O Boletim de Conjuntura (BOCA) publica ensaios, artigos de revisão, artigos teóricos e empíricos, resenhas e vídeos relacionados às temáticas de políticas públicas.

O periódico tem como escopo a publicação de trabalhos inéditos e originais, nacionais ou internacionais que versem sobre Políticas Públicas, resultantes de pesquisas científicas e reflexões teóricas e empíricas.

Esta revista oferece acesso livre imediato ao seu conteúdo, seguindo o princípio de que disponibilizar gratuitamente o conhecimento científico ao público proporciona maior democratizacão mundial do conhecimento.



BOLETIM DE CONJUNTURA

BOCA

Ano VII | Volume 23 | Nº 67 | Boa Vista | 2025

http://www.ioles.com.br/boca

ISSN: 2675-1488

https://doi.org/10.5281/zenodo.15787879

BOLETIM DE CONJUNTURA

www.ioles.com.br/boca

CRIMINALIDADE E CRESCIMENTO ECONÔMICO: UMA RELAÇÃO DE CAUSALIDADE UTILIZANDO MÉTODO GRANGERLIANO

Paulo Ricardo Prates Boitrago[1]

Luciana Maria Costa Cordeiro[2]

Tania Marta Maia Fialho[3]

Resumo

Este estudo analisa a relação entre os roubos de carga e variáveis macroeconômicas no Brasil entre 2004 e 2018, com foco no PIB, inflação, desemprego e gastos públicos em educação. Consideram-se ainda eventos como a expansão do Bolsa Família, a crise financeira de 2008, a instabilidade política de 2014 e a greve dos caminhoneiros de 2018. Utiliza-se o Modelo de Vetor de Correção de Erros (VECM), Testes de Causalidade de Granger e Funções Impulso-Resposta. Os dados foram obtidos de fontes públicas e analisados por técnicas de séries temporais. Os resultados indicam causalidade do PIB para os roubos de carga e para os preços, além de mostrar que aumentos nos gastos com educação reduzem gradualmente esses crimes. Conclui-se que a criminalidade afeta negativamente o crescimento econômico e que a educação tem efeito mitigador sobre os roubos no setor logístico.

Palavras-chave: Causalidade Granger; Crescimento Econômico; Economia do Crime; VECM.

Abstract

This study analyzes the relationship between cargo theft and macroeconomic variables in Brazil from 2004 to 2018, focusing on GDP, inflation, unemployment, and public education spending. It also considers events such as the expansion of the Bolsa Família program, the 2008 financial crisis, the 2014 political crisis, and the 2018 truck drivers' strike. The methodology includes the Vector Error Correction Model (VECM), Granger Causality Tests, and Impulse Response Functions. Data were collected from public sources and analyzed using time series econometrics. Results show Granger causality from GDP to cargo theft and prices, and that increases in education spending gradually reduce such crimes. The study concludes that crime negatively affects economic growth and that education has a mitigating effect on theft in the logistics sector.

Keywords: Economic Growth; Economics of Crime; Granger Causality; VECM.

INTRODUÇÃO

O roubo de cargas tem se consolidado como um dos principais entraves à dinâmica das cadeias logísticas no Brasil, afetando diretamente a distribuição de mercadorias, a previsibilidade de entregas e os custos de operação. Mais do que um problema de segurança, essa prática se manifesta como um fator que interfere no funcionamento da economia formal, com impactos perceptíveis sobre investimentos, produtividade e alocação de recursos.

[1] Docente da Universidade Estadual de Montes Claros (UNIMONTES). Doutor em Economia pela Universidade Estadual de Campinas (UNICAMP). E-mail: pauloricardoprates2010@hotmail.com

[2] Docente da Universidade Estadual de Montes Claros (UNIMONTES). Doutora em Economia pela Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG). E-mail: luciana.cordeiro@unimontes.br

[3] Docente da Universidade Estadual de Montes Claros (UNIMONTES). Doutora em Economia pela Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG). E-mail: tania.unimontes@gmail.com

A escolha deste tema nasce da necessidade de compreender como determinados aspectos da conjuntura macroeconômica se articulam com a dinâmica criminal no transporte de mercadorias. Em um país cuja malha rodoviária é central para o escoamento da produção, entender como indicadores como PIB, inflação, desemprego e gasto público em educação se conectam a esse tipo de crime ajuda a lançar luz sobre mecanismos pouco visíveis, mas recorrentes no cotidiano econômico.

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 varrições 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 varrições 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.

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, perpassando 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, Becaria (1974) 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 Backer (1986) entre outros.

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 contramão 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 (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.

OUTRAS ABORDAGENS DO CRIME

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; ADEKOYAETAL, 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.

Para Caldas *et .al* (2023) indicadores de risco associados à violência sexual contra crianças e adolescentes em Recife, utilizando uma série histórica de processos judiciais arquivados entre 2015 e 2019. Embora o foco principal seja a análise transversal dos casos, o estudo utiliza dados ao longo de vários anos, permitindo identificar tendências temporais e padrões de reincidência ou variação no tempo, o que se aproxima de uma abordagem de séries temporais, ainda que não utilize modelos econométricos avançados.

Carmo e Matos (2023), em uma resenha do livro *El Tren de Aragua: La banda que Revolucionó el Crimen Organizado en América Latina*, utiliza-se metodologia qualitativa, com análise documental e entrevistas estruturadas, para investigar a ascensão e expansão do grupo criminoso Tren de Aragua.

Conforme destacam Carmo E Matos (2023), a facção surgiu nas prisões venezuelanas e se internacionalizou, estendendo suas atividades para países como Colômbia, Brasil, Chile e Estados Unidos. A autora evidencia como o colapso do Estado venezuelano favoreceu a atuação da organização, que explora vulnerabilidades sociais, econômicas e institucionais para exercer controle territorial e expandir redes de tráfico e extorsão. Conclui-se que o livro representa um marco na literatura sobre o crime organizado na América Latina, ao revelar as implicações sociais e políticas do enfraquecimento estatal.

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).

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.

MÉTODOS

Dados

Esta pesquisa adota o método teórico-dedutivo, com base na formulação de hipóteses sustentadas por modelos racionais de comportamento criminal, conforme discutido na abordagem da escolha racional (BECKER, 1968). Essa perspectiva tem sido amplamente aplicada na literatura recente que analisa as relações entre variáveis macroeconômicas e atividade criminosa, incluindo contextos de instabilidade institucional e desigualdade social (ADEKOYA; ARAWOMO, 2021; CHEN *et al*., 2023). No contexto latino-americano, há contribuições relevantes que reforçam a vinculação entre dinâmicas econômicas, governança criminal e crimes organizados (ROMÁN; LARA; MINCHEL, 2019; SENHORAS, 2020).

Os dados utilizados são secundários, públicos e de cobertura nacional. As estatísticas de criminalidade foram extraídas do Sistema Nacional de Informações de Segurança Pública (SINESP), vinculado ao Ministério da Justiça e Segurança Pública, que consolida registros oficiais de ocorrências de roubo de cargas no Brasil. As variáveis macroeconômicas — Produto Interno Bruto (PIB) per capita, taxa de inflação, taxa média de desemprego e gastos públicos em educação como proporção do PIB — foram obtidas em bases do IBGE, IPEA e Secretaria do Tesouro Nacional, considerando o período de 2004 a 2018. Esse recorte temporal permite analisar ciclos econômicos relevantes e sua interação com a criminalidade organizada (WAGNER *et al*., 2002; DETOTTO; OTRANTO, 2010).

Para a análise empírica, foram estimados modelos de vetores com correção de erros (VECM), apropriados para investigar relações de longo prazo entre variáveis não estacionárias cointegradas. Aplicaram-se os testes de causalidade de Granger (GRANGER, 1969), com o objetivo de identificar a direção das interações entre os fatores econômicos e os registros de roubo de cargas. Também foram utilizadas funções impulso-resposta para avaliar os efeitos dinâmicos de choques nas variáveis explicativas, conforme práticas metodológicas consolidadas em estudos econométricos aplicados à política pública (CHEN *et al*., 2023; UNITED NATIONS OFFICE ON DRUGS AND CRIME, 2014).

A triangulação teórico-metodológica foi estruturada com base em três eixos: (i) o referencial microeconômico da escolha racional (BECKER, 1968); (ii) técnicas de séries temporais para avaliação de causalidade e impacto dinâmico (WAGNER *et al*., 2002); e (iii) a literatura aplicada ao crime organizado

na América Latina, com foco em vulnerabilidade institucional e expansão territorial de redes criminosas (ROMÁN; LARA; MINCHEL, 2019; SENHORAS, 2020). Essa articulação contribui para a consistência teórica e a robustez dos achados empíricos. Os dados utilizados nesta pesquisa são secundários e foram obtidos de fontes oficiais, públicas e com cobertura nacional. As variáveis consideradas incluem: 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: Elaboração própria.

Teste de Raiz Unitária Dickey Fuller Aumetado

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:

$$y_t = \rho y_{t-1} + x_t'\delta + \beta_1 \Delta y_{t-1} + \beta_2 \Delta y_{t-2} + \cdots + \beta_p \Delta y_{t-p} + \varepsilon_t, \quad (1)$$

Em que y_t é a variável de interesse, x_t representa termos determinísticos que podem ser uma constante ou uma constante e uma tendência, ρ e δ são coeficientes a serem estimados, Δy_{t-p} são primeiras diferenças defasadas de $t-1$ a $t-p$, 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 $|\rho| \geq 1$, y é uma série não-estacionária. Por outro lado, se $|\rho| < 1$, y é uma série estacionária. A hipótese de y ser estacionária pode ser testada avaliando se ρ é estritamente menor do que 1.

Para ter-se uma hipótese nula de raiz unitária, y_{t-1} é subtraído em ambos os lados da Equação 5, obtendo:

$$\Delta y_t = \alpha y_{t-1} + x_t'\delta + +\beta_1 \Delta y_{t-1} + \beta_2 \Delta y_{t-2} + \cdots + \beta_p \Delta y_{t-p} + \varepsilon_t, \quad (2)$$

Em que $\alpha = \rho - 1$. Assim, as hipóteses do teste Dickey-Fuller são representadas como:

$$H_0: \alpha = 0$$

$$H_1: \alpha < 0. \quad (3)$$

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 t, para a qual valores críticos foram reportados por Fuller (1996) e os valores *p* aproximados foram reportados por Mackinnon (MACKINNON, 1991).

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 y_t 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 menor.

O método de Johansen (1988), o qual testa a existência de cointegração entre séries $I(1)$, parte de um modelo autorregressivo vetorial (VAR) reparametrizado como um modelo de correção de erros vetorial (VECM) conforme a seguinte equação:

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \Pi X_{t-1} + \Theta D_t + \varepsilon_t \qquad (4)$$

Em que $\Gamma = -(I - \Pi_1 - \cdots - \Pi_i)$, com $i = 1, 2, \ldots k-1$; e $\Pi = -(I - \Pi_1 - \cdots - \Pi_k)$.

A determinação do número de vetores de cointegração requer o conhecimento do posto da matriz Π (*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 r vetores de cointegração, considerando $0 < r < n$. Nesse caso, a matriz Π pode ser expressa pelo produto de duas matrizes α e β $(n\,x\,r)$, de modo que: $\Pi = \alpha\beta'$. 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 Π é estatisticamente diferente de zero com base na estatística do traço ($\lambda_{traço}$), conforme a expressão 5. Adicionalmente, pode-se observar a estatística do máximo autovalor (λ_{max}), de acordo com a expressão 6.

$$\lambda_{traço}(r) = -T + \sum_{i=1}^{k-1} \ln(1 - \widehat{\lambda_i}) \qquad (5)$$

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T\ln(1 - \widehat{\lambda}_{k+1}) \qquad (6)$$

em que λ é a estimativa dos *ranks* ou autovalores não nulos obtidos da matriz Π; e T 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 $r = 1$, $r = 2$ e assim por diante. Os valores críticos da estatística de traço foram obtidos por Johansen; Juselius (1990).

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:

$$\Delta \ln \mathrm{ROUBO}_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{p} \beta_{1i} \Delta \ln \mathrm{ROUBO}_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \beta_{2i} \Delta \ln PIB_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \beta_{3i} \Delta \ln DESEMP_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \beta_{4i} \Delta \ln PREÇOS_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \beta_{5i} \Delta \ln G - EDUC_{t-i} + CRISE - I + CRISE - E + GREVE + \lambda(\ln ROUBO_{t-1} - \ln PIB_{t-1} - \ln DESEMP_{t-1} - \ln PREÇOS_{t-1} - \ln G - EDUC_{t-1}) + \varepsilon_{1t}, \quad (7)$$

$$\Delta \ln \mathrm{PIB}_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{p} \beta_{1i} \Delta \mathrm{PIB}_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \beta_{2i} \Delta \ln ROUBO_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \beta_{3i} \Delta \ln DESEMP_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \beta_{4i} \Delta \ln PREÇOS_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \beta_{5i} \Delta \ln G - EDUC_{t-i} + CRISE - I + CRISE - E + GREVE + \lambda(\ln \mathrm{PIB}_{t-1} - \ln ROUBO_{t-1} - \ln DESEMP_{t-1} - \ln PREÇOS_{t-1} - \ln G - EDUC_{t-1}) + \varepsilon_{1t}, \quad (8)$$

$$\Delta \ln \mathrm{DESEMP}_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{p} \beta_{1i} \Delta \mathrm{DESEMP}_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \beta_{2i} \Delta \ln ROUBO_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \beta_{3i} \Delta \ln PIB_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \beta_{4i} \Delta \ln PREÇOS_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \beta_{5i} \Delta \ln G - EDUC_{t-i} + CRISE - I + CRISE - E + GREVE + \lambda(\ln \mathrm{DESEMP}_{t-1} - \ln ROUBO_{t-1} - \ln PIB_{t-1} - \ln PREÇOS_{t-1} - \ln G - EDUC_{t-1}) + \varepsilon_{1t}, \quad (9)$$

$$\Delta \ln \mathrm{PREÇOS}_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{p} \beta_{1i} \Delta \mathrm{PREÇOS}_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \beta_{2i} \Delta \ln ROUBO_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \beta_{3i} \Delta \ln PIB_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \beta_{3i} \Delta \ln DESEMP_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \beta_{4i} \Delta \ln G - EDUC_{t-i} + CRISE - I + CRISE - E + GREVE + \lambda(\ln \mathrm{PREÇOS}_{t-1} - \ln ROUBO_{t-1} - \ln PIB_{t-1} - \ln DESEMP_{t-1} - \ln G - EDUC_{t-1}) + \varepsilon_{1t}, \quad (10)$$

$$\Delta \ln \mathrm{G} - \mathrm{EDUC}_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{p} \beta_{1i} \Delta \mathrm{G} - \mathrm{EDUC}_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \beta_{2i} \Delta \ln ROUBO_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \beta_{3i} \Delta \ln PIB_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \beta_{4i} \Delta \ln DESEMP_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \beta_{5i} \Delta \ln PREÇOS_{t-i} + CRISE - I + CRISE - E + GREVE + \lambda(\ln \mathrm{G} - \mathrm{EDUC}_{t-1} - \ln ROUBO_{t-1} - \ln PIB_{t-1} - \ln DESEMP_{t-1} - \ln PREÇOS_{t-1}) + \varepsilon_{1t}. \quad (11)$$

Em que, por exemplo,

$$\lambda(\ln ROUBO_{t-1} - \ln PIB_{t-1} - \ln DESEMP_{t-1} - \ln PREÇOS_{t-1} - \ln G - EDUC_{t-1}) \quad (12)$$

Consiste em um termo de correção de erros e o coeficiente λ 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 (Δ) é usado para testar a causalidade de curto prazo. Já o coeficiente λ 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.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Resultados dos Testes de Raiz Unitária

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 (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	12	-0,8365	-2,8794	0,8056	*I*(1)
ROUBO	Constante e tendência	12	-2,1231	-3,4380	0,5287	*I*(1)
PIB	Constante	6	-1,9455	-2,8787	0,3109	*I*(1)
PIB	Constante e tendência	6	-0,3719	-3,4370	0,9879	*I*(1)
DESEMP	Constante	8	-1,9177	-2,8789	0,3235	*I*(1)
DESEMP	Constante e tendência	8	-1,8298	-3,4373	0,6858	*I*(1)
PREÇOS	Constante	1	0,6326	-2,8782	0,9903	*I*(1)
PREÇOS	Constante e tendência	1	-2,1018	-3,4362	0,5408	*I*(1)
G-EDUC	Constante	12	-1,0587	-2,8794	0,7313	*I*(1)
G-EDUC	Constante e tendência	1	-5,5293	-3,4362	0,0000	*I*(0)

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: Os valores p e os valores críticos ao nível de 5% de significância forma providos por MacKinnon (1996).

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).

Resultado do Teste de Cointegração

Como todos 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	Valor Crítico	Valor p	Estatística do Autovalor Máximo	Valor Crítico	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

Fonte: Elaboração própria.

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:

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.

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	ΔlnROUBO	ΔlnPIB	ΔlnDESEMP	ΔlnPREÇOS	ΔlnG-EDUC
Constante	0.0964***	0.0138***	-0,0054	0.0018***	0,0083
	(-0,0333)	(-0,0036)	(-0,0047)	(-0,0004)	(-0,0846)
$\Delta lnROUBO_{t-1}$	0,0780	-0,0101	-0,0002	0,0010	0,0145
	(-0,086)	(-0,0094)	(-0,0122)	(-0,0011)	(-0,2184)
$\Delta lnROUBO_{t-2}$	0,1210	0,0091	-0,0092	0,0004	0,0442
	(-0,0858)	(-0,0094)	(-0,0122)	(-0,0011)	(-0,2179)
$\Delta lnROUBO_{t-3}$	-0,0273	0,0079	-0,0099	0.0019*	-0,0031
	(-0,0823)	(-0,009)	(-0,0117)	(-0,0011)	(-0,209)
$\Delta lnROUBO_{t-4}$	0,0262	-0,0061	-0,0093	0,0014	0,0788
	(-0,0831)	(-0,0091)	(-0,0118)	(-0,0011)	(-0,2111)
$\Delta lnROUBO_{t-5}$	0.1865**	-0,0074	-0,0020	0,0011	0,0954
	(-0,0819)	(-0,0089)	(-0,0116)	(-0,0011)	(-0,2081)
$\Delta lnPIB_{t-1}$	-1.6635**	-0.4339***	-0,0180	-0,0124	-0,7641
	(-0,8403)	(-0,0915)	(-0,1191)	(-0,0111)	(-2,1339)
$\Delta lnPIB_{t-2}$	-2.2904**	-0.3197***	-0,0385	0,0076	-1,2135
	(-0,8955)	(-0,0976)	(-0,1269)	(-0,0118)	(-2,274)
$\Delta lnPIB_{t-3}$	-0,0260	-0,0790	-0,1792	-0,0125	1,0973
	(-0,9253)	(-0,1008)	(-0,1311)	(-0,0122)	(-2,3499)
$\Delta lnPIB_{t-4}$	-1.8206**	-0.2478***	-0.2863**	-0,0013	-1,0692
	(-0,8697)	(-0,0948)	(-0,1232)	(-0,0115)	(-2,2087)
$\Delta lnPIB_{t-5}$	-1.5399*	-0,0439	-0,1593	-0,0006	-1,2516
	(-0,8278)	(-0,0902)	(-0,1173)	(-0,0109)	(-2,1023)
$\Delta lnDESEMP_{t-1}$	-0,2266	-0,0589	0.1565*	-0,0028	0,5248
	(-0,5969)	(-0,065)	(-0,0846)	(-0,0079)	(-1,5159)
$\Delta lnDESEMP_{t-2}$	0,4947	-0,0288	0,0816	0,0045	0,2821
	(-0,5907)	(-0,0644)	(-0,0837)	(-0,0078)	(-1,5002)
$\Delta lnDESEMP_{t-3}$	-0,3375	0,0410	-0.2643***	-0,0039	2.7637*
	(-0,5736)	(-0,0625)	(-0,0813)	(-0,0076)	(-1,4567)
$\Delta lnDESEMP_{t-4}$	-0,1739	-0,0594	-0,0193	0,0019	1,8063
	(-0,6019)	(-0,0656)	(-0,0853)	(-0,0079)	(-1,5287)
$\Delta lnDESEMP_{t-5}$	0,3491	0,0192	-0,0309	0,0017	-1,1415
	(-0,5959)	(-0,0649)	(-0,0844)	(-0,0078)	(-1,5132)
$\Delta lnPREÇOS_{t-1}$	-15.0668**	0,0162	1,0358	0.6552***	10,3545
	(-6,5991)	(-0,719)	(-0,9351)	(-0,0869)	(-16,7586)
$\Delta lnPREÇOS_{t-2}$	11,4795	-1,0063	0,0607	-0,0606	-5,5057
	(-7,9974)	(-0,8713)	(-1,1332)	(-0,1053)	(-20,3098)
$\Delta lnPREÇOS_{t-3}$	-12,6500	-0,4572	0,9213	-0,1575	16,4475
	(-8,0672)	(-0,8789)	(-1,1431)	(-0,1062)	(-20,4869)
$\Delta lnPREÇOS_{t-4}$	-10,6200	1,0593	-0,4716	0,1069	-20,4600
	(-8,0416)	(-0,8761)	(-1,1395)	(-0,1059)	(-20,422)
$\Delta lnPREÇOS_{t-5}$	1,1576	-1.5443**	0,2524	-0,1059	11,1865
	(-6,742)	(-0,7345)	(-0,9553)	(-0,0888)	(-17,1216)
$\Delta lnG\text{-}EDUC_{t-1}$	0,0427	0,0042	-0,0037	0.0009*	-0.6413***
	(-0,0358)	(-0,0039)	(-0,0051)	(-0,0005)	(-0,0908)
$\Delta lnG\text{-}EDUC_{t-2}$	0.0672*	0,0001	-0,0068	0,0004	-0.4726***
	(-0,0402)	(-0,0044)	(-0,0057)	(-0,0005)	(-0,102)
$\Delta lnG\text{-}EDUC_{t-3}$	0,0009	0,0025	-0,0074	0,0007	-0.3708***
	(-0,0408)	(-0,0044)	(-0,0058)	(-0,0005)	(-0,1035)
$\Delta lnG\text{-}EDUC_{t-4}$	0,0319	0,0018	-0,0089	0,0007	-0.3143***
	(-0,0389)	(-0,0042)	(-0,0055)	(-0,0005)	(-0,0988)
$\Delta lnG\text{-}EDUC_{t-5}$	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 (λ)	-0.1665***	-0.0093*	0.0158**	-0.0013**	-0,1419
	(-0,0433)	(-0,0047)	(-0,0061)	(-0,0006)	(-0,1101)
Sumário Estatístico					
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 $\chi^2(285)$					118,763 8
Teste LR de Autocorrelação Breusch-Godfrey – valor p					0,6401
Teste de Heterocedasticidade de White – Estatística $\chi^2(25)$					824,469 7
Teste de Heterocedasticidade de White – valor p					0,4987

Fonte: Elaborado pelo autor.

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 χ^2 denotam os graus de liberdade.

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 defasado do PIB como variável dependente. Isso consiste em uma primeira evidencia 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 (λ), 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, 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 u_t sobre suas defasagens u_{t-h}, juntamente com os regressores da equação subjacente. Com base em todos os resíduos defasados u_{t-1}, …, u_{t-h}, sob a hipótese nula de ausência de autocorrelação, a estatística do teste conjunto é distribuída como χ^2 com hk^2 graus de liberdade. Conforme a estatística LR mostrada na Tabela 4, baseada nas defasagens dos resíduos u_{t-1}, u_{t-2}, ..., u_{t-5}, 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 χ^2, não rejeita a hipótese nula de ausência de heterocedasticidade nos modelos conjuntamente.

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 à 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	$\chi^2(5)$	**Valor p**
ΔlnPIB não causa Granger ΔlnROUBO	16.4170	0.0057
ΔlnROUBO não causa Granger ΔlnPIB	4.2051	0.5203
ΔlnDESEMP não causa Granger ΔlnROUBO	1.1441	0.9501
ΔlnROUBO não causa Granger ΔlnDESEMP	1.7254	0.8857
ΔlnPREÇOS não causa Granger ΔlnROUBO	15.5811	0.0081
ΔlnROUBO não causa Granger ΔlnPREÇOS	5.3236	0.3777
ΔlnG-EDUC não causa Granger ΔlnROUBO	5.5724	0.3501
ΔlnROUBO não causa Granger ΔlnG-EDUC	0.3304	0.997

Fonte: Elaborado pelo autor.

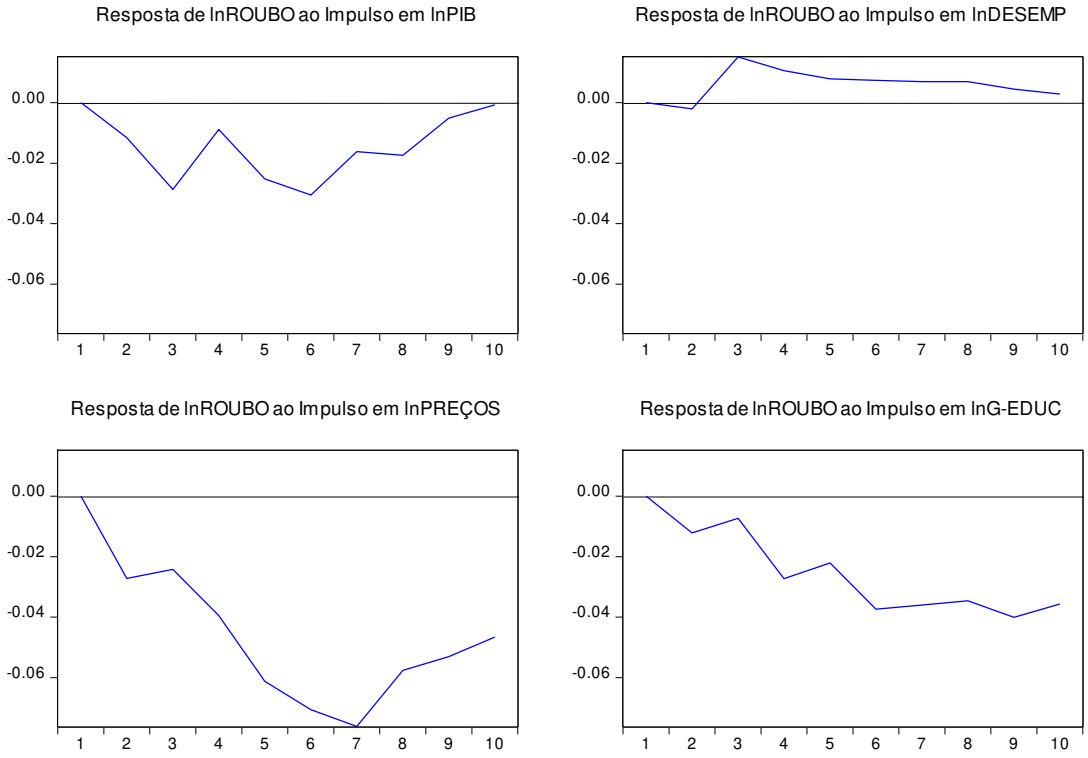
Nota: Entre parênteses é dado os graus de liberdade da estatística qui-quadrado.

Por fim, cabe notar que a significância do coeficiente do parâmetro de cointegração (λ) da equação que tem ROUBO como variável dependente, mostrada na Tabela 4, implica que as variáveis devem causar Granger ROUBO no longo prazo, conjuntamente. Isso também pode ser confirmado por meio de um teste de Wald que implica que λ seja igual a zero. Esse referido teste retornou uma estatística χ^2 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.

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, o gráfico 1 ilustra a resposta do ROUBO de um choque de magnitude igual a um desvio-padrão no ROUBO, com relação às outras variáveis de interesse.

Gráfico 1 – Funções Impulso-Resposta



Fonte: Elaboração própria.

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

Os resultados empíricos deste estudo evidenciam a existência de relações significativas entre o desempenho da economia brasileira e os roubos de carga, no período de 2004 a 2018. Com base na aplicação de modelos VECM, testes de causalidade de Granger e funções impulso-resposta, observou-se que o Produto Interno Bruto (PIB) apresenta causalidade unidirecional em relação ao aumento dos roubos de carga, indicando que variações na atividade econômica antecedem a intensificação desse tipo de crime. A inflação apresentou comportamento semelhante, enquanto os gastos públicos com educação e a taxa de desemprego revelaram efeitos relevantes no longo prazo.

Os choques simulados por meio das funções impulso-resposta sugerem que aumentos nos gastos com educação tendem a produzir, ao longo do tempo, uma redução nos índices de roubo de carga. A hipótese H1, de que o crescimento econômico reduz a incidência do crime, foi confirmada; a H2, sobre a presença de causalidade entre as variáveis, também se confirmou parcialmente. Já a H3 foi rejeitada para a maioria das variáveis, exceto para o desemprego, cujo aumento mostrou potencial de elevação dos roubos.

O estudo apresenta, no entanto, algumas limitações metodológicas que devem ser consideradas. A utilização de modelos de séries temporais, embora adequada à proposta, impõe restrições quando o número de variáveis explicativas é elevado, dificultando o ajuste de modelos robustos sem perda de graus de liberdade. Ademais, a análise concentrou-se em dados agregados de nível nacional, o que pode mascarar especificidades regionais importantes. Outro ponto é a ausência de modelos com quebras estruturais, que poderiam captar a ocorrência de choques endógenos e exógenos relevantes, como eventos políticos, institucionais ou econômicos que alteram a trajetória da criminalidade de forma abrupta.

Dado esse conjunto de limitações, recomenda-se que futuras pesquisas explorem abordagens metodológicas mais flexíveis, como modelos de análise de intervenção ou modelos com quebras estruturais múltiplas. Esses recursos permitiriam mensurar com maior precisão os impactos de episódios específicos — como grandes operações policiais nas rodovias federais ou alterações na legislação de segurança pública — sobre o comportamento da criminalidade organizada. Além disso, estudos com dados desagregados por região ou tipo de produto transportado podem revelar padrões espaciais e setoriais ainda não capturados por este trabalho.

Do ponto de vista da formulação de políticas públicas, os achados reforçam que o crescimento econômico sustentado pode atuar como um fator inibidor da criminalidade, sobretudo quando articulado a investimentos em educação e à redução do desemprego. A articulação entre políticas macroeconômicas e estratégias de segurança pública deve ser fortalecida, especialmente no setor de transportes, que é estrutural para a logística e a produtividade nacional. Políticas de combate à criminalidade que considerem tanto a repressão quanto a prevenção, via inclusão econômica e educacional, tendem a produzir efeitos mais consistentes ao longo do tempo.

Conclui-se que os roubos de carga, longe de constituírem eventos isolados, se inserem em uma lógica racional e estrutural de atuação criminosa, que responde diretamente aos incentivos e fragilidades do ambiente econômico. O crime organizado de cargas opera de forma articulada, com estrutura própria, e tende a se expandir em contextos de crise e retração econômica. Os resultados aqui obtidos reforçam a necessidade de compreender o crime como parte da dinâmica do desenvolvimento, exigindo do Estado respostas integradas que combinem crescimento econômico, inclusão social e políticas públicas de segurança territorializadas.

REFERÊNCIAS

ADEKOYA, A. F.; NOR, A. A. R. “The dynamic relationship between crime and economic growth in Nigeria”. **International Journal of Management and Economics**, vol. 53, n. 1, 2021.

BECCARIA, C. **Des délits et des peines.** Paris: Flammarion, 1991.

BECKER, G. S. "Crime and punishment: An economic approach". *In*: BECKER, G. S.; LANDES, W. M. (orgs.). **Essays in the Economics of Crime and Punishment.** London: NBER, 1974.

BECKER, G. S. "Crime and Punishment: An Economic Approach". **Journal of Political Economy**, vol. 76, n. 2, 1968.

BECKER, G. S. "Irrational Behavior and Economic Theory". **Journal of Political Economy**, vol. 70, n. 1, 1962.

BECKER, G. S. "Nobel Lecture: The Economic Way of Looking at Behavior". **Journal of Political Economy**, vol. 101, n. 3, 1993.

BLEJER, M. I.; GUERRERO, I. "The impact of macroeconomic policies on income distribution: An empirical study of the Philippines". **Review of Economics and Statistics**, vol. 72, n. 3, 1990.

CALDAS, T. U. *et al.* "Construção de indicadores da violência sexual contra crianças e adolescentes: um estudo de processos judiciais". **Boletim de Conjuntura (BOCA)**, vol. 14, n. 42, 2023.

CARMO, S. R.; MATOS, A. K. P. "Reexaminando o Tren de Aragua e sua expansão na América Latina". **Boletim de Conjuntura (BOCA)**, vol. 20, n. 60, 2024.

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**, vol. 7, n. 1, 2023.

DETOTTO, C.; OTRANTO, E. "Does crime affect economic growth?" **Kyklos**, vol. 63, n. 3, 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**, vol. 74, n. 366, 1972.

DONOHUE, J.; LEVITT, S. "The impact of legalized abortion on crime". **The Quarterly Journal of Economics**, vol. 116, n. 2, 2001.

EHRLICH, I. "Participation in illegitimate activities: A theoretical and empirical investigation". **The Journal of Political Economy**, vol. 81, n. 3, 1973.

ENGLE, R.; GRANGER, C. "Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing". **Econometrica**, vol. 55, n. 2, 1987.

FIRJAN. "O impacto econômico do roubo de cargas no estado do Rio de Janeiro". **FIRJAN** [2019]. Disponível em: <www.firjan.com.br>. Acesso em: 23/05/2025.

FÓRUM BRASILEIRO DE SEGURANÇA. **11º Anuário Brasileiro de Segurança Pública**. São Paulo: Fórum Brasileiro de Segurança Pública, 2017. Disponível em: <www.forumseguranca.org.br>. Acesso em: 23/05/2025.

FÓRUM BRASILEIRO DE SEGURANÇA. **9º Anuário Brasileiro de Segurança Pública**. São Paulo: Fórum Brasileiro de Segurança Pública, 2014. Disponível em: <www.forumseguranca.org.br>. Acesso em: 23/05/2025.

FULLER, W. A. **Introduction to statistical time series**. New York: Wiley, 1996.

IBGE - Instituto Brasileiro de Geografia E Estatística. **Sistema nacional de índices de preços ao consumidor**. Rio de Janeiro: IBGE, 2018. Disponível em: <www.ibge.gov.br>. Acesso em: 12/05/2025.

IPEA - Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. **Os arranjos institucionais dos investimentos em infraestrutura no Brasil**: uma análise sobre seis grandes projetos do Programa de Aceleração de Crescimento. Brasília: Ipea, 2019. Disponível em: <www.ipea.gov.br>. Acesso em: 12/05/2025.

JOHANSEN, S. "Statistical analysis of cointegration vectors". **Journal of Economic Dynamics and Control**, vol. 12, n. 2, 1988.

JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. "Maximum likelihood estimation and inference on cointegration – with applications to the demand for Money". **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, vol. 52, n. 2, 1990.

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

MACHIN, S.; MEGHIR, C. **Crime and economic incentives**. London: Institute for Fiscal Studies and Centre for Economic Performance, 2001.

MACKINNON, J. G. "Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests". **Journal of Applied Econometrics**, vol. 11, n. 6, 1996.

MACKINNON, J. G.; HAUG, A. A.; MICHELIS, L. "Numerical distribution functions of likelihood ratio tests for cointegration". **Journal of Applied Econometrics**, vol. 14, n. 5, 1999.

ROMÁN, M. P. D.; LARA, O. P.; MINCHEL, M. C. J. "Alternative reflections on the treatment of violence and crime in Latin America: the prevention of crime as a strategy". **Social Medicine**, vol. 12, n. 2, 2019.

SINESP - Sistema Nacional de Informações de Segurança Pública. **Ocorrências Criminais – SINESP**. Brasília: SINESP, 2020. Disponível em: <www.mj.gov.br>. Acesso em: 12/05/2025.

UNITED NATIONS OFFICE ON DRUGS AND CRIME. **Global study on homicide 2013**: trends, contexts. Viena: United Nations Office on Drugs and Crime, 2014. Disponível em: <www.un.org>. Acesso em: 12/04/2025.

URANI, A. "Crescimento e geração de emprego e renda no Brasil". **Lua Nova: Revista de Cultura e Política**, vol. 35, 1995.

WAGNER, A. K. *et al*. "Análise de regressão segmentada de estudos de séries temporais interrompidas em pesquisa de uso de medicamentos". **Journal of Clinical Pharmacy and Therapeutics**, vol. 27, 2002.

WORLD BANK. **Urban crime and violence prevention**: Structured Learning. Washington: World Bank, 2018. Disponível em: <www.worldbank.org>. Acesso em: 12/05/2025.



BOLETIM DE CONJUNTURA (BOCA)

Ano VII | Volume 23 | Nº 67 | Boa Vista|2025

http://www.ioles.com.br/boca

Editor chefe:

Elói Martins Senhoras

Conselho Editorial

Antonio Ozai da Silva, Universidade Estadual de Maringá

Vitor Stuart Gabriel de Pieri, Universidade do Estado do Rio de Janeiro

Charles Pennaforte, Universidade Federal de Pelotas

Elói Martins Senhoras, Universidade Federal de Roraima

Julio Burdman, Universidad de Buenos Aires, Argentina

Patrícia Nasser de Carvalho, Universidade Federal de Minas Gerais

Conselho Científico

Claudete de Castro Silva Vitte, Universidade Estadual de Campinas

Fabiano de Araújo Moreira, Universidade de São Paulo

Flávia Carolina de Resende Fagundes, Universidade Feevale

Hudson do Vale de Oliveira, Instituto Federal de Roraima

Laodicéia Amorim Weersma, Universidade de Fortaleza

Marcos Antônio Fávaro Martins, Universidade Paulista

Marcos Leandro Mondardo, Universidade Federal da Grande Dourados

Reinaldo Miranda de Sá Teles, Universidade de São Paulo

Rozane Pereira Ignácio, Universidade Estadual de Roraima