

**FUCAPE WORKING PAPERS**

**Os Fatores econômicos importam? Uma análise da criminalidade no estado do Rio Grande do Sul**

Lucas Balassiano (FUCAPE Business School)  
Cristiano M. Costa (FUCAPE Business School)  
Fábio A. R. Gomes (FUCAPE Business School)

No.35 / (Junho) 2012

# Os fatores econômicos importam? Uma análise da criminalidade no estado do Rio Grande do Sul\*

Lucas Balassiano  
FUCAPE Business School

Cristiano M. Costa\*  
FUCAPE Business School

Fábio A. R. Gomes  
FUCAPE Business School

## Resumo

Este artigo investiga como as variáveis econômicas (renda, desemprego e desigualdade) afetam seis tipos de crimes no Rio Grande do Sul (2000-2011). Os modelos incluem características demográficas e de políticas públicas, além de permitir a existência de inércia nas taxas de criminalidade. Os resultados indicam que existe persistência ao longo do tempo e que os crimes de estelionato e de homicídios não parecem estar relacionados às variáveis econômicas. As estimativas sugerem que os indicadores econômicos têm muito mais a dizer sobre os crimes contra o patrimônio do que sobre homicídios.

Palavras-chave: criminalidade, renda, desigualdade, desemprego.

## Abstract

This article investigates how economics variables (income, unemployment, and inequality) affect six types of crimes in Rio Grande do Sul (2000-2011). The models include public policy and demographic characteristics and allow for persistency in the criminality rates. Results show evidence of persistency and that homicide and larceny by fraud are not related to economic variables. Estimates suggest that economic variables are more related to property crimes than to homicides.

Keywords: crime, income, inequality, unemployment.

JEL: C22, D0, J0

---

\* Os autores agradecem aos participantes dos seminários de pesquisa da FUCAPE e da UFRGS pelos comentários, isentando-os de quaisquer erros remanescentes.

\* Autor para correspondência. Av. Fernando Ferrari, 1358. Boa Vista. Vitória-ES CEP 29075-505. Tel.: (55) 27 4004-4444. E-mail: cristiano@fucape.br

# 1 Introdução

Segundo uma pesquisa recente, elaborada pela organização não-governamental mexicana *Seguridad, Justicia y Paz*, quatorze das cinquenta cidades com maiores taxas de homicídios no mundo se localizavam no Brasil em 2011<sup>1</sup>. O relatório Mapa da Violência 2011, elaborado pelo Instituto Sangari<sup>2</sup>, aponta que o Brasil tem uma taxa anual de homicídio que está entre as seis mais elevadas do mundo: 26,4 homicídios a cada 100 mil habitantes. As estatísticas de outros tipos de crime, como roubo e furto, também seguem níveis elevados para os padrões mundiais. É importante ressaltar que os números continuam elevados, apesar da recente recuperação econômica do período pós-Plano Real.

A aplicação da teoria econômica tem se tornado, cada vez mais vasta, incorporando atualmente a área de criminalidade. Desde Becker (1968), os economistas têm modelado a decisão de cometer um crime como resultados de um processo racional, no qual o potencial criminoso compara os custos e os benefícios de suas escolhas. Segundo esse arcabouço teórico, a situação econômica de uma região (renda, desemprego, desigualdade de renda, etc.) tem impacto direto sobre a atividade criminal, uma vez que afeta os retornos e os custos esperados da atividade criminal.

A renda elevada e um nível baixo de desemprego, por exemplo, indicam que o mercado de trabalho está aquecido, sendo maior o custo de oportunidade de se dedicar à atividade criminosa. Por outro lado, se a desigualdade de renda é alta, a chance de o criminoso se deparar com uma vítima com um volume relativamente elevado de recursos é maior, o que incentiva o crime.

Fazendo uso de uma amostra mensal disponibilizada pela Secretaria de Justiça e Segurança do Rio Grande do Sul, para o período de janeiro de 2000 a abril de 2011, este trabalho investiga como seis tipos diferentes de crime se relacionam com variáveis socioeconômicas, focando três potenciais determinantes: a renda média do trabalhador, a taxa de desemprego e a desigualdade de renda. A análise estima os efeitos dessas variáveis econômicas sobre os crimes de furto, de furto de veículos, de roubo, de roubo de veículos, de estelionato e de homicídio.

---

<sup>1</sup> SEGURIDAD, JUSTICIA Y PAZ (2012). O estudo, intitulado *Ranking de las 50 ciudades más violentas del mundo en 2011*, analisou as cidades com mais de 300 mil habitantes que disponibilizavam suas estatísticas na Internet.

<sup>2</sup> Ver a tabela 3.9.1 em WAISELFISZ (2011).

Essa amostra propicia uma análise temporal da atividade criminal segmentada por tipos de crimes, o que é importante porque crimes violentos, como homicídios e estupros, por exemplo, muitas vezes, não possuem em sua origem a motivação puramente econômica destacada nas teorias econômicas que buscam explicar a incidência de atividades ilícitas. A teoria econômica se aplica melhor aos crimes contra o patrimônio, como furtos e roubos. Nesse sentido, o horizonte de estudo amplo, mais de 10 anos, também permite uma análise das características temporais das séries de dados.

Além de analisar os efeitos da renda, do desemprego e da desigualdade sobre a atividade criminal, foram incluídas outras variáveis de controle nas estimações, com o objetivo de capturar variações demográficas e das políticas públicas, permitindo variações nas especificações dos modelos que também incluíram a possibilidade de persistência da criminalidade.

Os resultados indicam que cada crime possui uma dinâmica particular. A renda média tem impacto negativo sobre as taxas de furto, de roubo e de furto de veículos como proporção da frota. Já a desigualdade de renda tem impacto positivo sobre as taxas de furto, de furto de veículos e de roubo. A taxa de desemprego só afetou positivamente os furtos e os roubos de veículos como proporção da frota. Por outro lado, as taxas de estelionato não parecem estar estatisticamente relacionadas às variáveis socioeconômicas, excetuando-se a desigualdade de renda. Além disso, os resultados indicam que todas as taxas de criminalidade são persistentes, uma vez que a criminalidade atual tem relação positiva com a criminalidade do período anterior.

A taxa de homicídios não apresentou nenhum determinante econômico estatisticamente significativo. Nesse sentido, evidencia-se uma dificuldade dos fatores socioeconômicos para explicar esse tipo de criminalidade. Portanto, recomenda-se que estudos que busquem investigar os efeitos das variáveis econômicas sobre a atividade criminal não se limitem apenas à análise das taxas de homicídios.

Além desta introdução, o artigo está organizado do seguinte modo: a seção 2 apresenta a revisão da literatura teórica e empírica; a terceira seção apresenta a base de dados e a metodologia econométrica utilizada; os resultados são reportados na quarta seção; por fim, a quinta seção apresenta as conclusões.

## 2 Revisão da Literatura

### 2.1 Teoria Econômica da Criminalidade

A teoria econômica foi, inicialmente, aplicada ao problema da criminalidade por Becker (1968). O autor modelou o comportamento de um indivíduo racional que escolhe entre participar no mercado de atividades criminais (ilícitas) e atuar no mercado de atividades legais (lícitas). Segundo o modelo, o número de crimes depende de fatores como probabilidade de o criminoso ser preso e condenado, da intensidade da punição e dos retornos (monetário e psicológico) das duas atividades: criminal e legal. O retorno da atividade legal é uma medida do custo de oportunidade da atividade criminal. Nesse arcabouço, políticas públicas de combate ao crime são, primordialmente, focadas no aumento da punição, da probabilidade de ser preso e nos retornos financeiros das atividades legais.

O trabalho de Ehrlich (1973) incorpora ao trabalho de Becker os efeitos do diferencial de renda entre as duas atividades, do desemprego e do nível de aversão ao risco do indivíduo<sup>3</sup>. O modelo mostra, por exemplo, que, uma vez condenado por uma atividade criminal, um indivíduo retorna ao mercado de trabalho com maior dificuldade de encontrar emprego, e isso diminui os retornos esperados da atividade lícita, criando incentivos para que esse indivíduo cometa novos crimes. Esse efeito também foi demonstrado por Sah (1991), em um modelo intertemporal. O trabalho mostra que, em um ambiente de escolha dinâmica e de incerteza, a probabilidade de um indivíduo cometer um crime é maior se ele participou da atividade ilícita no passado, o que gera certa inércia.

Outro ponto importante levantado por Ehrlich (1973) é o efeito da desigualdade de renda sobre a escolha entre as atividades lícitas e ilícitas (que não são mutuamente excludentes). O autor argumenta que um aumento exógeno da desigualdade de renda leva a um aumento do retorno esperado da atividade ilegal vis-à-vis o retorno da atividade legal. Desse modo, um aumento da desigualdade de renda da economia levaria a um aumento da atividade criminal.

Recentemente, em um modelo de *search*, Burdett, Lagos e Wright (2003) descrevem uma economia em que a dispersão de salários, a taxa de desemprego e a taxa de criminalidade são determinadas endogenamente e mostram que políticas públicas que reduzem o retorno

---

<sup>3</sup> Sjoquist (1973) também segue a mesma abordagem de Becker (1968) e Ehrlich (1973), mas enfatizando o aspecto psicológico destes custos e benefícios das atividades ilícitas.

esperado da atividade criminal estão relacionadas à diminuição do desemprego, da desigualdade salarial e da criminalidade. Fender (1999) também mostra que, em um arcabouço de equilíbrio geral, um aumento da desigualdade de renda eleva a criminalidade, desde que o nível inicial de criminalidade não seja muito elevado.

Em suma, a teoria econômica prevê que uma melhora do cenário econômico (aumento da renda e redução do desemprego) implicaria uma diminuição da criminalidade, enquanto um aumento da desigualdade de renda teria o efeito oposto. O desenvolvimento da literatura teórica que utiliza conceitos microeconômicos para explicar a escolha dos indivíduos entre atividades econômicas lícitas e ilícitas foi acompanhado de diversas evidências empíricas que buscavam testar as previsões dessa teoria.

## 2.2 Evidência Empírica

Os trabalhos teóricos foram acompanhados de análises empíricas relacionando indicadores de criminalidade com variáveis econômicas, em geral, em forma reduzida. Portanto, em tais trabalhos não são estimados parâmetros estruturais, apenas correlações parciais. Já na década de sessenta, Fleisher (1963) investigou a relação entre desemprego e delinquência juvenil nas cidades de Boston, de Cincinnati e de Chicago, nos EUA. Usando dados da Uniform Crime Report (UCR), o autor mostra que existe uma relação positiva entre a taxa de desemprego e o número de crimes cometidos por jovens com menos de 24 anos de idade.

Ehrlich (1973) também faz uma análise empírica em seu artigo. O autor usa os dados da UCR para diferentes estados americanos, entre 1940 e 1960, e estima um modelo que relaciona a taxa de criminalidade de diferentes crimes com a taxa de desemprego, a renda média das famílias, o percentual de famílias com renda abaixo da metade da renda média, e outras variáveis de controle (percentual de não-brancos na população, *dummies* por região, número de homens para cada 100 mulheres, etc.).<sup>4</sup> Os resultados da estimação mostram que os crimes contra o patrimônio (furto, roubo, e furto e roubo de veículos) são positivamente relacionados com o nível de renda mediana e com o percentual de famílias com renda no primeiro quartil da distribuição de renda. Entretanto os crimes de homicídio e estupro não são estatisticamente relacionados com estas variáveis. Os coeficientes da taxa de desemprego não

---

<sup>4</sup> Em geral, a taxa de criminalidade é medida como o número de ocorrências de um determinado crime a cada cem mil habitantes.

são estáveis e também não são significativamente diferentes de zero em nenhum caso, indicando que o desemprego não está associado a nenhum crime analisado.

A literatura empírica das décadas iniciais de pesquisa nessa área não conseguia medir com precisão os efeitos previstos nos modelos teóricos, em parte por escassez de dados, em parte por questões metodológicas<sup>5</sup>. Entretanto, entre as décadas de 1970 e 1990, os EUA enfrentaram um grande aumento da criminalidade e da população carcerária. Por exemplo, em 1993, um em cada cinquenta homens na força de trabalho se encontrava encarcerado nos EUA (Freeman, 1996). Esse fenômeno trouxe novo interesse por trabalhos empíricos relacionando o problema da criminalidade e o desempenho da economia.

Levitt (1997) utilizou dados em painel de 59 cidades americanas, para o período entre 1970 e 1992, para investigar o impacto do efetivo policial sobre a criminalidade. O autor contorna o problema de endogeneidade na escolha do policiamento por meio de uma estimação pelo método de variáveis instrumentais, usando o ciclo eleitoral como instrumento para identificar o efeito da polícia sobre o crime. O autor usa como controle, entre outras variáveis, o nível de desemprego. Os resultados mostram que a taxa de desemprego afeta os crimes contra a propriedade, mas não os crimes violentos. Além disso, o autor conclui que aumentos no contingente policial reduzem crimes violentos, mas têm pouco impacto sobre crimes contra a propriedade.

Resultados nessa direção também foram encontrados por Fougère, Kramarz e Pouget (2006), para regiões da França no período 1990-2000. Os autores investigam os efeitos do desemprego entre jovens (de 15 a 24 anos) sobre diferentes tipos de crimes, usando uma base de dados do Ministério do Interior da França. Os resultados são especialmente robustos para os crimes de furto, de roubo e de roubo de veículos, mas não são estatisticamente significativos para homicídios. Vale destacar que, ao se utilizar o desemprego da população com idades entre 25 e 49 anos, as estimativas perdem significância estatística, indicando que a criminalidade entre jovens pode ser mais relevante do que entre pessoas de idade mais avançada.

---

<sup>5</sup> Cameron (1988) traz uma revisão da literatura teórica e empírica sobre a relação entre criminalidade e policiamento / punições. Essa relação padece do problema de endogeneidade, tema que veio a ser alvo de pesquisa em Levitt (1997). Mais recentemente, Buonanno (2003) faz uma revisão da literatura teórica e empírica da economia do crime. O artigo analisa as relações entre criminalidade e desemprego, desigualdade, educação e interações sociais, enfatizando os resultados empíricos, especialmente a partir da década de 1990. Outras referências incluem a coletânea de artigos organizada no *Handbook of Economics of Crime* (Benson e Zimmerman, 2010) e o capítulo 52 do volume 3 da série *Handbook of Labor Economics*, escrito por Freeman (1999).

Diversos outros trabalhos analisaram a relação entre desemprego e criminalidade. Em geral, os resultados indicam que há uma associação positiva entre desemprego e criminalidade, mas os resultados não são sempre robustos quando são usados dados agregados (Freeman, 1999). O efeito se torna mais robusto quando dados estão no nível individual, mostrando que pessoas que cometem crimes têm maior probabilidade de cometê-los durante períodos em que se encontram desempregadas (Freeman, 1999).

A literatura empírica que estudou os efeitos do rendimento das atividades lícitas sobre a criminalidade, em geral, encontrou uma relação positiva, aumentos de renda estão associados com uma redução da criminalidade, tal como evidenciado inicialmente no trabalho de Ehrlich (1973)<sup>6</sup>. Fajnzylber, Lederman e Loayza (2000) utilizam dados sobre homicídios e roubos em países desenvolvidos e em desenvolvimento disponíveis na *United Nations World Crime Survey* para o período de 1970 a 1994. Os resultados apontam que uma elevação da desigualdade aumenta a criminalidade e que a criminalidade é contracíclica (aumentos de renda diminuem a criminalidade). Esse resultado, associando o aumento da desigualdade de renda com a criminalidade, é obtido em outros estudos, como em Land et al. (1990) e Lee (1993)<sup>7</sup>. A magnitude dos efeitos, porém, varia de acordo com as especificações. Gould et al. (1998), por exemplo, reporta que o aumento de 1% nos salários dos trabalhadores de baixa qualificação técnica pode diminuir os crimes contra o patrimônio entre 0,3% e 1%, dependendo da especificação econométrica. Desse modo, torna-se relevante apresentar um pouco da literatura nacional e as evidências empíricas já obtidas com dados do Brasil.

### 2.3 Evidência Empírica no Brasil

A literatura sobre criminalidade no Brasil tem como foco a investigação de crimes violentos, especialmente homicídios, e seus aspectos geográficos (espaciais). Para tanto, a maioria dos trabalhos utiliza dados regionais e em *cross-section*, como Beato (1998), Beato e Reis (1999) e Beato et. al (2001).<sup>8</sup> No entanto, no que segue, o foco será a parte da literatura empírica que utiliza dados em formato de séries de tempo ou em painel e se relaciona com este trabalho.

---

<sup>6</sup> Ver também Freeman (1987 e 1995), Fagan e Freeman (1997) e Grogger (1997).

<sup>7</sup> Referências sobre a relação entre desigualdade de renda e criminalidade são Chiricos (1987), Freeman (1983 e 1994).

<sup>8</sup> Para uma revisão da literatura dos estudos sobre criminalidade com dados do Brasil, em especial usando microdados, ver Dos Santos e Kassouf (2008).



Andrade e Lisboa (2000) investigaram a evolução das taxas de homicídio nos estados de Minas Gerais, de Rio de Janeiro e de São Paulo, entre 1981 e 1997. Os autores buscaram identificar a relação entre as taxas de homicídio observadas em grupos etários de homens com idades entre 15 e 40 anos nesses estados e diversos fatores econômicos, como salários reais, desemprego e coeficiente de desigualdade de Gini. Usando dados anuais em *cross-section* e em séries temporais, os autores mostraram que, entre os jovens de 15 a 19 anos, um aumento do salário real diminui a taxa de homicídio. Entretanto esse efeito não é significativo nas faixas etárias mais velhas. O trabalho concluiu que o fator mais importante para a determinação das taxas de homicídios é a inércia medida por meio da inclusão da variável dependente defasada no conjunto de regressores. A inércia é positiva e crescente ao longo dos grupos etários. Portanto, os efeitos dos salários reais no grupo inicial (dos 15 aos 19 anos) podem ser duradouros, reduzindo a criminalidade ao longo do tempo. Esse é um resultado importante, pois se refere a um tipo de crime que não é classificado como sendo contra o patrimônio. Desse modo, torna-se importante a análise do efeito da inércia também nos crimes contra o patrimônio.

O trabalho de Fajnzylber, Laderman e Loayza (1998) também analisa as taxas de homicídio e de roubo em diferentes países, com ênfase nos países da América Latina. O estudo utiliza dados nacionais em formato *cross-section* e em painel, para mais de 40 países. Os resultados mostram que períodos de crise econômica e elevações das desigualdades de renda podem levar a aumentos nas taxas de homicídios e, especialmente, no número de roubos. Entretanto, mas os resultados para as taxas de homicídios são sensíveis a mudanças nas especificações econométricas.

Outro trabalho que vai além da investigação do crime de homicídios e utiliza o fator temporal é o de Hartung e Pessôa (2007). Os pesquisadores utilizam dados dos municípios de São Paulo para analisar os efeitos dos fatores demográficos e econômicos em 1980 sobre a criminalidade em 2000. Os resultados mostram que os índices de furtos e de roubos recentes estão positivamente relacionados ao nível e a desigualdade de renda da década perdida. Entretanto esse resultado não é estatisticamente relevante quando analisado o crime de homicídio.

Em suma, a literatura sobre os crimes contra o patrimônio utilizando dados brasileiros em formato de séries temporais ou em painel é relativamente escassa. Este trabalho busca preencher essa lacuna na medida em que se usa séries temporais e analisa os efeitos de diferentes variáveis socioeconômicas apontadas na literatura como determinantes da

criminalidade sobre os diferentes tipos de crime. A seguir, apresenta-se a base de dados utilizada no presente estudo e a metodologia empregada.

### 3 Dados e Metodologia

Esta seção apresenta as principais características da base de dados analisada neste artigo e descreve a metodologia utilizada para inferir quais são os determinantes socioeconômicos da criminalidade no estado do Rio Grande do Sul.

#### 3.1 Base de Dados

Os indicadores de criminalidade para o estado do Rio Grande do Sul utilizados neste trabalho foram obtidos junto à Secretaria da Segurança Pública do Rio Grande do Sul. A base de dados contém 136 observações mensais, de janeiro de 2000 até abril de 2011, referentes a seis tipos de crime: furto, furto de veículos, roubo, roubo de veículos, estelionato e homicídios. Foram construídas oito medidas de crime. Primeiramente, foram calculadas seis taxas de crime anuais por cem mil habitantes, multiplicando-se cada crime por 12 (meses) e 100.000 (habitantes). O resultado foi dividido pela população total. Assim, essa taxa diz o número de vezes que esse crime ocorreu a cada cem mil habitantes. A frequência dos dados continua sendo mensal, mas a taxa é anualizada.

Para o caso de furto e de roubo de veículos, foram construídos ainda indicadores baseados na razão entre o número de vezes que o crime ocorreu e a frota de veículos. Esse índice refere-se ao número de ocorrências a cada cem mil veículos e também é anualizado. Essa nova série foi construída com base nos dados de veículos em circulação, obtida junto ao Detran-RS<sup>9</sup>. Nesse caso, a disponibilidade de dados do Detran-RS resulta a perda de um ano de observações na amostra (os dados são disponibilizados a partir de janeiro de 2001). Ao criar essas taxas de crime, a intenção era levar em conta que a frota de carros pode crescer a uma taxa diferente da população, especialmente quando a renda está crescendo rapidamente.

Foram selecionadas variáveis que buscam representar a dinâmica socioeconômica do estado e que já foram apontadas na literatura teórica e empírica como potenciais

---

<sup>9</sup> A partir de junho de 2003, houve mudança de categorização de alguns veículos, que tiveram seus registros desativados em função da mudança de placas ocorrida alguns anos antes. Nos dados desta pesquisa, esses veículos foram mantidos na mesma categoria que os demais, por ainda fazer parte da frota, apesar de estarem legalmente inaptos à circulação.

determinantes da criminalidade. Além disso, outro requerimento para a determinação da escolha das variáveis foi a sua periodicidade. Como os dados de criminalidade têm frequência mensal, foram utilizados indicadores que também possuíssem essa frequência.

Com o objetivo de medir o impacto do retorno monetário da atividade legal, foi selecionada a variável *rendimento médio real dos ocupados na região metropolitana de Porto Alegre*, calculado na Pesquisa de Emprego e Desemprego (PED) da Fundação de Economia e Estatística (FEE). Essa variável foi utilizada em forma de número-índice, tomando-se como base o mês de Abril de 2011, quando tal índice é igual a 100. Apesar de os dados serem para o estado do Rio Grande do Sul, acredita-se que a dinâmica da região metropolitana seja uma boa *proxy* para a dinâmica do estado.

A PED, calculada pela FEE, também disponibiliza a série mensal da *taxa de desemprego aberto na região metropolitana de Porto Alegre*. Essa variável está na análise, pois espera-se que, condicional ao nível de renda, um aumento na taxa de desemprego diminua o retorno esperado da atividade legal, aumentando a criminalidade.

Também com base na PED, foi calculado um *indicador de desigualdade de renda*. A PED disponibiliza o rendimento médio do pessoal ocupado para cada quartil de renda. O indicador foi definido como a razão entre o rendimento médio dos 50% acima do valor mediano e dos 50% abaixo desse valor. Portanto, quanto maior o indicador, maior a desigualdade de renda entre os ocupados.

Para tentar capturar o efeito de mudanças demográficas, também foram coletados dados referentes à população economicamente ativa. O indicador PEA/PIA, que consiste na razão entre a população economicamente ativa (PEA) e a população em idade ativa (PIA), foi utilizado. Assim, obtivemos o percentual da força de trabalho que se encontra ativa a cada mês. Além disso, calculou-se a proporção de homens entre 20 e 24 anos na população total do estado do Rio Grande do Sul. Essa estatística também é calculada pela FEE e sua periodicidade é mensal. Nesse caso, assume-se que a taxa de natalidade é constante ao longo de cada ano para cada faixa etária, tendo como base os meses de agosto (mês de referência da base anual). Desse modo, a cada mês de agosto, foi calculada a taxa de crescimento anual da população total e da população que se encontrava na faixa de idade de 20 a 24 anos. Em seguida, a cada mês, foi calculada a quantidade total de pessoas em cada faixa etária e, assim, a proporção de pessoas entre 20 e 24 anos foi obtida. Também calculou-se a proporção de homens nesta faixa etária, já que a maior ocorrência de crimes se dá nesta faixa etária e neste gênero.

Por fim, foram criadas três variáveis *dummies* referentes às administrações de Germano Rigotto (PMDB, 1º de janeiro de 2003 a 1º de janeiro de 2007), de Yeda Crusius (PSDB, 1º de janeiro de 2007 a 1º de janeiro de 2011) e de Tarso Genro (PT, iniciada em 1º de janeiro de 2011). A categoria omitida refere-se ao governador Olívio Dutra (PT, 1º de janeiro de 1999 a 1º de janeiro de 2003). Essas variáveis são incluídas no modelo com o intuito de captar eventuais mudanças na condução nas políticas de segurança pública do estado do Rio Grande do Sul.

As séries das taxas de criminalidade anualizadas por 100 mil habitantes bem como as séries de rendimento médio, taxa de desemprego e desigualdade foram dessazonalizadas por meio do método Censo X11 Multiplicativo. Todas essas séries apresentavam sazonalidade significativa e foram ajustadas.

As estatísticas descritivas referentes às variáveis definidas acima são apresentadas na Tabela 1. Em todo o estado do Rio Grande do Sul, a taxa de furtos média foi, aproximadamente, 2,016, indicando que, a cada cem mil pessoas, esse é o número de vítimas desse crime por ano. Esse é o crime mais comum na nossa amostra. A taxa média de furtos de veículos é 171. É importante destacar que, de acordo com o Sistema Nacional de Estatísticas do Ministério da Justiça do Brasil, os crimes de furto de veículos são contabilizados no total de furtos. Entretanto, neste trabalho, esses dois crimes foram separados, tal como disponibilizados pela Secretaria da Segurança Pública do RS.<sup>10</sup> O roubo é o segundo crime mais comum entre os analisados, apresentando taxa aproximadamente igual a 547, enquanto a taxa do roubo de veículos é, praticamente, cinco vezes menor, estando em torno de 104. De maneira semelhante ao caso de furtos, destaca-se que a categoria roubo não inclui os roubos de veículos. A taxa média do crime de estelionato é, aproximadamente, 147, sendo este um dos crimes menos frequentes na amostra.

### **Inserir Tabela 1**

Em média, a taxa de homicídio é quase 14, indicando que, a cada cem mil pessoas, esse é o número aproximado de vítimas por ano. Cabe ressaltar que não estão incluídos nessa variável os crimes de latrocínio (roubo seguido de morte). Essa distinção é importante, pois, em tese, a abordagem econômica não faz distinção entre crimes contra o patrimônio e crimes

---

<sup>10</sup> Ver <http://www.ssp.rs.gov.br>.

passionais. Entretanto as motivações que levam a esse tipo de crime, tais como, discussões em bares e boates, brigas no trânsito e outras desavenças, muitas vezes, não possuem motivação econômica.

Quanto à taxa de furto de veículo por frota, observa-se que 463 de cada cem mil carros, aproximadamente, são furtados por ano, em média. No caso de roubos, esse número está em torno de 283.

A Figura 1 apresenta a evolução das variáveis furto, furto de veículos, roubo e roubo de veículos, sendo possível observar que elas têm uma dinâmica similar durante o período analisado. Esses quatro tipos de crime apresentam um período de forte elevação na primeira metade da década e declínio da metade para o final. Entretanto os picos de criminalidade não são comuns. Já a taxa de furtos atinge o seu pico em julho de 2003 quando ultrapassa 2,533, enquanto o número de furtos de veículos atinge o seu máximo em agosto do mesmo ano, quando a taxa torna-se, aproximadamente, 216. Por outro lado, o crescimento do roubo e do roubo de veículo foi mais duradouro, alcançando seus respectivos pontos de máximo em dezembro de 2006 (taxa em torno de 650) e em outubro de 2006 (taxa em torno de 158).

### **Inserir Figura 1**

A Figura 2 apresenta a evolução dos crimes de estelionato e homicídios. A dinâmica desses dois crimes é um pouco distinta daquela dos crimes anteriores. O estelionato apresenta o mesmo crescimento inicial dos demais crimes apresentados na Figura 1, com um pico da taxa em torno de 205 em dezembro de 2005. No entanto sua trajetória de queda, iniciada em novembro de 2007, é interrompida já no início de 2010, atingindo um novo máximo local em maio de 2010, com taxa em torno de 172. Já o crime de homicídio é o que mais difere dos demais. Esse tipo de crime não apresenta uma tendência, parecendo flutuar em torno de uma média estável, mas com alta variabilidade. A taxa mínima de homicídios foi de 8.775 ao mês, em dezembro de 2003, enquanto a taxa máxima foi de 18.258, em março de 2009.

### **Inserir Figura 2**

A relação entre os indicadores de criminalidade e as variáveis socioeconômicas (renda média, taxa de desemprego e desigualdade) é inicialmente investigada nas Figuras 3, 4 e 5, por meio do diagrama de dispersão, que inclui a reta de regressão simples ajustada pelo

estimador de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Além disso, a Tabela 2 apresenta a correlação entre as medidas de crime e essas variáveis socioeconômicas.

Na Figura 3, são apresentados os gráficos de dispersão entre cada uma das seis taxas anualizadas de crime a cada cem mil habitantes e a renda média, indicando que todas as variáveis têm uma relação negativa com a renda, excetuando-se a taxa de homicídios. Conforme apresentado na Tabela 2, para os crimes de furto, de furto de veículos, de roubo, de roubo de veículos e de estelionato, a correlação entre a taxa de crime e o rendimento médio do pessoal ocupado é significativa e negativa. A única exceção é a taxa de homicídios, que apresenta correlação não significativa ( $t=1.083$ ). Os crimes que apresentam maior correlação (em módulo) com o rendimento médio são furto (-0.874) e roubo (-0.826).

**Inserir Figura 3**

**Inserir Tabela 2**

A Figura 4 apresenta os gráficos de dispersão entre cada uma das seis taxas de crime e o desemprego. A análise gráfica indica que os crimes de furto, furto de veículos, roubo e estelionato apresentam relação positiva com a taxa de desemprego. Ou seja, quanto maior a taxa de desemprego, maior a ocorrência desses tipos de crimes. O crime de roubo de veículos, porém, não segue o mesmo padrão. Os resultados apresentados na Tabela 2 indicam que a correlação negativa entre a taxa de desemprego e a taxa de roubo de veículos (-0.092) não é significativa. Já a taxa de homicídios apresenta uma correlação de -0.335 com a taxa de desemprego, sendo essa correlação estatisticamente diferente de zero, a 5% de significância, no período analisado.

**Inserir Figura 4**

A Figura 5 apresenta os gráficos de dispersão entre cada uma das seis taxas de crime e a desigualdade. A relação entre o indicador de desigualdade de renda e a criminalidade é a mais instável, e também é a menos intuitiva. No período analisado, a correlação é positiva para furto (0.447) e para furto de veículos (0.714), mas é negativa para os crimes de roubo de veículos (-0.661), de estelionato (-0.255) e de homicídios (-0.180). A correlação não é significativa para roubo.

## **Inserir Figura 5**

A Tabela 2 apresenta, ainda, a correlação entre os indicadores econômicos e as taxas de furto e roubo de veículos, calculadas a partir da frota de automóveis. Essas taxas de crime apresentam correlação negativa com a renda e positiva com o desemprego, conforme esperado. No caso da desigualdade, a correlação com furto é positiva e significativa, enquanto a correlação com roubo não é estatisticamente diferente de zero a 5% de significância.

Nesta seção, elaborou-se uma análise inicial a respeito da correlação entre as diferentes taxas de crime e as variáveis socioeconômicas de maior interesse. Para tanto, foi analisada, graficamente, e por meio do coeficiente de correlação simples, a associação linear entre essas variáveis. Essa análise é bastante informativa. No entanto pode-se enriquecê-la por meio da estimação de um modelo econométrico que permite encontrar correlações parciais entre as variáveis. Por exemplo, espera-se que o aumento do desemprego esteja associado ao aumento da criminalidade, quando são mantidas constantes as demais variáveis. Assim, não achar uma correlação simples significativa entre o desemprego e a criminalidade não é problemático. No entanto, se forem consideradas outras variáveis, e persistir a correlação parcial não significativa, então, tem-se evidência de que o desemprego não afeta a criminalidade. Em outras palavras, o desemprego não agrega novas informações, quando se leva em conta a relação entre as demais variáveis e a medida de criminalidade sob análise. Na próxima seção, serão apresentados os modelos econométricos utilizados com o objetivo de medir a correlação parcial entre as variáveis socioeconômicas e as diversas medidas de criminalidade.

### **3.2 Modelo Econométrico**

Neste artigo, objetiva-se investigar a relação entre medidas de crime e variáveis socioeconômicas. Para tanto, serão utilizadas séries temporais mensais de janeiro de 2000 até abril de 2011. Nos estudos envolvendo séries de tempo, uma preocupação imediata é quanto à ordem de integração das séries, isto é, se elas possuem ou não uma tendência estocástica. Em caso afirmativo, podemos incorrer no problema de regressão espúria, cuja intuição é simples.

Duas séries que apresentam tendência, seja de crescimento, seja de decréscimo, podem aparentar serem correlacionadas, mesmo quando são independentes.

Mais precisamente, supõe-se que duas séries independentes,  $x_t$  e  $y_t$ , são integradas de ordem um, possuindo uma tendência estocástica. Considere o seguinte modelo de regressão:  $y_t = \beta_1 + \beta_2 x_t + u_t$ , em que  $\beta = (\beta_1 \ \beta_2)$  é o vetor de parâmetros desconhecidos e  $u_t$  é o termo de erro. Espera-se que a  $H_0: \beta_2 = 0$  fosse quase sempre não rejeitada, dado que  $x_t$  e  $y_t$  são independentes (dependendo, é claro, do nível de significância usado no teste). No entanto não é isso que ocorre. Em geral, tal hipótese nula é frequentemente rejeitada, o resíduo torna-se integrado de ordem um, e o  $R^2$  é muito elevado. Daí o nome regressão espúria, pois se  $x_t$  e  $y_t$  são gerados independentemente, não se espera que o modelo indique qualquer associação entre eles. Granger e Newbold (1974) foram os primeiros a documentar o problema de regressão espúria, no caso, por meio de simulações de Monte Carlo. Posteriormente, Phillips (1986) explicou, teoricamente, a causa dos resultados obtidos. Basicamente, nesse contexto, o estimador de MQO não é consistente, e as estatísticas de teste t e F divergem, não apresentando a distribuição habitual.

O problema de regressão espúria ocorre se não existe um vetor  $\beta$  tal que  $u_t = y_t - \beta_1 - \beta_2 x_t$  seja integrado de ordem zero. Nesse caso, o estimador de MQO gera resultados espúrios. No entanto, se tal vetor existe, diz-se que  $x_t$  e  $y_t$  são cointegrados e a aplicação do estimador de MQO volta a ser apropriada. Inclusive, nesse caso,  $\hat{\beta}_2$  é não somente consistente, mas ele converge para o verdadeiro  $\beta_2$  à taxa T. Dizemos, então, que o estimador de MQO é superconsistente.

Não havendo cointegração, existem outras possibilidades. Primeiro, a inclusão de uma defasagem da variável dependente. No caso estudado, isso seria equivalente a testar a persistência das taxas de crime, o que representa um dos objetivos do trabalho. Outra opção seria tomar a primeira diferença dos dados. Por fim, outra possibilidade seria a aplicação do ajustamento de Cochrane-Orcutt para correlação serial de primeira ordem.<sup>11</sup> Blough (1992) mostrou que isso é assintoticamente equivalente a tomar a primeira diferença dos dados. O problema nesses casos seria um diagnóstico não muito claro sobre a ordem de integração das séries, pois diferenciar séries  $I(0)$  pode acarretar problemas de especificação.

Diante de toda essa exposição, optou-se pela seguinte metodologia. A estimação será dada por MQO, nos seguintes modelos:

---

<sup>11</sup> Para maiores detalhes veja Hamilton (1994), capítulos 18 e 19.



$$c_{s,t} = \beta_0 + \sum_{j=1}^k \beta_j x_{j,t} + u_t \quad (1)$$

em que  $c_{s,t}$  é uma medida do crime  $s$  no período  $t$ ;  $x_{j,t}$ ,  $j = 1, \dots, k$ , representa as  $k$ -ésimas variáveis explicativas no período  $t$ ; sendo  $\beta_j$ ,  $j = 0, \dots, k$ , os  $k + 1$  parâmetros a serem estimados; por fim,  $u_t$  é o termo de erro. Em vez de aplicar uma série de pré-testes para avaliar se as variáveis são I(1) ou I(0), será apenas estudado o comportamento do resíduo de MQO,  $\hat{u}_t$ . Se a tese de que o resíduo é I(0) não for rejeitada, não haverá problema de regressão espúria. Caso o resíduo seja I(1), será preciso modificar a metodologia usada. De fato, essa metodologia nada mais é do que o teste de cointegração proposto por Engle e Granger (1987), chamado de teste EG.

Portanto, serão estimados os modelos para as diferentes medidas de crime e, posteriormente, será aplicado um teste de raiz unitária para a série de resíduos. Duas observações são importantes. Primeiro, como a hipótese nula do teste de raiz unitária é presença de raiz unitária, a hipótese nula do teste EG é a ausência de cointegração. Segundo, existem vários testes de raiz unitária que podem ser aplicados ao resíduo do modelo (1). Engle e Granger (1987) sugeriram que fosse usado o teste de raiz unitária de Dickey e Fuller (1979, 1981), chamado ADF. No entanto, aplicado ao resíduo de um modelo, tal teste não tem mais a distribuição tabulada por Dickey e Fuller. Engle e Granger (1987) calcularam os valores críticos via simulação de Monte Carlo, para o caso com apenas um regressor e, mais recentemente, MacKinnon (1991) construiu valores críticos para diversos cenários. Enfim, ao ser aplicado nesse contexto, o teste ADF é chamado de *Cointegration ADF*, ou simplesmente, teste CADF.

Encontrando-se evidências de cointegração, será possível analisar os coeficientes da equação (1) da maneira habitual. Portanto, poderão ser usados os testes de significância usuais, a partir da investigação de cada tipo de crime e de quais são os seus determinantes. Como proposto anteriormente, o objetivo é avaliar que tipos de crime dependem do desempenho da economia, medido pela renda média, pela taxa de desemprego e por outras variáveis socioeconômicas.

Por fim, estimou-se também o modelo com uma defasagem da variável dependente, isto é,

$$c_{s,t} = \beta_0 + \alpha c_{s,t-1} + \sum_{j=1}^k \beta_j x_{j,t} + u_t \quad (2)$$

Isso permite que seja investigado o grau de persistências das taxas de crime. No modelo (2), ao incluir-se a defasagem da variável dependente, já evita-se o problema de regressão espúria, não sendo necessário realizar o teste CADF.

Os modelos (1) e (2) são bastante parcimoniosos, pois possuem poucos parâmetros. No modelo (1) o número máximo de variáveis explicativas é oito: renda média, desemprego, desigualdade, PEA/PIA, homens jovens e as três *dummies* de governos. Assim, no modelo (1) são estimados no máximo 9 parâmetros e no modelo (2) são estimados 10 parâmetros. É importante ter um número reduzido de parâmetros, pois algumas especificações são estimadas com apenas 124 observações. De fato isso explica por que não estimamos um modelo VEC. Assumindo que, além da medida de crime, a renda média, o desemprego, a desigualdade, a PEA/PIA e homens jovens seriam endógenas, cada defasagem do modelo VEC adicionaria 36 parâmetros ao modelo. Assim, mesmo com poucas defasagens, ao se considerar as variáveis exógenas (três *dummies* de governos) e os coeficientes do vetor de cointegração, haveria um número muito alto de parâmetros para serem estimados. De fato, os modelos (1) e (2) poderiam incluir defasagens de todas as variáveis independentes, mas optamos apenas por incluir a defasagem da própria taxa de crime no modelo (2), pois ela contém informação sobre a defasagem das demais variáveis. Em suma, em função do número limitado de observações, procuramos estimar um modelo parcimonioso.

## 4 Resultados

Nesta seção, estão os resultados das estimações dos modelos (1) e (2) para as oito medidas de criminalidade: furto, furto de veículos, roubo, roubo de veículos, estelionato, homicídio, furto de veículo por frota e roubo de veículo por frota. As variáveis explicativas já foram definidas e, basicamente, referem-se ao nível de atividade (renda, desemprego e PEA/PIA), desigualdade, características demográficas (homens jovens na população), além de variáveis *dummies* para cada governo. A *dummy* omitida refere-se ao governador Olívio Dutra (PT). Assim, foram incluídas as *dummies* referentes a Germano Rigotto (PMDB), a Yeda Crusius (PSDB) e a Tarso Genro do (PT).

A Tabela 3 apresenta os resultados para a variável furto. Inicialmente, foram incluídas no modelo apenas as variáveis explicativas renda, desemprego e desigualdade. Observa-se que o coeficiente da renda possui o sinal negativo esperado e que o p-valor do coeficiente é menor

do que 1%. Assim, aumentos de renda estão associados a reduções nos furtos. A desigualdade também é relevante e com sinal positivo. Porém o desemprego não se mostrou relevante, nem mesmo ao nível de 10% de significância.

Naturalmente, esse modelo simplificado pode estar omitindo variáveis importantes e, por essa razão, foram incluídos outros fatores na análise. O segundo modelo acrescenta a relação PEA/PIA, mas tal relação mostrou-se irrelevante, e os resultados anteriores mantiveram-se similares.

Foi acrescentada, na terceira especificação, a variável percentual de homens de 20 a 24 anos na população, e os resultados apresentaram uma mudança importante. A desigualdade apresentou p-valor superior a 10%, deixando de ser relevante. Além disso, a variável homens jovens na população foi relevante e, conforme esperado, seu sinal é positivo, indicando que aumentos na proporção de homens estão associados a aumentos do furto.

### **Inserir Tabela 3**

Na especificação (4), foram incluídas as *dummies*, e todas foram relevantes, todas com sinal positivo, indicando que, com relação à *dummy* omitida referente ao governo de Olívio Dutra, houve aumento das taxas de furto. Obviamente, seria bastante precipitado atribuir qualquer causalidade a esses resultados. Pode-se dizer apenas que nos períodos posteriores ao mandato do governador Olívio Dutra a criminalidade medida pelos furtos aumentou, mesmo levando-se em conta a renda, o desemprego, a desigualdade, a relação PEA/PIA e a proporção de homens jovens na população.

Destaca-se que, na análise do número de furtos, nas especificações (1) a (4), rejeita-se a hipótese nula de ausência de cointegração do teste CADF, ao nível de significância de 5%. Isso significa que os resultados obtidos não são espúrios.

Por fim, na coluna (5) da Tabela 3, apresenta-se o modelo com uma defasagem da variável dependente. Esta defasagem mostrou-se relevante, mesmo a 1% de significância, com coeficiente aproximadamente igual a 0.458. Isso indica que existe persistência na taxa de furto. Os demais resultados não se alteraram, qualitativamente<sup>12</sup>.

---

<sup>12</sup> Neste estudo optou-se por fazer uma análise mais qualitativa dos resultados. Uma abordagem quantitativa também poderia ser feita. Por exemplo, poderíamos dizer que, na especificação (5) da Tabela 3, um aumento de 1% na renda média diminui o número de furtos em 0,53%. Entretanto, esta análise, embora importante, fugiria do enfoque do artigo que é comparar as dinâmicas dos diferentes crimes e enfatizar quais tipos de crimes são de fato impactados pelas variações do ciclo econômico. Este argumento vai ficar mais claro quando for apresentado o Quadro 1, ao final desta seção.

Analisou-se, então, a fração de furtos referentes aos furtos de veículos. Os resultados são apresentados na Tabela 4. Nas especificações (1) e (2), os resultados são similares ao caso de furto. As variáveis renda e desigualdade são relevantes, a 5% de significância, sendo que a primeira tem coeficiente negativo e a segunda, positivo, conforme esperado. Além disso, o desemprego e a relação PEA/PIA não são relevantes. Já a especificação (3) apresenta uma mudança importante. A renda não é significativa. Ou seja, a inclusão da proporção de homens jovens fez a renda perder relevância. Quanto às *dummies* incluídas na especificação (4), a 5% de significância. Apenas aquela referente ao governo de Yeda permanece relevante. Porém seu sinal é alterado, passando a ser negativo. É importante notar que, na especificação (4), a renda continua irrelevante e a proporção de homens na população torna-se irrelevante. Mais uma vez, os resultados do teste CADF indicam que as especificações usadas não estão sujeitas ao problema de regressão espúria. A última especificação refere-se ao modelo dinâmico, e seus resultados apontam que existe persistência na taxa de furto de veículos, sendo o coeficiente da sua defasagem igual a 0.506, aproximadamente. Nessa especificação, apenas a defasagem é relevante a 5%, indicando que, as demais variáveis acrescentam pouca ou nenhuma informação ao modelo quando considerada a taxa de furtos de veículos no mês anterior.

#### **Inserir Tabela 4**

A Tabela 5 apresenta os resultados para a taxa de roubo. Considerando-se as especificações (1) a (4), foram observados os seguintes resultados. A renda é sempre relevante a 5% de significância e, conforme esperado, seu coeficiente é negativo, indicando que aumentos da renda estão associados a reduções na taxa de furto. Diferentemente do ocorrido no caso de furtos, o desemprego mostra-se relevante, a 10% de significância, nas quatro especificações. De fato, nas especificações (2) a (4), o desemprego é relevante a 5% de significância. Além disso, seu coeficiente é positivo e, portanto, há uma relação direta entre roubos e desemprego. Já a desigualdade tem um comportamento menos estável. E, na especificação (4), que é a mais completa, a desigualdade não apresenta relevância. As *dummies* Tarso e Yeda têm sinal positivo, sendo a primeira relevante a 10% e a segunda a 5%. A razão PEA/PIA não se mostrou relevante em nenhum caso. Ressalta-se que, mais uma vez, os resultados do teste CADF indicam que as especificações usadas não estão sujeitas ao problema de regressão espúria. Por fim, ao incluir a defasagem da taxa de roubo na

especificação (5), tal defasagem mostrou-se importante, com coeficiente em torno de 0.528, indicando persistência em tal crime. Ademais, permaneceram relevantes a 5%, somente o desemprego e a proporção de homens na população, ambos com sinal positivo.

#### **Inserir Tabela 5**

Investigamos também a subcategoria roubo de veículos, cujos resultados são apresentados na Tabela 6. As especificações (1) a (4) apresentam os seguintes resultados. A renda é relevante apenas na quarta especificação e apresenta sinal positivo, o que, a princípio, era inesperado. O desemprego é sempre relevante, apresentando coeficiente positivo. Diferente do caso de furtos, a desigualdade é sempre relevante, no entanto apresenta um sinal negativo inesperado. A variável de proporção de homens na população é relevante, especialmente na especificação (4). Por outro lado, as *dummies* de governo, assim como a relação PEA/PIA, não apresentaram relevância, a 5% de significância. No entanto os resultados do teste CADF indicam que as especificações (1) a (4) estão sujeitas ao problema de regressão espúria, o que invalida tais resultados. Ao ser incluída a defasagem da taxa de roubo de veículos na especificação (5), observou-se forte evidência de persistência com um coeficiente significativo, aproximadamente igual a 0.848. A 5% de significância as demais variáveis não foram relevantes. Apenas a renda foi relevante a 10%, apresentando, novamente, coeficiente positivo.

#### **Inserir Tabela 6**

Tem-se, então, a análise do crime de estelionato, cujos resultados são apresentados na Tabela 7. Inicialmente, serão analisados os resultados das especificações (1) a (4). A renda não apresenta relevância em nenhum caso. De modo geral, desemprego também não se mostrou importante. A desigualdade é relevante, mesmo a 1% de significância, e apresentou sinal negativo, indicando que quando a desigualdade aumenta o crime de estelionato diminui. As demais variáveis não se mostraram relevantes, excetuando apenas a relação PEA/PIA na especificação (2). Os resultados do teste CADF indicam que as especificações (1) a (4) não estão sujeitas ao problema de regressão espúria. A especificação (5) inclui a defasagem da taxa de estelionato e, como nos casos anteriores, há evidência de persistência. O coeficiente da defasagem é próximo de 0.576, sendo estatisticamente diferente de zero, a 1% de

significância. A 5% de significância apenas a desigualdade e a *dummy* referente a Tarso foi relevante.

### **Inserir Tabela 7**

Finalmente, na Tabela 8, estão os resultados para a taxa de homicídio. Os resultados das especificações (1) a (4) são comentados inicialmente. Nesses quatro casos, nenhuma variável foi significativa, quando se considera o nível de significância de 5%. E, a 10% de significância, somente a taxa de desemprego, nas especificações (2) e (4), foi relevante, apresentando, nesses dois casos, coeficiente negativo. Os resultados do teste CADF indicam que as especificações (1) a (4) não estão sujeitas ao problema de regressão espúria. A especificação (5) inclui a defasagem da taxa de homicídios, sendo apenas essa variável relevante, mesmo a 10% de significância. O coeficiente da defasagem é 0.255, sendo estatisticamente diferente de zero, a 1% de significância. Isso indica que a taxa de homicídios apresenta um grau considerável de persistência. A não relevância das demais variáveis indica que, ao ser considerada a taxa de homicídio defasada, todas as demais variáveis econômicas e demográficas não trazem uma contribuição substancial para a compreensão da dinâmica dos homicídios.

### **Inserir Tabela 8**

Por fim, foram analisadas as taxas de furto e roubo, construídas a partir da frota de automóveis, sendo os resultados apresentados nas Tabelas 9 e 10. Na Tabela 9, há os resultados para a taxa de furto de veículos, com foco nas quatro primeiras especificações. Observa-se que a renda é relevante, excetuando-se apenas a terceira especificação. O coeficiente da renda é sempre negativo, indicando que aumentos da renda estão associados a reduções na taxa de furto de veículos, uma vez controlado pelo tamanho da frota. O desemprego foi relevante, a 10% de significância, somente na quarta especificação. A desigualdade é sempre relevante, com coeficiente positivo, conforme esperado. Além disso, destacam-se as *dummies* de governos, todas relevantes a 1% e com sinais negativos. O teste CADF indica que as especificações (1) a (4) não estão sujeitas ao problema de regressão espúria. A especificação (5) inclui a defasagem da taxa de furto de veículos, que é relevante e positiva (0.482), havendo evidência clara de persistência. Diferentemente dos casos

anteriores, diversas variáveis permaneceram relevantes, a 5% de significância. A renda e as *dummies* de governo apresentaram coeficiente negativo enquanto a desigualdade teve coeficiente positivo. A 10% de significância, o desemprego apresentou coeficiente positivo, enquanto homens jovens na população têm impacto negativo na criminalidade.

### **Inserir Tabela 9**

A Tabela 10 apresenta os resultados para a taxa de roubo de veículos construída a partir da frota de veículos. A análise das quatro primeiras especificações indica que somente a especificação (4) não está sujeita ao problema de regressão espúria. A renda, o desemprego, a desigualdade e a proporção de homens jovens são relevantes a 5%. As variáveis renda e desemprego têm coeficientes positivos, estando associadas a aumentos do roubo de veículos. A desigualdade apresenta coeficiente negativo. As *dummies* de governo e a relação PEA/PIA não foram relevantes, a 5% de significância. A especificação (5) inclui a defasagem da taxa de roubo de veículos. Os resultados indicam que tal defasagem é diferente de zero, tendo estimativa pontual de aproximadamente 0.799. Isso indica que existe persistência nesse tipo de crime. Ademais, a renda, a proporção de homens jovens na população e a desigualdade foram relevantes, a 10% de significância. A renda e a proporção de homens jovens apresentaram coeficiente positivo, mas o coeficiente da desigualdade apresentou o sinal oposto.

### **Inserir Tabela 10**

O Quadro 1 resume os resultados das especificações (4) e (5), considerando-se o nível de significância de 5%. Primeiramente, observou-se que todas as taxas de criminalidade apresentam persistência, já que, na quinta especificação, a defasagem do crime mostrou-se sempre relevante e com sinal positivo.

### **Inserir Quadro 1**

Observou-se que os crimes de roubo e furto têm resultados semelhantes. Nos dois casos, a renda tem sinal negativo, homens jovens, bem como a *dummy* Yeda, têm coeficiente positivo. No entanto, enquanto o desemprego tem efeito somente sobre o roubo, a

desigualdade parece ter efeito apenas sobre o furto. Passando-se a categorias mais específicas como o furto de veículos, os resultados são qualitativamente diferentes. Nesse caso, somente duas variáveis mostraram-se relevantes a 5% de significância: a desigualdade com sinal positivo e a *dummy* Yeda com sinal negativo. Nesse sentido, parece mais difícil detectar os determinantes de crimes mais específicos do que de crimes mais gerais, uma vez que as categorias roubo e furto envolvem várias subcategorias. Quanto ao roubo de veículos, os resultados não são analisados, já que os resultados do teste CADF indicam que o resíduo do modelo não é estacionário.

As categorias estelionato e homicídios tiveram resultados similares, no seguinte sentido. No caso de homicídio, nenhuma variável foi relevante na especificação (4) e, no caso de estelionato, somente a desigualdade.

Por fim, foram analisados os resultados para as taxas de furto e roubo construídas a partir da frota de carros. No caso do furto, a renda média e as três *dummies* têm sinal negativo, e o desemprego e a desigualdade têm impacto positivo. Já no caso do roubo, as *dummies* deixam de ser importantes, mas homens jovens passam a ser relevantes. Além disso, o desemprego continua com sinal positivo, e a desigualdade e a renda mudam de sinal. Embora ocorram essas mudanças de sinal, é importante observar que, ao refinar-se a taxa de criminalidade a partir da frota de carros, os resultados melhoram, no seguinte sentido. Primeiro, o furto de veículos passa a apresentar mais variáveis relevantes. Inicialmente, somente a desigualdade e a *dummy* Yeda foram relevantes, mas, com a nova taxa de criminalidade, mais quatro variáveis foram importantes, como por exemplo, a renda média. Além disso, no caso do roubo de veículos, o resultado do teste CADF se reverte, isto é, ao usar-se a frota na especificação (4), não é rejeitada a hipótese de cointegração.

Finalmente, pode-se dizer que os resultados não são idênticos para todos os crimes, sendo importante considerar, sempre que possível, diversos tipos de crime. Em especial, o único crime analisado que não se refere a um crime contra o patrimônio, homicídios, não apresentou nenhum determinante claro, além da sua própria defasagem. Embora essa seja uma evidência bastante particular, pois foi examinado apenas o caso do Rio Grande do Sul, isso indica que as variáveis socioeconômicas têm muito mais a dizer sobre os crimes contra o patrimônio.



## 5 Conclusão

Este artigo analisou a dinâmica dos crimes de furto, de furto de veículos, de roubo, de roubo de veículos, de estelionato e de homicídio no estado do Rio Grande do Sul, de 2000 a 2011. Investigou-se quais seriam os determinantes de cada taxa de crime, considerando-se variáveis econômicas como a renda e o desemprego, variáveis demográficas como homens jovens na população, além de variáveis que tentam capturar mudanças na política de segurança do governo estadual (*dummies* de governantes).

Foram considerados vários tipos de crimes e diferentes variáveis explicativas, pois, a priori, os crimes não têm comportamento ou determinantes similares. De fato, é bastante razoável supor que as variáveis econômicas tenham maior poder preditivo para crimes contra o patrimônio do que a respeito de outros crimes, como o homicídio. Os nossos resultados indicam que é extremamente difícil explicar o comportamento da taxa de homicídios. Já no caso de roubo e de furto, foi possível identificar diversos determinantes socioeconômicos. O único resultado comum a todas as modalidades de crime analisadas é a identificação de uma forte persistência nas mesmas. Desse modo, a evidência sugere que o crime reforça o crime, havendo uma forte inércia.

Os resultados diversos obtidos para cada tipo de crime indicam que estudos futuros devem, na medida do possível, não focar somente um tipo de crime. Em particular, os resultados sugerem que os indicadores econômicos têm pouco a dizer sobre o crime de homicídio e muito mais a oferecer em uma análise de crimes contra o patrimônio.

## Referências

- ANDRADE, M.; LISBOA, M. Hopeless life: homicide in Minas Gerais, Rio de Janeiro and São Paulo: 1981 to 1997. Belo Horizonte, 2000. Mimeografado.
- BEATO, C. Determinantes da Criminalidade em Minas Gerais, *Revista Brasileira de Ciências Sociais*, V. 13, N. 37, pp. 74-87, São Paulo, Junho 1998.
- BEATO, C. e I. A. REIS. Desigualdade, Desenvolvimento Sócio Econômico e Crime; In: *Desigualdade e Pobreza no Brasil* (R. Henriques, org.), pp. 385-403, Rio de Janeiro: Instituto de Pesquisas Econômicas Aplicadas, 1999.
- BEATO, C, ASSUNÇÃO, R. , DA SILVA, B., MARINHO, F., REIS, I., ALMEIDA, M. Conglomerados de homicídios e o tráfico de drogas em Belo Horizonte, *Cad. Saúde Pública*, Rio de Janeiro, 17(5):1163-1171, 2001.
- BENSON, B., e ZIMMERMAN, P. *Handbook on the Economics of Crime*, Edward Elgar Publishing, Inc. Massachusetts, USA: 2010.
- BECKER, G. Crime and Punishment: An Economic Approach, *Journal of Political Economy*, 76, 169-217, 1968.
- BLOUGH, S. Spurious regression with AR(1) correction and unit root pretest. John Hopkins University, 1992. Mimeo.
- BUONANNO, P. The Socioeconomic Determinants of Crime: A Review of the Literature, University of Milan - Bicocca, Department of Economics, Working paper Series, 63, 2003.
- BURDETT, K., LAGOS, R., WRIGHT, R. Crime, Inequality, and Unemployment, *The American Economic Review*, 93, 1764-1777, 2003.
- CAMERON, S. The Economics of Crime: A Survey of Theory and Evidence, *Kyklo*, 4, 301-323, 1988.
- CHIRICOS, T., Rates of crime and unemployment: an analysis of aggregate research evidence, *Social Problems*, v. 34: 187-211, 1987.
- DICKEY, D.A., FULLER, W.A. Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431, 1979.
- DOS SANTOS, M. J., KASSOUF, A. Estudos Econômicos das Causas da Criminalidade no Brasil: Evidências e Controvérsias, *Economia*, v. 9, n. 2, p.343-372, mai/ago 2008,

- DICKEY, D.A., FULLER, W.A. Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Econometrica* , 49, 1057-1072, 1981.
- ENGLE, R.F., GRANGER, C.W.J. Cointegration and Error-Correction: Representation, Estimation, and Testing, *Econometrica*, 55, 251-276, 1987.
- EHRlich, I., Participation in Illegitimate Activities: A Theoretical and Empirical Investigation, *Journal of Political Economy*, 81, 521-565, 1973.
- FAGAN, J., FREEMAN, R., Crime, work and unemployment, Mimeo. August, 1997.
- FAJNZYLBER, P., LEDERMAN, D., LOAYZA, N. Determinants of Crime Rates in Latin America and the World 1998, *World Bank Latin American and Caribbean Studies, Viewpoints*. Washington, USA: 1998.
- FENDER, J. A general equilibrium model of crime and punishment, *Journal of Economic Behavior & Organization*, 39, 437-453, 1999.
- FLEISHER, B. M. The Effect of Unemployment on Juvenile Delinquency, *Journal of Political Economy*, 71, 543-555, 1963.
- FOUGÈRE, D., KRAMARZ, F., POUGET, J. Youth Unemployment and Crime in France, *IZA Discussion Paper Series*, No. 2009, March 2006.
- FREEMAN, R. Why Do So Many Young American Men Commit Crimes and What Might We Do About It?, *The Journal of Economic Perspectives*, 10, 25-42, 1996.
- FREEMAN, R. The Economics of Crime, In: *The Handbook of Labor Economics*, V. 3, Ch. 52, Ed. O. Ashenfelter and D. Card, Elsevier, 1999.
- GOULD, E., WEINBERG, B., and MUSTARD, D. Crime rates and local labor market opportunities in the United States: 1979-1995, Mimeo, NBER Labor Studies Summer Conference, 1998.
- GRANGER, C.W.J. and NEWBOLD, P. Spurious Regression in Econometrics, *Journal of Econometrics*, 2, 111-120, 1974.
- GROGGER, J. Market wages and youth crime, NBER Working Paper No. 5983. Cambridge, MA: 1997.
- HAMILTON, J. D. Time series analysis. Princeton University Press, 1994.
- HARTUNG, G.C , PESSOA, S , Fatores Demográficos como determinantes da criminalidade, Mimeo, Julho, 2007.
- LAND, K., MCCALL P., COHEN, L. Structural covariates of homicide rates: are there any invariances across time and social space?, *American Journal of Sociology*, 95 (4): 922-963, 1990.

- LEE, D. An empirical investigation of the economic incentives for criminal behavior, BA thesis in economics, Harvard University, 1993.
- LEVITT, S. Using Electoral Cycles in Police Hiring to Estimate the Effect of Police on Crime, *American Economic Review*, V. 87, No.3, pp. 270-290, 1997.
- MACKINNON, J. Critical Values for Cointegration Tests, Queen's Economics Department Working Paper No. 1227, 2010.
- PHILLIPS, P.C.B. Understanding Spurious Regressions in Econometrics, *Journal of Econometrics*, 33, 311-340, 1986.
- SAH, R.K., Social Osmosis and Patterns of Crime, *Journal of Political Economy*, 99, 1271-1295, 1991.
- SEGURIDAD, JUSTICIA Y PAZ. Ranking de las 50 ciudades más violentas del mundo en 2011, 2012. URL: <http://bit.ly/GMGakV>
- SJOQUIST, D. Property Crime and Economic Behavior: Some Empirical Results, *American Economic Review*, 53, 439-446, 1973.
- WASELFISZ, J. Mapa da Violência 2011: Os Jovens no Brasil, Instituto Sangari, São Paulo, 2011. URL: <http://bit.ly/fpw6LA>

## Quadros, Tabelas e Figuras

Quadro 1 - Resumo dos Resultados (nível de significância de 5%)

Modelo	Variáveis Explicativas	Indicador de Criminalidade							
		Furto	Furto de Veículos	Roubo	Roubo de Veículos	Estelionato	Homicídios	Furto de Veículos - Frota	Roubo de Veículos - Frota
(4)	Renda Média	-		-				-	+
	Desemprego							+	+
	Desigualdade	+	+	+		-		+	-
	PEA / PIA								
	Homens Jovens	+		+					+
	Rigotto	+						-	
	Yeda	+	-	+				-	
	Tarso	+						-	
(5)	Defasagem	+	+	+	+	+	+	+	+

Nota: Este quadro indica quais variáveis foram relevantes a 5% na especificação (4), sendo que o sinal de (+) indica coeficiente positivo enquanto (-) indica coeficiente negativo. As estimativas para roubo de veículos não podem ser analisadas em função da rejeição da relação de cointegração na estimação da especificação (4).

Tabela 1: Estatísticas Descritivas

	Média	Desvio-Padrão	Mínimo	Máximo
Furto	2,016.48	263.86	1,375.91	2,533.48
Furto de Veículos	170.82	20.32	124.71	215.72
Roubo	546.89	66.39	381.70	650.20
Roubo de Veículos	104.12	26.31	47.61	158.50
Estelionato	146.71	22.65	69.90	205.25
Homicídio	13.98	1.99	8.78	18.26
Furto de Veículos (Frota)	462.99	111.79	260.36	644.40
Roubo de Veículos (Frota)	283.24	51.94	178.71	411.06
Renda Média	93.42	5.29	82.65	104.31
Taxa de Desemprego	9.55	1.30	6.07	11.98
Desigualdade	375.96	30.49	320.38	437.46
PEA/PIA	57.82	0.86	55.70	60.00
Homens de 20 a 24 anos (%)	4.31	0.12	4.04	4.47

**Tabela 2: Correlações entre Criminalidade e Variáveis Sócio-Econômicas**

	Rendimento Médio	Taxa de Desemprego	Desigualdade
Furto	-0.8744 (0.0000)	0.8351 (0.0000)	0.4470 (0.0000)
Furto de Veículos	-0.6256 (0.0000)	0.8442 (0.0000)	0.7138 (0.0000)
Roubo	-0.8261 (0.0000)	0.7001 (0.0000)	0.1247 (0.1675)
Roubo de Veículos	-0.2232 (0.0127)	-0.0923 (0.3081)	-0.6612 (0.0000)
Estelionato	-0.4264 (0.0000)	0.2374 (0.0079)	-0.2549 (0.0043)
Homicídio	0.3105 (0.0004)	-0.3352 (0.0001)	-0.1798 (0.0457)
Furto de Veículos (Frota)	-0.4740 (0.0000)	0.8152 (0.0000)	0.8837 (0.0000)
Roubo de Veículos (Frota)	-0.5496 (0.0000)	0.4237 (0.0000)	-0.1752 (0.0516)

Fonte: Secretaria da Segurança Pública do Rio Grande do Sul e Fundação de Economia e Estatística.

Nota: p-valor entre parênteses.

**Tabela 3: Determinantes do Furto (Jan/2000 a Abr/2011)**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Constante	5,252.6390 (0.0000)	5,905.4320 (0.0000)	1,015.6550 (0.6912)	-3,008.1700 (0.0748)	-1,483.1040 (0.3005)
Renda Média	-45.6419 (0.0000)	-45.7360 (0.0000)	-32.8725 (0.0001)	-20.3412 (0.0013)	-11.3670 (0.0164)
Taxa de Desemprego	-1.8385 (0.9439)	-6.2526 (0.8138)	-17.9849 (0.5190)	-32.7684 (0.1028)	-22.1126 (0.1382)
Desigualdade	278.0686 (0.0071)	3.0583 (0.0044)	1.9302 (0.1531)	5.5929 (0.0000)	3.2676 (0.0018)
PEA/PIA		-12.2140 (0.4951)	7.0738 (0.7456)	-8.9588 (0.5089)	-8.3322 (0.3845)
Homens Jovens			721.2658 (0.0153)	1,262.7980 (0.0000)	694.8946 (0.0134)
Rigotto				222.3900 (0.0000)	112.4813 (0.0414)
Yeda				339.6085 (0.0000)	175.9865 (0.0124)
Tarso				397.4497 (0.0000)	203.4138 (0.0132)
Defasagem					0.4575 (0.0036)
F (p-valor)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
R <sup>2</sup>	0.8625	0.8635	0.8743	0.9146	0.9296
R <sup>2</sup> Ajustado	0.8594	0.8594	0.8694	0.9092	0.9246
Observações	136	136	136	136	135
Teste CADF	-6.1971	-6.2132	-5.9573	-7.7734	-
CADF Crítico (5%)	-4.1802	-4.5199	-4.8313	-4.8313	

**Tabela 4: Determinantes do Furto de Veículos (Jan/2000 a Abr/2011)**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Constante	251.5629 (0.0000)	275.5644 (0.0099)	-393.5728 (0.0932)	-138.5875 (0.6054)	-48.9273 (0.7756)
Renda Media	-2.5225 (0.0000)	-2.5259 (0.0000)	-0.7656 (0.2251)	-1.0808 (0.1451)	-0.6323 (0.2032)
Taxa de Desemprego	0.0815 (0.9738)	-0.0808 (0.9749)	-1.6863 (0.4697)	-1.7518 (0.4782)	-0.4596 (0.7703)
Desigualdade	40.9975 (0.0000)	0.4202 (0.0000)	0.2658 (0.0011)	0.1719 (0.0131)	0.0853 (0.1481)
PEA/PIA		-0.4491 (0.7834)	2.1903 (0.1759)	2.4383 (0.0608)	1.4070 (0.1450)
Homens Jovens			98.7010 (0.0092)	52.4265 (0.2361)	20.0305 (0.4634)
Rigotto				2.2705 (0.7020)	0.0017 (0.9996)
Yeda				-13.8189 (0.0362)	-7.8028 (0.0892)
Tarso				-13.3291 (0.0905)	-6.9873 (0.1563)
Defasagem					0.5056 (0.0000)
F (p-valor)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
R <sup>2</sup>	0.7286	0.7289	0.7627	0.7925	0.8470
R <sup>2</sup> Ajustado	0.7225	0.7206	0.7536	0.7795	0.8360
Observações	136	136	136	136	135
Teste CADF	-5.8657	-5.8723	-6.0622	-6.9039	-
CADF Crítico (5%)	-4.1802	-4.5199	-4.8313	-4.8313	



**Tabela 5: Determinantes do Roubo (Jan/2000 a Abr/2011)**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Constante	1,280.3590 (0.0000)	862.1870 (0.0113)	429.1667 (0.5458)	-1,109.2700 (0.0630)	-622.7094 (0.1445)
Renda Média	-7.5111 (0.0000)	-7.4508 (0.0000)	-6.3117 (0.0011)	-3.6598 (0.0363)	-1.3630 (0.2958)
Taxa de Desemprego	19.8540 (0.0544)	22.6816 (0.0128)	21.6427 (0.0271)	20.0546 (0.0153)	10.1819 (0.0366)
Desigualdade	-58.8781 (0.0774)	-0.7666 (0.0115)	-0.8665 (0.0087)	-0.2194 (0.6922)	-0.1054 (0.7430)
PEA/PIA		7.8241 (0.2595)	9.5322 (0.2248)	6.9903 (0.2251)	3.2118 (0.3699)
Homens Jovens			73.8140 (0.3725)	336.7553 (0.0000)	173.9136 (0.0095)
Rigotto				1.1208 (0.9389)	0.3017 (0.9749)
Yeda				87.8948 (0.0011)	40.2775 (0.0620)
Tarso				63.7126 (0.0702)	31.7555 (0.1851)
Defasagem					0.5276 (0.0000)
F (p-valor)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
R <sup>2</sup>	0.7387	0.7455	0.7468	0.8392	0.8783
R <sup>2</sup> Ajustado	0.7328	0.7377	0.7371	0.8291	0.8695
Observações	136	136	136	136	135
Teste CADF	-5.2782	-5.4809	-5.4075	-7.2734	-
CADF Crítico (5%)	-4.1802	-4.5199	-4.8313	-4.8313	

**Tabela 6: Determinantes do Roubo de Veículos (Jan/2000 a Abr/2011)**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Constante	349.7054 (0.0000)	203.6732 (0.1748)	-317.6610 (0.3149)	-819.0642 (0.0110)	-167.6290 (0.2157)
Renda Media	0.0575 (0.9375)	0.0785 (0.9109)	1.4500 (0.1478)	2.0804 (0.0311)	0.6310 (0.0944)
Taxa de Desemprego	9.9875 (0.0298)	10.9750 (0.0076)	9.7241 (0.0170)	9.7508 (0.0146)	1.4268 (0.2673)
Desigualdade	-92.1173 (0.0000)	-0.9833 (0.0000)	-1.1035 (0.0000)	-0.9420 (0.0005)	-0.1311 (0.1414)
PEA/PIA		2.7323 (0.3867)	4.7887 (0.1495)	4.3144 (0.0841)	0.3292 (0.7097)
Homens Jovens			76.8993 (0.0621)	170.0261 (0.0001)	32.2110 (0.1557)
Rigotto				-6.1883 (0.4577)	2.4397 (0.3930)
Yeda				25.8878 (0.0698)	4.2298 (0.3920)
Tarso				19.6596 (0.2936)	5.7667 (0.3039)
Defasagem					0.8484 (0.0000)
F (p-valor)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
R <sup>2</sup>	0.6902	0.6954	0.7077	0.7834	0.9247
R <sup>2</sup> Ajustado	0.6831	0.6861	0.6964	0.7697	0.9193
Observações	136	136	136	136	135
Teste CADF	-3.7786	-3.9277	-3.8735	-4.7780	-
CADF Crítico (5%)	-4.1802	-4.5199	-4.8313	-4.8313	

**Tabela 7: Determinantes do Estelionato (Jan/2000 a Abr/2011)**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Constante	321.2634 (0.0000)	631.8733 (0.0000)	62.1801 (0.8894)	-27.8330 (0.9540)	126.1459 (0.5860)
Renda Média	-0.6840 (0.2463)	-0.7288 (0.1727)	0.7699 (0.4115)	1.2603 (0.2373)	0.0857 (0.8722)
Taxa de Desemprego	8.4625 (0.0194)	6.3621 (0.0579)	4.9953 (0.1341)	3.8565 (0.2760)	1.3290 (0.5082)
Desigualdade	-50.9260 (0.0003)	-0.3772 (0.0041)	-0.5086 (0.0002)	-0.4873 (0.0034)	-0.2463 (0.0282)
PEA/PIA		-5.8116 (0.0153)	-3.5645 (0.2800)	-4.1199 (0.1912)	-1.7249 (0.3683)
Homens Jovens			84.0325 (0.1583)	101.9689 (0.1242)	25.6492 (0.3788)
Rigotto				2.5173 (0.7701)	-2.0835 (0.6687)
Yeda				4.2522 (0.6720)	-4.6675 (0.4499)
Tarso				-17.3435 (0.3023)	-20.0626 (-0.032)
Defasagem					0.5762 (0.0000)
F (p-valor)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
R <sup>2</sup>	0.4088	0.4407	0.4605	0.4819	0.6560
R <sup>2</sup> Ajustado	0.3953	0.4237	0.4397	0.4493	0.6312
Observações	136	136	136	136	135
Teste CADF	-5.5440	-5.8201	-5.9664	-6.1673	-
CADF Crítico (5%)	-4.1802	-4.5199	-4.8313	-4.8313	

**Tabela 8: Determinantes do Homicídio (Jan/2000 a Abr/2011)**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Constante	24.2057 (0.0017)	43.4959 (0.0592)	78.8754 (0.0378)	36.4579 (0.3843)	26.8975 (0.4773)
Renda Media	-0.0377 (0.6696)	-0.0405 (0.6269)	-0.1335 (0.1802)	-0.0752 (0.5642)	-0.0428 (0.7097)
Taxa de Desemprego	-0.7091 (0.1209)	-0.8386 (0.0668)	-0.7537 (0.1085)	-0.7626 (0.0547)	-0.5380 (0.1345)
Desigualdade	0.0199 (0.9910)	0.0084 (0.6609)	0.0166 (0.3845)	0.0314 (0.1871)	0.0184 (0.3792)
PEA/PIA		-0.3609 (0.3791)	-0.5005 (0.2513)	-0.5482 (0.1698)	-0.3908 (0.2526)
Homens Jovens			-5.2187 (0.2578)	2.5621 (0.6174)	1.8491 (0.6946)
Rigotto				-0.3771 (0.7710)	-0.3784 (0.7264)
Yeda				2.2538 (0.1818)	1.3715 (0.3472)
Tarso				1.7120 (0.4119)	0.6868 (0.7041)
Defasagem					0.2550 (0.0022)
F (p-valor)	(0.0004)	(0.0005)	(0.0009)	(0.0001)	(0.0000)
R <sup>2</sup>	0.1263	0.1381	0.1454	0.2116	0.2553
R <sup>2</sup> Ajustado	0.1064	0.1118	0.1125	0.1620	0.2017
Observações	136	136	136	136	135
Teste CADF	-5.2857	-8.4056	-8.5318	-9.3918	-
CADF Crítico (5%)	-4.1802	-4.5199	-4.8313	-4.8313	

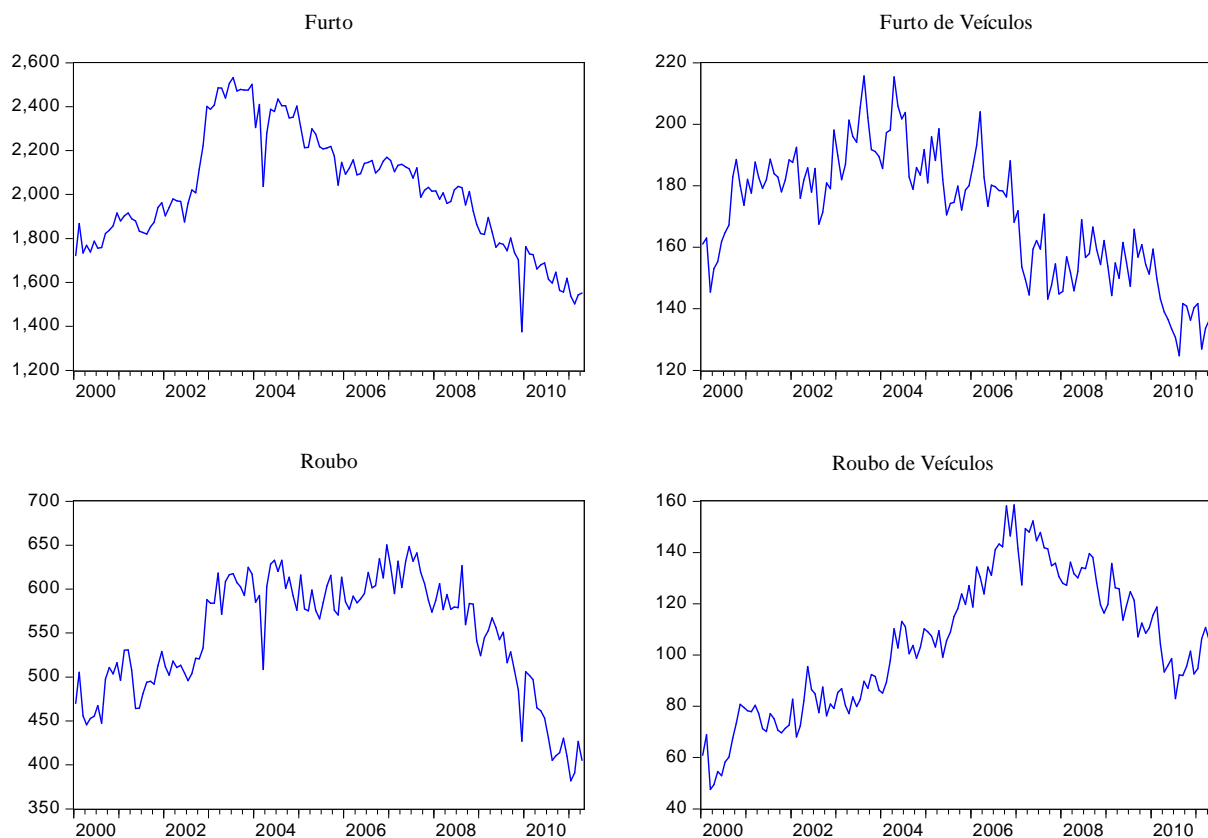
**Tabela 9: Determinantes do Furto – Frota (Jan/2001 a Abr/2011)**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Constante	-335.8754 (0.0428)	161.0938 (0.6855)	-1,113.5340 (0.1300)	1,175.4250 (0.1102)	740.0575 (0.0992)
Renda Média	-5.3088 (0.0018)	-5.6300 (0.0004)	-2.6355 (0.2376)	-8.2437 (0.0002)	-4.8734 (0.0017)
Taxa de Desemprego	13.7729 (0.1683)	9.7219 (0.2983)	3.4108 (0.7246)	13.4767 (0.0339)	7.4629 (0.0513)
Desigualdade	313.2119 (0.0000)	3.3300 (0.0000)	3.0188 (0.0000)	1.8861 (0.0000)	0.9654 (0.0000)
PEA/PIA		-8.7023 (0.1737)	-3.9981 (0.4972)	1.0234 (0.7695)	0.9645 (0.6957)
Homens Jovens			208.4718 (0.0938)	-175.1893 (0.1284)	-113.3595 (0.0828)
Rigotto				-54.4204 (0.0012)	-33.3884 (0.0021)
Yeda				-135.0667 (0.0000)	-75.1809 (0.0000)
Tarso				-106.0527 (0.0000)	-58.2491 (0.0005)
Defasagem					0.4820 (0.0000)
F (p-valor)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
R <sup>2</sup>	0.9030	0.9061	0.9101	0.9531	0.9644
R <sup>2</sup> Ajustado	0.9006	0.9030	0.9063	0.9498	0.9616
Observações	124	124	124	124	123
Teste CADF	-4.6342	-4.8716	-4.9071	-7.4544	-
CADF Crítico (5%)	-4.1881	-4.5299	-4.8436	-4.8436	-

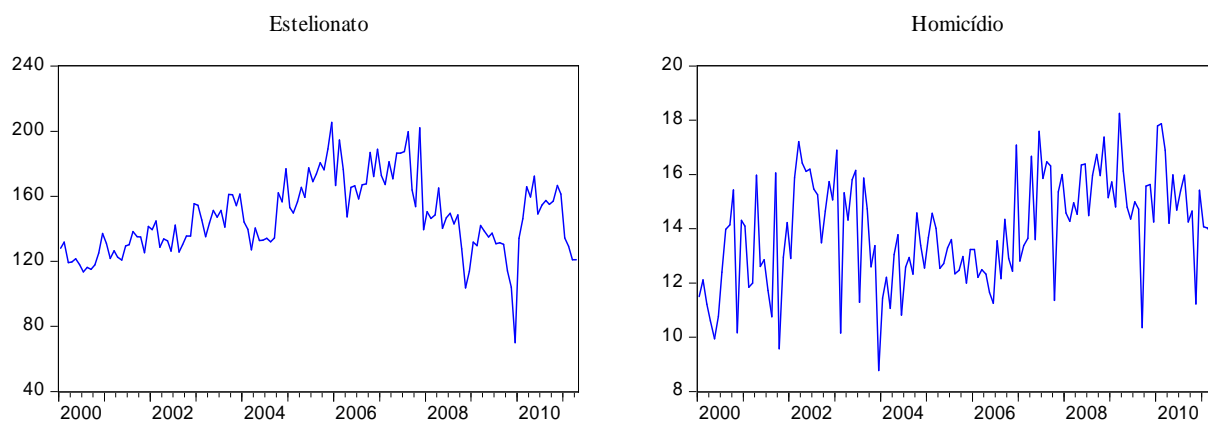
**Tabela 10: Determinantes do Roubo – Frota (Jan/2001 a Abr/2011)**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Constante	435.2470 (0.0387)	373.2517 (0.3977)	-1,488.3720 (0.1021)	-2,497.4300 (0.0070)	-541.9086 (0.1114)
Renda Média	0.5582 (0.7892)	0.5983 (0.7586)	4.9718 (0.0570)	5.0744 (0.0338)	1.6065 (0.0976)
Taxa de Desemprego	37.9584 (0.0033)	38.4637 (0.0016)	29.2462 (0.0218)	26.5782 (0.0275)	5.3714 (0.1900)
Desigualdade	-151.7209 (0.0001)	-1.5419 (0.0000)	-1.9964 (0.0000)	-2.0538 (0.0034)	-0.4294 (0.0752)
PEA/PIA		1.0856 (0.8955)	7.9562 (0.3278)	9.0826 (0.1733)	0.8427 (0.7131)
Homens Jovens			304.4780 (0.0351)	532.8119 (0.0006)	117.5916 (0.0582)
Rigotto				-41.4045 (0.0686)	-1.4320 (0.8647)
Yeda				27.1826 (0.4370)	4.0627 (0.7411)
Tarso				12.5073 (0.7775)	5.7057 (0.6820)
Defasagem					0.7993 (0.0000)
F (p-valor)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
R <sup>2</sup>	0.5123	0.5125	0.5520	0.6576	0.8733
R <sup>2</sup> Ajustado	0.5001	0.4961	0.5330	0.6337	0.8632
Observações	124	124	124	124	123
Teste CADF	-2.7965	-2.8026	-2.8888	-5.1816	-
CADF Crítico (5%)	-4.1881	-4.5299	-4.8436	-4.8436	-

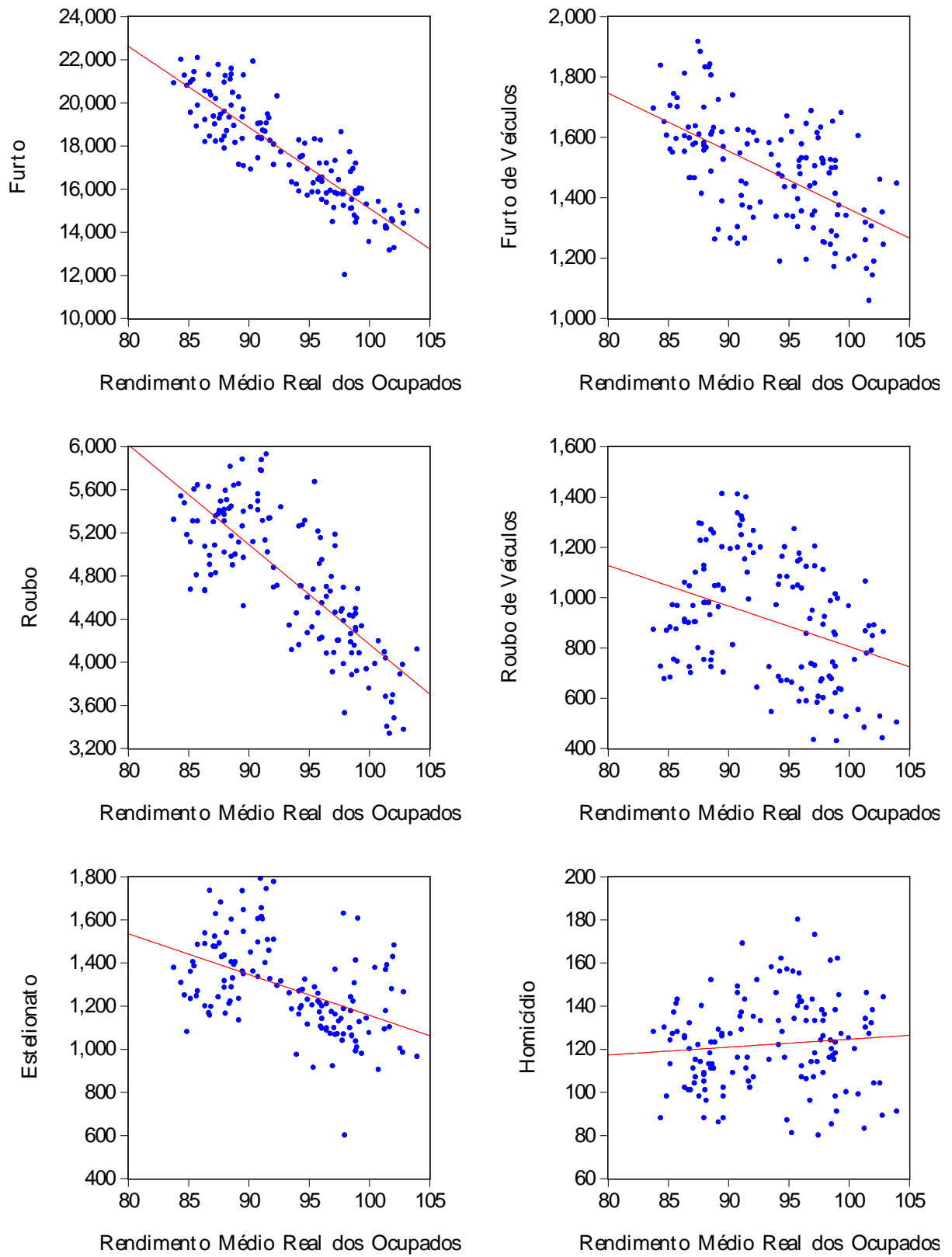
**Figura 1: Furto, Furto de Veículos, Roubo e Roubo de Veículos**



**Figura 2: Estelionato e Homicídio**

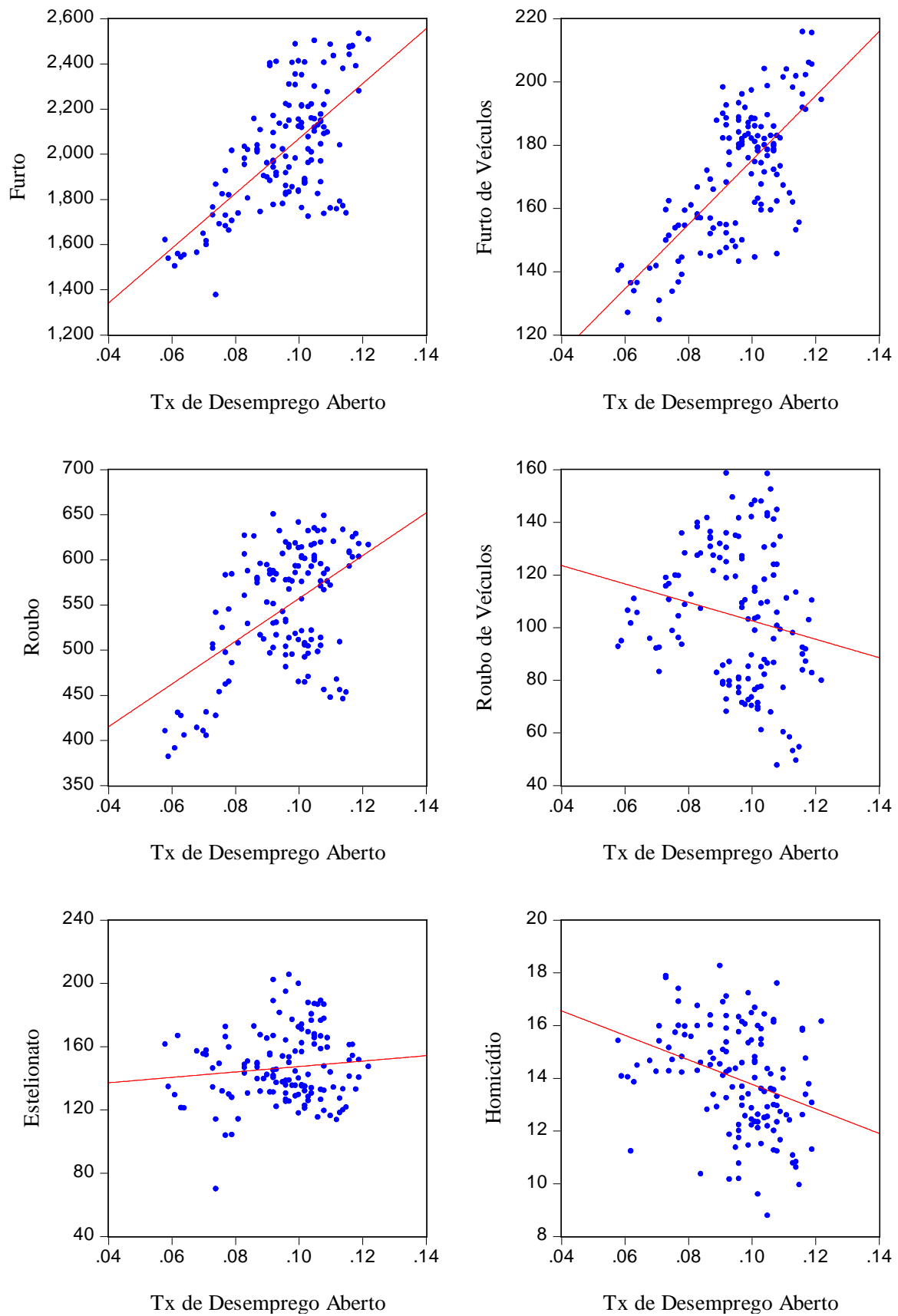


**Figura 3: Relação entre indicadores de criminalidade e Rendimento Médio**





**Figura 4: Relação entre indicadores de criminalidade e Taxa de Desemprego**



**Figura 5: Relação entre indicadores de criminalidade e Desigualdade**

