à criminalidade nas estatísticas publicadas pelas Secretarias Estaduais.

Foram coletadas as ocorrências absolutas de roubos e furtos em observações mensais de 2012 a 2017. Tais crimes foram utilizados em virtude de serem de maior impacto na questão monetária dos indivíduos, ocasionando custos e benefícios sobretudo econômicos (no caso do criminoso).

Os valores trimestrais consistem na soma da quantidade de ocorrência dos meses respectivos, e após convertido em taxa por dez mil habitantes com base na estimativa populacional para estado no ano respectivo, conforme Estimativas de População do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). A conversão em taxa busca atenuar discrepâncias quantitativas em virtude das diferenças populacionais entre os estados, aprimorando a análise.

Os indicadores econômicos estaduais foram coletados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua - PNAD Contínua do IBGE, que registra trimestralmente a taxa de desocupação e o rendimento médio do trabalho principal de todas as Unidades da Federação e do Distrito Federal. Os valores de rendimento

médio dos estados já são deflacionados por metodologia própria do IBGE. Tais indicadores buscam representar o impacto da atratividade do mercado legal no resultado da ponderação efetuada pelo criminoso entre cometer ou não o delito.

O Índice de Atividade Econômica Regional (IBCR) tem por objetivo contribuir para a análise conjuntural da economia regional (BCB, 2012). Concebido pelo Banco Central do Brasil para servir como variável aderente aos PIB regionais (BRAGA *et al.*, 2014), é elaborado pelo Banco Central do Brasil e divulgado mensalmente, constituído por *proxies* do volume produtivo dos três setores da economia e ponderadas de acordo com o peso de cada setor no estado. Foi utilizada a média trimestral do índice ajustado sazonalmente pelo BCB para os sete estados presentes na pesquisa.

São utilizados na regressão os valores logaritmizados. A transformação log-log é pertinente pois atenua problemas de heterocedasticidade, comprime as escalas de mensuração das variáveis, diminuindo assim discrepâncias, e permite que os coeficientes obtidos sejam demonstrados como elasticidades (GUJARATI, PORTER, 2011).

## 4.2 O Modelo Econométrico

Após a coleta de todos os dados necessários e verificação das possíveis inconsistências que possam prejudicar a estimação, realiza-se a estimativa com os dados em painel, que combinam séries temporais com dados de corte transversal (*cross section*). Outra vantagem dos dados em painel é permitir o controle dos efeitos não observados pelas variáveis do modelo. Tal estimação dos dados em painel é útil em aumentar os graus de liberdade, facilitar o tratamento da heterogeneidade e, conseqüentemente, conceder estimativas mais robustas, do que a análise apenas em *cross-section* ou séries temporais (BALTAGI, 2005).

Alguns dos modelos de estimação dos dados em painel são o *Pooled*, Efeitos Fixos (EF) e Efeitos Aleatórios (EA). O modelo geral é representado por Greene (2012) como:

$$y = x'_{it}\beta + z'_i\alpha + \varepsilon_{it} \quad i = 1,2 \dots N \quad t = 1,2 \dots T \quad (3)$$

onde  $x'_{it}$  representa os  $k$  regressores observados ao longo do tempo,  $z'_i\alpha$  simbolizando uma eventual heterogeneidade individual não observada de cada grupo  $z'_i$  dentro do painel, e  $\varepsilon_{it}$  o termo estocástico.

No modelo *Pooled* considera-se apenas um termo constante para todas as observações que constituem o painel, o que permite que as estimativas de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) forneçam estimadores consistentes e eficientes (GREENE, 2012). Tal modelo consiste em “empilhar” os dados em corte transversal e estimar os coeficientes pelo MQO, sendo indicado se não houver diferenças significativas entre os indivíduos pesquisados.

Outro modelo é o de EF, que segundo Stock e Watson (2004) possui o estimador utilizado para controle do efeito de variáveis constantes ao longo do tempo pesquisado e que são alteradas entre as unidades observadas dentro do painel, omitidas na estimação do modelo. Tal omissão causa que a regressão por MQO seja viesada e inconsistente. Greene (2012) ressalta que os estimadores no modelo de EF pressupõem que  $z'_i$  é correlacionado com os regressores que compõem  $x'_{it}$ .

O modelo de EA, por outro lado, pressupõe que  $z'_i$  não é correlacionado com os regressores, portanto, atribuído ao termo estocástico. Assim, têm-se a forma de erros compostos, com um termo estocástico e o mesmo para cada período e estado que compõe o painel, sendo o coeficiente angular dos estimadores constante para todos os estados (WOOLDRIDGE, 2010). A formalização do modelo é a que segue:

$$y_{it} = x'_{it}\beta + \alpha + u_i + \varepsilon_{it} \quad i = 1,2 \dots N \quad t = 1,2 \dots T \quad (4)$$

A avaliação entre *Pooled*, EF ou EA e qual desses modelos é mais apropriado para os dados do presente estudo, consiste na realização de testes que comparam a pertinência desses modelos entre si. O primeiro teste é o Teste F, que estima se a regressão pode ser feita por *Pooled* ou EF. A hipótese nula é de que não há heterogeneidade entre os grupos de unidades do painel, e caso não seja rejeitada, permite a estimação por *Pooled*. Do contrário, tem-se a hipótese alternativa que as heterogeneidades são significativas no painel, recomendando assim a utilização do modelo de EF. Tal teste é formalmente descrito por Greene (2012) como:

$$F(n - 1, nT - n - K) = \frac{(R^2_{EF} - R^2_{POOL}) / (n - 1)}{(1 - R^2_{EF}) / (nT - n - K)} \quad (5)$$

em que,  $n = 7$  é o número de observações, ou de estados amostrados,  $T$  é o período 2012 a 2017,  $K$  regressores,  $R^2_{EF}$  o coeficiente de determinação pela estimação com efeitos fixos e  $R^2_{POOL}$  o coeficiente pela estimação para modelo *Pooled*.

Caso a hipótese nula não seja rejeitada, ou seja, a heterogeneidade não seja significativa, compara-se *Pooled* com o método de efeitos aleatórios, pelo teste do multiplicador de Lagrange (*Lagrange Multiplier*, LM) conforme Breusch e Pagan (1980). Neste teste, a hipótese nula é de que a variância do termo estocástico é nula, em virtude de um efeito não observado. Se essa hipótese não for rejeitada, pode-se utilizar, então, o modelo *Pooled*. Caso contrário, o método mais indicado para estimação é o de EA. Greene (2012) especifica formalmente o teste como:

$$LM = \frac{nT}{2(T-1)} \left[ \frac{\sum_{i=1}^n [\sum_{t=1}^T e_{it}]^2}{\sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T e_{it}^2} - 1 \right]^2 \quad (6)$$

Para a decisão de qual modelo é mais pertinente entre o de EF ou o de EA, o teste mais utilizado é com base em Hausman (1978), que testa a correlação entre o termo  $z'_i$  e as variáveis explicativas do modelo. Sendo a hipótese nula de que não há essa correlação, o método mais apropriado é o de EA. Caso haja correlação diferente de zero, aceita-se a hipótese alternativa e o melhor método, portanto, é o de EF.

O método de Hausman, contudo, não é apropriado no caso de haver heterocedasticidade e correlação contemporânea nos dados do painel. Nesse caso, utiliza-se o teste de Mundlak (1978), que examina a correlação do termo  $z'_i$  apropriado a cada indivíduo com uma ou mais variáveis, considerando uma adaptação do modelo de EA mas incluindo a média das variáveis explicativas no tempo. O modelo do teste pode ser especificado da seguinte forma:

$$y_{it} = x'_{it} \beta + \alpha_i + \overline{x'_i} \pi + u_i + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

em que,  $\bar{x}_i'$  é a média temporal das variáveis explicativas;  $\alpha_i$  é o termo invariante ao longo do tempo para cada unidade do painel; e  $\pi$  consiste nos parâmetros estimados das variáveis constantes no tempo.

A hipótese nula do teste de Mundlak (1978) estabelece que os parâmetros estimados são nulos, ou seja,  $\pi = 0$ , significando que o modelo de EA é o melhor para a estimação. Caso a hipótese nula seja rejeitada, significa que existe uma correlação entre os termos invariáveis ao longo do tempo e as variáveis explicativas, de forma que os estimadores no modelo de EF são mais apropriados.

O modelo de regressão que se propõe no presente estudo é o que segue:

$$\begin{aligned} \ln(TxCrimes_{i,t}) = & \alpha + \beta_1 \ln(RendMed_{i,t}) + \beta_2 \ln(Desemp_{i,t}) + \\ & \beta_3 \ln(IBCR_{i,t}) + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (8)$$

em que *TxCrimes* é a taxa de furtos e roubos no trimestre por 10 mil habitantes; *RendMed* é o rendimento médio real do trabalho principal no trimestre; *Desemp* é a taxa de desemprego trimestral, e *IBCR* é a média trimestral do Índice de Atividade Econômica Regional, com ajuste sazonal.

O sinal esperado dos coeficientes de cada variável é negativo para *RendMed*, positivo para *Desemp* e ambíguo para *IBCR*.

### 4.3 Procedimentos de ajuste

Como o modelo de dados em painel combina série temporal com *cross-sectional* é importante que se faça os testes pertinentes às séries temporais, como a estacionariedade e cointegração, bem como heteroscedasticidade, mais relacionada ao *cross-section*.

A estacionariedade fraca consiste em média e variância constantes e a covariância entre dois períodos temporais depende somente da defasagem entre estes, e não do período de tempo, sendo especificado pelo modelo autorregressivo:

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t \quad (9)$$

em que,  $Y_t$  são os processos ( $\ln TxCrime$ ,  $\ln RendMed$ ,  $\ln Desemp$  e  $\ln IBCR$ ) e  $u_t$  o termo estocástico de erro.

Diz-se que o processo possui raiz unitária, ou seja, é não-estacionária, se  $\rho = 1$ . Estimar regressões sem saber a ordem de integração de cada processo, leva a problemas como alto coeficiente de determinação  $R^2$ , mas sem relações significativas entre as variáveis do modelo, conduzindo a “regressões espúrias” (GRANGER; NEWBOLD, 1974).

O teste utilizado para avaliação da raiz unitária das variáveis é o de Breitung (2000). Baltagi (2005) exemplifica o modelo da seguinte forma:

$$\Delta y_{it} = \rho y_{i,t-1} + \sum_{L=1}^{p_i} \theta_{iL} \Delta y_{i,t-L} + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

Então, gera-se a regressão de  $\Delta y_{it}$  em relação a  $\Delta y_{i,t-L}$ , obtendo os resíduos  $\hat{\varepsilon}_{it}$ . Após, obtêm-se  $\hat{v}_{i,t-1}$  através da regressão de  $y_{i,t-1}$  em relação a  $\Delta y_{i,t-L}$ . Os resíduos são ajustados e transformados ortogonalmente, de forma a corrigir as variâncias individuais específicas. Finalmente, é testada a regressão

$$e_{it}^* = \rho v_{i,t-1}^* + \varepsilon_{it}^* \quad (11)$$

Para a hipótese nula de que  $\rho = 1$ , que possui uma distribuição normal padrão:  $N(0, 1)$ .

A cointegração, sugerida inicialmente por Engle e Granger (1987), consiste na proposição que uma combinação linear resultante em zero de séries econômicas não-estacionárias, o que significa um equilíbrio de longo prazo entre tais processos, como segue:

$$\ln(TxCrimes)_{it} - \beta_1 \ln(RendMed)_{it} + \beta_2 \ln(Desemp)_{it} + \beta_3 \ln(IBCRCR)_{it} = 0 \quad (12)$$

Cada conjunto de  $\beta$  e  $X$  são vetores que conduzem ao equilíbrio de longo prazo assim que  $\beta X_t = 0$ . A cointegração exige que as séries possuem integração na mesma ordem. O teste utilizado para conferir se esta condição é estabelecida, ou seja se os processos são cointegrados, é o de Westerlund (2007), que é baseado na

estrutura em vez da dinâmica residual das regressões. Persyn e Westerlund (2008) especificam a regressão efetuada no teste da seguinte forma:

$$\begin{aligned} \Delta y_{it} = & \delta' d_t + \alpha_i y_{i,t-1} + \lambda'_i x_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p_i} a_{ij} \Delta y_{i,t-j} + \\ & \sum_{j=-q_i}^{p_i} \gamma_{ij} \Delta x_{i,t-j} + e_{it} \end{aligned} \quad (13)$$

em que,  $\lambda'_i = -\alpha_i \beta'_i$ ; o parâmetro  $\alpha_i$  determina a velocidade com a qual o sistema corrige a relação de equilíbrio  $y_{i,t-1} - \beta'_i x_{i,t-1}$  após um choque.

Caso  $\alpha_i$  seja menor que zero, existe a correção de erros, o que implica na existência de cointegração entre  $y_{i,t}$  e  $x_{i,t}$ . Se  $\alpha_i$  for nulo, as duas séries não são cointegradas, sendo essa a hipótese nula do teste. A hipótese alternativa consiste em  $\alpha_i = \alpha < 0$  para todo e qualquer  $i$ , de forma que os painéis são cointegrados.

Na sequência, verifica se há heterocedasticidade no modelo usando o teste de Levene (1960), robusto sob não-normalidade dos dados e que supõe independência das observações. A estatística proposta é obtida de um ANOVA *one-way* entre os grupos, em que cada observação foi substituída pelo desvio absoluto da média de seu grupo (BROWN; FORSYTHE, 1974). Brown e Forsythe (1974) apresentam o modelo especificado de Levene (1960) como segue:

$$W_0 = \frac{\sum n_i (\bar{z}_i - \bar{z} \dots)^2 / (g - 1)}{\sum_i \sum_j (z_{ij} - \bar{z}_i)^2 / \sum_i (n_i - 1)} \quad (14)$$

Sendo  $z_{ij} = |\ln(TxCrimes)_{ij} - \ln(\overline{Txcrimes})_i|$ ,  $g$  o tamanho total da amostra,  $n_i$  o tamanho da amostra do grupo  $i$ ,  $\bar{z}_i$  a média dos grupos de  $z_{ij}$  e  $\bar{z}$  a média geral de  $z_{ij}$ . A hipótese nula do teste de Levene(1960) consiste em verificar que  $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \dots = \sigma_g^2$  e a hipótese alternativa de que  $\sigma_i^2 \neq \sigma_j^2$  para ao menos um par  $(i, j)$ .

O teste para verificação de autocorrelação é o de Wooldridge (2002), proposto por Drukker (2003). Tendo em vista o modelo de dados em painel de efeitos fixos apresentado por Drukker (2003):

$$y_{it} = \alpha + X_{it} \beta_1 + Z_i \beta_2 + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad i \in \{1, 2, \dots, N\} \quad t \in \{1, 2, \dots, t\} \quad (15)$$

em que,  $X_{it}$  é um vetor de covariâncias variáveis ao longo do tempo;  $Z_i$  é um vetor de covariâncias invariáveis ao longo do tempo;  $\mu_i$  é o efeito a nível individual; e  $\varepsilon_{it}$  é a variável estocástica ou “erro idiosincrático”.

Ao subtrair  $y_{it-1}$  de  $y_{it}$  e utilizando o operador de primeira diferença ( $\Delta$ ), temos então:

$$\Delta y_{it} = \Delta X_{it} \beta_1 + \Delta \varepsilon_{it} \quad (16)$$

O teste de autocorrelação consiste em verificar se existe correlação serial em  $\varepsilon_{it}$ , sendo a hipótese nula de que não há correlação serial, contra a hipótese alternativa de que existe correlação serial.

A correlação contemporânea pode ser verificada pelo teste de Pesaran (2004). A hipótese nula desse teste é que não há dependência entre os *cross-sections* do painel, enquanto a hipótese alternativa é que existe uma dependência estatisticamente significativa entre os *cross-sections*. Sendo  $N \rightarrow \infty$ , o teste pode ser especificado como:

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}} \left( \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{p}_{ij} \right) \Rightarrow N(0,1) \quad (17)$$

Com  $\hat{p}_{ij}$  sendo a estimativa da correlação dos resíduos da amostra.

Existindo os problemas mencionados anteriormente, a estimação apropriada é via Painel com erro padrão corrigido (*Panel Corrected Standard Errors, PCSE*), método proposto por Beck e Katz (1995). Este utiliza as estimativas em MQO, porém corrigindo os problemas de heterocedasticidade e autocorrelação. Para a correção, utiliza-se na estimativa dos erros padrão a raiz quadrada da diagonal principal da matriz de covariâncias, especificado da seguinte forma:

$$Cov(\hat{\beta}) = (X'X)^{-1} \{X'\Omega X\} (X'X)^{-1} \quad (18)$$

Quando os modelos com dados em painel possuem resíduos heterocedásticos e com correlação contemporânea,  $\Omega$  é uma matriz diagonal de blocos  $NT \times NT$  com



uma matriz  $\Sigma$  de covariâncias contemporâneas  $N \times N$  na diagonal (BECK; KATZ, 1995). Para estimar a matriz da equação X, são necessárias as estimativas da matriz  $\Sigma$ , que podem ser obtidas da seguinte forma:

$$\hat{\Sigma}_{ij} = \frac{\sum_{t=1}^T e_{it}e_{jt}}{T} \quad (19)$$

Sendo efetuado todos os testes especificados e constatada a viabilidade do modelo proposto, permite-se que a análise do impacto das variáveis nas taxas de crimes contra a propriedade seja mais consistente. A seção a seguir demonstrará os resultados obtidos nos testes e no modelo em painel, após a apresentação descritiva dos dados utilizados. O desenvolvimento das estimações foi efetuado no *software* STATA 15<sup>2</sup>.

---

<sup>2</sup> Licenciado ao Prof. (Dr) Clailton Ataídes de Freitas com recursos provenientes da Fundação de Amparo a Pesquisa do Estado do Rio Grande do Sul (FAPERGS).

## 5 ANÁLISE DOS RESULTADOS

### 5.1 Análise preliminar dos dados

Analisando os dados das estatísticas descritivas, tem-se um panorama inicial da situação da criminalidade nos estados amostrados ao longo do período de 2012 a 2017. A tabela 1 apresenta a média, valores máximos e mínimos e desvio-padrão das variáveis selecionadas para o agregado de estados:

Tabela 1 - Máximo, Mínimo e desvio-padrão das variáveis

	<b>Mínimo</b>	<b>Máximo</b>	<b>Média</b>	<b>Desvio-Padrão</b>
<b>Taxa de Crimes</b>	41,493 RJ 3º Tri/2012	109,150 GO 2º Tri/2016	56,211	11,951
<b>Rendimento médio real</b>	R\$ 1.247,00 MG 1º Tri/2012	R\$ 2.725,00 SP 4º Tri/2017	R\$ 1.876,70	R\$ 321,22
<b>Taxa de Desemprego</b>	2,50% SC 4º Tri/2013	15,60% RJ 2º Tri/2017	7,30%	2,90%
<b>IBCR Médio</b>	128,970 RS 1º Tri/2012	179,383 GO 3º Tri/2014	147,801	12,454

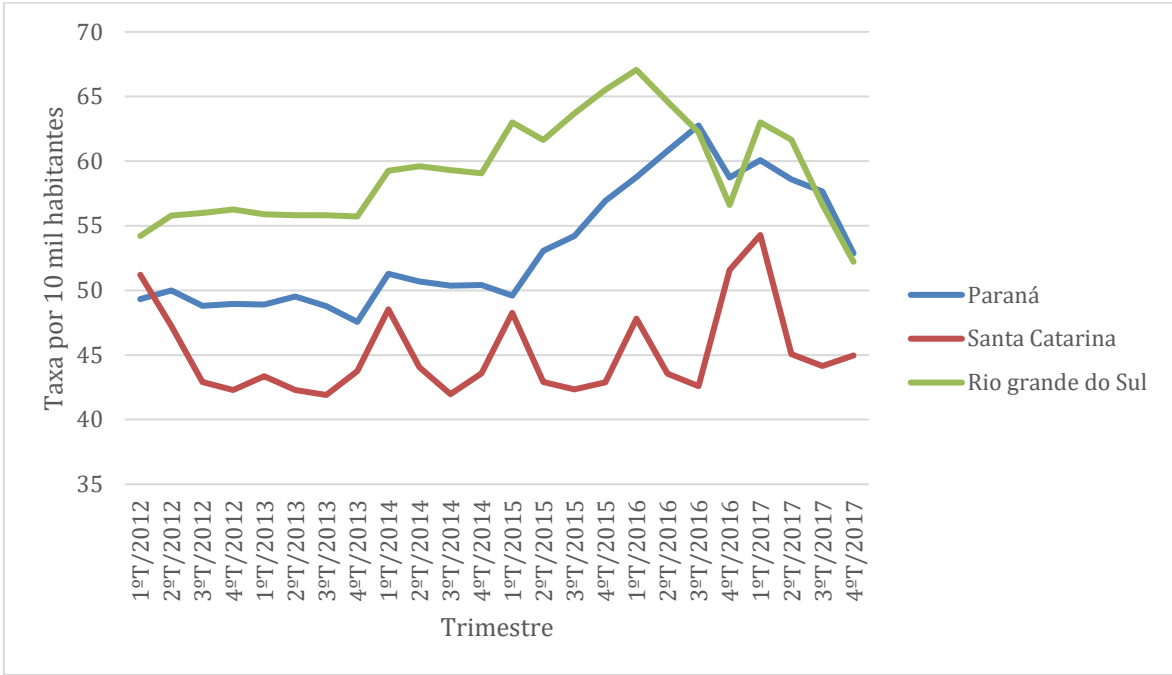
Fonte: Elaboração própria.

Os estados mais afastados da média de taxas de furtos e roubos são Goiás (média de 77,76 ocorrências por 10 mil hab.) e o Minas Gerais (média de 49,48 ocorrências por 10 mil hab.). As taxas do RJ são menores que o imaginado em virtude da população do estado, reduzindo os índices quando em taxa por 10 mil hab.

Quanto à remuneração média do trabalho principal, São Paulo apresenta o maior valor médio (R\$ 2725) e Minas Gerais o menor (R\$ 1546). A taxa média de desemprego foi maior em São Paulo (9,4%) e menor em Santa Catarina (4,5%). Por fim, o IBCR médio do RJ foi o menor (137,18) e o maior apresentado pelo estado de Goiás (170,28).

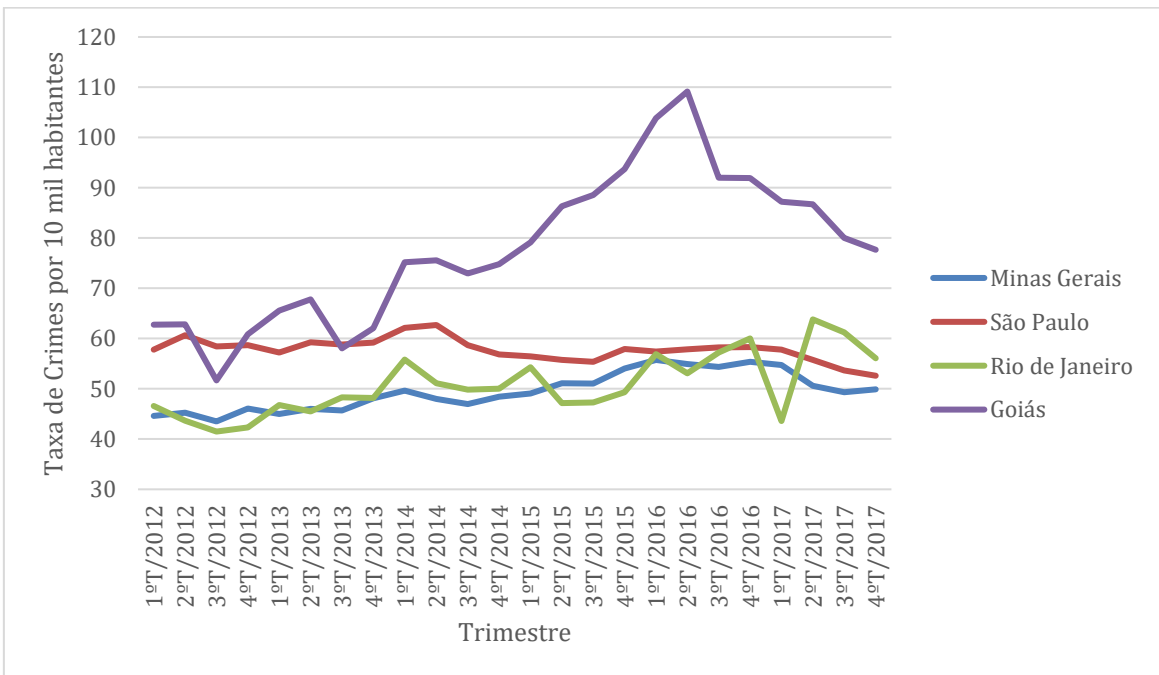
Os gráficos 1 e 2 a seguir apresentam a evolução das taxas de roubos e furtos de 2012 a 2017 nos estados pesquisados. Os dados foram desagregados em dois gráficos para facilitar a visualização:

Gráfico 1 – Taxa de roubos e furtos por 10 mil habitantes na região Sul



Fonte: Elaboração própria.

Gráfico 2 - Taxa de roubos e furtos por 10 mil habitantes em quatro estados



Fonte: Elaboração própria.

Destaca-se a convergência entre as taxas de furtos e roubos na mesma região, sobretudo a Sudeste, e esta taxa acentuada do estado de Goiás em relação aos demais estados estudados. Na região Sul, houve uma variabilidade nas taxas de delitos, sobretudo em Santa Catarina, enquanto Paraná e Rio Grande do Sul demonstraram um crescimento nas taxas de 2014 a 2016, com posterior queda. As taxas de Minas Gerais e São Paulo foram as mais constantes, relativamente.

## 5.2 Discussão dos resultados

As variáveis consistem nas transformações logarítmicas das variáveis coletadas, conforme já ressaltado. A construção da análise inicia-se pelos testes de estacionariedade em cada uma das séries *InTxCrimes*, *InRendMed*, *InDesemp* e *InIBCR*, com o intuito de verificar a ordem de integração das variáveis. A partir disso, é possível testar se há a cointegração entre tais processos.

Foi efetuado o teste de estacionariedade de Breitung (2000), com ajuste de tendência temporal e correlação contemporânea para as séries em nível e em primeira diferença, representado pelo  $\Delta$  ao lado de cada processo. Os resultados estão sumarizados na tabela 2:

Tabela 2 – Testes de raiz unitária de Breitung (2000)

Variável	Lambda	p-valor
<i>InTxCrimes</i>	-0,965	0,167
$\Delta InTxCrimes$	-5,494	0,000
<i>InRendMed</i>	-0,576	0,282
$\Delta InRendMed$	-5,941	0,000
<i>InDesemp</i>	-0,234	0,408
$\Delta InDesemp$	-3,431	0,000
<i>InIBCR</i>	0,502	0,692
$\Delta InIBCR$	-1,606	0,054

Fonte: Elaboração própria.

Os resultados do *software* STATA (*outputs*) utilizados na tabela anterior constam no Apêndice E. Verifica-se que, em nível rejeita-se significativamente a hipótese alternativa que os painéis de dados são estacionários, em todos os

processos estudados. Ao se diferenciar as séries uma vez, não se rejeita, a baixo nível de significância que os painéis são estacionários. Portanto, todas as séries em nível possuem a mesma ordem de integração, ou seja são  $I(1)$ , o que possibilita a execução do teste de cointegração de Westerlund (2007).

Sendo a hipótese nula de inexistência de cointegração, e a hipótese alternativa de que todos os painéis são cointegrados, o teste apresentou estatística da Razão de Variâncias (*Variance Ratio*) de -1,704, e p-valor 0,044, indicando que a hipótese alternativa não é rejeitada a um nível de significância de 5%. A presença de cointegração aponta para uma relação de longo prazo entre os processos estudados. Isso permite que a regressão seja efetuada com as séries em nível.

Inicialmente foi criada uma regressão pelo modelo em painel de EF, e as estatísticas geradas constam na tabela a seguir:

Tabela 3 – Regressão em painel de Efeitos Fixos

<i>InTxCrimes</i>	<b>Coeficiente</b>	<b>Desvio-padrão</b>	<b>t</b>	<b>P &gt;   t  </b>
<i>InRendMed</i>	0,072	0,084	0,85	0,396
<i>InDesemp</i>	0,235	0,048	4,93	0,000
<i>InIBCR</i>	0,939	0,315	2,98	0,003
<i>Constante</i>	-1,670	1,543	-1,08	0,281
<b>F(3, 158)</b>		28,67		
<b>p-valor</b>		0,000		
<b>F(6, 158)</b>		44,01		
<b>p-valor</b>		0,000		
<b>R<sup>2</sup> geral</b>		0,4542		

Fonte: Elaboração própria.

A regressão apresentou coeficiente de determinação  $R^2$  médio de 0,45 e  $F(3,158)$  significativo. A significância dos estimadores é mensurada pela estatística  $P > | t |$ , devendo ser, preferencialmente, igual ou menor a 0,05. Portanto, os estimadores foram significativos para Desemprego e IBCR.

O segundo teste F que consta na tabela da regressão, de estatística  $F(6,158)$ , testa que todos os  $u_i = 0$ , ou seja, consiste na comparação entre modelo *Pooled* e o modelo de efeitos fixos. Como seu p-valor foi muito significativo, rejeita-se a hipótese

nula de que não há heterogeneidade entre os grupos das unidades do painel, sendo o modelo de EF o mais indicado quando comparado com o *Pooled*. Resta agora gerar a estimação pelo modelo de Efeitos Aleatórios e compará-lo com Pooled e EF. As estatísticas geradas constam na tabela abaixo:

Tabela 4 – Regressão dos dados em painel pelo modelo de Efeitos Aleatórios

<i>lnTxCrimes</i>	<b>Coefficiente</b>	<b>Desvio-padrão</b>	<b>t</b>	<b>P &gt;   t  </b>
<i>lnRendMed</i>	0,069	0,081	0,86	0,391
<i>lnDesemp</i>	0,240	0,044	5,42	0,000
<i>lnIBCR</i>	1,002	0,286	3,50	0,000
<i>Constante</i>	-1,978	1,434	-1,38	0,168
<b>Qui-quadrado de Wald</b>		190,85		
<b>p-valor</b>		0,000		
<b>R<sup>2</sup> geral</b>		0,4609		

Fonte: Elaboração própria.

O R<sup>2</sup> médio aumentou ligeiramente para 0,46 e as séries do Desemprego e IBCR seguem sendo significativas, e a constante bem como o Rendimento Médio Real mantiveram uma estatística p não significativa.

Faz-se necessário testar o modelo entre EA ou *Pooled* pelo teste do multiplicador de Lagrange conforme Breusch e Pagan (1980). O teste apresentou significância estatística, com o valor de  $\bar{\chi}^2 = 670,94$  e p-valor de 0,000, permitindo a rejeição da hipótese nula de que a variância do termo estocástico seja igual a zero. Sendo assim, resta avaliar se o modelo de efeitos fixos ou o de efeitos aleatórios é o mais pertinente, visto que o *Pooled* não é indicado.

Como é demonstrado posteriormente nos outros testes, as variáveis utilizadas apresentaram problemas como heterocedasticidade e correlação contemporânea, que acabariam viesando os resultados do teste de Hausman (1978). Portanto, foi efetuado o teste de Mundlak (1978) para definir entre EF ou EA. O sendo  $\bar{\chi}^2 = 0,60$  e p-valor de 0,897, o resultado apresentou estatística não significativa, logo o modelo de efeitos aleatórios é o mais indicado entre os três modelos apresentados.

O teste de Wooldridge (2002) verificou a autocorrelação dos resíduos no painel. A estatística  $F(1,6) = 4,218$  apresentou p-valor de 0,0858, o que permite não rejeitar a hipótese nula que não há autocorrelação nos dados utilizados, com o nível de significância pouco superior a 8,5%

O teste de heterocedasticidade de Levene (1960) apresentou significância da estatística  $df(6,161)$ , com p-valor 0,000, conduzindo à não rejeição da hipótese alternativa que as observações são heterocedásticas.

Para verificar a presença ou não de correlação contemporânea, o teste de Pesaran (2004) foi efetuado e gerou estatística de valor 4,569 e p-valor 0,000, de forma que não se pode rejeitar a hipótese nula de não haver dependência significativa entre os *cross-sections* que compõem o painel de dados.

Como observado, as séries utilizadas na presente pesquisa apresentaram os problemas comumente associados com dados em painel, dado sua natureza de conjugação de observações tanto em corte transversal como de séries temporais. Além disso, visto que o modelo de efeitos aleatórios se sobressaiu, não é necessário desagregar os efeitos das variáveis, possibilitando assim um coeficiente semelhante para os estados pesquisados.

De forma a ajustar essas inconsistências e permitir que os coeficientes estimados sejam pertinentes, utilizou-se o Painel com erro padrão corrigido (PCSE) para ajustar a heterocedasticidade e correlação contemporânea, que originou a regressão que consta abaixo:

Tabela 5 - Regressão estimada com Painel com erro padrão corrigido (PCSE)

<i>InTxCrimes</i>	<b>Coefficiente</b>	<b>Desvio-padrão</b>	<b>z</b>	<b>P &gt;  t </b>
<i>InRendMed</i>	0,1542	0,0536	2,88	0,004
<i>InDesemp</i>	0,2074	0,2351	8,82	0,000
<i>InIBCR</i>	1,4322	0,0940	15,23	0,000
<i>Constante</i>	-4,6981	0,5423	-8,66	0,000
<b>Qui- quadrado de Wald</b>		345,55		
<b>p-valor</b>		0,000		
<b>R<sup>2</sup></b>		0,4947		

Fonte: Elaboração própria.

Todos os coeficientes estimados no modelo foram altamente significantes estatisticamente a 1% de significância. O  $R^2$  da regressão de, aproximadamente, 0,50 e o p-valor do qui-quadrado de Wald foi significativo.

Os parâmetros encontrados demonstram uma relação positiva entre todas as séries e as taxas de furtos e roubos. Como é utilizado a especificação log-log, o valor dos coeficientes consiste nas elasticidades relativas entre a variável dependente e a explicativa. Exemplificando, um aumento de 1% no rendimento médio real acarreta em um aumento de 0,15% na taxa de ocorrências de furtos e roubos por dez mil habitantes.

No que concerne à relação entre o *InRendMed* e as taxas de crimes, quando comparadas com o disposto em estudos apresentados no Capítulo 4, verifica-se as diferentes perspectivas em virtude do “efeito ambíguo” da condição econômica na influência da criminalidade, levando em consideração, também, as particularidades socioeconômicas dos locais pesquisados.

Sendo o coeficiente do *InRendMed* positivo, têm-se o que Ehrlich (1973) concluiu que o nível de renda favorece a taxa de crimes, pois, aumenta a expectativa de ganhos nos delitos, aumentando o benefício monetário auferido. Oliveira (2005) apontou a mesma relação direta para a renda da parcela dos vinte por cento mais ricos, visto que decompôs a sua análise em renda dos mais ricos e dos mais pobres.

Gould, Weinberg e Mustard (2002), ao pesquisarem os salários de homens jovens com ensino superior incompleto, verificaram o processo inverso, em que a redução salarial consistente no longo prazo acarretou aumento da taxa de crimes, sobretudo os contra a propriedade. Outra divergência do apresentado é que na pesquisa dos autores o efeito do desemprego é menos acentuado que o salarial, enquanto para os estados amostrados no presente estudo, o desemprego apresentou elasticidade maior que o rendimento médio real. Assim, a série desemprego apresentou a mesma relação direta que a dos autores, pois, uma redução do desemprego implicaria numa redução das ocorrências criminais.

Uma ponderação necessária acerca da comparação com o disposto por Gould, Weinberg e Mustard (2002) são que os autores pesquisaram salários da população masculina, predominantemente, enquanto no presente estudo foi o rendimento médio real de toda a faixa populacional empregada. Além disso, sendo o espaço temporal mais extenso na pesquisa dos autores, relações de longo prazo podem ter se sobressaltado mais do que aconteceria no recorte temporal do presente estudo.



Loureiro e Carvalho (2007) encontraram o coeficiente da renda inversamente proporcional às taxas de crimes, onde quanto maiores os rendimentos do mercado legal de trabalho, menores seriam as ocorrências criminais. O “papel dissuasório” do nível de renda, conforme afirmado pelos autores, não foi constatado nos resultados estimados no presente estudo.

Quanto à utilização do Rendimento Médio Real como variável, quando indicativo do mercado de trabalho e média salarial dos indivíduos, alguns autores apontaram que a desigualdade de renda seria um fator muito mais importante e não contemplado por essa variável, como Oliveira (2005) que desagregou entre a renda dos mais ricos e dos mais pobres.

Ainda assim, trabalhos que utilizaram salários, como Gould, Weinberg e Mustard (2002), apresentaram resultados consistentes, e a utilização de variáveis como o PIB per capita seriam ainda mais abrangentes e englobariam indicativos de atividade econômica já mensurados pelas oscilações do Índice de Atividade Econômica Regional, sendo este índice representativo de características mais específicas da economia dos estados do que seu PIB agregado. Além disso, o recorte temporal em trimestres dificultou o uso de medidas com o PIB estadual. Mariano (2010), inclusive, não encontrou significância entre crimes contra a propriedade e o PIB per capita em São Paulo no período por ele estudado.

O coeficiente para o Desemprego apresentou relação positiva com a criminalidade, indo em concordância com o apresentado por Edmark (2005) no referente ao impacto do Desemprego nas taxas de crimes contra a propriedade, sendo a elasticidade percentual apresentada no presente trabalho de 0,20, enquanto Edmark (2005) encontrou 0,15 para taxas de roubos.

Mariano (2010), no entanto, encontrou que a taxa de ocupação é diretamente relacionada com as taxas de crimes, em virtude que mais empregos aumentariam a possibilidade de retornos para a atividade criminosa, favorecendo a disponibilidade de alvos. No caso de Loureiro e Carvalho (2007), o desemprego foi significativo apenas para o caso de homicídios, e com baixa magnitude.

Cerro e Andrés (2010), quando analisando o mercado de trabalho da Argentina de 1980 a 2007, encontraram uma relação positiva entre o desemprego e a criminalidade no longo prazo. Cerro e Meloni (1999) encontraram a mesma relação na década de 90, ainda na Argentina.

O estudo de Raphael e Winter-Ebmer (2001) corrobora com os resultados apresentados no presente estudo para os estados brasileiros, em que uma redução no desemprego no período estudado pelos autores converteu-se em uma redução das ocorrências de roubos e furtos. Sendo assim, no referente aos resultados para a relação entre desemprego e criminalidade, os resultados indicam que, para a realidade dos estados e no período estudado, o efeito no custo de oportunidade causado por uma maior disponibilidade de empregos é superior ao benefício de uma maior possibilidade de alvos, de forma que o aumento no desemprego acarreta incremento na taxa de crimes contra a propriedade.

O Índice de Atividade Econômica Regional (IBCR) apresentou a maior elasticidade entre as variáveis, de 1,5 aproximadamente, sendo positiva e significativa. É indiscutível o efeito da condição econômica e do nível de atividade da economia nas ocorrências criminais. Habibullah e Baharom (2008), pesquisando a Malásia e utilizando o PIB real per capita, verificaram um efeito importante entre o crime e o desempenho econômico nacional.

Quando analisada a taxa de crescimento real do PIB como variável, Fajnzylber, Lederman e Loayza (2002) encontraram uma relação significativa e negativa entre atividade econômica e taxa de roubos. Visto que os autores utilizaram diversos países, tanto desenvolvidos como em desenvolvimento, pode-se atribuir a discrepância dos resultados à realidade socioeconômica regional.

Visto que o IBCR consiste no processo representativo de um panorama geral da economia das unidades federativas. O coeficiente positivo e significativo não condiz com o esperado teoricamente no sentido de que a atividade econômica ampliaria as possibilidades do indivíduo e aumentaria seu custo de oportunidade de incorrer em atividades criminosas, mas sim demonstra que, na realidade dos estados ao longo do período coberto pelo presente estudo, o “efeito atração” de maior disponibilidade de alvos e proporciona ao criminoso maior benefício do que custo em incorrer em delitos contra a propriedade, o que incentiva os crimes.

## 6 CONCLUSÃO

Tendo focado, principalmente, nos custos e benefícios econômicos que os indivíduos incorrem na sua decisão de engajar em atividades ilegais, conforme disposto na Teoria Econômica do Crime, buscou-se estimar o efeito do rendimento médio real, da taxa de desemprego e do IBCR de sete estados brasileiros, no período de 2012 a 2017, sobre a taxa de crimes relacionados aos furtos e roubos.

Sendo a problemática da criminalidade algo cada vez mais marcante socioeconomicamente, a pesquisa aqui efetuada se baseou teoricamente na Teoria Econômica do Crime, cujo trabalho seminal de Becker (1968) especificava os fatores levados em conta pelo agente na decisão de incorrer ou não em uma atividade criminosa, sendo esta uma decisão comparativa entre custos e benefícios do mercado legal e ilegal.

Diversos autores comentaram o “efeito ambíguo” das condições econômicas nas taxas de crimes, pois ao mesmo tempo que aumentam o custo de oportunidade de cometer crimes, pois favorecem as possibilidades do mercado legal, também ampliam os atrativos da atividade ilegal, com mais alvos possíveis e maior benefício monetário disponível.

Utilizando regressão econométrica com métodos em painel, e comparando entre os modelos possíveis, constatou-se que o modelo de efeitos aleatórios é mais apropriado para os dados pesquisados. Gerando a regressão com os erros usuais corrigidos, verificou-se que a variável desemprego condizia com o disposto por vários autores, sendo positiva e significativamente relacionada, apresentando elasticidade relativa à taxa de crimes de aproximadamente 0,207. No caso desse indicador, sua influência no custo de oportunidade é mais acentuada do que no benefício de cometer os delitos contra a propriedade.

As séries Rendimento Médio Real e IBCR, contudo, demonstraram divergência do esperado inicialmente e encontrado em outros estudos que utilizaram variáveis similares em suas pesquisas. Sendo ambos os coeficientes respectivos positivos e significativos, a influência desses indicadores (principalmente o IBCR, que apresentou a maior elasticidade entre as variáveis pesquisadas) demonstra ser mais contundente no aspecto do benefício de incorrer em atividades ilegais, aumentando o retorno monetário disponível, gerando um “efeito atração”, do que como demonstrando um

favorecimento do mercado legal e “efeito dissuasão” que ocorreria no caso de um coeficiente significativamente negativo para esses indicadores.

O impacto do Rendimento Médio Real sobre o crime relacionado ao furto e roubo, apresentando elasticidade de 0,154, é menor que o do Desemprego, em contraste com o apresentado por autores que, em suas pesquisas, encontraram importância maior dos salários na determinação das taxas de crimes. O impacto do IBCR é o mais elevado de todos, tendo uma elasticidade relativa de cerca de 1,43 em relação às taxas de delitos, conflitando com autores que encontraram o processo inverso quando pesquisaram a variação real do PIB.

Tendo em vista os resultados apresentados, tanto convergentes como divergentes de outras pesquisas elencadas ao longo do presente estudo, fica evidente o caráter complexo na determinação de motivações e explicações para a criminalidade, sendo essa discussão crucial para a determinação e aprimoramento de políticas e iniciativas que enfrentem o crescente problema da insegurança.

Levando em conta peculiaridades regionais, a economia brasileira e estadual e suas diferenças estruturais *vis-à-vis* os países desenvolvidos, que foram estudados por outros autores citados no presente estudo, mostrou-se, usando a Teoria Econômica do Crime, de que forma a economia e o mercado de trabalho dos estados brasileiros influenciam o *tradeoff* do agente na sua decisão de engajamento ou não em atividades ilegais. Refletindo e ponderando tais questões, é possível analisar as tendências socioeconômicas da sociedade, e conduzir a economias que sejam mais desenvolvidas e com segurança aos seus cidadãos.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ARAÚJO JR. A. F.; FAJNZYLBER, P. Crime e economia: Um estudo das microrregiões mineiras. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 31, n. especial, 2000.
- BALTAGI, B. H. **Econometric analysis of panel data**. 3. ed. West Sussex: John Wiley & Sons, 2010. 320 p.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. Índice de Atividade Econômica Regional: revisão e ampliação das informações utilizadas. **Boletim Regional do Banco Central do Brasil**, Outubro de 2012.
- BECK, N.; KATZ, J. What to do (and not to do) with time series cross-section data. **American Political Science Review**, v. 89, n. 3, p. 634-647, Sept. 1995.
- BECKER, G. S. Crime and Punishment: An Economic Approach. **Journal of Political Economy** 76: 169-217, 1968.
- BECKER, G. S. Nobel Lecture: The Economic Way of Looking at Behavior. **The Journal of Political Economy**, v. 101, nº 3, pg. 385-409, 1993.
- BRAGA, S. A. C. A.; FABRIS, M. J. Z.; GUIMARÃES, R. R. S.; SCHLOTTFELD, C. L.; SCHNEIDER, V. M. Indicadores de atividade econômica e Boletim Regional do Banco Central do Brasil: instrumentos para análise macroeconômica regional. **7º Encontro de Economia Gaúcha da Fundação de Economia e Estatística (FEE)**, Porto Alegre, 2014.
- BREITUNG, J. **The local power of some unit root tests for panel data**. In: Advances in Econometrics: Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels, ed. B. H. Baltagi, v. 15, pg. 161-178, 2000.
- BREUSCH, T.; A. PAGAN. The LM Test and Its Applications to Model Specification in Econometrics. **Review of Economic Studies**, 47, pp. 239–254, 1980.
- BROWN, M. B.; FORSYTHE, A. B. Robust Tests for the Equality of Variances. **Journal of the American Statistical Association**, Vol. 69, n. 346, pp. 364-367, 1974
- CAMPOS, M.S. **Escolha Racional e criminalidade: uma avaliação crítica do modelo**. Unicamp, São Paulo, 2008.
- CERQUEIRA, D.; LOBÃO, W. Determinantes da criminalidade: Arcabouços teóricos e resultados empíricos. **Dados**, v. 47, n. 2, pg. 233-269, 2004.
- CERRO, A. M., MELONI, O. **Análisis Económico de las Políticas de Prevención y Represión del Delito en la Argentina**, Ediciones Eudecor, 1999.

- CERRO, A. M., ANDRÉS, A. R. **The Effect of Crime on the Job Market: An ARDL approach to Argentina.** 2010. Munich Personal RePEc Archive, Paper No. 44457, 18 de fevereiro de 2013.
- DRUKKER, D. Testing for Serial Correlation in Linear Panel-Data Models. **The Stata Journal**, v.3 n.2, p. 168-177, 2003.
- EDMARK, K. Unemployment and Crime: Is There a Connection?. **Scandinavian Journal of Economics**, v. 107, n. 2, pg. 353-373, 2005.
- EHRlich, I. **Participation in Illegitimate Activities: A Theoretical and Empirical Investigation.** Journal of Political Economy 81, 521-565, 1973.
- EHRlich, I. **Crime, Punishment, and the Market for Offenses** , The Journal of Economic Perspectives, 1996.
- ENGLE, R. F.; GRANGER, W. J. Cointegration and error correction: Representation, Estimation and Testing. **Econometrica**, vol. 55, n. 2, p. 251-276, 1987.
- FAJNZYLBER, P.; ARAÚJO JR, A. Violência e criminalidade. In: LISBOA, M.; MENEZES FILHO, N. (orgs.), **Microeconomia e sociedade no Brasil.** Rio de Janeiro: Contracapa/FGV, 2001.
- FAJNZYLBER, P.; LEDERMAN, D.; LOAYZA, N. What causes violent crime? **European Economic Review**, 2002, v. 46, n. 7, p. 1323-1357, 2002.
- FERNANDEZ, J. C., PEREIRA, R. Diagnóstico da Criminalidade na Bahia: Uma Análise a Partir da Teoria Econômica do Crime. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 32, n. especial, p. 792-806, 2001.
- FLEISHER, B. M. The Effect of Unemployment on Juvenile Delinquency. **Journal of Political Economy**, Vol 71, n. 6, pp. 543-555, 1963.
- GOMES, C. E., PARRÉ, J. L, LIMA, R. L., EVANGELISTA, T. F. **Determinantes do Crime nos Municípios de Minas Gerais e seus possíveis Spillovers Espaciais.** Associação Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos, 2015.
- GOULD, E. D.; WEINBERG, B. A.; MUSTARD, D. Crime Rates and Local Labor Market Opportunities in the United States: 1979-1997. **Review of Economics and Statistics**, Vol. 84, n. 1, pp. 45-61, 2002.
- GRANGER, C.W.J.; NEWBOLD, P. Spurious regressions in econometrics. **Journal of Econometrics**, v. 2, n. 2, p. 111-120, 1974.
- GREENE, W. H. **Econometric analysis. 7. ed.** New Jersey: Prentice Hall, 2012.
- GUJARATI, D. N; PORTER, DC. **Econometria Básica.** New York: AMGH LTDA, 2011.

- HABIBULLAH, M. S., BAHAROM, A. H. **Crime and economic conditions in Malaysia: An ARDL Bounds Testing Approach**. 2008.
- HAUSMAN, J. Specification Tests in Econometrics. **Econometrica**, 46, pp. 1251–1271. 1978.
- KHAN, T. **Estatística da Criminalidade – Manual de Interpretação**. 2005.
- LEVENE, H. Robust testes for equality of variances. **Contributions to Probability and Statistics**, p. 278-292. Stanford Univ. Press, 1960.
- MUNDLAK, Y. On the Pooling of Time Series and Cross Sectional Data. **Econometrica**, Chicago: University of Chicago/Econometric Society, v.56, n.1, p.69-86, 1978.
- OLIVEIRA, C. A. **Criminalidade e o tamanho das cidades brasileiras: um enfoque da economia do crime**. 2005. Em XXXIII Encontro Nacional de Economia. ANPEC, Natal.
- PERSYN, D.; WESTERLUND, J. Error-correction-based cointegration tests for panel data. **Stata journal**, v. 8, n. 2, pg. 232-241, 2008.
- PESARAN, M. H. General diagnostic tests for cross section dependence in panels. **Cambridge Working Papers in Economics**, University of Cambridge, Faculty of Economics, n. 435, 2004.
- RAPHAEL, S.; WINTER-EBMER, R. Identifying the Effect of Unemployment on Crime. **The Journal of Law & Economics**, Vol. 44, n. 1, pp. 259-283, 2001.
- SAH, R. K. **Social Osmosis and Patterns of Crime: A Dynamic Economic Analysis**. Papers 609, Yale – Economic Growth Center.
- SANTOS, M. J. dos, KASSOUF, A. L. Estudos Econômicos das Causas da Criminalidade no Brasil: Evidências e Controvérsias. **Revista Economia**, Brasília (DF), v. 9, n. 2, p. 343-372, mai/ago 2008.
- STOCK, J. H.; WATSON, M. **Econometria**. São Paulo: Person Education. 2004.
- VIAPIANA, L. T. **Economia do Crime – Uma Explicação Para a Formação do Criminoso**. AGE Editora, Porto Alegre, 2006.
- WESTERLUND, J. Testing for error correction in panel data. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 69 n.6,p. 709-748, 2007.
- WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric analysis of cross section and panel data**. 2. ed. Cambridge: MIT Press, 2010.

## APÊNDICE A – Taxa de ocorrências de furtos e roubos por 10 mil habitantes

<b>Trimestre</b>	<b>Rio Grande do Sul</b>	<b>São Paulo</b>	<b>Rio de Janeiro</b>	<b>Minas Gerais</b>	<b>Paraná</b>	<b>Goiás</b>	<b>Santa Catarina</b>
<b>1ºT/2012</b>	54,195	57,794	46,570	44,598	49,325	62,736	51,217
<b>2ºT/2012</b>	55,784	60,649	43,680	45,269	49,997	62,793	47,247
<b>3ºT/2012</b>	55,992	58,400	41,493	43,515	48,815	51,673	42,916
<b>4ºT/2012</b>	56,266	58,688	42,311	46,098	48,950	60,869	42,284
<b>1ºT/2013</b>	55,900	57,233	46,796	44,983	48,898	65,581	43,364
<b>2ºT/2013</b>	55,827	59,235	45,526	45,985	49,513	67,775	42,287
<b>3ºT/2013</b>	55,827	58,842	48,279	45,703	48,769	58,055	41,907
<b>4ºT/2013</b>	55,722	59,222	48,171	48,101	47,562	62,029	43,743
<b>1ºT/2014</b>	59,262	62,152	55,806	49,632	51,272	75,191	48,523
<b>2ºT/2014</b>	59,596	62,690	51,117	48,014	50,682	75,558	44,038
<b>3ºT/2014</b>	59,300	58,663	49,820	46,975	50,360	72,938	41,967
<b>4ºT/2014</b>	59,065	56,840	50,007	48,458	50,409	74,811	43,576
<b>1ºT/2015</b>	62,987	56,433	54,283	49,085	49,598	79,102	48,255
<b>2ºT/2015</b>	61,636	55,784	47,152	51,116	53,062	86,307	42,901
<b>3ºT/2015</b>	63,697	55,342	47,269	51,039	54,207	88,561	42,350
<b>4ºT/2015</b>	65,514	57,924	49,349	54,060	56,939	93,685	42,897
<b>1ºT/2016</b>	67,068	57,409	56,903	55,746	58,762	103,867	47,811
<b>2ºT/2016</b>	64,597	57,884	53,094	54,897	60,799	109,150	43,554
<b>3ºT/2016</b>	62,227	58,228	57,233	54,337	62,762	92,005	42,590
<b>4ºT/2016</b>	56,615	58,321	60,001	55,347	58,734	91,936	51,589
<b>1ºT/2017</b>	62,997	57,811	43,613	54,726	60,074	87,249	54,287
<b>2ºT/2017</b>	61,668	55,769	63,811	50,620	58,591	86,684	45,057
<b>3ºT/2017</b>	56,622	53,661	61,241	49,336	57,639	79,995	44,140
<b>4ºT/2017</b>	52,213	52,603	56,065	49,869	52,866	77,634	44,967

Fonte: Secretarias de Segurança Pública dos Estados pesquisados.



APÊNDICE B – Rendimento Médio Real do Trabalho Principal

<b>Trimestre</b>	<b>Rio Grande do Sul</b>	<b>São Paulo</b>	<b>Rio de Janeiro</b>	<b>Minas Gerais</b>	<b>Paraná</b>	<b>Goiás</b>	<b>Santa Catarina</b>
<b>1ºT/2012</b>	R\$ 1.482	R\$ 1.764	R\$ 1.499	R\$ 1.247	R\$ 1.531	R\$ 1.374	R\$ 1.528
<b>2ºT/2012</b>	R\$ 1.494	R\$ 1.804	R\$ 1.526	R\$ 1.266	R\$ 1.515	R\$ 1.378	R\$ 1.515
<b>3ºT/2012</b>	R\$ 1.570	R\$ 1.829	R\$ 1.519	R\$ 1.297	R\$ 1.580	R\$ 1.437	R\$ 1.590
<b>4ºT/2012</b>	R\$ 1.582	R\$ 1.868	R\$ 1.523	R\$ 1.296	R\$ 1.575	R\$ 1.444	R\$ 1.616
<b>1ºT/2013</b>	R\$ 1.645	R\$ 1.928	R\$ 1.616	R\$ 1.361	R\$ 1.653	R\$ 1.491	R\$ 1.642
<b>2ºT/2013</b>	R\$ 1.683	R\$ 2.025	R\$ 1.639	R\$ 1.369	R\$ 1.669	R\$ 1.521	R\$ 1.660
<b>3ºT/2013</b>	R\$ 1.766	R\$ 2.008	R\$ 1.725	R\$ 1.407	R\$ 1.722	R\$ 1.581	R\$ 1.714
<b>4ºT/2013</b>	R\$ 1.788	R\$ 1.999	R\$ 1.769	R\$ 1.442	R\$ 1.741	R\$ 1.584	R\$ 1.762
<b>1ºT/2014</b>	R\$ 1.814	R\$ 2.143	R\$ 1.836	R\$ 1.497	R\$ 1.805	R\$ 1.598	R\$ 1.817
<b>2ºT/2014</b>	R\$ 1.832	R\$ 2.139	R\$ 1.762	R\$ 1.511	R\$ 1.823	R\$ 1.632	R\$ 1.772
<b>3ºT/2014</b>	R\$ 1.824	R\$ 2.189	R\$ 1.669	R\$ 1.564	R\$ 1.852	R\$ 1.669	R\$ 1.835
<b>4ºT/2014</b>	R\$ 1.858	R\$ 2.225	R\$ 1.796	R\$ 1.553	R\$ 1.927	R\$ 1.708	R\$ 1.929
<b>1ºT/2015</b>	R\$ 1.915	R\$ 2.346	R\$ 1.934	R\$ 1.598	R\$ 1.983	R\$ 1.742	R\$ 1.980
<b>2ºT/2015</b>	R\$ 1.940	R\$ 2.436	R\$ 2.010	R\$ 1.597	R\$ 2.014	R\$ 1.725	R\$ 1.991
<b>3ºT/2015</b>	R\$ 1.931	R\$ 2.421	R\$ 2.052	R\$ 1.615	R\$ 2.053	R\$ 1.793	R\$ 2.012
<b>4ºT/2015</b>	R\$ 2.009	R\$ 2.455	R\$ 2.076	R\$ 1.632	R\$ 2.028	R\$ 1.737	R\$ 1.982
<b>1ºT/2016</b>	R\$ 2.062	R\$ 2.526	R\$ 2.227	R\$ 1.680	R\$ 2.049	R\$ 1.800	R\$ 2.015
<b>2ºT/2016</b>	R\$ 2.124	R\$ 2.482	R\$ 2.251	R\$ 1.699	R\$ 2.076	R\$ 1.797	R\$ 2.018
<b>3ºT/2016</b>	R\$ 2.202	R\$ 2.569	R\$ 2.230	R\$ 1.698	R\$ 2.130	R\$ 1.859	R\$ 2.113
<b>4ºT/2016</b>	R\$ 2.215	R\$ 2.656	R\$ 2.235	R\$ 1.712	R\$ 2.191	R\$ 1.897	R\$ 2.137
<b>1ºT/2017</b>	R\$ 2.255	R\$ 2.694	R\$ 2.276	R\$ 1.736	R\$ 2.194	R\$ 1.941	R\$ 2.216
<b>2ºT/2017</b>	R\$ 2.246	R\$ 2.679	R\$ 2.222	R\$ 1.743	R\$ 2.161	R\$ 1.916	R\$ 2.228
<b>3ºT/2017</b>	R\$ 2.259	R\$ 2.694	R\$ 2.228	R\$ 1.780	R\$ 2.208	R\$ 1.924	R\$ 2.264
<b>4ºT/2017</b>	R\$ 2.280	R\$ 2.725	R\$ 2.243	R\$ 1.804	R\$ 2.254	R\$ 2.032	R\$ 2.290

Fonte: Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) Contínua do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

## APÊNDICE C – Taxa Percentual de Desemprego

<b>Trimestre</b>	<b>Rio Grande do Sul</b>	<b>São Paulo</b>	<b>Rio de Janeiro</b>	<b>Minas Gerais</b>	<b>Paraná</b>	<b>Goiás</b>	<b>Santa Catarina</b>
<b>1ºT/2012</b>	5,3%	7,8%	8,5%	7,8%	5,6%	6,3%	4,1%
<b>2ºT/2012</b>	5,0%	7,5%	7,4%	7,1%	5,3%	5,2%	3,7%
<b>3ºT/2012</b>	4,6%	6,9%	7,4%	6,4%	4,6%	4,9%	3,2%
<b>4ºT/2012</b>	4,3%	6,8%	6,8%	6,2%	4,3%	5,1%	2,7%
<b>1ºT/2013</b>	5,3%	7,7%	7,2%	7,4%	4,9%	6,8%	3,6%
<b>2ºT/2013</b>	4,5%	7,4%	6,9%	7,0%	4,5%	5,7%	3,4%
<b>3ºT/2013</b>	4,8%	7,3%	6,8%	6,3%	4,2%	5,1%	2,8%
<b>4ºT/2013</b>	4,6%	6,5%	6,2%	5,7%	3,7%	4,0%	2,5%
<b>1ºT/2014</b>	5,4%	7,2%	6,7%	7,1%	4,1%	5,7%	3,1%
<b>2ºT/2014</b>	4,9%	7,0%	6,4%	6,8%	4,1%	5,4%	2,8%
<b>3ºT/2014</b>	5,2%	7,2%	6,1%	6,8%	4,1%	5,1%	2,9%
<b>4ºT/2014</b>	4,5%	7,1%	5,8%	6,2%	3,7%	5,0%	2,7%
<b>1ºT/2015</b>	5,6%	8,5%	6,5%	8,2%	5,3%	7,0%	3,9%
<b>2ºT/2015</b>	5,9%	9,0%	7,2%	7,8%	6,2%	7,3%	3,9%
<b>3ºT/2015</b>	6,8%	9,6%	8,2%	8,6%	6,1%	7,2%	4,4%
<b>4ºT/2015</b>	6,5%	10,1%	8,5%	9,3%	5,8%	7,7%	4,2%
<b>1ºT/2016</b>	7,5%	12,0%	10,0%	11,1%	8,1%	10,0%	6,0%
<b>2ºT/2016</b>	8,7%	12,2%	11,4%	10,9%	8,2%	10,2%	6,7%
<b>3ºT/2016</b>	8,2%	12,8%	12,1%	11,2%	8,5%	10,5%	6,4%
<b>4ºT/2016</b>	8,3%	12,4%	13,4%	11,1%	8,1%	11,2%	6,2%
<b>1ºT/2017</b>	9,1%	14,2%	14,5%	13,7%	10,3%	12,7%	7,9%
<b>2ºT/2017</b>	8,4%	13,5%	15,6%	12,2%	8,9%	11,0%	7,5%
<b>3ºT/2017</b>	8,0%	13,2%	14,5%	12,3%	8,5%	9,2%	6,7%
<b>4ºT/2017</b>	8,0%	12,7%	15,1%	10,6%	8,3%	9,4%	6,3%

Fonte: Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) Contínua do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

## APÊNDICE D – Média Trimestral do Índice de Atividade Econômica Regional

<b>Trimestre</b>	<b>Rio Grande do Sul</b>	<b>São Paulo</b>	<b>Rio de Janeiro</b>	<b>Minas Gerais</b>	<b>Paraná</b>	<b>Goiás</b>	<b>Santa Catarina</b>
<b>1ºT/2012</b>	128,970	144,820	135,663	140,973	150,657	159,483	135,017
<b>2ºT/2012</b>	134,377	146,873	137,517	148,120	156,440	165,900	138,190
<b>3ºT/2012</b>	139,663	150,137	137,357	148,580	159,093	167,370	140,670
<b>4ºT/2012</b>	139,700	150,707	138,480	146,847	158,670	166,583	139,887
<b>1ºT/2013</b>	140,363	151,053	138,847	146,583	162,580	171,310	139,690
<b>2ºT/2013</b>	144,497	153,410	139,090	150,560	163,740	171,503	142,627
<b>3ºT/2013</b>	147,403	154,663	140,160	150,340	165,553	174,763	144,647
<b>4ºT/2013</b>	147,177	154,127	140,877	148,813	165,627	175,173	145,077
<b>1ºT/2014</b>	146,310	153,423	141,880	151,063	165,933	175,220	145,633
<b>2ºT/2014</b>	142,960	151,887	141,140	147,070	161,473	177,700	143,357
<b>3ºT/2014</b>	143,137	150,373	141,363	146,670	161,937	179,383	143,513
<b>4ºT/2014</b>	143,937	150,933	141,520	147,963	164,707	176,610	144,117
<b>1ºT/2015</b>	143,433	150,467	141,393	145,333	163,133	175,627	141,620
<b>2ºT/2015</b>	139,313	147,563	139,577	142,920	160,370	172,890	140,177
<b>3ºT/2015</b>	136,373	145,380	138,063	141,483	155,673	170,097	137,613
<b>4ºT/2015</b>	133,877	144,423	136,770	140,097	154,643	169,343	135,680
<b>1ºT/2016</b>	131,863	142,160	135,243	137,837	153,500	168,427	134,067
<b>2ºT/2016</b>	130,997	141,190	134,920	139,187	154,250	167,933	133,930
<b>3ºT/2016</b>	130,877	138,813	133,770	138,950	151,980	166,040	133,537
<b>4ºT/2016</b>	129,723	137,747	131,780	136,913	152,550	165,030	132,783
<b>1ºT/2017</b>	134,700	138,650	132,300	140,037	157,270	159,483	137,580
<b>2ºT/2017</b>	133,723	140,580	131,450	138,227	156,767	169,370	138,463
<b>3ºT/2017</b>	132,880	141,340	130,807	138,730	158,213	170,633	140,143
<b>4ºT/2017</b>	133,303	142,087	132,410	141,470	159,033	170,907	142,587

Fonte: Banco Central do Brasil (BCB).

## APÊNDICE E – Outputs com resultados estatísticos gerados no software STATA<sup>3</sup>

### Teste de Breitung (2000) para TxCrimes

```
. xtunitroot breitung TxCrimes, trend robust
```

```
Breitung unit-root test for TxCrimes
```

Ho: Panels contain unit roots	Number of panels =	7
Ha: Panels are stationary	Number of periods =	24
AR parameter: Common	Asymptotics: T,N -> Infinity	
Panel means: Included	sequentially	
Time trend: Included	Prewhitening: Not performed	

	Statistic	p-value
lambda*	-0.9654	0.1672

\* Lambda robust to cross-sectional correlation

.

### Teste de Breitung (2000) para TxCrimes diferenciada uma vez

```
. xtunitroot breitung d_TxCrimes, trend robust
```

```
Breitung unit-root test for d_TxCrimes
```

Ho: Panels contain unit roots	Number of panels =	7
Ha: Panels are stationary	Number of periods =	23
AR parameter: Common	Asymptotics: T,N -> Infinity	
Panel means: Included	sequentially	
Time trend: Included	Prewhitening: Not performed	

	Statistic	p-value
lambda*	-5.4940	0.0000

\* Lambda robust to cross-sectional correlation

<sup>3</sup>Para maior facilidade, os nomes das variáveis no STATA não foram registradas com o Ln referente ao logaritmo, entretanto todas já estão transformadas logaritmicamente.

## Teste de Breitung (2000) para RendMed

```
. xtunitroot breitung RendMed, trend robust
```

```
Breitung unit-root test for RendMed
```

Ho: Panels contain unit roots	Number of panels =	7
Ha: Panels are stationary	Number of periods =	24
AR parameter: Common	Asymptotics: T,N -> Infinity	
Panel means: Included		sequentially
Time trend: Included	Prewhitening: Not performed	

	Statistic	p-value
lambda*	-0.5755	0.2825

\* Lambda robust to cross-sectional correlation

## Teste de Breitung (2000) para RendMed diferenciada uma vez

```
. xtunitroot breitung d_RendMed, trend robust
```

```
Breitung unit-root test for d_RendMed
```

Ho: Panels contain unit roots	Number of panels =	7
Ha: Panels are stationary	Number of periods =	23
AR parameter: Common	Asymptotics: T,N -> Infinity	
Panel means: Included		sequentially
Time trend: Included	Prewhitening: Not performed	

	Statistic	p-value
lambda*	-5.9406	0.0000

\* Lambda robust to cross-sectional correlation

## Teste de Breitung (2000) para Desemp

```
. xtunitroot breitung Desemp, trend robust
```

```
Breitung unit-root test for Desemp
```

Ho: Panels contain unit roots	Number of panels =	7
Ha: Panels are stationary	Number of periods =	24
AR parameter: Common	Asymptotics: T,N -> Infinity	
Panel means: Included	sequentially	
Time trend: Included	Prewhitening: Not performed	

	Statistic	p-value
lambda*	-0.2336	0.4077

```
* Lambda robust to cross-sectional correlation
```

## Teste de Breitung (2000) para Desemp diferenciada uma vez

```
. xtunitroot breitung d_Desemp, trend robust
```

```
Breitung unit-root test for d_Desemp
```

Ho: Panels contain unit roots	Number of panels =	7
Ha: Panels are stationary	Number of periods =	23
AR parameter: Common	Asymptotics: T,N -> Infinity	
Panel means: Included	sequentially	
Time trend: Included	Prewhitening: Not performed	

	Statistic	p-value
lambda*	-3.4305	0.0003

```
* Lambda robust to cross-sectional correlation
```

### Teste de Breitung (2000) para IBCR

```
. xtunitroot breitung IBCR, trend robust
```

```
Breitung unit-root test for IBCR
```

Ho: Panels contain unit roots	Number of panels =	7
Ha: Panels are stationary	Number of periods =	24
AR parameter: Common	Asymptotics: T,N -> Infinity	
Panel means: Included		sequentially
Time trend: Included	Prewhitening: Not performed	

	Statistic	p-value
lambda*	0.5018	0.6921

\* Lambda robust to cross-sectional correlation

### Teste de Breitung (2000) para IBCR diferenciado uma vez

```
. xtunitroot breitung d_IBCR, trend robust
```

```
Breitung unit-root test for d_IBCR
```

Ho: Panels contain unit roots	Number of panels =	7
Ha: Panels are stationary	Number of periods =	23
AR parameter: Common	Asymptotics: T,N -> Infinity	
Panel means: Included		sequentially
Time trend: Included	Prewhitening: Not performed	

	Statistic	p-value
lambda*	-1.6062	0.0541

\* Lambda robust to cross-sectional correlation

## Teste de Cointegração de Westerlund (2007)

```
. xtointtest westerlund TxCrimes Desemp RendMed IBCR, allpanels trend demean
```

Westerlund test for cointegration

```
-----
Ho: No cointegration                Number of panels   =    7
Ha: All panels are cointegrated     Number of periods  =   24
```

```
Cointegrating vector: Panel specific
Panel means:          Included
Time trend:           Included
AR parameter:         Same
```

Cross-sectional means removed

	Statistic	p-value
Variance ratio	-1.7045	0.0441

## Regressão em modelo de Efeitos Fixos (FE)

```
. xtreg TxCrimes RendMed Desemp IBCR, fe
```

```
Fixed-effects (within) regression      Number of obs     =   168
Group variable: estado                 Number of groups  =    7

R-sq:  within = 0.3525                  Obs per group:   min =   24
      between = 0.5003                      avg =   24.0
      overall  = 0.4542                      max =   24

                                         F(3,158)         =   28.67
corr(u_i, Xb) = 0.1396                  Prob > F         =   0.0000
```

TxCrimes	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
RendMed	.0718081	.0843723	0.85	0.396	-.0948351 .2384512
Desemp	.2351824	.0477291	4.93	0.000	.1409131 .3294518
IBCR	.9392416	.3148535	2.98	0.003	.3173769 1.561106
_cons	-1.670171	1.542745	-1.08	0.281	-4.717233 1.376892
sigma_u	.12278944				
sigma_e	.08452668				
rho	.67848267	(fraction of variance due to u_i)			

```
F test that all u_i=0:      F(6, 158) =   44.01      Prob > F = 0.0000
```



## Regressão em modelo de Efeitos Aleatórios (EA)

```
. xtreg TxCrimes RendMed Desemp IBCR, re
```

```
Random-effects GLS regression           Number of obs   =       168
Group variable: estado                  Number of groups =         7

R-sq:  within = 0.3523                  Obs per group:  min =        24
      between = 0.5085                      avg =       24.0
      overall = 0.4609                      max =        24

Wald chi2(3) =       90.85
corr(u_i, X) = 0 (assumed)              Prob > chi2     =       0.0000
```

TxCrimes	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
RendMed	.0695949	.0811306	0.86	0.391	-.0894182	.2286081
Desemp	.2401482	.044325	5.42	0.000	.1532729	.3270235
IBCR	1.002405	.2864191	3.50	0.000	.4410336	1.563776
_cons	-1.978381	1.434523	-1.38	0.168	-4.789994	.833232
sigma_u	.1565341					
sigma_e	.08452668					
rho	.77424067	(fraction of variance due to u_i)				

## Teste de Breusch e Pagan (1980)

```
. xttest0
```

```
Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects
```

```
TxCrimes[estado,t] = Xb + u[estado] + e[estado,t]
```

```
Estimated results:
```

	Var	sd = sqrt(Var)
TxCrimes	.0357377	.1890441
e	.0071448	.0845267
u	.0245029	.1565341

```
Test: Var(u) = 0
```

```
chibar2(01) = 670.94
Prob > chibar2 = 0.0000
```

### Teste de Mundlak (1978)

```
. test med_RendMed med_Desemp med_IBCR

( 1) med_RendMed = 0
( 2) med_Desemp = 0
( 3) med_IBCR = 0

           chi2( 3) =      0.60
       Prob > chi2 =      0.8969
```

### Teste de Autocorrelação de Wooldridge (2002)

```
. xtserial TxCrimes RendMed Desemp IBCR, output
```

```
Linear regression                               Number of obs =      161
                                                F( 3,      6) =      6.87
                                                Prob > F      =      0.0229
                                                R-squared     =      0.0889
                                                Root MSE     =      .0706
```

(Std. Err. adjusted for 7 clusters in estado)

D.TxCrimes	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
RendMed						
D1.	-.1319456	.2236396	-0.59	0.577	-.679172	.4152807
Desemp						
D1.	.1781689	.0445353	4.00	0.007	.069195	.2871427
IBCR						
D1.	.1223357	.2333034	0.52	0.619	-.4485371	.6932085

Wooldridge test for autocorrelation in panel data

H0: no first-order autocorrelation

```
F( 1,      6) =      4.218
Prob > F =      0.0858
```

### Teste de Levene (1960)

```
. robvar TxCrimes, by(estado)
```

estado	Summary of TxCrimes		
	Mean	Std. Dev.	Freq.
1	4.078613	.06686831	24
2	4.0565074	.03967598	24
3	3.92128	.11978648	24
4	3.8987856	.07593754	24
5	3.9718394	.08623993	24
6	4.3361039	.19191789	24
7	3.8072194	.0732937	24
Total	4.0100498	.18904414	168

```
W0 = 12.303359 df(6, 161) Pr > F = 0.00000000
```

```
W50 = 10.415625 df(6, 161) Pr > F = 0.00000000
```

```
W10 = 12.063634 df(6, 161) Pr > F = 0.00000000
```

### Teste de Pesaran (2004)

```
. xtcsd, pesaran show
```

```
Correlation matrix of residuals:
```

	c1	c2	c3	c4	c5	c6	c7
r1	1.0000						
r2	0.2866	1.0000					
r3	-0.0855	-0.1740	1.0000				
r4	0.4536	-0.1614	0.2157	1.0000			
r5	0.5847	0.1081	0.1534	0.6577	1.0000		
r6	0.4861	-0.3836	0.2726	0.8294	0.6543	1.0000	
r7	0.2212	0.7453	-0.1703	-0.0552	-0.0836	-0.2811	1.0000

```
Pesaran's test of cross sectional independence = 4.569, Pr = 0.0000
```

## Regressão em modelo de Painel com erro padrão corrigido (PCSE)

```
. xtpcse TxCrimes RendMed Desemp IBCR
```

Linear regression, correlated panels corrected standard errors (PCSEs)

```

Group variable:  estado          Number of obs   =    168
Time variable:  trimestre       Number of groups =     7
Panels:         correlated (balanced)  Obs per group: min =    24
Autocorrelation: no autocorrelation          avg =    24
                                                max =    24

Estimated covariances   =    28      R-squared       =    0.4947
Estimated autocorrelations =    0      Wald chi2(3)    =    345.55
Estimated coefficients   =    4      Prob > chi2     =    0.0000

```

TxCrimes	Panel-corrected				
	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
RendMed	.1542282	.0536242	2.88	0.004	.0491267 .2593296
Desemp	.2073726	.0235076	8.82	0.000	.1612986 .2534466
IBCR	1.432233	.0940485	15.23	0.000	1.247901 1.616565
_cons	-4.698136	.5422875	-8.66	0.000	-5.761 -3.635272