

Febrero 2019 - ISSN: 1696-8352

A RELAÇÃO DE INDICADORES ECONÔMICOS DOS ESTADOS BRASILEIROS COM A CRIMINALIDADE DE 2012 A 2017

THE RELATION OF ECONOMIC INDEXES IN BRAZILIAN STATES WITH THE CRIMINALITY OF 2012 TO 2017

Pedro Oliveira Homrich¹
Clailton Ataídes de Freitas²
Jéssica da Silva Maciel³

Para citar este artículo puede utilizar el siguiente formato:

Pedro Oliveira Homrich, Clailton Ataídes de Freitas y Jéssica da Silva Maciel (2019): “A relação de indicadores econômicos dos estados brasileiros com a criminalidade de 2012 a 2017”, Revista Observatorio de la Economía Latinoamericana, (febrero 2019). En línea:
<https://www.eumed.net/rev/oel/2019/02/indicadores-economicos-brasil.html>

RESUMO

O presente estudo 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. Os resultados demonstram que, nos estados brasileiros pesquisados, a disponibilidade de empregos reduz o crime, enquanto o aumento no rendimento médio e na atividade econômica aumentam a taxa de crimes patrimoniais.

Palavras-Chave: Criminalidade, Indicadores Econômicos, Teoria do Crime, Econometria, Dados em Painel.

ABSTRACT

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

¹Pedro Oliveira Homrich: Assistente em Administração na UFSM e graduado em Ciências Econômicas pela UFSM. E-mail: pedro.homrich@gmail.com

²Clailton Ataídes de Freitas: Professor Doutor da UFSM nos Programas de Pós-Graduação em Economia e Desenvolvimento - PPGE&D e Pós-Graduação em Gestão de Organizações Públicas – PPGOP. E-mail: caf@ccsh.ufsm.br

³Jéssica da Silva Maciel: Administradora e membro do Grupo de Pesquisa GPECOM – UFSM. E-mail: jessicadsmaciel@gmail.com

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. The results has shown that, in the brazilian states researched, the availability of jobs reduces crime, while the raise of average income and economic activity raise the property crimes rate.

Keywords: Criminality, Economic Indexes, Crime Theory, Econometrics, Panel Data.

1 INTRODUÇÃO

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.

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

A peculiaridade dos dados acerca de segurança pública indica, ainda mais, a importância de estudos nesse sentido. Santos e Kassouf (2006) comentam a 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 acerca da 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.

Diante da problemática em torno do crime e as consequências 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.

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 a vítimas potenciais mais atrativas em maior quantidade, aumentando o retorno referente ao crime.

O presente artigo está organizado em cinco seções, que consistem em Introdução, Referencial Teórico, Metodologia, Análise dos Resultados e Conclusão. A seguir, será apresentado o Referencial Teórico utilizado na pesquisa realizada.

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.

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. Becker (1968) 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.

Na especificação do modelo proposto por Becker, apresentado na Equação 1, os criminosos comparam as utilidades esperadas resultantes das atividades legais versus as ilegais. Portanto, o indivíduo i opta pelo crime quando:

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

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).

Ehrlich (1973) foi além da pesquisa efetuada por Becker (1968) na medida que considerou os custos tanto de punição como de oportunidade, construindo 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. Ehrlich (1973) 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.

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 que o desemprego é um determinante importante nos crimes contra a propriedade.

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. 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.

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, os resultados demonstraram que a tendência nos salários explicou mais de 50% do aumento tanto em crimes contra a propriedade como crimes violentos. Além disso, crimes violentos seriam menos sensíveis às condições econômicas do que crimes contra a propriedade.

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. 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. Quanto à desigualdade, Oliveira (2005) encontrou significância estatística e relação direta com a criminalidade, com uma elasticidade de 0,44 em 2000.

Habibullah e Baharom (2008), 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.

Estudando dados de estados 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. Os autores encontraram que a renda é inversamente proporcional às taxas de crime, 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. Quanto ao desemprego, encontraram relação positiva e significativa apenas para os homicídios, mas com coeficientes de baixa magnitude.

Mariano (2010) verificou a influência de variáveis socioeconômicas nos crimes contra a propriedade para cidades do estado de São Paulo em 2000, e encontrou que o PIB per capita não é estatisticamente significativo para explicar crimes contra o patrimônio, enquanto um aumento no nível de empregos aumenta a incidência de crimes. A desigualdade também representou influência expressiva, sendo que o índice de Gini possuiu maior poder explicativo dentre os índices utilizados.

A seção a seguir apresentará a metodologia quantitativa e econométrica utilizada para ajustar os dados amostrais analisados e referenciados na regressão efetuada.

3 METODOLOGIA

A presente seção demonstra a metodologia aplicada, a forma de obtenção e tratamento dos dados utilizados e os testes efetuados de forma a permitir consistência na análise.

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).

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.

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*). Uma vantagem dos dados em painel é permitir o controle dos efeitos não observados pelas variáveis do modelo.

Alguns dos modelos de estimação dos dados em painel são o *Pooled*, Efeitos Fixos (EF) e Efeitos Aleatórios (EA). O modelo geral é representado na Equação 2, conforme Greene (2012):

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

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 ε_{it} o termo estocástico.

A avaliação entre *Pooled*, EF ou EA, bem como qual desses modelos é mais apropriado para os dados da regressão efetuada 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. Compara-se, então, *Pooled* com o método de efeitos aleatórios, pelo teste do multiplicador de Lagrange (*Lagrange Multiplier*, LM) conforme Breusch e Pagan (1980). 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. 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 de EA, demonstrado como o mais pertinente para a regressão efetuada, 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 apresentada na Equação 3:

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

O modelo de regressão proposto é especificado na Equação 4:

$$\ln(TxCrimes_{i,t}) = \alpha + \beta_1 \ln(RendMed_{i,t}) + \beta_2 \ln(Desemp_{i,t}) + \beta_3 \ln(IBCR_{i,t}) + \varepsilon_{i,t}$$

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.

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*. O teste utilizado para avaliação da estacionariedade das variáveis foi o de Breitung (2000), conforme Baltagi (2005). O teste utilizado para conferir se os processos são cointegrados, consiste no de Westerlund (2007), baseado na estrutura em vez da dinâmica residual das regressões, especificado por Persyn e Westerlund (2008).

Para a verificação de heterocedasticidade, utilizou-se 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). O teste para verificação de autocorrelação é o de Wooldridge (2010), proposto por Drukker (2003), e por fim, a correlação contemporânea pôde ser verificada pelo teste de Pesaran (2004).

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 na Equação 5.

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

Quando os modelos com dados em painel possuem resíduos heterocedásticos e com correlação contemporânea, Ω é uma matriz diagonal de blocos $NT \times NT$ com uma matriz Σ de covariâncias contemporâneas $N \times N$ na diagonal (BECK; KATZ, 1995). Para estimar a matriz da equação X, são necessárias as estimativas da matriz Σ , que podem ser obtidas pelo procedimento disposto na Equação 6.

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

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.

4 ANÁLISE DOS RESULTADOS

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.:

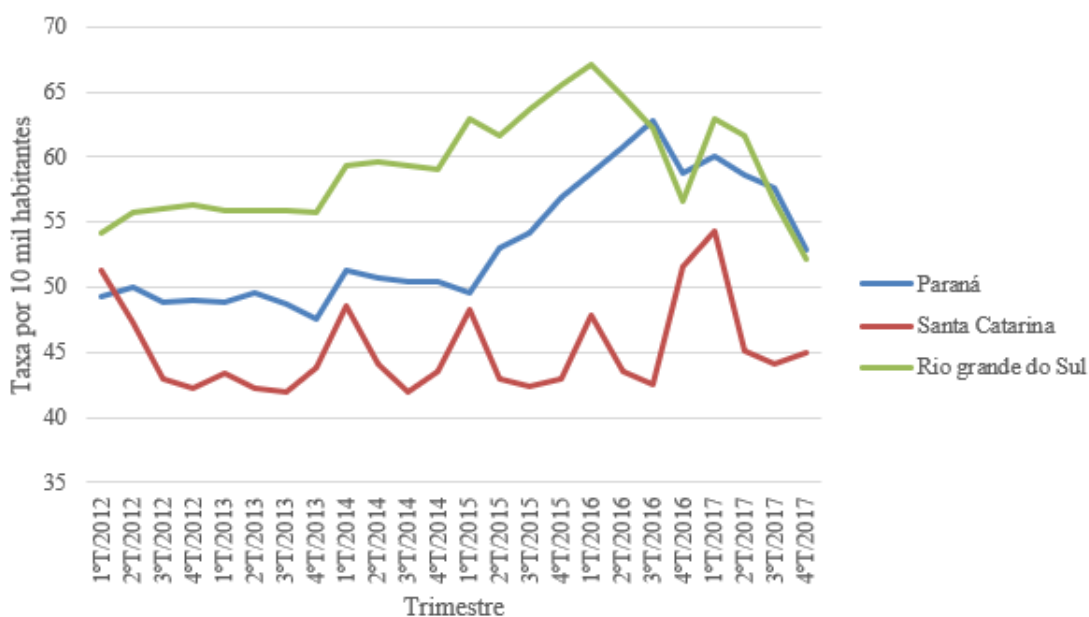
Tabela 1 - Máximo, Mínimo e desvio-padrão das variáveis

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

Fonte: Elaborado pelos autores (2018).

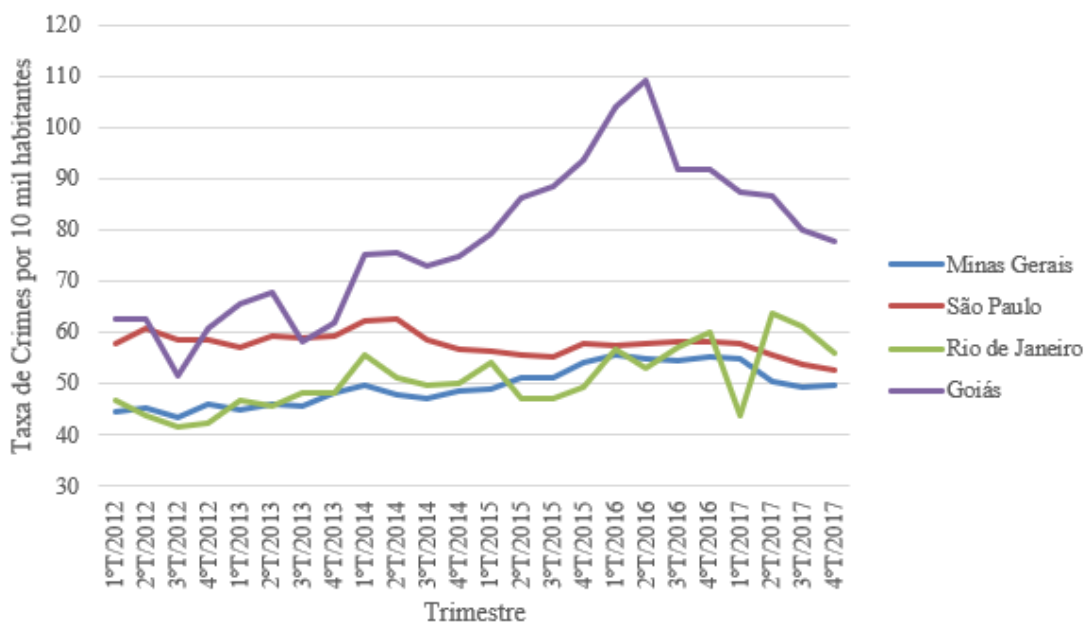
Os estados mais afastados da média de taxas de furtos e roubos são Goiás (média de 77,76 ocorrências por 10 mil hab.) e o Minas Gerais (média de 49,48 ocorrências por 10 mil hab.). As taxas do RJ são menores que o imaginado em virtude da população do estado, reduzindo os índices quando em taxa por 10 mil hab. 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: Elaborado pelos autores (2018).

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



Fonte: Elaborado pelos autores (2018).

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.

A construção da análise inicia-se pelos testes de estacionariedade em cada uma das séries *InTxCrimes*, *InRendMed*, *InDesemp* e *InIBCR* (*In* indicando transformação logarítmica) com o intuito de verificar a ordem de integração das variáveis. 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. Verificou-se que 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). O teste apresentou estatística da Razão de Variâncias (*Variance Ratio*) de -1,704, e p-valor 0,044, indicando a presença de cointegração, ou seja, apontando para uma relação de longo prazo entre os processos estudados.

O teste de estatística F, 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 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*.

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 $\chi^2 = 670,94$ 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. 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.

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 constante na Tabela 2.

Tabela 2 - Regressão estimada com Painel com erro padrão corrigido (PCSE)

<i>lnTxCrimes</i>	Coeficiente	Desvio-padrão	z	P > t
<i>lnRendMed</i>	0,1542	0,0536	2,88	0,004
<i>lnDesemp</i>	0,2074	0,2351	8,82	0,000
<i>lnBCR</i>	1,4322	0,0940	15,23	0,000
<i>Constante</i>	-4,6981	0,5423	-8,66	0,000
Qui-quadrado de Wald		345,55		
p-valor		0,000		
R²		0,4947		

Fonte: Elaborado pelos autores (2018).

Todos os coeficientes estimados no modelo foram altamente significantes estatisticamente a 1% de significância. O R² 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, verifica-se as diferentes perspectivas em virtude do “efeito ambíguo” da condição econômica na influência da criminalidade. 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. Oliveira (2005) apontou a mesma relação direta para a renda da parcela dos vinte por cento mais ricos.

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 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. 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 impactado nas mensurações.

Loureiro e Carvalho (2007) encontraram o coeficiente da renda inversamente proporcional às taxas de crimes. O “papel dissuasório” do nível de renda, conforme afirmado pelos autores, não foi constatado nos resultados das estimações do presente artigo. Quanto à utilização do Rendimento Médio Real como variável, 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.

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. No entanto, Mariano (2010) 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. 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.

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. 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 o “efeito atração” de maior disponibilidade de alvos proporciona ao criminoso maior benefício do que custo em incorrer em delitos contra a propriedade, incentivando os crimes.

5 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.

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, gerando um “efeito atração”, do que como “efeito dissuasão” que ocorreria no caso de um coeficiente 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, conflitanto 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. Refletindo e ponderando acerca dessa problemática, é possível analisar as tendências socioeconômicas da sociedade, e conduzir a economias que sejam mais desenvolvidas e com segurança aos seus cidadãos.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

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.

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.

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.

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.

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.

GREENE, W. H. **Econometric analysis**. 7. ed. New Jersey: Prentice Hall, 2012.

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.

LOUREIRO, A.; CARVALHO, J. R., O Impacto dos Gastos Públicos sobre a Criminalidade no Brasil. In: **Desigualdades e políticas regionais**. Fortaleza: Fundação Konrad Adenauer, p. 165-193, 2007.

MARIANO, R. S. **Fatores socioeconômicos da criminalidade no Estado de São Paulo: um enfoque da economia do crime**. 116 f. Dissertação (Mestrado em Economia) - Pontifícia Universidade Católica de São Paulo, São Paulo, 2010.

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.

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.

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.

Autores

Pedro Oliveira Homrich

Graduado em Ciências Econômicas pela Universidade Federal de Santa Maria (UFSM). Atualmente é Assistente em Administração na UFSM. Membro do Grupo de Pesquisa em Economia Aplicada (UFSM), com ênfase na área de Econometria. Email para contato: pedro.homrich@gmail.com

Clailton Ataídes de Freitas

Possui Graduação em Ciências Econômicas pela Universidade Federal de Uberlândia - UFU - (1989); Mestrado em Economia Rural pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul - UFRGS - (1994), Doutorado em Ciências (Economia Aplicada) pela Escola Superior de Agricultura Luíz de Queiroz da Universidade de São Paulo - ESALQ/USP - (2001) e Pós-Doutorado em Estatística e Experimentação Agropecuária pelo Departamento de Ciências Exatas da Universidade Federal de Lavras - UFLA (2013). Atualmente, é Professor Titular da Universidade Federal de Santa Maria - UFSM e dos Programas de Pós-Graduação em Economia e Desenvolvimento - PPGE&D e Pós-Graduação em Gestão de Organizações Públicas - PPGOP. Tem experiência na área de economia, com ênfase em economia agrária e métodos quantitativos. Pesquisando, principalmente, os seguintes temas: cadeias agroindustriais; agricultura e desenvolvimento; formação de preços em diferentes mercados agropecuários, modelos econométricos, econometria de séries temporais, métodos estatísticos multivariados. Email para contato: caf@ccsh.ufsm.br

Jéssica da Silva Maciel

Graduada em Administração pela Universidade Federal de Santa Maria. Desenvolve atividades como pesquisadora no grupo GPECOM, que pesquisa sobre Educação e Atitude Empreendedora com alunos da Universidade Federal de Santa Maria. Tem experiência na área de Administração, com ênfase em Administração de Empresas. Email para contato: jessicadsmaciel@gmail.com