

CRESCIMENTO ECONÔMICO E ROUBO DE CARGAS NO BRASIL: UMA ANÁLISE UTILIZANDO SÉRIES TEMPORAIS

Paulo Ricardo Prates Boitrigo¹
Luciana Maria Costa Cordeiro²
Tânia Marta Maia Fialho³

Resumo

O objetivo deste estudo é entender a relação entre criminalidade e variáveis macroeconômicas, com ênfase nos efeitos dos roubos de cargas no crescimento econômico do Brasil, considerando o período de 2004 a 2018. Foram consideradas como choques as mudanças políticas, sociais e econômicas. Adotou-se o Modelo de Vetor de Correção de Erros, Testes de Causalidade Granger e Função Impulso-resposta. Os resultados evidenciam que há causalidade Granger unidirecional no sentido do PIB para os roubos, assim como do PIB para os preços. A Função Impulso-resposta mostrou que choques na educação leva a uma redução gradativa nos roubos de carga do Brasil.

Palavras-chave: Crescimento Econômico, Economia do Crime, VECM, Causalidade Granger. **Áreas para submissão: 1. Economia**

¹Doutorando do Programa de Doutorado em economia da Universidade Estadual de Campinas-IE. “O presente trabalho foi realizado com apoio da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior – Brasil (CAPES) – Código de Financiamento 001”.

²Professora doutora da Universidade Estadual de Montes Claros - Minas Gerais

³Professora doutora da Universidade Estadual de Montes Claros - Minas Gerais

1 INTRODUÇÃO

A temática acerca da criminalidade tem sido foco de grandes debates econômicos, sociais, jurídicos e políticos pelo mundo. Alguns estudos buscaram identificar quais são as causas e os impactos provocados pela criminalidade (BACKER, 1974; DETOTTO; OTRANTO, 2010; ADEKOYA ET AL., 2017; EHRLICH, 1973; MACHIN; MEGHIR, 2000; DONOHUE; LEVITT, 2001). Como resultados, esses estudos tenderam a confirmar que economias recessivas são economias propensas a ter altas taxas de criminalidade. Sendo assim, os danos causados pelo aumento das taxas de criminalidade, apresentam impactos negativos e significativos sobre as atividades econômicas, afetando o funcionamento dos setores privado e público, além de provocar danos ao bem-estar da sociedade como um todo.

Conforme McCollister et al. (2010), nos Estados Unidos, em 2007, houve mais de 23 milhões de crimes cometidos, que resultaram em perdas econômicas de quase 15 bilhões de dólares para as vítimas e 179 bilhões de dólares em gastos governamentais em processos judiciais, proteção policial e correções. Segundo o relatório do World Bank (2006) a violência tem um grande efeito sobre o desenvolvimento econômico e crescimento econômico brasileiro, porque os custos diretos do crime em cidades e unidades da federação do Brasil representam de 3 a 5% do Produto Interno Bruto (PIB) por ano.

Ainda de acordo com o relatório do Banco Mundial (2009, p. 1) a criminalidade implica em alto custo para os países, sendo que “em cerca de 60 países, ao longo dos últimos anos, a violência reduziu o crescimento econômico diretamente e de forma significativa”. Sendo que, metade desses países vivem conflitos violentos e os demais apresentam altas taxas de crimes violentos de diversas formas. Relatórios do Banco Mundial ainda chamam a atenção para o fato de que países com altas taxas de crimes, como é o caso do Brasil, tem apresentado uma maior tendência à instabilidade econômica. Sendo assim, os crimes violentos são relacionados com o desenvolvimento e o crescimento dos países porque geram impactos negativos e diretos na qualidade de vida da população e sobre o setor produtivo.

De maneira mais específica, este estudo investiga os crimes de roubo de cargas, dado que, segundo o fórum de segurança pública (2018), esses crimes são considerados crimes organizados, pois apresentam características e especificidades de uma estrutura organizada, sendo que, eles necessitam de conhecimentos prévios, habilidades e estratégias, que somente uma organização dispõe.

Acredita-se que crimes de grandes escalas não são episódios recentes no mundo. Os piratas dos séculos XVII e XVIII já se organizavam de maneira estruturada e consolidada, uma vez que, dispunham de rede de contatos, que envolviam pessoas que ocupavam cargos de governanças nos Estados, para que assim, a organização criminosa pudesse ter uma forte hierarquia com liderança. Pode-se destacar também, outras organizações pelo mundo como a Máfia Siciliana, as tríades chinesas, a União Corsa e a Yakuza. Todas essas organizações tinham a característica de serem centenárias, apresentando uma estrutura hierárquica bem definida, onde suportam a morte ou a prisão dos líderes sem fortes impactos nas suas atividades (BRUNSMAN, 2019).

⁴Tradução do autor.

Detotto e Otranto (2010) investigaram o crime organizado na Itália, onde os autores buscavam entender como se dão as questões intrínsecas envolvendo, crescimento econômico e criminalidade, além de entender quais os impactos gerados nos períodos de recessão e expansão econômica. Os autores concluíram que as atividades criminosas podem agir como um imposto ou taxa sobre toda a economia, inibindo os investimentos diretos domésticos e estrangeiros, reduzindo a competitividade das empresas e afetando recursos destinados a investimentos, além de criar um ambiente de incerteza

e ineficiência no setor produtivo, principalmente, no momento no qual a economia italiana passou por uma longa recessão.

Os dados do Anuário Brasileiro de Segurança Pública (2014) mostram que, em 2013, o Brasil gastou R\$ 258 bilhões com os custos da violência. Isso equivalia a 5,4% do PIB do país. Essas perdas econômicas representam um custo de oportunidade, dado que, o dinheiro gasto com segurança poderia ser destinado para a ampliação dos investimentos em educação e saúde. Portanto, o crime deve ter impactos negativos sobre o crescimento econômico de um país.

No que diz respeito aos roubos de cargas, o aumento deste tipo de crime, pode influenciar a produção do país – medida pelo PIB –, uma vez que, esses meios de transportes são frequentemente utilizados para o escoamento da produção, do local de origem para os centros de distribuição e consumo. Por outro lado, o volume de produção do país também pode ter impactos sobre a quantidade de roubos de carga, uma vez que, com o maior volume de veículos trafegando, maior a oportunidade de os bandidos cometerem crimes. Nesse sentido, pode-se formular a seguinte pergunta de pesquisa: A quantidade de roubos de carga tem causado as variações no PIB brasileiro ou as variações nesse indicador de produção tem causado as variações na quantidade de roubos de cargas?

Se as variações nos roubos de carga precedem temporalmente as variações no PIB, pode-se assumir que os roubos de carga causam as variações no PIB. Assim como, se as variações no PIB precedem temporalmente os roubos de carga, pode-se assumir que o PIB causa os roubos de carga. Nesse sentido, considerando a causalidade em termos de precedência temporal dos efeitos desses indicadores, a pergunta de pesquisa deste estudo pode ser respondida por meio da aplicação de alguns métodos econométricos, em particular, por meio de testes de causalidade Granger.

Assim, o objetivo principal deste estudo consiste em analisar a causalidade Granger entre fatores econômicos e os roubos de carga no Brasil, considerando o período que vai de janeiro de 2004 a dezembro de 2018. Os objetivos específicos são analisar a causalidade Granger entre roubos de cargas e os seguintes fatores econômicos: i) PIB; ii) taxa de desemprego; iii) inflação e iv) gasto público em educação.

A aplicação de um teste de causalidade Granger conjunto deve controlar o efeito de um fator econômico em relação aos efeitos dos outros fatores. Além disso, devem ser considerados os efeitos de mudanças políticas, sociais e econômicas, tais como a ampliação dos benefícios sociais do Bolsa Família, ocorrida no ano de 2004, a Crise Financeira Internacional, ocorrida nos anos de 2008 e 2009, a crise política que culminou no *impeachment* da então presidente, ocorrida em 2014, assim como uma greve dos caminhoneiros, ocorrida em 2018.

Tendo em vista a necessidade de maior entendimento e compreensão acerca do tema tratado neste estudo e a carência de estudos que tratem dos crimes de roubos de carga, este estudo deve contribuir para a literatura por analisar a causalidade Granger entre fatores econômicos e tais crimes.

Este estudo apresenta a seguinte estrutura: Além desta introdução, a Seção 2 trata da teoria a respeito da economia do crime, a Seção 3 apresenta os dados utilizados e o método econométrico aplicado neste estudo; a Seção 4 apresenta os resultados encontrados e, por fim, as considerações finais.

2- Aspectos teóricos do crime

A evolução envolvendo o tema criminalidade tem o seu envolvimento amplo em diferentes áreas de estudo. Para tanto essa seção procurou mostrar um panorama geral acerca da teoria do crime, passando por uma visão do crime para os clássicos, assim como pelo olhar da criminologia,

chegando ao prisma da teoria econômica do crime. Diante disso, como um dos principais expoentes clássicos, Beccaria (1762-1776) acreditava-se que penas rigorosas como forma de prevenir o crime pode desestimular sua prática, ou seja, a pena devia ser tão forte o quanto ao crime cometido, para que inibisse a atividade criminosa. Além disso, os clássicos também consideravam o pensamento utilitaristas e o princípio da racionalidade, temas também explorados por Becker (1986).

Posteriormente Lombroso (2007) surge apresentando uma visão diferente a aquela defendida por Beccaria (1762-1776) na qual, o autor fez uma personalização do crime, uma vez que, considerou que o criminoso tem cara –personalidade – e jeito –comportamento característico. Contudo, Lombroso (2007) era adepto de penas mais brandas, isto é, entendia que o crime pode ter influências genéticas, refutando assim, a percepção de Beccaria (1762-1776) da racionalidade e da utilidade no comportamento criminoso.

Na contra mão da visão de Lombroso (2007) e dentro da Escola Positivista, Enrico Ferri (1856 - 1929) propôs estudar o crime numa visão focada nos fatores econômicos e sociais como determinantes da criminalidade. Assim, a Escola Positivista contribuiu com a discussão do crime em várias dimensões, abrangendo desde fatores fisiológicos e biológicos, até aqueles relacionados à aspectos psicológicos, sociológicos e econômicos.

Estes aspectos levantados pela Escola Positivista serviram de suporte para vários debates, em especial, na área de economia, que a partir da ideia utilitarista dos clássicos, que trataram do tema criminalidade de forma mais superficial tiveram sua contribuição aprofundada nos estudos desenvolvido por Becker (1986).

A principal contribuição de Becker (1986) para o estudo econômico do crime foi formalizar matematicamente a motivação do crime, baseado na ideia de utilidade clássica agregando, através de modelagem matemática, o conceito de custo-benefício do crime. O modelo exposto por Becker (1974) serviu de inspiração para realização de diversos estudos empíricos e colocou os fatores econômicos como importantes determinantes do crime, no centro do debate sobre o tema.

3. MÉTODOS

3.1. Dados

Para avaliar a causalidade Granger entre os roubos de cargas e os fatores econômicos foram estimados modelos de correção de erros vetoriais (VECM). Tais modelos incluíram as seguintes variáveis de interesse:

- ROUBO: Variável que denota o número de roubos de cargas.
- PIB: Variável correspondente ao produto interno bruto em milhões de reais.
- DESEMP: Variável correspondente à taxa de desemprego.
- PREÇOS: Variável correspondente à taxa de inflação captada pelo INPC.
- G-EDUC: Variável correspondente ao gasto público em educação em milhares de reais.

As variáveis PIB e G-EDUC, as quais, inicialmente, encontravam-se em valores correntes, tiveram a inflação corrigida pelo INPC. As variáveis PIB, DESEMP e G-EDUC tiveram sua sazonalidade ajustada conforme o método X12-ARIMA padrão. A variável PREÇOS foi considerada na forma de índice com base em janeiro de 2004 igual a 100.

Os efeitos de alguns eventos foram controlados nos VECM por meio da inclusão das seguintes variáveis:

- **CRISE_I**: Variável *dummy* que capta o efeito da crise financeira internacional que impactou o Brasil entre novembro de 2008 e dezembro de 2009. Essa variável assume valor 1 para o período referente a essa crise e, caso contrário, valor 0.
- **CRISE_E**: Variável *dummy* que capta o efeito da crise econômica brasileira, ocorrida entre o segundo trimestre de 2014 e o último trimestre de 2016. Essa variável assume valor 1 para os trimestres referentes a essa crise e, caso contrário, valor 0.
- **GREVE**: Variável *dummy* que capta o efeito da greve dos caminhoneiros ocorrida em maio de 2018. Essa variável assume valor 1 para o trimestre referente à greve e, caso contrário, valor 0.

A Tabela 1 exibe as estatísticas descritivas das variáveis de interesse. É interessante destacar que, considerando o período de janeiro de 2004 a junho de 2018, em média, 1.182 cargas são roubadas no Brasil ao mês, sendo que o máximo e o mínimo de roubos que houve nesse período foram 304 e 2.703, respectivamente.

Tabela 1 – Estatísticas Descritivas

Estatísticas ROUBO PIB DESEMP PREÇOS G-EDUC Média 1.182 504.188,6 14,09 138,44
 46.086.735 Máximo 2.703 618.013,8 20,14 179,71 136.000.000 Mínimo 304 333.631,6 9,89 100
 1.358.580 Desvio Padrão 422 84.619,95 2,88 24,32 2.1835.045
 Observações 174 174 174 174 174 Fonte: Elaborado pelo autor.

3.2. Teste de Raiz Unitária Dickey Fuller Aumentado

Para avaliar a ordem de integração das variáveis são utilizados testes de raiz unitária. O teste de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (DICKEY; FULLER, 1979) é um dos mais empregados na literatura. Para compreender tal teste, considere o seguinte modelo autoregressivo:

$$, (1)$$

em que y_t é a variável de interesse, representa termos determinísticos que podem ser uma constante ou uma constante e uma tendência, e α e β são coeficientes a serem estimados, Δy_t são primeiras diferenças defasadas de y_t , as quais são inseridas no intuito de corrigir uma possível autocorrelação, bem como ϵ_t é o termo de erro que se comporta como um ruído branco. Se y_t é uma série não-estacionária. Por outro lado, se y_t é uma série estacionária. A hipótese de ser estacionária pode ser testada avaliando se α é estritamente menor do que 1.

Para ter-se uma hipótese nula de raiz unitária, é subtraído em ambos os lados da Equação 5, obtendo:

$$(2) \text{ em que } \alpha. \text{ Assim, as hipóteses do teste Dickey-Fuller são representadas como:}$$

$$(3)$$

Testar se $\alpha < 0$ é o mesmo que testar se $\rho < 1$. Essa hipótese nula de raiz unitária é avaliada por meio de uma estatística F , para a qual valores críticos foram reportados por Fuller (1996) e os valores p aproximados foram reportados por Mackinnon (1991).

3.3. Teste de Cointegração de Johansen

Para estimar VECM é necessário que haja cointegração entre as variáveis. Engle e Granger (1987)

mostraram que uma condição necessária para que duas variáveis sejam cointegradas consiste em elas serem integradas de mesma ordem. Uma série é dita integrada de ordem d , referida como $I(d)$, se apresentar estacionariedade depois de ser diferenciada d vezes. A existência de cointegração requer que uma combinação linear entre as variáveis seja integrada em alguma ordem d menor.

O método de Johansen (1988), o qual testa a existência de cointegração entre séries $I(d)$, parte de um modelo autorregressivo vetorial (VAR) reparametrizado como um modelo de correção de erros vetorial (VECM) conforme a seguinte equação:

$$(4)$$

em que α), com β ; e γ).

A determinação do número de vetores de cointegração requer o conhecimento do posto da matriz (*rank* r). Quanto a ele, existem três possibilidades: i) Se o *rank* for completo, qualquer combinação linear entre as variáveis é estacionária e um modelo deve ser efetuado com variáveis em nível; ii) se o *rank* for nulo, não há cointegração e um modelo deve ser efetuado com variáveis diferenciadas; iii) se o *rank* for reduzido, existirá vetores de cointegração, considerando β . Nesse caso, a matriz pode ser expressa pelo produto de duas matrizes α e β , de modo que: $\alpha\beta'$. Enquanto β representa a matriz de vetores cointegrantes, α representa a matriz de ponderações dos vetores cointegrantes, a qual fornece, inclusive, a velocidade do ajustamento ao equilíbrio de longo prazo.

Efetua-se a verificação se o *rank* da matriz é estatisticamente diferente de zero com base na estatística do traço ($\lambda_{\text{traço}}$), conforme a expressão 5. Adicionalmente, pode-se observar a estatística do máximo autovalor (λ_{max}), de acordo com a expressão 6.

$$(5)$$

$$(6)$$

em que $\hat{\lambda}_i$ é a estimativa dos *ranks* ou autovalores não nulos obtidos da matriz $\alpha\beta'$; e n é o número de observações. O procedimento sequencial do teste se inicia com teste de $r = 0$ para em caso de rejeição se testar a possibilidade de $r = 1$, e assim por diante. Os valores críticos da estatística de traço foram obtidos por Johansen e Juselius (1990).

3.4. Modelos VECM e Teste de Causalidade

Buscando avaliar relações entre ROUBOS e variáveis econômicas, aplicou-se testes de causalidade Granger conforme a abordagem de Engle e Granger (1987), que se utiliza dos coeficientes de modelos de correção de erros (VECM). Esses modelos permitem avaliar a causalidade de curto prazo e de longo prazo. Considerando as variáveis de interesse no presente estudo – ROUBO, PIB, DESEMP, PREÇOS e G-EDUC – em escala logarítmica (ln), assim como as *dummies* para controle de eventos – CRISE-I, CRISE-E e GREVE –, os VECM estimados no presente estudo foram:

(7)

(8)

(9)

(10)

(11)

em que, por exemplo,

(12)

consiste em um termo de correção de erros e o coeficiente denota a velocidade do ajustamento entre as variáveis nele presente em direção ao valor de equilíbrio de longo prazo. Esse ajustamento ocorre quando existe cointegração entre as variáveis, algo que, por definição, depende de as variáveis serem integradas em primeira ordem – $I(1)$.

O conjunto de coeficientes de uma variável em primeira diferença (α) é usado para testar a causalidade de curto prazo. Já o coeficiente β é usado para testar a causalidade de longo prazo das variáveis presentes no termo de correção de erros. O teste é realizado impondo restrições de os coeficientes serem iguais a zero, de acordo com a aplicação de testes de Wald.

4 RESULTADOS

4.1 Resultados dos Testes de Raiz Unitários

Para avaliar a adequação dos procedimentos econométricos às variáveis, inicialmente, foram aplicados testes de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF). Quando todas as variáveis são integradas em primeira ordem, $I(1)$, e há cointegração entre elas, pode-se testar tanto a causalidade Granger de curto prazo quanto a de longo prazo por meio de modelos de correção de erros vetoriais (VECM), seguindo a abordagem de análise de relações cointegradas proposta por Johansen (1988).

A Tabela 2 exibe os resultados dos testes de raiz unitária ADF referentes às variáveis de interesse neste estudo. Foram considerados testes cujos modelos apresentavam constante somente e aqueles cujos modelos apresentavam uma tendência determinística, além da constante. As quantidades de defasagens adotadas nesses modelos foram sugeridas pelo Critério de Informação de Akaike (AIC). Considerou-se um limite máximo de 13 defasagens.

Tabela 2 – Testes de Raiz Unitária Dickey-Fuller Aumentado

Variável	Especificação	Defasagens	Estatística t	Valor Crítico	Valor p	Resultado
ROUBO	Constante e tendência	12	-2,1231	-3,4380	0,5287	$I(1)$
ROUBO	Constante	12	-0,8365	-2,8794	0,8056	$I(1)$
PIB	Constante e tendência	6	-0,3719	-3,4370	0,9879	$I(1)$
PIB	Constante	6	-1,9455	-2,8787	0,3109	$I(1)$
DESEMP	Constante e tendência	8	-1,8298	-3,4373	0,6858	$I(1)$
DESEMP	Constante	8	-1,9177	-2,8789	0,3235	$I(1)$
PREÇOS	Constante e tendência	1	-1,0587	-2,8794	0,7313	$I(1)$
PREÇOS	Constante	1	0,6326	-2,8782	0,9903	$I(1)$
G-EDUC	Constante e tendência	1	-5,5293	-3,4362	0,0000	$I(0)$
G-EDUC	Constante	12	-1,0587	-2,8794	0,7313	$I(1)$

Nota. Os valores p e os valores críticos ao nível de 5% de significância foram providos por MacKinnon (1996). Fonte: Elaborado pelo autor.

Os resultados dos testes de raiz unitária ADF sugerem que as variáveis ROUBO, PIB, DESEMP e PREÇOS são $I(1)$, quando considerado somente constante ou constante e tendência nos modelos. A variável G-EDUC é estacionária, quando considerada somente uma tendência no modelo, porém, é $I(1)$, quando considerada apenas uma constante. Testes adicionais, com as variáveis em primeira diferença, foram realizados para assegurar que nenhuma delas fosse integrada em segunda ordem $I(2)$.

4.2. Resultado do Teste de Cointegração

Como todas as variáveis em nível são $I(1)$ pode-se prosseguir com a análise de relações cointegradas conforme a abordagem de Johansen (1988). Havendo cointegração entre as variáveis, podem ser estimados VECM. O resultado do teste de cointegração de Johansen (1988) é apresentado na Tabela 3. O modelo do qual o teste parte foi parametrizado com constante, mas sem tendência.

Tabela 3 – Teste de Cointegração de Johansen

Hipótese de Cointegração Estatística do	Traço		Máximo		Crítico Valor p						
	Valor	Crítico	Valor	Valor p							
Nenhuma*	90,8260	69,8189	0,0004	34,0243	33,8769	0,0480	Ao menos 1*	56,8017	47,8561		
	0,0058	29,6668	27,5843	0,0266	Ao menos 2	27,1349	29,7971	0,0984	16,0645	21,1316	0,2211
	Ao menos 3	11,0704	15,4947	0,2072	8,7906	14,2646	0,3040	Ao menos 4	2,2798	3,8415	0,1311
									2,2798	3,8415	0,1311

Nota. O VECM estimado no teste foi parametrizado com constante, mas sem tendência. As hipóteses correspondentes ao número de relações de cointegração são rejeitadas quando as estatísticas do teste do traço ou do máximo autovalor são maiores que os valores críticos. Os valores críticos foram providos por MacKinnon, Haug e Michelis (1999). Eles são referentes ao nível de 5% de significância. Fonte: Elaborado pelo autor.

Na Tabela 3, tanto a estatística do traço quanto a estatística do máximo autovalor rejeitaram as hipóteses de nenhum e ao menos um vetor de cointegração. Portanto, o teste de cointegração de Johansen (1988) sugeriu que há pelo menos dois vetores de cointegração referentes às variáveis, possibilitando a estimação adequada de VECM. Se existe cointegração, haverá causalidade Granger de longo prazo em ao menos um dos sentidos possíveis.

4.3. Modelos de Correção de Erros Estimados

Para testar a causalidade Granger entre as variáveis ROUBO, PIB, DESEMP, PREÇOS e G-EDUC, foram estimados cinco VECM, cada um deles com um desses indicadores como variável dependente. Tais modelos consideram uma constante, mas não consideraram uma tendência determinística. O número de defasagens no modelo foi definido conforme o menor AIC de modelos estimados considerando de 1 a 13 defasagens. Assim, adotou-se 5 defasagens. Os resultados dos modelos estimados são apresentados na Tabela 4.

Tabela 4 – Modelos de Correção de Erros Estimados

Variáveis $\Delta \ln \text{ROUB}$

	<u>$\Delta \ln \text{PIB}$</u>	<u>$\Delta \ln \text{DESEM P}$</u>	<u>$\Delta \ln \text{G EDUC}$</u>
	<u>$\Delta \ln \text{PREÇO S}$</u>		
Constante	0.0964*** 0.0138*** -0,0054 0.0018*** 0,0083 (-0,0333) (-0,0036) (-0,0047) (-0,0004) (-0,0846)		
$\Delta \ln \text{ROUBO}_{t-0}$	0,0780 -0,0101 -0,0002 0,0010 0,0145 (-0,086) (-0,0094) (-0,0122) (-0,0011) (-0,2184)		
$\Delta \ln \text{ROUBO}_{t-1}$	0,1210 0,0091 -0,0092 0,0004 0,0442 (-0,0858) (-0,0094) (-0,0122) (-0,0011) (-0,2179)		
$\Delta \ln \text{ROUBO}_{t-2}$	-0,0273 0,0079 -0,0099 0,0019* -0,0031 (-0,0823) (-0,009) (-0,0117) (-0,0011) (-0,209)		
$\Delta \ln \text{ROUBO}_{t-3}$	0,0262 -0,0061 -0,0093 0,0014 0,0788 (-0,0831) (-0,0091) (-0,0118) (-0,0011) (-0,2111)		
$\Delta \ln \text{ROUBO}_{t-4}$	0,1865** -0,0074 -0,0020 0,0011 0,0954 (-0,0819) (-0,0089) (-0,0116) (-0,0011) (-0,2081)		
$\Delta \ln \text{PIB}_{t-1}$	-1,6635** -		
		0,4339*** -0,0180 -0,0124 -0,7641 (-0,8403) (-0,0915) (-0,1191) (-0,0111) (-2,1339)	
$\Delta \ln \text{PIB}_{t-2}$	-2,2904** -		
		0,3197*** -0,0385 0,0076 -1,2135 (-0,8955) (-0,0976) (-0,1269) (-0,0118) (-2,274)	
$\Delta \ln \text{PIB}_{t-3}$	-0,0260 -0,0790 -0,1792 -0,0125 1,0973 (-0,9253) (-0,1008) (-0,1311) (-0,0122) (-2,3499)		
$\Delta \ln \text{PIB}_{t-4}$	-1,8206** -		
		0,2478*** -0,2863** -0,0013 -1,0692 (-0,8697) (-0,0948) (-0,1232) (-0,0115) (-2,2087)	
$\Delta \ln \text{PIB}_{t-5}$	-1,5399* -0,0439 -0,1593 -0,0006 -1,2516 (-0,8278) (-0,0902) (-0,1173) (-0,0109) (-2,1023)		
$\Delta \ln \text{DESEMP}_{t-1}$	-0,2266 -0,0589 0,1565* -0,0028 0,5248 (-0,5969) (-0,065) (-0,0846) (-0,0079) (-1,5159)		
$\Delta \ln \text{DESEMP}_{t-2}$	0,4947 -0,0288 0,0816 0,0045 0,2821 (-0,5907) (-0,0644) (-0,0837) (-0,0078) (-1,5002)		
$\Delta \ln \text{DESEMP}_{t-3}$	-0,3375 0,0410 -0,2643*** -0,0039 2,7637* (-0,5736) (-0,0625) (-0,0813) (-0,0076) (-1,4567)		

$\Delta \ln \text{DESEMP}_{t-4}$ -0,1739 -0,0594 -0,0193 0,0019 1,8063
(-0,6019) (-0,0656) (-0,0853) (-0,0079) (-1,5287)
 $\Delta \ln \text{DESEMP}_{t-3}$ 0,3491 0,0192 -0,0309 0,0017 -1,1415 (-0,5959) (-0,0649) (-0,0844) (-0,0078) (-1,5132)
 $\Delta \ln \text{PRE OS}_{t-1}$ -15,0668** 0,0162 1,0358 0,6552*** 10,3545
(-6,5991) (-0,719) (-0,9351) (-0,0869) (-16,7586)
 $\Delta \ln \text{PRE OS}_{t-2}$ 11,4795 -1,0063 0,0607 -0,0606 -5,5057
(-7,9974) (-0,8713) (-1,1332) (-0,1053) (-20,3098)
 $\Delta \ln \text{PRE OS}_{t-3}$ -12,6500 -0,4572 0,9213 -0,1575 16,4475 (-8,0672) (-0,8789) (-1,1431) (-0,1062) (-20,4869)
 $\Delta \ln \text{PRE OS}_{t-4}$ -10,6200 1,0593 -0,4716 0,1069 -20,4600
(-8,0416) (-0,8761) (-1,1395) (-0,1059) (-20,422)
 $\Delta \ln \text{PRE OS}_{t-5}$ 1,1576 -1,5443** 0,2524 -0,1059 11,1865
(-6,742) (-0,7345) (-0,9553) (-0,0888) (-17,1216)
 $\Delta \ln \text{G-EDUC}_{t-1}$ 0,0427 0,0042 -0,0037 0,0009* -0,6413***
(-0,0358) (-0,0039) (-0,0051) (-0,0005) (-0,0908)
 $\Delta \ln \text{G-EDUC}_{t-2}$ -0,0672* 0,0001 -0,0068 0,0004 -0,4726***
(-0,0402) (-0,0044) (-0,0057) (-0,0005) (-0,102)
 $\Delta \ln \text{G-EDUC}_{t-3}$ 0,0009 0,0025 -0,0074 0,0007 -0,3708***
(-0,0408) (-0,0044) (-0,0058) (-0,0005) (-0,1035)
 $\Delta \ln \text{G-EDUC}_{t-4}$ 0,0319 0,0018 -0,0089 0,0007 -0,3143***
(-0,0389) (-0,0042) (-0,0055) (-0,0005) (-0,0988)
 $\Delta \ln \text{G-EDUC}_{t-5}$ 0,0015 -0,0008 -0,0004 0,0000 -0,1333
(-0,0335) (-0,0036) (-0,0047) (-0,0004) (-0,0849)
 CRISE-E 0,0770* -0,0056 0,0053 0,0008 -0,0833 (-0,0413) (-0,0045) (-0,0059) (-0,0005) (-0,1049)
 CRISE-I -0,0233 0,0002 0,0035 -0,0004 0,0133 (-0,0417) (-0,0045) (-0,0059) (-0,0006) (-0,1058)
 GREVE -0,0027 -0,0118 -0,0219* 0,0022* 0,1083 (-0,0906) (-0,0099) (-0,0128) (-0,0012) (-0,2301)
Parâmetro de Cointegração () -0,1665*** -0,0093* 0,0158** -0,0013** -
Sumário Estatístico 0,1419 (-0,0433) (-0,0047) (-0,0061) (-0,0006) (-0,1101)

R^2 0,2563 0,3293 0,3378 0,4488 0,3824 R^2 Ajustado 0,1001 0,1884 0,1986 0,3329 0,2526 Estatística F 1,6403 2,3366 2,4270 3,8738 2,9466 Teste LR de Autocorrelação Breusch-Godfrey – Estatística (285) 118,7638

Teste LR de Autocorrelação Breusch-Godfrey – valor p 0,6401 Teste de Heterocedasticidade de White – Estatística (25) 824,4697 Teste de Heterocedasticidade de White – valor p 0,4987 **Nota.** Entre parênteses são dados os erros padrão. A estatística LR, referente a um teste de autocorrelação Breusch-Godfrey. ***, ** e * denotam coeficientes significativos aos níveis de 1%, 5% e 10% de significância, respectivamente. Os parênteses junto à estatística denotam os graus de liberdade.

Fonte: Elaborado pelo autor.

Quanto a esses resultados, observa-se que vários coeficientes associados à variável PIB foram significativos na equação que apresenta a primeira diferença defasada de ROUBO como variável dependente. Por outro lado, não há coeficientes associados à variável ROUBO significativos na equação que apresenta a primeira diferença defasada do PIB como variável dependente. Isso consiste em uma primeira evidência de que há causalidade Granger unidirecional no sentido da variável PIB para a variável ROUBO. O mesmo pode ser dito em relação à variável PREÇOS, contudo somente um coeficiente dessa variável foi significativo na equação que apresenta a primeira diferença defasada de ROUBO. Tanto a variável PIB quanto a variável PREÇOS exercem um efeito total positivo sobre os ROUBO no curto prazo.

Ao contrário do que se esperava, as variáveis relacionadas à Crise Financeira Internacional, à Crise Econômica Brasileira e à Greve dos Caminhoneiros não apresentaram coeficientes significativos nos modelos. Portanto, tais eventos não devem apresentar efeitos consideráveis sobre os roubos de cargas ao longo do Brasil. Além disso, os baixos coeficientes dos parâmetros de cointegração (α), sugerem que, quando há cointegração entre as variáveis, o ajuste delas em direção ao seu valor de equilíbrio de longo prazo é lento. Isso deve ocorrer no caso dos modelos estimados tendo as variáveis ROUBO, PIB e PREÇOS como dependentes.

O sumário estatístico da Tabela 4 apresenta uma estatística LR^s , a qual é assintoticamente equivalente à estatística LM do teste Breusch-Godfrey convencional. No contexto de modelos VECM, esse teste de autocorrelação é realizado mediante uma regressão auxiliar dos resíduos sobre suas defasagens, juntamente com os regressores da equação subjacente. Com base em todos os resíduos defasados, sob a hipótese nula de ausência de autocorrelação, a estatística do teste conjunto é distribuída como χ^2 com graus de liberdade. Conforme a estatística LR mostrada na Tabela 4, baseada nas defasagens dos resíduos $y_{1,t-k}$, $y_{2,t-k}$, ..., $y_{n,t-k}$, a hipótese nula de ausência de autocorrelação não foi rejeitada, sugerindo que os modelos conjuntamente não apresentam esse problema. Além disso, o teste de heterocedasticidade de White, também mostrado na Tabela 4, com base em uma estatística F , não rejeita a hipótese nula de ausência de heterocedasticidade nos modelos conjuntamente.

4.4. Resultados dos Testes de Causalidade Granger

Os testes de causalidade Granger são aplicados ao impor restrições de os coeficientes associados a uma variável serem conjuntamente iguais a zero, o que se faz mediante a aplicação de testes de Wald. A Tabela 5 apresenta os testes de causalidade Granger de curto prazo aplicados utilizando dos coeficientes dos VECM estimados. Neste estudo a análise é restrita aos testes de causalidade Granger que envolvem a variável ROUBO. Os demais testes, envolvendo outras variáveis, são apresentados na Tabela A.1, disposta no Apêndice.

Conforme os testes de causalidade de curto prazo exibidos na Tabela 5, há causalidade Granger unidirecional no sentido de PIB para ROUBO e causalidade Granger unidirecional no sentido de PREÇOS para ROUBO. Portanto, as variações na produção e na inflação devem preceder temporalmente as variações do número de roubos de cargas.

Tabela 5 – Testes de Causalidade Granger de Curto Prazo

Teste de Causalidade (5) Valor p

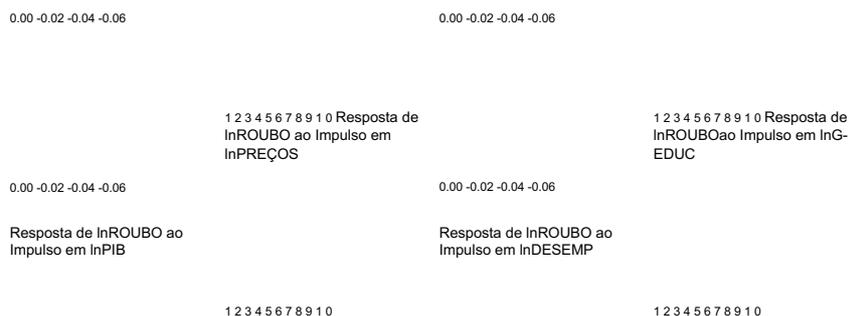
$\Delta \ln \text{PIB}$ não causa Granger $\Delta \ln \text{ROUBO}$ 16.4170 0.0057 $\Delta \ln \text{ROUBO}$ não causa Granger $\Delta \ln \text{PIB}$ 4.2051 0.5203 $\Delta \ln \text{DESEMP}$ não causa Granger $\Delta \ln \text{ROUBO}$ 1.1441 0.9501 $\Delta \ln \text{ROUBO}$ não causa Granger $\Delta \ln \text{DESEMP}$ 1.7254 0.8857 $\Delta \ln \text{PRE OS}$ não causa Granger $\Delta \ln \text{ROUBO}$ 15.5811 0.0081 $\Delta \ln \text{ROUBO}$ não causa Granger $\Delta \ln \text{PRE OS}$ 5.3236 0.3777 $\Delta \ln \text{G-EDUC}$ não causa Granger $\Delta \ln \text{ROUBO}$ 5.5724 0.3501 $\Delta \ln \text{ROUBO}$ não causa Granger $\Delta \ln \text{G-EDUC}$ 0.3304 0.997 **Nota.** Entre parênteses é dado os graus de liberdade da estatística qui-quadrado.

Por fim, cabe notar que a significância do coeficiente do parâmetro de cointegração () da equação que tem ROUBO como variável dependente, mostrada na Tabela 4, implica que as variáveis devem ⁵ A estatística LR em questão adota uma expansão de Edgeworth. Para mais sobre essa estatística LR e sobre testes Bresuch-Godfrey, no contexto de modelos VAR e VECM, veja Edgerton e Shukur (1999) e Brüggemann, Lütkepohl e Saikkonen (2006). causar Granger ROUBO no longo prazo, conjuntamente. Isso também pode ser confirmado por meio de um teste de Wald que implica que seja igual a zero. Esse referido teste retornou uma estatística de valor 1,47 e um valor p menor do que 1%, confirmando que algumas variáveis presentes no parâmetro de correção de erros, conjuntamente, causam Granger ROUBOS no longo prazo.

4.5. Função Impulso Resposta

O interesse que envolve a função impulso-resposta (IRF – *Impulse Response Function*) advém da imprescindibilidade em responder e examinar o efeito de perturbações – choques –, sobre as variáveis. Sendo assim, a Figura 3 ilustra a resposta do ROUBO de um choque de magnitude igual a um desvio-padrão no ROUBO, com relação às outras variáveis de interesse.

Figura 1 – Funções Impulso-Resposta



Fonte: Elaborado pelo autor.

Dos resultados obtidos, nota-se que um choque de um desvio padrão no PIB leva a uma queda temporária de ROUBO, em outras palavras, choques positivos no PIB provoca um efeito redução no número de roubos de cargas. Este resultado vem de encontro ao que defendem Urani (1995), Machin e Meghir (2000), Donohue e Levitt (2001), autores que discutiram a relação entre crescimento econômico e a criminalidade. Portanto, conforme função, até o décimo terceiro mês o aumento no PIB reduz os roubos de cargas. A partir desse período, já não existe um grau de correlação entre as variáveis, observável a partir do teste.

Com relação ao impulso-resposta para a variável taxa de desemprego, observou-se que, quando dado um choque de um desvio-padrão no DESEMP, deve ocorrer um aumento rápido na variável ROUBOO impulso no caso da taxa desemprego pode elevar o número de roubos de cargas aproximadamente até o quarto mês, depois começa a tangenciar ao eixo do choque inicial. Contudo, autores como Blejer e Guerrero (1990) e Ehrlich (1973) chamavam a atenção para os países como a Filipinas e Austrália apresentarem altas taxas de desemprego seguidas de altas taxas de criminalidade. Nesses referidos estudos, não se obteve resultados diferentes, uma vez que, ao impulso dado taxa de desemprego provoca um aumento nos roubos de cargas e redução acentuada até a sua convergência.

No que diz respeito ao índice de preços e roubos de cargas, quando dado um choque positivo nos PREÇOS, deve ocorrer a uma forte queda na variável ROUBO. Em outras palavras, um impulso de um desvio padrão nos preços do Brasil, deve levar a uma redução do número de roubos de cargas até o sétimo mês, e, a partir dele, tender para a convergência do valor inicial. Partindo desses resultados, retoma-se a discussão com base nos relatórios da FGV e da FIRJAN, considerando seus argumentos sobre a relação aumento dos preços e roubos de cargas. Os mesmos tendem a afirmar que prejuízos gerados pelos aumentos dos roubos de cargas são inúmeros, sendo que o extravio de mercadorias, leva a criação de um sinistro para o produtor, fazendo com que sejam criados custos adicionais, como seguros e segurança privada, gerando, assim, aumento no preço do produto final.. Portanto, compreende-se que a presença da atividade criminosa eleva os riscos do transporte rodoviário, piorando a condição de bem estar da sociedade, que terá seu poder de compra corroído pelo aumento de preços.

Por fim, o comportamento da variável gastos com educação, indica que, quando é dado um choque de um desvio padrão em G-EDUC, obtém-se uma queda suave na variável ROUBO. Logo, verifica-se que, mesmo que a queda no roubo de cargas seja suave, gastos com educação não apresentam uma tendência de convergência até o décimo mês, o que, por sua vez, sugere o importante papel da educação no combate à criminalidade.

Nas considerações finais será retomado este tema, uma vez que, agora, compreende-se a importância do crescimento econômico e da educação para a redução dos roubos de cargas no Brasil.

Considerações Finais

Este estudo teve como pergunta norteadora entender a dimensão do crime de roubos de cargas no Brasil, e como esses mesmos crimes poderiam influenciar o crescimento econômico desse país no período de 2004 a 2018. Como objetivo geral, este estudo buscou analisar os efeitos da criminalidade correspondente aos roubos de cargas no crescimento econômico do Brasil.

Foram adotadas três hipóteses centrais a serem testadas no presente estudo. A H_1 consiste em o aumento dos roubos de cargas serem função do baixo crescimento da economia nos momentos de retração; a H_2 consiste na existência de causalidade Granger unilateral entre os roubos de cargas com relação taxa de desemprego, PIB, inflação e gastos com educação; e H_3 consiste em choques em taxa de desemprego, PIB, inflação e gastos com educação implicarem em efeitos positivos sobre os roubos de cargas no Brasil.

Nesse sentido, a seção 3 abordou aspectos metodológicos do modelo VECM, a partir do qual testou-se a causalidade de Granger e a aplicou-se a função impulso-resposta, como também proposto em Adekoya et al. (2017), Ragnarsdóttir (2014), Chen et al. (2009) e Narayan et al. (2007).

Mediante as análises empíricas realizadas no Capítulo 4, testou-se a causalidade Granger entre as variáveis ROUBO, PIB, DESEMP, PREÇOS e G-EDUC. Para isso, utilizou-se de cinco VECM estimados, cada um deles com variáveis dependentes específicas. Os modelos VECM evidenciaram a existência de causalidade Granger unidirecional no sentido da variável PIB para a variável ROUBO, assim como, para a variável PREÇOS. Tanto a variável PIB quanto a variável PREÇOS apresentam um efeito total positivo sobre os ROUBO no curto prazo.

Contudo, ao contrário do que se esperava, as variáveis relacionadas à Crise Financeira Internacional, à Crise Econômica Brasileira e à Greve dos Caminhoneiros não apresentaram coeficientes significativos nos modelos. Portanto, tais eventos não apresentaram efeitos consideráveis sobre os roubos de cargas ao longo do tempo, no Brasil. Não foi rejeitada a H_1 que corresponde aos aumentos no número de roubos de cargas ser função do baixo crescimento da economia nos momentos de retração.

Com relação aos testes de causalidade Granger de curto prazo, realizados a partir dos VECM, concluiu-se que, há causalidade Granger unidirecional no sentido de PIB para ROUBO e causalidade Granger unidirecional no sentido de PREÇOS para ROUBO, ou seja, as variações na produção e na inflação devem preceder temporalmente as variações do número de roubos de cargas. Enquanto isso, as demais variáveis (DESEMP, G-EDUC), não apresentaram causalidade de Granger pelo menos no curto prazo. No entanto, no longo prazo o parâmetro de cointegração (α) do modelo que tem ROUBO como variável dependente, apresentado na Tabela 4, mostrou que DESEMPREGO e G-EDUC causam Granger ROUBO no longo prazo. Deste modo, não se pode rejeitar a H_2 , uma vez que, existe causalidade Granger unilateral no sentido dos roubos de cargas para a taxa de desemprego, PIB, Inflação e gastos com educação.

Rejeitou-se a H_3 na qual, afirma-se que um choque na taxa de desemprego, PIB, inflação e gastos com educação deve ter seus efeitos positivos sobre os roubos de cargas no Brasil. Isso porque quando dado um choque de um desvio padrão nas variáveis PIB, G-EDUC e PREÇOS, encontra-se uma resposta negativa dos ROUBO de cargas. Por outro lado, no que diz respeito à variável DESEMP, não se pode rejeitar a hipótese H_4 que consiste em um impulso positivo na TAXA de DESEMPREGO levar a um aumento nos roubos de cargas.

Portanto, estes resultados obtidos nesta dissertação possibilitaram concluir que o crescimento econômico do Brasil afeta os roubos de cargas, contribuindo para redução dos mesmos. Sob a ótica da teoria do crime, o indivíduo age de maneira racional antes de cometer o crime, uma vez que irão considerar os custos-benefícios advindos da atividade criminosa. Desse modo, pode-se compreender que o crime de roubos de cargas, não é um crime tempestivo ou, em outras palavras, crimes que realizados sobre a influência de fortes emoções. Eles são crimes organizados, estruturados e planejados de maneira racional, possuindo, assim, estruturas empresariais completas. Além disso, pode-se também concluir, que o fator educação é um importante instrumento capaz de promover crescimento no PIB de um país, e, assim, impactar a criminalidade.

Deste modo, percebeu-se relação entre as econômicas e roubos de cargas, quanto de curto e longo prazo. Assim, o crescimento do PIB é um fator importante que influencia e antecede o crime de roubos de cargas. Logo, torna-se importante que políticas econômicas adotadas, venham com o intuito de garantir um crescimento sustentável ao longo do tempo, isso por que, a respostas de choques sobre no PIB sobre do crime de roubo de cargas, é positivo na redução de roubos cargas. Essa resposta obtida neste estudo, veio corroborar e suplantar o entendimento do porquê os crimes tendem a aumentarem em economias recessivas, como foi exposto pelo o relatório do banco mundial relatado em 2006 e 2009, em que, evidenciou que países que passavam por longos períodos de recessão econômica tendiam a apresentar aumentos generalizados de todos os tipos de crime.

Percebido que o PIB afeta o crime de roubos de cargas quanto no curto prazo, quanto no longo. Observou-se ainda, que o PIB não é uma variável que sofra fortes alterações no curto prazo, porém ela afeta o crime no curto e longo prazo. Então, é essencial que as políticas macroeconômicas visem promover crescimento econômico, e estes crescimento seja sustentável e duradouro, tendo como foco evitar o chamado “vão de galinha”, na qual, o crescimento da economia acontece em pequenos saltos de curto prazo, e mais ainda, que os responsáveis pelas políticas econômicas trabalhem com a função de impedir ao máximo recessões, e mesmo que entrem recessão, outra alternativa seria evitar as recessões duradouras.

Outro ponto importante que necessita ser ressaltado neste estudo, é a dualidade do papel da educação para o crescimento econômico e o crime de roubos de cargas. Através da educação países se desenvolvem tecnologicamente, socialmente, que por sua vez, gerando melhorias de escalas econômicas, gerando emprego e renda, além dos beneficiar o “bem-estar” social. Desta maneira, a educação também reduz os roubos de cargas, de modo que, quanto maior níveis educacionais e de investimento em educação, tenderiam a levar a um declínio atividade criminosa.

Portanto, ao analisar o crime numa visão estritamente econômica, pode-se evidenciar o quão virtuoso é o crescimento econômico para o Brasil, embora não seja suficiente, uma vez que, existem problemas que vão muito além da relação do crescimento do PIB, como por exemplo, os efeitos de causalidade que permeiam tanto o econômico, quanto o social, que não puderam ser contemplados por este estudo. Assim, fica evidente a necessidade de entender as relações sociais no sistema econômico a partir do desenvolvimento econômico, na qual, se analisa o crescimento econômico e seus efeitos do mesmo, emanados para sociedade como um todo.

Desta maneira abriu uma ampla janela de pesquisa, para a realização de trabalhos futuros sobre o tema, principalmente, considerando o duplo papel da educação no crescimento econômico e na redução do crime de roubos de cargas.

No que diz respeito aos estudos futuros, são incentivados aqueles que busquem ampliar a investigação com base na teoria do capital humano baseada em Backer (1992). Nela, o autor buscou investigar o importante papel dos investimentos em educação, como um dos principais propulsores do crescimento econômico.

REFERÊNCIAS

ADEKOYA, A. F; NOR, A. A. R. The dynamic relationship between crime and economic growth in Nigeria. **International Journal of Management and Economics**, v. 53, n.1, p. 47–64. <https://doi.org/10.1515/ijme-2017-0004>

AFONSO, J. R. R. **Política fiscal no Brasil no contexto da crise. 2010.** Tese (doutorado) - Universidade Estadual de Campinas, Instituto de Economia, Campinas, SP. 570 p. Disponível em: <http://www.repositorio.unicamp.br/handle/REPOSIP/285944>. Acesso em: 17 ago. 2018. AKRAM, T.; LI, H. **The empirics of long-term US interest rates.** Levy Economics Institute of Bard College. Working Paper Series n. 863. Mar. 2016.

ALMEIDA, E. S. **Curso de econometria espacial aplicada.** Campinas, SP. Ed. Alinea, 2012.

ALTER, A.; SCHÜLER, Y. S. **Credit spread interdependencies of European states and banks during the financial crisis.** University of Konstanz, Department of Economics. Working Paper Series 2011-24, 2011.

AMORIM, C. H. G.; CÂMARA, S. M.; CARLINI JÚNIOR, R. J. **A utilização do sistema de rastreamento de veículos no transporte de cargas: um estudo junto à Segsat.** In: XIII

- SIMPÓSIO DE ENGENHARIA DE PRODUÇÃO – SIMPEP. Anais... Bauru: Unesp, 2006.
- ARFANUZZAMAN, M. D. The long-run dynamic relationship between broad money supply and the GDP of Bangladesh: A VECM approach. **Developing Country Studies**, v.4, n.14, p. 167–178. 2014.
- BECCARIA, C. **Des délits et des peines**. Paris: Flammarion, 1991 (1764).
- BECKER, G. S. Crime and punishment: An economic approach. In: **Essays in the Economics of Crime and Punishment**. [s.l.] NBER, 1974. p. 1–54.
- BECKER, G. S. (1962). Irrational Behavior and Economic Theory. **Journal of Political Economy** 70 (1), 1–13.
- BECKER, G. S. (1968). Crime and Punishment: An Economic Approach. **Journal of Political Economy** 76 (2), 169–217.
- BECKER, G. S. (1993). Nobel Lecture: The Economic Way of Looking at Behavior. **Journal of Political Economy** 101 (3), 385–409.
- BEN-KAABIA, M.; GIL, J.; CHEBBI, H.. The effect of long-run identification on impulse response functions: An application to the relationship between macroeconomics and agriculture in Tunisia. **Agricultural Economics Review**, v.3, n.2, p. 36–48, 2002.
- BENTHAM, J. **An introduction to the principles of morals and legislation**. [s.l.] Courier Corporation, 1871.
- BERRY, C. J.; PAGANELLI, M. P.; and SMITH, C. (Eds.), *The Oxford Handbook of Adam Smith* (1 ed.). **Oxford University Press**.
- BEZERRA, M. S. S. **Uma contribuição à análise de elementos básicos do gerenciamento do risco de ocorrência do roubo de carga no transporte rodoviário. 2006**. Dissertação (Mestrado em Engenharia de Transportes) – Universidade Federal do Rio de Janeiro. Rio de Janeiro: Coppe/UFRJ. 126p.
- BIT. **Banco de informações e mapas de transportes. 2013**. Disponível em: <http://www2.transportes.gov.br/bit/02-rodo/rodo.html>. Acesso em: abr. 2019.
- BLANCHARD, O. J.; KIYOTAKI, N. Monopolistic competition and the effects of aggregate demand. **The American Economic Review**, v. 77, n. 4, p. 647–666, 1987.
- BLEJER, M. I.; GUERRERO, I.. The impact of macroeconomic policies on income distribution: An empirical study of the Philippines. **Review of Economics and Statistics**, v. 72, n. 3, p. 414–423, 1990.
- BRAUDEL, F. **The wheels of commerce: civilization and capitalism 15th-18th century**. New York: Perennial Library, 1982. v. 2.
- BRÜGGEMANN, R.; LÜTKEPOHL, H.; SAIKKONEN, P. Residual autocorrelation testing for vector error correction models. **Journal of Econometrics**, v. 134, n. 2, p. 579–604, 2006.
- BUENO, R. L. S. **Econometria de séries temporais** (2ª ed.). São Paulo: Cengage Learning, 2011.
- CAETANO, S. M.; SILVA JR, G. E.; CORREA, W. L. R.. Abordagem discreta para a dinâmica da taxa Selic-meta. **Economia Aplicada**, v. 15, n. 2, p. 199–221, 2011.
- CAMARA LEGISLATIVA. **Programa de Aceleração do Crescimento (PAC)**. Disponível em: https://www2.camara.leg.br/orcamento-da-uniao/estudos/2007/NT%2001%20RESUMOFISCAL_PAC%2012%2002%2007.pdf. Acesso em:

12 fev. 2020.

CAMPUS, M. S. Escolha racional e criminalidade: Uma avaliação crítica do modelo. **Revista da SJRJ**, n. 22 – Direito Penal e Processual Penal. Disponível em: <https://www.jfrj.jus.br/revista/sjrj/artigo/escolha-racional-e-criminalidade-uma-avaliacao-critica-do-modelo>. Acesso em 02 fev. 2020.

CERQUEIRA, D.; LOBÃO, W. Determinantes da criminalidade: arcabouços teóricos e resultados empíricos. **Revista de Ciências Sociais**, v. 47, n 2, p. 233–269, 2004.

CHEN, S-W. Investigating causality among unemployment, income and crime in Taiwan: Evidence from the bounds test approach. **Journal of Chinese Economic and Business Studies**, v. 7., n. 1, p. 115–125, 2019.

COOK, J. Ludwig. PHILIP J. C. Jens **Ludwig Economical Crime Control**. Conference held January 15-16, 2010. Published in September 2011 by University of Chicago Press© 2011 by the National Bureau of Economic Research(p. 1 – 39). <https://www.nber.org/books/cook10-1>. Acesso em 26/06/2018.

CNT. Confederação Nacional do Transporte. **Atlas do Transporte 2006**. Disponível em: <http://www.cnt.org.br>. Acesso em: Mar. 2019.

CNT. Confederação Nacional do Transporte. **Atlas do Transporte 2011**. Disponível em: <http://www.cnt.org.br>. Acesso em: Mar. 2019.

CNT. Confederação Nacional do Transporte. **Plano CNT de Transporte e Logística. 2014**. Disponível em: <http://www.cnt.org.br>. Acesso em maio 2019.

CONTI, V. T; JUSTUS, M. **A história do pensamento econômico sobre crime e punição de Adam Smith a Gary Becker**. Parte I, 2016.

COSTA, Á. M. Criminologia. In.: **Criminologia**. 4.ed. atual. Rio de Janeiro: Forense, 2005. p. 119-217.

DETOTTO, C.; OTRANTO, E. Does crime affect economic growth? **Kyklos**, v. 63, n. 3, p. 330-345, 2010.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association**, v. 74, n. 366, p. 427-431, 1972.

DONOHUE, J.; LEVITT, S. The impact of legalized abortion on crime. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 116, n. 2, p. 379–420, 2001.

EDGERTON, D.; SHUKUR, G. Testing autocorrelation in a system perspective testing autocorrelation. **Econometric Reviews**, v. 18, n. 4, p. 343–386, 1999.

EHRlich, Isaac. Participation in illegitimate activities: A theoretical and empirical investigation. **The Journal of Political Economy**, v. 81, n. 3, p. 521-565, 1973. ENGLE, R.; GRANGER, C. Co integration and error correction: representation, estimation, and testing. **Econometrica**, v. 55, n.2, p. 251–276, 1987.

ESCOBAR, R. T. Escuelas del derecho penal. In.: **Elementos de Criminologia**. Buenos Aires: Editorial Universidade, 1997. p. 97-117.

FIRJAN. **O impacto econômico do roubo de cargas no estado do Rio de Janeiro**. Disponível em: <https://www.firjan.com.br/publicacoes/publicacoes-de-economia/o-impacto-economico-do-roubo-de-cargas-no-estado-do-rio-de-janeiro.htm?fbclid=IwAR2KID2a89p1kbWYevfyixfQIUUpQH60UCgxZeYisVtJUDDfA88T DUuPIOI>. Acesso em 25 jun. 2019.

FÓRUM BRASILEIRO DE SEGURANÇA. **9º Anuário Brasileiro de Segurança Pública, 2014, FBS PÚBLICA**, São Paulo–SP, Brasil: Fórum Brasileiro de Segurança 2014. <http://forumseguranca.org.br/publicacoes/9o-anuario-brasileiro-de-seguranca-publica/> acesso em

20/12/2019 as 12:00 horas.

FÓRUM BRASILEIRO DE SEGURANÇA. **11º Anuário Brasileiro de Segurança Pública**, RS de Lima - Fórum Brasileiro de Segurança Pública, 2017.

FULLER, W. A. **Introduction to statistical time series**. New York: Wiley, 1996. GIL, A. C. **Como elaborar projetos de pesquisa**. 4. ed. São Paulo: Atlas, 2007

GODOY, A. S. Introdução a pesquisa qualitativa e suas possibilidades. **Revista de Administração de Empresas**, v. 35, n. 2, p. 57–63, 1995.

GUJARATI, D. N.; PORTER, D. C. **Econometria básica**. 5. ed. Porto Alegre: AMGH, 2011. 924 p.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Sistema nacional de índices de preços ao consumidor**. Disponível em: http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/indicadores/precos/inpc_ipca/ipca-inpc_201505_1.shtm. Acesso em: 02 jul. 2018.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA – IPEA. **Os Arranjos institucionais dos investimentos em infraestrutura no Brasil: uma análise sobre seis grandes projetos do Programa de Aceleração de Crescimento**. Disponível em > www.ipea.gov.br. Acesso em: 27 jan. 2019.

JARDIM, M. C.; SILVA, M. R. Sobre os autores. In: **Programa de aceleração do crescimento (PAC): Neodesenvolvimentismo**. São Paulo: Editora UNESP; São Paulo: Cultura Acadêmica, 2015, pp. 198-199. ISBN 978-85-7983-743-2. Available from SciELO Books . JOHANSEN, S.. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of Economic Dynamics & Control**, v. 12, n. 2), p. 231–254, 1988.

JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration - with applications to the demand for money. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 52, n. 2, p. 169–210.

JORGE, M. A. Estudos de Economia do Crime para o estado de Sergipe: uma resenha. **Revista de Economia Mackenzie**, v. 9, n. 2, p. 65–90, 2012. Kaliontzakis, M. **The curious case of Greece: The impact of fiscal policy shocks on key macroeconomic variables. A VAR based approach**. Master's Theses. Paper 134. 2015.

LEVITT, P.; SCHILLER, N. G. Conceptualizing simultaneity: A transnational social field perspective on society. **International Migration Review**, v. 38, n. 3, p. 1002–1039, 2004.

LOGÍSTICA PARA TODOS. **Os cinco (05) modais de transporte**. 2011. Disponível em: <http://logisticaparatodos-com-b.webnode.com.br/>. Acesso em: abr. 2015.

LOMBROSO, Cesare. **O homem delinquente**. São Paulo: Ícone, 2007.

LOURENÇO, G. M. A crise internacional e o encaixe do Brasil. **Análise Conjuntural**, v. 31, n. 1-2, p. 3–14 2009.

LÜTKEPOHL, H. **New introduction to multiple time series analysis**. Berlin: Springer, 2005.

LÜTKEPOHL, H.; KRÄTZIG, M. **Applied time series econometrics**. Cambridge: Cambridge University Press, 2004.

MACHIN, S. M.; MEGHIR, C. **Crime and economic incentives**. Department of Economics, University College London, Institute for Fiscal Studies and Centre for Economic Performance, London School of Economics. Disponível em: <http://personal.lse.ac.uk/machin/pdf/crime.pdf>. Acesso em: 25 fev. 2019.

MACKINNON, J. G. Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests. **Journal of Applied Econometrics**, v. 11, n. 6, p. 601-618, 1996.

MACKINNON, J. G., HAUG, A. A., & MICHELIS, L. . Numerical distribution functions of likelihood ratio tests for cointegration. **Journal of Applied Econometrics**, v. 14, n. 5, p. 563–577, 1999.

MADDALA, G. S. Introduction to econometrics (2 ed.). Prentice- Hall Inc. Englewood cliffs, New Jersey, 1992.

MURCIO, J. L. R.; **P n l : As ideias de Lombroso, Ferri e G l .** Disponível em: <https://revista.seune.edu.br/index.php/op/article/view/153>. Acesso em: 14 abr. 2019. MENDES, S. M. **Análise econômica do crime e o seu contributo para a definição de uma política penal.** Dissertação de Mestrado em Estudos Económicos e Sociais, Universidade do Minho, Escola de Economia e Gestão, Braga, 1997.

MESQUITA NETO, Paulo de. Policiamento comunitário e prevenção do crime: a visão dos coronéis da Polícia Militar. **São Paulo em Perspectiva**, v. 18, n. 1, p. 103–110, 2004. NARAYAN, K.; SMYTH. R. Crime rates, male youth unemployment and real income in Australia: Evidence from Granger causality tests. **Applied Economics**, v. 36, n. 18, p. 2079–2095, 2004.

NTC&LOGÍSTICA. **Associação Nacional do Transporte de Carga e Logística.** Disponível em: <http://www.portalntc.org.br>. Acesso em: 01 jun. 2019.

OMAR, J. H. D. Taxa de juros: comportamento, determinação e implicações para a economia brasileira. **Revista Economia Contemporânea**, v. 12, n. 3, p. 463–490, 2008. PESARAN, H.; SHIN, Y. An autoregressive distributed lag modeling approach to co-integration analysis. In: S. Strøm (Ed.), **Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium** (Econometric Society Monographs, pp. 371-413). Cambridge: Cambridge University Press..

QUINNEY, R. **Criminology**. Boston: Little Brown and Company, 1979

RAGNARSDÓTTIR, A.; LU, G.. **Investigating the long-run and causal relationship between GDP and crime in Sweden** (Dissertação de mestrado). Lund University, Department of Economics, 2014. Disponível em: <https://lup.lub.lu.se/student-papers/search/publication/4464282>. Acesso em: 25 jan. 2018.

RESENDE, M. F. C.; T.; FÁBIO, H. B. **Ciclo, crise e retomada da economia brasileira: Avaliação macroeconômica do período 2004-2016.** 18º Seminário de Diamantina – 2019. Disponível em: <https://diamantina.cedeplar.ufmg.br/portal/publicacoes/busca/>. Acesso em: 10 mai. 2019.

RICHARDSON, Roberto J. **Pesquisa social: métodos e técnicas.** São Paulo: Atlas, 1999. 334 pp.

ROCHA, C. F.. **O transporte de cargas no Brasil e sua importância para a economia** (Monografia de graduação). Universidade Regional do Noroeste do Estado do Rio Grande do Sul - UNIJUI, Ijuí, 2015.

SANTOS, C. A. P; CASAGRANDE, D. L; HOECKEL, P. H. O. “Teoria econômica do crime”: dos pressupostos acadêmicos à empiria do dia a dia na vida de ex presidiários de Santa Maria RS. **Economia e Desenvolvimento**, v. 27, n. 2, 2015. Disponível em: https://periodicos.ufsm.br/eed/article/view/21087/pdf?fbclid=IwAR3JFCJ4Mw7JcECvwwkyzcAt7EK_HO544RybHJdQliwzOIyIde8EX2tjxk. Acesso em: 28 abr. 2019. SCHAEFER, G.; SHIKIDA, P. A. F. Economia do crime: elementos teóricos e evidências empíricas. **Revista de Análise Econômica**, v. 36, n. 19, 2001.

SECRETARIA NACIONAL DE SEGURANÇA PÚBLICA. **Ocorrências Criminais – SINESP.** Disponível em: <http://dados.mj.gov.br/dataset/sistema-nacional-de-estatisticas-de-seguranca-publica>. Acesso em: 10 jan. 2020.

SHARPE, J. Crime in England: long-term trends and the problem of modernization. In: JOHNSON,

Eric; MONKKONEN, Eric. (Orgs.). **The civilization of crime: violence in town and country since the Middle Ages**. Urbana: University of Illinois Press, 1996, chapter. 1, p. 17-34. URANI, A., 1995. Crescimento e geração de emprego e renda no Brasil. **Lua Nova - Revista de Cultura e Política**, v. 35, p. 5-37.

WINTER-EBMER, R.; RAPHAEL, S.. **Identifying the effect of unemployment on crime**. In: University of California at San Diego, Economics Working Paper Series, 1988. WORLD BANK INSTITUTE. **Urban crime and violence prevention**. Structured Learning. Disponível em: http://wbi.worldbank.org/wbi/Data/wbi/wbicms/files/drupalacquia/wbi/urban_crime2011final. Acesso em: 14 mai. 2018.

YIN, R. K. **Estudo de caso: planejamento e métodos**. 4. Ed. Porto Alegre: Bookman, 2010.
Anexo

Anexo I- Classificação das subjunções dadas pelo Tesouro Nacional

Despesas por subfunções com Saúde	Despesas por subfunções com Segurança Pública	Despesas por subfunções com Educação
Administração Geral	Administração Geral	Planejamento e Orçamento
Normalização e Fiscalização	Normalização e Fiscalização	Administração Geral
Tecnologia da Informação	Tecnologia da Informação	Administração Financeira
Formação de Recursos Humanos	Formação de Recursos Humanos	Tecnologia da Informação
Comunicação Social	Comunicação Social	Formação de Recursos Humanos
Cooperação Internacional	Policciamento	Administração de Receitas
Assistência ao Idoso	Defesa Civil	Comunicação Social
Assistência ao Portador de Deficiência	Informação e Inteligência	Cooperação Internacional
Assistência A Criança e ao Adolescente	Cooperação Internacional	Assistência A Criança e ao Adolescente
Assistência Comunitária	Assistência A Criança e ao Adolescente	Assistência Comunitária
Previdência Complementar	Previdência do Regime Estatutário	Previdência do Regime Estatutário
Atenção Básica	Atenção Básica	Atenção Básica
Assistência Hospitalar e Ambulatorial	Suporte Profilático e Terapêutico	Assistência Hospitalar e Ambulatorial
Suporte Profilático e Terapêutico	Alimentação e Nutrição	Suporte Profilático e Terapêutico
Vigilância Sanitária	Proteção e Benefícios ao Trabalhador	Alimentação e Nutrição
Vigilância Epidemiológica	Educação Infantil	Proteção e Benefícios ao Trabalhador

Alimentação e Nutrição	Desenvolvimento Científico	Ensino Fundamental
Proteção e Benefícios ao Trabalhador	Difusão do Conhecimento Científico e Tecnológico	Ensino Médio
Ensino Profissional	Telecomunicações	Ensino Profissional
Ensino Superior		Ensino Superior
Educação Infantil		Educação Infantil
Saneamento Básico Rural		Educação de Jovens e Adultos
Desenvolvimento Científico		Educação Especial
Desenvolvimento Tecnológico e Engenharia		Patrimônio Histórico, Artístico e Arqueológico
Difusão do Conhecimento Científico e Tecnológico		Difusão Cultural
Normalização e Qualidade		Assistência Aos Povos Indígenas
		Desenvolvimento Científico
		Desenvolvimento Tecnológico e Engenharia
		Difusão do Conhecimento Científico e Tecnológico

Anexo II - Descrição dos Dados

Variáveis Dependentes			
Nome	Sigla	Descrição	Fonte

Taxa Roubos de cargas	ROUBOS	A fonte dos dados populacionais utilizados no cálculo das taxas é a Projeção da População 2000-2030, publicadas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE em 2013, de modo que podem apresentar ligeira diferença em relação às taxas publicadas no ABSP em alguns anos, em que foram utilizados dados do Censo ou da Pesquisa Nacional por Amostragem Domiciliar (PNAD) ou outros.	Secretarias Estaduais de Segurança Pública e/ou Defesa Social; Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE; Departamento Nacional de Trânsito - DENATRAN; Fórum Brasileiro de Segurança Pública
------------------------------	---------------	---	--

Variáveis Independentes			
Produto Interno Bruto	PIB	Quadro: Contas nacionais. Obs.: Produto Interno Bruto (PIB). Estimativa do Banco Central. mensais - 12 meses. Frequência: Mensal Unidade: R\$ atualizado em: 20/12/2019.Comentário: Produto Interno Bruto (PIB) acumulado dos últimos 12 meses - Valores correntes. Estimativa do Banco Central.	Banco Central do Brasil, Boletim, Seção Atividade Econômica (Bacen / Boletim / Ativ. Ec.)
Dummy 2004	D2004	Dummy será utilizada para captar o efeito da ampliação do programa Bolsa família.	Valor 1 para período e interesse e 0 para os demais.
Dummy 2008	D2008	Dummy será utilizada para captar o efeito da crise internacional de 2008.	Valor 1 para período e interesse e 0 para os demais.

Dummy 2018	D2018	Dummy será utilizada para captar o efeito da greve de caminhoneiro ocorrida no primeiro semestre de 2018.	Valor 1 para período e interesse e 0
-------------------	--------------	---	--------------------------------------

para os demais.

Taxa de Desemprego	Taxadesempreg	Regiões metropolitanas (RMs): Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo e Porto Alegre. A Pesquisa Mensal de Emprego foi encerrada com a divulgação dos resultados de fevereiro de 2016 e produzia indicadores mensais sobre a força de trabalho que permitiam avaliar as flutuações e a tendência, a médio e a longo prazos, do mercado de trabalho, nas suas áreas de abrangência, constituindo um indicativo ágil dos efeitos da conjuntura econômica sobre esse mercado, além de atender a outras necessidades importantes para o planejamento socioeconômico dessas áreas. Abrangia informações referentes à condição de atividade, condição de ocupação, rendimento médio nominal e real, posição na ocupação, posse de carteira de trabalho assinada, entre outras, tendo como unidade de coleta os domicílios. Obs.: Série descontinuada pela fonte.	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, Pesquisa Mensal de Emprego (IBGE/PME) - obs: PME foi encerrada em março de 2016, com a divulgação dos resultados referentes ao mês de fevereiro de 2016.
Inflação INPC	Nível_preço	Índice nacional de preços ao consumidor (INPC). Var. % mensal Atividade econômica. Além disso, está variável foi transformada em nível.	SGS - Sistema Gerenciador de Séries Temporais do Branco central.
Gastos com Educação	G-EDUCAÇÃO	Valores mensais dos gastos diretos com gastos com educação. Em R\$ milhares. Demonstrativo da Execução das Despesas por Função /Subfunção Relatório Resumido da Execução Orçamentária Governo Federal	Relatório orçamentário do Tesouro nacional

Anexo III - Resultados originais dos testes de raiz unitária, estacionariedade e Causalidade de Granger e Função Impulso- resposta. Obs. Nota explicativa dos teste realizados.

O teste de Phillips - Perron, conhecido na literatura como teste PP é uma generalização do teste de Dickley - Fuller para os casos em que os erros são correlacionados e, possivelmente, heterocedásticos. O pperron realiza o teste de Phillips-Perron (1988) de que uma variável possui uma raiz unitária. A hipótese nula é que a variável contenha uma raiz unitária e a alternativa é que a variável foi gerada por um processo estacionário. O pperron usa os erros padrão de Newey-West (1987) para explicar a correlação serial, enquanto o teste aumentado de Dickey-Fuller implementado no dfuller (consulte [TS] dfuller) usa defasagens adicionais da primeira variável diferenciada.

O Teste KPSS, tem esse nome por causa dos seus inventores o teste de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, Shin (KPSS, 1992) para a estacionariedade de uma série temporal. Esse teste difere daqueles de uso comum (como $\hat{\alpha}$ dfuller $\hat{\alpha}$ e $\hat{\alpha}$ pperron $\hat{\alpha}$) por ter uma hipótese nula de estacionariedade. O teste pode ser realizado sob o nulo de estacionariedade de tendência (o padrão) ou estacionariedade de nível. A inferência deste teste é complementar à derivada daquelas baseadas na distribuição Dickey-Fuller (como $\hat{\alpha}$ dfgls $\hat{\alpha}$, $\hat{\alpha}$ dfuller $\hat{\alpha}$ e $\hat{\alpha}$ pperron $\hat{\alpha}$). O teste KPSS é frequentemente usados em conjunto com esses testes para investigar a possibilidade de uma série ser integrada fracionalmente (ou seja, nem I (1) nem I (0)): ver Lee e Schmidt (1996). Como tal, é complementar ao $\hat{\alpha}$ gphudak $\hat{\alpha}$. A ordem de atraso máxima para o teste é calculada por padrão a partir do tamanho da amostra, usando uma regra fornecida por Schwert (1989) usando $c = 12$ e $d = 4$ em sua terminologia. A ordem de atraso máximo também pode ser fornecida com a opção $\hat{\alpha}$ maxlag $\hat{\alpha}$ e pode ser zero. Se a ordem de atraso máximo for pelo menos um, o teste será realizado para cada atraso, com o tamanho da amostra mantido constante sobre atrasos na amostra máxima disponível. Os valores críticos aproximados para o teste KPSS são obtidos de KPSS, 1992. A estatística do teste KPSS para cada atraso é colocada na matriz de retorno.