

JEL: C32; F43; O11; O54.

CRESCIMENTO LIDERADO PELAS EXPORTAÇÕES OU EXPORTAÇÕES LIDERADAS PELO CRESCIMENTO NO ESTADO DO MATO GROSSO?

RESUMO

O objetivo geral do presente estudo é investigar as hipóteses de crescimento liderado pelas exportações ou exportações lideradas pelo crescimento para o Estado de Mato Grosso no período de 1990 a 2021, utilizando o teste de causalidade de Granger em estruturas multivariada e bivariada. Na estrutura multivariada, observa-se a existência de uma relação de causalidade de Granger unidirecional da taxa de crescimento do PIB real *per capita* para taxa de crescimento das Exportações reais *per capita*, evidenciando a prevalência da teoria das exportações impulsionadas pelo crescimento econômico. Na estrutura bivariada encontra-se evidências de bicausalidade de Granger, prevalecendo as duas hipóteses.

Palavras-Chave: Crescimento Econômico, Exportações, Teste de Causalidade de Granger.

EXPORT-LED GROWTH OR GROWTH LED-EXPORTS IN THE STATE OF MATO GROSSO?

ABSTRACT

The aim of the present study is to investigate the hypotheses of export-led growth or export-led growth for the State of Mato Grosso in the period from 1990 to 2021 using the Granger causality test in multivariate and bivariate structures. In the multivariate structure there is a unidirectional Granger causality relationship between the growth rate of real GDP per capita and the growth rate of real exports per capita, a result that shows the prevalence of the theory of exports driven by economic growth. In the bivariate structure there is evidence of Granger bicausality, with both hypotheses prevailing.

Keywords: Economic Growth, Exports, Granger Causality Test.

1. INTRODUÇÃO

O período entre 1990 e 2021, foi marcado por diferentes conjunturas econômicas e políticas associadas ao mercado externo e a integração do Brasil no comércio internacional. No início dos anos 90, no Brasil, o processo de abertura comercial foi implementado com o fito de combater à hiperinflação. À época, políticas sociais e econômicas foram criadas com objetivo de fomentar o mercado doméstico, fazendo-o competitivo no cenário internacional, integrando a economia brasileira ao mercado global. Assim, através das exportações, o Brasil se inseriu no comércio internacional como exportador de *commodities* agrícolas e, para isso, algumas medidas políticas foram adotadas, como a eliminação de barreiras não tarifárias e redução de tarifas do comércio externo.

Diante da perspectiva para abertura do Brasil ao comércio internacional, melhorias na atividade comercial foram estimuladas na alocação de fatores produtivos e implementação de uma base sólida para inserção brasileira na economia mundial, com adoção do plano de privatizações e a instituição da nova moeda, o Plano Real.

Ao nível de unidade federativa, o Estado do Mato Grosso apresentou diversas estratégias de crescimento do agronegócio ao longo de sua história, com as exportações mato-grossenses alcançando volumes recordes para a economia brasileira e, fazendo do Brasil Central um destaque no comércio internacional. As exportações mato-grossenses contribuem significativamente com as receitas do estado, sendo o território consolidado como um dos cinco maiores entes exportadores nacionalmente de produtos como a soja (produto mais exportado), algodão, milho e carnes - bovina, suína e aves (estes produtos estão entre os mais comercializados no setor exportador).

A relação entre exportações e crescimento econômico ocupa um lugar central na literatura sobre desenvolvimento econômico e é uma questão de grande preocupação política para planejadores e formuladores de políticas governamentais. Tal relação tem sido investigada na literatura econômica a partir de quatro hipóteses: a hipótese do crescimento liderado pelas exportações; a hipótese das exportações lideradas pelo crescimento; relação

de retroalimentação entre exportações e crescimento econômico; e a ausência de relação entre crescimento econômico e exportações

A hipótese do crescimento liderado pelas exportações (*Export-Led Growth* – ELG) afirma que o crescimento das exportações pode afetar o crescimento econômico impactando na acumulação de capital físico, capital humano e melhorias tecnológicas de quatro maneiras: primeiro, o crescimento das exportações resulta em um aumento na demanda pela produção do país e, portanto, serve para aumentar a demanda por recursos produtivos do país, causando um aumento nas oportunidades de emprego do país; segundo, o aumento das exportações e da produção resulta em incentivar os produtores do país a usar técnicas avançadas de produção para serem mais competitivos no mercado mundial; terceiro, um aumento nas exportações fornece uma divisa adicional para o país, facilitando o pagamento dos insumos importados necessários e permitindo uma maior expansão da produção; por último, o crescimento do volume das exportações de um país permite-lhe obter os benefícios associados à expansão dos seus níveis de produção (ABSOSSEDRA E TANG, 2019).

A hipótese das exportações lideradas pelo crescimento econômico (*Growth-Led Exports*, GLE) postula que o crescimento da produção promove as exportações e, conseqüentemente, do comércio internacional, por meio do aumento da produtividade e da redução de custos decorrentes da melhoria do capital humano e da tecnologia. Segundo essa hipótese, o crescimento econômico contribui para o avanço tecnológico na produção das firmas, bem como favorece o poder mais competitivo dos bens domésticos no mercado internacional (LEIPNITZ, 2013, *apud* BOLTHO, p. 6).

A terceira hipótese postula uma relação de retroalimentação entre exportações e crescimento econômico. Por um lado, à medida que as exportações agregadas se elevam, haverá um aumento na taxa de crescimento econômico por meio da geração de empregos e renda no setor exportador. Por outro lado, as operações de exportação podem permitir às empresas abrir caminho para entrar no mercado externo e obter vantagens competitivas por meio do aumento das relações locais e do domínio do conhecimento técnico no longo prazo. Assim, o maior crescimento econômico resultante de capital

humano capacitado e desenvolvimento tecnológico terá efeitos *spillovers* (transbordamentos) no setor exportador de uma economia.

E a hipótese que postula a ausência de relação entre crescimento econômico e exportações, evidencia que nem as políticas que incentivam o crescimento econômico nem as políticas que incentivam as exportações tem qualquer efeito sobre a outra variável (LEIPNITZ, 2013).

Face ao exposto, o problema de pesquisa proposto é: o crescimento econômico experimentado pelo território mato-grossense de 1990 a 2021 impulsionou as exportações ou as exportações impulsionaram o crescimento econômico nesse período?

O estudo, portanto, tem como objetivo geral analisar a relação de causalidade existente entre crescimento econômico e exportações para o Estado de Mato Grosso no período de 1990 a 2021. Os objetivos específicos são os de realizar uma análise de causalidade de Granger, a partir da estimação do modelo autorregressivo e de defasagens distribuídas (ARDL) e do modelo vetorial autorregressivo (VAR), a partir dos dados da população do estado de Mato Grosso, PIB e exportações no período supracitado.

Assim, se a causalidade flui das exportações para o crescimento econômico, então, a implementação de políticas de promoção das exportações é uma estratégia adequada para o crescimento do Estado de Mato Grosso. Mas se a causalidade for no sentido inverso, um certo grau de desenvolvimento pode ser um pré-requisito para que o Estado aumente suas exportações e, portanto, são necessárias políticas de crescimento econômico para expandir as exportações. Uma causalidade bidirecional implicaria que ambas as estratégias são necessárias desde que uma reforce a outra. Por fim, a ausência de causalidade será um indício de que outros fatores, que não as exportações, afetam o crescimento econômico mato-grossense.

Este trabalho está organizado da seguinte maneira, além desta seção introdutória e das referências: a seção dois, que traz uma breve discussão sobre a relação entre crescimento econômico e exportações; a terceira seção, que apresenta a abordagem metodológica do estudo; a quarta seção, que descreve os dados e o tratamento das variáveis; a quinta seção, que explora as relações de causalidade entre exportações e crescimento econômico; e a

sexta seção, que apresenta as considerações finais e as implicações de políticas associadas.

2. UMA BREVE DISCUSSÃO SOBRE A RELAÇÃO ENTRE CRESCIMENTO E EXPORTAÇÕES

Esta seção discute brevemente sobre as hipóteses que tratam das relações entre crescimento e exportações a partir de evidências empíricas nacionais e internacionais sendo estas: a hipótese do crescimento econômico liderado pelas exportações (*Export-Led Growth*) e a hipótese das exportações lideradas pelo crescimento econômico (*Growth-Led Exports*) empregando a análise de causalidade de Granger; e a hipótese de Bi-Causalidade entre crescimento econômico e exportações.

Para Titus (2003), a hipótese de crescimento econômico impulsionado pelas exportações reflete a visão de que políticas orientadas ao setor exportador auxiliam e estimulam o crescimento econômico. Assim, a expansão das exportações pode ser um estímulo para o crescimento da produção, sendo um importante componente para produção agregada, alocação eficiente de recursos, maior utilização da capacidade com melhorias tecnológicas.

Se essa relação flui da causalidade das exportações para o crescimento econômico, esta é uma abordagem relevante para economia por ser um fio condutor para fomento e implementação de políticas orientadas ao comércio exterior. Para Silva, Lima e Bezerra (2012), a teoria do crescimento liderado pelas exportações, compreende o papel do comércio internacional sob uma perspectiva de demanda e, com aumento das exportações há ganhos de economia de escala, tornando as firmas domésticas competitivas em nível internacional.

Faleiro e Alves (2008) discutem o modelo de crescimento baseado nas exportações a partir de evidências empíricas para o Chile, Brasil e México com foco no levantamento de evidências empíricas que corroborem com a existência do crescimento orientado pelas exportações. Eles ressaltam as principais razões que explicam essa origem do crescimento impulsionado pelas exportações e, dentre os principais fatores encontrados, citam: alocação de

recursos; maior utilização da capacidade instalada; aprimoramento tecnológico respondendo à competição externa; aumento da produtividade, tendo em vista que as exportações podem servir de fonte e difusão de conhecimento, o que beneficiaria um aumento da produtividade.

Oliveira e Maciel (2021) tecem apontamentos sobre os anos 1990 em sua pesquisa sobre teoria do crescimento e exportações no Brasil. Os autores destacam que o país se viu frente a um processo de abertura comercial promovido por políticas que buscavam abrir a economia do país ao ambiente competitivo criado pela globalização para maior integração dos mercados alinhados ao direcionamento de um Brasil mais eficiente na economia mundial.

Segundo Averbug (1990), a abertura e integração comercial brasileira na década de 1990 trouxe ao Brasil mudanças significativas na política de comércio exterior devido à forte crise econômica e alta inflação, período caracterizado pela abrangente abertura, época do Governo Collor e posteriormente Fernando Henrique Cardoso, período marcado pela política neoliberal.

Koshiyama e Fochezatto (2013) investigaram as relações de causalidade entre comércio externo e crescimento ao longo do período de 1947 a 2006, considerando as seguintes variáveis: Produto Interno Bruto (PIB), exportações e importações de bens e serviços, a formação bruta de capital fixo e a população economicamente ativa urbana. Os resultados obtidos pelos autores, a partir dos testes de não causalidade de Granger, indicaram que há robustas evidências de que as exportações Granger causam positivamente o crescimento econômico, confirmando a hipótese do crescimento econômico impulsionado pelas exportações.

Hussam e Mazen Basha (2015) examinaram o crescimento liderado pelas exportações para Jordânia, Kuwait e Egito no período de 1976 a 2013. Através dos testes de cointegração e de causalidade de Granger para uma relação de longo prazo entre exportações e produção real para esses países, o resultado é de que há causalidade bidirecional entre PIB e exportação para a Jordânia, enquanto há causalidade unidirecional de exportação para PIB para Kuwait e Egito. As evidências apontam que Jordânia, Kuwait e Egito podem expandir seu mercado doméstico limitado, exportando mais para aumentar o

crescimento econômico e, para o caso da exportação na Jordânia, pode ser promovido pelo aumento do crescimento econômico.

Chu (2015) realizou um estudo sobre a causalidade bilateral entre os efeitos das exportações e o produto interno bruto no Brasil de 1901 a 2000. O autor realizou uma análise através do teste de causalidade de Granger. Este trabalho possibilitou o estudo de como o nível de exportação do Brasil está relacionado ao seu nível de produção e de que países que crescem mais tendem a exportar mais, o que seria a relação de causa e efeito.

Faleiro e Alves (2008) realizaram um estudo para o modelo de crescimento baseado nas exportações para os países da América Latina (Chile, México e Brasil). Os resultados obtidos na pesquisa possibilitaram a descrição das séries da taxa de crescimento a partir da alternância de quatro regimes diferentes: a) baixo crescimento endógeno do produto e das exportações; b) alto crescimento endógeno do produto e baixo das exportações; c) baixo crescimento endógeno do produto e alto crescimento das exportações; d) alto crescimento endógeno do produto e das exportações. Os regimes supracitados caracterizam a combinação entre as altas e baixas taxas de crescimento do produto e das exportações dispostas na pesquisa, o que possibilitou a expansão da análise de forma contínua ao longo do tempo, sugerindo, portanto, evidências de crescimento orientado pelas exportações. Outro destaque do estudo é de que o Brasil possui uma dinâmica de crescimento que é conduzido pelo mercado doméstico, oras pelas exportações.

3. METODOLOGIA

Esta seção busca explicar as técnicas de econometria de séries temporais, especificamente a análise de estacionariedade e causalidade de Granger, considerando-se a presença de quebras estruturais e está organizada nas seguintes subseções: a primeira trata dos testes de raízes unitárias; a segunda discute a causalidade de Granger multivariada; a terceira debate a causalidade de Granger bivariada.

3.1 TESTES DE RAÍZES UNITÁRIAS

O teste de raiz unitária tem como objetivo identificar se a série apresenta comportamento estacionário ou não. Entre os testes tradicionais que identificam este tipo de comportamento pode-se mencionar o teste de Dickey-Fuller (1979,1981), Said e Dickey (1984) e o de Phillips-Perron (1988). Também pode-se citar os testes modificados de Dickey-Fuller ($MADF^{GLS}$) e de Phillips-Perron (MPP^{GLS}), elaborados por Elliot, Rottemberg e Stock (1996), e Ng e Perron (2001), que são mais eficientes em realizar o teste de estacionariedade das séries porque vencem os problemas de baixo poder estatístico e distorções de tamanho dos testes tradicionais.

Os testes modificados de Dickey-Fuller ($MADF^{GLS}$) e de Phillips-Perron (MPP^{GLS}) consistem em tratar dois pontos centrais dos testes tradicionais: a ineficiência da remoção da tendência em séries de tempo empregando mínimos quadrados ordinários (*Ordinary Least Squares, OLS*); a seleção adequada para a ordem de defasagem do termo aumentado, de maneira a adquirir uma melhor aproximação para o verdadeiro processo gerador de dados.

No primeiro ponto, os autores Elliot, Rottemberg e Stock (1996) sugerem empregar mínimos quadrados generalizados (*Generalized Least Squares, GLS*) para remover a tendência estocástica da série. Para isso, é adotado um método padrão para estimar a estatística ADF^{GLS} que representa a estatística t para testar a hipótese nula $H_0: \beta_0 = 0$, que indica que a série apresenta raiz unitária, desta regressão estimada por mínimos quadrados ordinários:

$$\Delta \tilde{y}_t = \tilde{\beta}_0 \tilde{y}_{t-1} + \sum_{j=1}^k \beta_j \Delta \tilde{y}_{t-j} + e_{tk} \quad (1)$$

Com a hipótese alternativa de que não há raiz unitária na série, isto é, que a série é estacionária. Na equação 1 acima, \tilde{y}_t trata-se da série com a tendência removida por mínimos quadrados generalizados, Δ indica o operador de primeiras diferenças, e_{tk} expressa o resíduo que carrega autocorrelação e homoscedasticidade.

Já sobre o segundo ponto, Ng e Perron (2001) revelam que os critérios de informação de Akaike (AIC) e Schwarz (SIC) apresentam um viés de

seleção de baixo valores para a defasagem k , quando há uma raiz negativa grande, com proximidade a -1 , por exemplo, no polinômio de médias móveis da série, levando os testes de raízes unitárias a fortes distorções. Esta característica identificada pelos autores estimulou a elaboração de um critério modificado de informação de Akaike (MAIC) visando a seleção da defasagem autoregressiva, de maneira a reduzir as alterações geradas pela seleção não adequada de defasagem na equação (1) acima.

Ainda segundo os autores, estes sugerem que estas modificações citadas também sejam implantadas no teste de Phillips e Perron (1988), dando origem ao teste de MPP^{GLS} . Fazendo uso de simulações, Ng e Perron (2001) apontam que a adoção do método de mínimos quadrados generalizados para a extração da tendência determinista e do critério de seleção de defasagens MAIC geram testes com maior poder e menores distorções de magnitude estatística quando postos em comparação com os testes tradicionais ADF e PP.

Entretanto, os testes modificados apresentam baixa eficácia na presença de quebras estruturais, revelando um viés de não rejeição da hipótese nula da presença de raiz unitária quando na verdade a série é estacionária. Perron (1989) apresenta soluções para este tipo de problema. Conhece-se a data de ocorrência da quebra estrutural e trata-se ela como um evento exógeno. Assim, τ indica o período anterior à quebra estrutural, onde a hipótese nula é de que a série y_t apresenta um comportamento de raiz unitária com quebra estrutural no período $t = \tau + 1$, e a hipótese alternativa é de que a série y_t é uma série estacionária. O modelo generalista, expresso como modelo (C), leva em consideração a quebra de intercepto e de tendência e está formalizado como:

$$y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + a_2 t + \mu_1 D_L + \mu_2 D_P + \mu_3 D_T + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta y_{t-1} + \epsilon_t \quad (2)$$

Tal que $D_P = 1$ se $t = \tau + 1$ e zero caso oposto, $D_L = 1$ se $t > \tau$ e zero caso oposto, $D_T = t - \tau$ se $t > \tau$ e zero caso oposto, ϵ_t indica o resíduo não autocorrelacionado e homocedástico.

Desta maneira, os resíduos gerados pela equação 2 são empregados para estimar a seguinte equação por mínimos quadrados ordinários:

$$\hat{\varepsilon}_t = a_1 \hat{\varepsilon}_{t-1} + v_t \quad (3)$$

Num cenário de hipótese nula de raiz unitária, o valor teórico de a_1 é unitário. Levando em conta que os resíduos sejam independentes e identicamente distribuídos, a distribuição de a_1 estará atrelada a fração de quebra, representada por $\lambda = \tau/T$, no qual T expressa o número de observações totais. Em caso de haver correlação entre os resíduos, a equação (4), a seguir, deve assumir a forma do teste ADF, selecionando adequadamente as defasagens para corrigir a autocorrelação. E a estatística t, estimada para a hipótese nula que $a_1 = 1$ pode ser equiparada com os valores críticos tabulados por Perron (1989).

3.2 CAUSALIDADE DE GRANGER MULTIVARIADA

O conceito de causalidade no sentido de Granger está associado à ideia de precedência temporal entre variáveis, assim, se y_t contém informação passada que ajuda na previsão de x_t , e se essa informação não está contida em outras séries usadas no modelo, então y_t Granger-causa x_t (GRANGER, 1969). A causalidade de Granger da variável x_t para a variável y_t é avaliada testando a hipótese nula de que os coeficientes da variável x_t em todas as suas defasagens são, simultaneamente, estatisticamente iguais a zero na equação em que y_t é a variável dependente. Caso a hipótese nula seja rejeitada, conclui-se que a variável x_t Granger-causa a variável y_t .

O modelo VAR em forma reduzida de dimensão p pode ser escrito com:

$$X_t = A_0 + A_1 X_{t-1} + A_2 X_{t-2} + \dots + A_p X_{t-p} + \zeta_t \quad (4)$$

onde, X_t é um vetor de variáveis estacionárias, p é o número de defasagens, A_0 é um vetor de interceptos, A_i são matrizes de coeficientes, e ζ_t é um vetor de resíduos não-autocorrelacionados e homocedásticos. A seleção da ordem de defasagem é feita pelos usuais critérios de informação. Como a análise de causalidade não requer a estimação de parâmetros estruturais, não há necessidade de se adotar alguma estratégia de identificação em (4).

Além da causalidade de Granger, nessa etapa duas outras técnicas econométricas serão utilizadas na análise multivariada: as funções impulso-resposta (FIR) e a análise de decomposição de variância do erro de previsão (ADV).

As funções de impulso-resposta permitem avaliar o comportamento individual das variáveis do sistema em resposta a algum choque em outra variável do modelo. Com este instrumental analisa-se a sensibilidade das variáveis por meio de simulação a choques específicos em um determinado período (ENDERS, 2010).

Com o objetivo de eliminar o problema de ordenação de variáveis no VAR, a função de impulso-resposta generalizada (FIRG) é utilizada. O principal argumento para este procedimento é que o impulso-resposta generalizado não varia se houver reordenação de variáveis no VAR. Koop, Pesaran e Potter (1996) e também Pesaran e Shin (1998) desenvolveram a função de impulso-resposta generalizada como forma de eliminar o problema de ordenação das variáveis no modelo VAR. Há duas vantagens potenciais na aplicação desse método (EWING, 2003): (i) a função de impulso-resposta generalizada fornece resultados mais robustos do que o método ortogonalizado, e (ii) devido ao fato de a ortogonalidade não ser imposta, a função impulso-resposta generalizada permite interpretar de forma mais acurada a resposta do impacto inicial decorrente de cada choque causado por uma variável sobre as demais.

A análise de decomposição de variância (ADV) é um instrumento utilizado para descrever a dinâmica do sistema na abordagem VAR. Por este método, é possível identificar a proporção da variação total de uma variável devida a cada choque individual nas k variáveis componentes do modelo. A ADV fornece informações sobre a importância relativa de cada inovação sobre as variáveis do sistema (ENDERS, 2010).

3.3 CAUSALIDADE DE GRANGER BIVARIADA

A análise bivariada de causalidade no sentido de Granger envolve a estimação de modelos autorregressivos de defasagens distribuídas (ARDL) para pares de variáveis. A modelagem ARDL é abrangente e permite capturar

a dinâmica do sistema, sem incorrer no viés de omissão de defasagens relevantes. Além disso, não impõe a restrição de que todas as equações tenham o mesmo número de defasagens em cada variável, como ocorre na estimação de VAR. Contudo, a causalidade bivariada pode ser afetada por omissão de variável no sistema. Essa limitação foi superada pelo teste multivariado de causalidade de Granger, descrito na subseção 3.2.

O teste de causalidade de Granger assume que a informação relevante para a predição das respectivas variáveis y_t e x_t está contida apenas nas séries de tempo sobre essas duas variáveis. Dessa forma, uma série de tempo estacionária y_t causa, no sentido de Granger, outra série estacionária x_t , se melhores predições estatisticamente significantes de x_t podem ser obtidas ao incluir valores defasados de y_t aos valores defasados de x_t .

Considere que as variáveis x_t e y_t sejam estacionárias em nível, $I(0)$, e considere o par de modelos autorregressivos e de defasagens distribuídas (ARDL):

$$y_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^p \alpha_{11}(i)y_{t-i} + \sum_{i=1}^q \alpha_{12}(i)x_{t-i} + \varepsilon_{yt} \quad (5)$$

$$x_t = \alpha_2 + \sum_{i=1}^l \alpha_{21}(i)y_{t-i} + \sum_{i=1}^m \alpha_{22}(i)x_{t-i} + \varepsilon_{xt} \quad (6)$$

Onde $\alpha_{11}(i)$, $\alpha_{12}(i)$, $\alpha_{21}(i)$, $\alpha_{22}(i)$, α_1 e α_2 são coeficientes a serem estimados; α_1 e α_2 são constantes; ε_{yt} e ε_{xt} são erros ou processos ruídos brancos, possuindo média condicional zero e variância finita.

Nas equações (5) e (6), a hipótese nula $H_0: \alpha_{12}(i) = 0$ significa que x_t não Granger-causa y_t , ao passo que a hipótese alternativa $H_A: \alpha_{12}(i) \neq 0$ significa que x_t Granger-causa y_t . Alternativamente, a hipótese nula $H_0: \alpha_{21}(i) = 0$ significa que y_t não Granger-causa x_t , ao passo que a hipótese alternativa $H_A: \alpha_{21}(i) \neq 0$ significa que y_t Granger-causa x_t . Com base nessas hipóteses, são possíveis 4 resultados para cada par de variáveis.

O teste de causalidade de Granger é sensível ao número de defasagens incluídas nos modelos ARDL, influenciando na direção da causalidade. Por

esse motivo, foram utilizados critérios rigorosos de seleção de defasagens, baseados nos critérios de informação de Akaike (AIC) e de Schwarz (SIC).

4. PLANO AMOSTRAL, DESCRIÇÃO DOS DADOS E TRATAMENTO DAS VARIÁVEIS

O presente estudo utiliza dados anuais de variáveis econômicas, exportações, produto interno bruto estadual e população, cobrindo o período de 1990 a 2021, totalizando 32 observações. Os dados do PIB e exportações foram fornecidos pelo governo do Estado de Mato Grosso e da população foram extraídos da base de dados do IBGE.

A primeira variável usada nesta pesquisa é a taxa de crescimento do produto interno bruto (PIB) real *per capita*: $\Delta PIBpc_t^{MT} = PIBpc_t^{MT} - PIBpc_{t-1}^{MT}$, em que $PIBpc_t^{MT}$ é o logaritmo natural do PIB real *per capita*. Por analogia, a segunda variável usada nesta pesquisa é a taxa de crescimento das exportações reais *per capita*: $\Delta EXPpc_t^{MT} = EXPpc_t^{MT} - EXPpc_{t-1}^{MT}$, em que $\Delta EXPpc_t^{MT}$ é o logaritmo natural das exportações reais *per capita*.

De maneira específica, ambas as variáveis foram deflacionadas pelo Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna (IGP-DI)¹ e dividido pela população².

¹ Fonte: Fundação Getúlio Vargas (FGV). Disponível em: << <http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>>>. Acesso em 23 de dezembro de 2021.

² Fonte: IBGE. Disponível em: << <http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>>>. Acesso em 23 de dezembro de 2021.

Tabela 1 – Estatística Descritiva

Estatísticas Descritivas	$\Delta PIBpc_t^{MT}$	$\Delta EXPpc_t^{MT}$
Média	0,117588	0,038719
Mediana	0,108544	0,034424
Máximo	0,502085	0,193419
Mínimo	-0,332236	-0,195366
Desvio-Padrão	0,205390	0,096078
Assimetria	-0,163514	-0,355578
Curtose	2,450310	2,819616
Coeficiente de Variação	1,746692	2,4814174
Jarque-Bera	0,545476	0,717708
Valor-p	0,761292	0,698476
Somatório	3,762812	1,239017
SDQ	1,307739	0,286161
Observações	32	32

Fonte: Elaboração própria via uso do software econométrico Eviews. $\Delta PIBpc_t^{MT}$ significa taxa de crescimento do PIB real *per capita* de Mato Grosso. $\Delta EXPpc_t^{MT}$ significa taxa de crescimento das Exportações reais *per capita* de Mato Grosso.

A estatística do teste Jarque-Bera indica que as variáveis seguem distribuição normal.

5. RESULTADOS

Esta seção realiza uma discussão sobre os resultados obtidos do estudo e está dividida nas seguintes subseções: análise da estacionariedade; análise da causalidade de Granger multivariada; e análise da causalidade de Granger bivariada.

5.1 ANÁLISE DA ESTACIONARIEDADE

A Tabela 2 reporta os resultados da análise de estacionariedade das séries tratadas, utilizando testes de raízes unitárias que não consideram a

presença de mudanças estruturais, e testes de raízes unitárias em que as quebras estruturais são identificadas endogenamente. Assim, os resultados dos 4 testes de raízes unitárias indicam que as séries analisadas são estacionárias em nível, $I(0)$.

Com base nos resultados dos testes de raízes unitárias com quebras estruturais, foram construídas as seguintes variáveis *dummies* que foram testadas nas estimações econométricas bivariadas e multivariadas: (i) $D_{1990} = 1$ no anos de 1990 a 2021, e zero nos demais anos; (ii) $D_{2002} = 1$ em 2002, e zero nos demais anos; (iii) $D_{2004} = 1$ em 2004, e zero nos demais anos; (iv) $D_{2006} = 1$ em 2006, e zero nos demais anos; (v) $D_{2007} = 1$ em 2007, e zero nos demais anos³.

Acerca das variáveis *dummies* descritas acima, é necessário que se faça os seguintes comentários delimitados à conjuntura socioeconômica do Estado de Mato Grosso. O ano de 1999 foi caracterizado não só pela mudança do regime de taxas de câmbio fixo para taxas de câmbio flutuante, como também pela implementação do regime de metas de inflação e do início de rigoroso ajuste fiscal das contas públicas com a definição do regime de metas de superávit primário.

Em 2004, o Estado de Mato Grosso obteve uma recuperação nas atividades econômicas, apresentando uma das maiores taxa de crescimento desde 1994. Verificou-se um recorde nas exportações (US\$ 4,2 bilhões), cuja variação no período 2003/2004 foi de 42%, enquanto o montante das exportações da região Centro-Oeste alcançou (US\$ 7,2 bilhões). O PIB *per capita* do Estado registrou, em 2004, uma sensível melhora na distribuição da renda estadual, quando alcançou o valor de R\$ 10.162,00, acima da média nacional que foi de R\$ 9.743,00, fazendo com que Mato Grosso passasse para a 9ª posição no ranking nacional contra a 12ª no ano anterior⁴.

A data da quebra estrutural em 2002 está associada à crise de confiança externa sobre a economia brasileira durante o período pré-eleitoral, onde se

³ A implementação do Plano Real entre os anos de 1994 e 1995 também pode ser considerada como sendo uma quebra estrutural do ponto de vista econômico. Entretanto, no presente estudo foram consideradas apenas as quebras estruturais identificadas endogenamente nos testes de raízes unitárias.

⁴ Disponível em: <<

observou que a taxa real de câmbio e o risco-país (índice *Embi+*) apresentaram tendência de aumentos em suas trajetórias.

Em relação aos anos de 2006 e 2007, observou-se uma queda no nível de atividade econômica e significativa redução dos preços reais de produtos da pecuária (carnes bovina, suína e de aves, além de leite e ovos). Tanto o volume produzido quanto os preços contribuíram para esse resultado adverso. Se, por um lado, foram registradas expressivas quebras de safra para diversas lavouras, por outro lado, foram observadas quedas acentuadas de preços para a grande maioria destas lavouras. Além disso, a queda no nível de atividade econômica esteve atrelada às condições climáticas desfavoráveis, devido à forte estiagem ocorrida em especial no período de segunda safra. O cultivo de soja, destaque na economia mato-grossense, foi amplamente atingido, bem como as culturas de algodão e milho. Essa conjunção de fatores afetou de forma negativa o desempenho das exportações e, conseqüentemente, do PIB de Mato Grosso nesses dois anos.

Tabela 2 – Resultado dos testes de raízes unitárias (1990 a 2021)

Variáveis	Modelo	Sem quebra estrutural			Com quebra estrutural endógena (data de quebra é desconhecida)					
		ADF^{GLS}	\overline{MZ}_t^{GLS}	Lags	Vogelsang e Perron (1998)			Saikkonen e Lutkepohl (2002)		
					Tipo de Modelo	Data de Quebra	Estatística de Teste	Tipo de Modelo	Data de Quebra	Estatística de Teste
$\Delta PIBpc_t^{MT}$	C	-1,02	-0,76	3	<i>Innovational outlier</i>	2006	-6,96 ^(a)	<i>Rational Shift</i>	2007	-3,26 ^(b) (3 lags)
$\Delta PIBpc_t^{MT}$	C,T	-4,94 ^(a)	-2,60	0	<i>Innovational outlier</i>	2006	-7,17 ^(a)	<i>Rational Shift</i>	2007	-3,77 ^(b) (3 lags)
$\Delta EXPpc_t^{MT}$	C	-2,72 ^(a)	-2,14 ^(b)	2	<i>Innovational outlier</i>	2004	-7,14 ^(a)	<i>Rational Shift</i>	1999	-5,68 ^(a) (0 lag)
$\Delta EXPpc_t^{MT}$	C,T	-2,96 ^(c)	-2,40	2	<i>Innovational outlier</i>	2002	-7,39 ^(a)	<i>Rational Shift</i>	1999	-6,23 ^(a) (0 lag)

Fonte: Elaboração própria. Uso dos softwares econométricos Eviews e JMULTI. $\Delta PIBpc_t^{MT}$ significa taxa de crescimento do PIB real *per capita* de Mato Grosso. $\Delta EXPpc_t^{MT}$ significa taxa de crescimento das Exportações reais *per capita* de Mato Grosso.

Nota:

1 – “Lags” significa defasagens. Tipos de modelo: “C” significa constante; “T” significa tendência determinística. Contagem inicial máxima de 7 defasagens. Note que (a), (b) e (c) indicam que os coeficientes estimados são estatisticamente significantes ou rejeição da hipótese nula ao nível de significância estatística de 1%, 5% e 10%, respectivamente. Observações anuais incluídas: 32 (amostra: 1990 a 2021).

2 – Os valores críticos do teste ADF^{GLS} são (Elliot, Rothenberg e Stock, 1996): (i) modelo com constante: -2,65 (1%), -1,95 (5%) e -1,61 (10%). (ii) modelo com constante e tendência determinística: -3,77 (1%), -3,19 (5%) e -2,89 (10%). Seleção do número ótimo de defasagens por meio do critério de informação de Akaike modificado.

3 – Os valores críticos assintóticos do teste $\overline{MZ}_\alpha^{GLS}$ são (Ng e Perron, 2001, Tabela 1): (i) modelo com constante: -2,58 (1%), -1,98(5%) e -1,62 (10%); (ii) modelo com constante e tendência determinística: -3,42 (1%), -2,91 (5%) e -2,62 (10%); Método de estimação espectral: AR GLS-*detrended*. Seleção do número ótimo de defasagens por meio do critério de informação de Akaike modificado.

4 – Os valores críticos do teste de Vogelsang e Perron (1998) são: (i) modelo com constante/quebra de intercepto: -5,35 (1%), -4,86 (5%), e -4,61 (10%); (ii) modelo com constante e tendência determinística/quebra de intercepto e de tendência: -5,72 (1%), -5,18 (5%), e -4,89 (10%). Tipo de quebra: *innovational outlier*. Seleção da quebra estrutural: estatística *t* de Dickey-Fuller minimizada. Seleção do número ótimo de defasagens: Critério de Informação de Akaike.

5 – Os valores críticos do teste de Saikkonen-Lütkepohl são (Lanne *et al.*, 2002): (i) modelo com constante: -3,48 (1%), -2,88 (5%), e -2,58 (10%); (ii) modelo com constante e tendência

determinística: - 3,55 (1%), -3,03 (5%), e -2,76 (10%). Tipos de quebra estrutural: *Rational Shift*.

5.2 ANÁLISE DA CAUSALIDADE DE GRANGER MULTIVARIADA

A Tabela 3 reporta os resultados do teste de causalidade de Granger multivariada, a partir da estimação de um modelo VAR. Observa-se a existência de uma relação de causalidade de Granger unidirecional da taxa de crescimento do PIB real *per capita* para a taxa de crescimento das Exportações reais *per capita*, ao nível de significância estatística de 1%. Esse resultado evidencia a prevalência da teoria das exportações lideradas pelo crescimento econômico.

Tabela 3 – Resultados da Causalidade de Granger Multivariada

Regressores	Variável Dependente		Direção da Causalidade
	$\Delta PIBpc_t^{MT}$	$\Delta EXPpc_t^{MT}$	
$\Delta PIBpc_t^{MT}$	-	68,65505 ^(a) (0,0000)	$\Delta PIBpc_t^{MT}$
$\Delta EXPpc_t^{MT}$	3,518129 (0,8978)	-	$\Delta EXPpc_t^{MT}$
Todos	3,518129 (0,8978)	68,65505 ^(b) (0,0000)	Todos

Fonte: VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests. Uso do software econométrico Eviews. Observações anuais incluídas: 32 (amostra: 1990 a 2021). Foram selecionadas 8 defasagens ótimas pelos critérios AIC (Critério de Informação de Akaike) e HQ (Critério de Informação de Hannan-Quinn) (ver Apêndice A).

Nota:

1 - Os valores em parênteses são os valores-p. Todos os outros valores são estatísticas χ^2 da Causalidade de Granger.

2 - Note que (a) e (b) indicam que os coeficientes estimados são estatisticamente significantes ou rejeição da hipótese nula ao nível de significância estatística de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

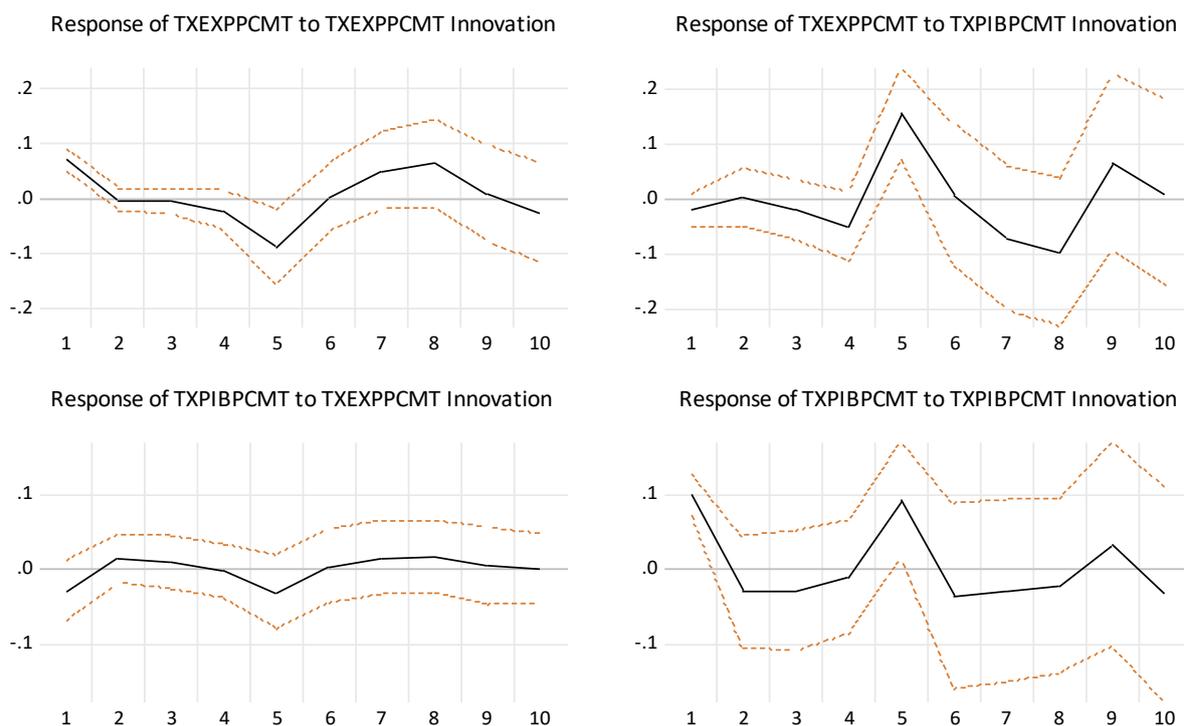
3 - Inclusão de variáveis *dummies* para os períodos identificados nos testes de raízes unitárias com quebra estrutura endógena: 1999 e 2007.

4 - $\Delta PIBpc_t^{MT}$ significa taxa de crescimento do PIB real *per capita* de Mato Grosso. $\Delta EXPpc_t^{MT}$ significa taxa de crescimento das Exportações reais *per capita* de Mato Grosso.

Em um contexto de modelagem VAR, embora a análise de causalidade de Granger seja bem propícia a essa investigação, é interessante também verificar como uma variável responde a um impulso em outra variável *ceteris paribus*. Isso é chamado de análise da função impulso-resposta. Nessa análise, é possível verificar o sentido dos efeitos de cada variável (impulso) sobre as outras variáveis (resposta). O efeito nesse caso pode ser positivo ou negativo.

Os resultados das funções de impulso-resposta reportados na Figura 1, apesar de não serem totalmente robustos sob o aspecto de significância estatística em face da trajetória dessas funções e do intervalo de confiança considerado, esses resultados sinalizam causalidade e merecem ser comentados. O primeiro gráfico mostra que um choque na taxa de crescimento das exportações reais *per capita* gera inicialmente um efeito positivo sobre as próprias exportações, mas que esse efeito tende a decrescer a partir do segundo ano. O segundo gráfico destaca que um choque de um desvio-padrão na taxa de crescimento do PIB real *per capita* provoca uma resposta positiva e estatisticamente significativa na taxa de crescimento das Exportações reais *per capita* no quinto ano. O terceiro gráfico destaca que a resposta da taxa de crescimento do PIB real *per capita* a um choque de um desvio-padrão generalizado na taxa de crescimento das Exportações reais *per capita* não é estatisticamente significativa. Já o último gráfico reporta que um choque na taxa de crescimento do PIB real *per capita* gera inicialmente um efeito positivo sobre essa própria variável, mas que esse efeito tende a decrescer a partir do segundo ano. E somente no quinto ano o choque cria uma resposta positiva e crescente sobre essa variável.

Figura 1 – Funções de Impulso-Resposta Generalizada



Fonte: Elaboração própria via uso do software econométrico Eviews. “TXPIBPCMT” significa taxa de crescimento do PIB real *per capita* de Mato Grosso; “TXEXPPCMT” significa taxa de crescimento das Exportações reais *per capita*.

Em duas funções de impulso-resposta generalizadas que relacionam a taxa de crescimento do PIB real *per capita* e a taxa de crescimento das exportações reais *per capita*, há uma semelhança nos resultados: um efeito positivo, porém inicialmente decrescente, voltando a se tornar positivo no quinto ano.

Outra ferramenta que pode ser utilizada para interpretar os resultados obtidos de modelos VAR é a decomposição da variância do erro de previsão, a qual fornece informação sobre o percentual de variação de uma dada variável que pode ser explicado pelos seus próprios valores defasados e por outras variáveis. Essa ferramenta é utilizada para avaliar a importância relativa sobre os erros de previsão para uma determinada variável, fornecendo a proporção de movimentos de uma sequência que é devida a choques nela mesma contra os choques de outras variáveis. A Tabela 4 reporta os resultados para a análise de decomposição da variância dos erros de previsão em relação às duas variáveis em análise.

Tabela 4 - Resultados da decomposição da variância dos erros de previsão

Decomposição da Variância de $EXPpc_t^{MT}$			
Período	S.E.	$EXPpc_t^{MT}$	$PIBpc_t^{MT}$
1	0,0707	100,000	0,0000
2	0,0708	99,9412	0,0587
3	0,0745	90,6315	9,3684
4	0,0974	57,7829	42,217
5	0,1872	36,8026	63,197
6	0,1874	36,7406	63,259
7	0,2031	37,4986	62,501
8	0,2278	37,6681	62,331
9	0,2390	34,3496	65,650
10	0,2403	35,0188	64,981

Decomposição da Variância de $PIBpc_t^{MT}$			
Período	S.E.	$EXPpc_t^{MT}$	$PIBpc_t^{MT}$
1	0,0996	8,333940	91,6660
2	0,1042	9,277906	90,7220
3	0,1084	9,251860	90,7481
4	0,1092	9,180901	90,8191
5	0,1431	10,18982	89,8101
6	0,1479	9,584704	90,4153
7	0,1510	10,10715	89,8928
8	0,1531	11,07592	88,9240
9	0,1573	10,58694	89,4130
10	0,1613	10,06489	89,9351

Um Desvio-Padrão Cholesky (graus de liberdade ajustados)
 Ordenamento de Cholesky: $EXPpc_t^{MT}$ $PIBpc_t^{MT}$

Fonte: Elaboração própria via uso do software econométrico Eviews. $\Delta PIBpc_t^{MT}$ significa taxa de crescimento do PIB real *per capita* de Mato Grosso. $\Delta EXPpc_t^{MT}$ significa taxa de crescimento das Exportações reais *per capita* de Mato Grosso.

A primeira parte da Tabela 4 mostra que, decorridos 10 após um choque não antecipado na taxa de crescimento das Exportações reais *per capita*, aproximadamente 35,02% de seu comportamento decorre dela própria, ao passo que a taxa de crescimento do PIB real *per capita* explica 64,98% da variância do erro de previsão da variável de comércio exterior.

Por outro lado, a segunda parte da Tabela 4 reporta que, decorridos 10 após um choque não antecipado na taxa de crescimento do PIB real *per capita*,

aproximadamente 89,93% de seu comportamento decorre dela própria, e que a taxa de crescimento das Exportações reais *per capita* explicam apenas 10,06% do crescimento econômico.

Em resumo, a análise da decomposição da variância dos erros de previsão vem ao encontro dos resultados reportados na análise das funções de impulso-resposta generalizadas e no teste de causalidade de Granger em bloco, ao evidenciar que o crescimento econômico estimula as exportações no Estado do Mato Grosso.

5.3 ANÁLISE DE CAUSALIDADE DE GRANGER BIVARIADA

A análise bivariada de causalidade no sentido de Granger envolve a estimação de modelos autorregressivos e de defasagens distribuídas (*autoregressive distributed lag* – ARDL) para pares de variáveis. A modelagem ARDL é abrangente e permite capturar a dinâmica do sistema, sem incorrer no viés de omissão de defasagens relevantes. Além disso, não impõe a restrição de que todas as equações tenham o mesmo número de defasagens em cada variável, como ocorre na estimação de modelos VAR. Contudo, a análise de causalidade bivariada pode ser afetada por omissão de variável relevante no sistema. Essa limitação foi superada pelo teste multivariado de causalidade de Granger reportado na subseção 5.1.

A Tabela 5 reporta os resultados da análise de causalidade de Granger bivariada, obtida a partir da estimação de modelos ARDL. Assim, constata-se a existência de relação de bi-causalidade de Granger entre a taxa de crescimento do PIB real *per capita* e a taxa de crescimento das exportações reais *per capita*, aos níveis de significância estatística de 1% e 5%. Esse resultado evidencia a prevalência das duas hipóteses para o Estado do Mato Grosso: maiores exportações levam a um maior crescimento econômico e, por sua vez, o crescimento econômico facilita a expansão das exportações. A relação de bi-causalidade de Granger aqui estabelecida implica que a expansão das exportações é parte integrante do processo de crescimento econômico do Estado de Mato Grosso.

Tabela 5 – Resultados da Causalidade de Granger Bivariada

Hipótese Nula	Obs.	Estatística -F	Valor- p	Direção da causalidade	Modelo ARDL
$\Delta PIBpc_t^{MT}$ não Granger- causa $\Delta EXPpc_t^{MT}$	26	3,7575 ^b	0,041 2	$\Delta PIBpc_t^{MT} \Rightarrow \Delta EXPpc_t^{MT}$	ARDL(2,2)
$\Delta EXPpc_t^{MT}$ não Granger- causa $\Delta PIBpc_t^{MT}$	23	13,3702 ^a	0,001 2	$\Delta EXPpc_t^{MT} \Rightarrow \Delta PIBpc_t^{MT}$	ARDL(5,8)

Fonte: Elaboração própria via software Eviews.

Nota:

1 – Note que (a), (b) e (c) indicam que os coeficientes estimados são estatisticamente significantes ou rejeição da hipótese nula ao nível de significância estatística de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

2 - $\Delta PIBpc_t^{MT}$ significa taxa de crescimento do PIB real *per capita* de Mato Grosso. $\Delta EXPpc_t^{MT}$ significa taxa de crescimento das Exportações reais *per capita* de Mato Grosso.

Por um lado, a historiografia brasileira tem destacado a hipótese do crescimento econômico liderado pelas exportações como uma alternativa racional e eficiente ao processo de industrialização por substituição de importações. Essa hipótese leva a um maior crescimento da produtividade total dos fatores por meio de: (a) estímulos à elevadas especializações horizontais, na medida em que cada empresa se concentra em uma gama mais restrita de produtos; (b) oferta de maiores economias de escala devido a uma ampliação do tamanho efetivo do mercado; (c) geração de maior capacidade de industrialização em indústrias em que o tamanho mínimo eficiente das plantas é maior em relação ao mercado interno; (d) aumentou da taxa de formação de capital e a mudança tecnológica. Além disso, a pressão da concorrência no mercado mundial pode levar a uma melhor qualidade do produto e forçar os produtores nacionais a reduzir as ineficiências (YAGHMAIAN, 1994).

Por outro lado, essa relação de bi-causalidade de Granger aqui constatada pode justificar a necessidade de redução de possíveis barreiras ao comércio internacional envolvendo os produtos do Estado do Mato Grosso, no intuito de se estimular o crescimento econômico.

6. CONSIDERAÇÕES FINAIS E IMPLICAÇÕES POLÍTICAS

O presente trabalho analisou a relação de causalidade entre exportações e o crescimento econômico para o estado de Mato Grosso, compreendendo o período de 1990 a 2021 por meio dos testes de causalidade de Granger em estruturas multivariadas e bivariadas.

Na estrutura multivariada, verifica-se a existência de uma relação de causalidade de Granger unidirecional da taxa de crescimento do PIB real *per capita* para taxa de crescimento das Exportações reais *per capita*, evidências da prevalência da teoria das exportações impulsionadas pelo crescimento econômico. No que se refere a estrutura bivariada, há evidências da prevalência das duas hipóteses, em que o crescimento econômico impulsiona as exportações, assim como as exportações impulsionam o crescimento econômico, ou seja, uma relação de retroalimentação entre essas duas variáveis. Estes resultados vão ao encontro dos resultados obtidos nos estudos de causalidade bivariada de Hussam e Mazen Basha (2015) e Wei (2015).

Em termos de implicações de políticas, há uma sinalização para a adoção de estratégias do aumento do volume de exportação e, políticas públicas criadas para beneficiar o setor exportador, com fito de garantir a competitividade do setor exportador mato-grossense com o mercado internacional. A saída possível para cenários de estímulo ao crescimento econômico caminha no sentido da aplicação de melhorias e avanços na rede de infraestrutura – sistema logístico do território mato-grossense (portos, ferrovias, aeroportos e rodovias), para escoamento da produção com maior eficiência e produtividade. Por conseguinte, esforços na especialização e capacitação da mão de obra contribuiriam para abertura e possibilidades na elevação da renda da população.

Os resultados desta pesquisa dão suporte para formulação de estratégia de crescimento orientada para a exportação na promoção de um maior potencial de crescimento da economia estadual mato-grossense. Para os formuladores de políticas do Governo do Estado, estes resultados demonstram a importância em promover e implementar políticas destinadas a expandir as exportações visando acelerar o crescimento e o desenvolvimento econômico.

Visando pesquisas futuras, sugere-se realizar um contrafactual, utilizando-se de um ente federativo com características idênticas ao estado de Mato Grosso, visando maior robustez para ampliar as discussões aqui apresentadas.

REFERÊNCIAS

ABOSEDRA, S.; TANG, C. F. Are exports a reliable source of economic growth in MENA countries? New evidence from the rolling Granger causality method. **Empirical Economics**, v. 56, p. 831-841, 2019.

AVERBUG, A. Abertura e integração comercial brasileira na década de 90. In: GIAMBIAGI, Fabio; MOREIRA, Maurício Mesquita (Org.). **A economia brasileira nos anos 90**. Rio de Janeiro: Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social, p. 43-82, 1999.

CHOW, P. C. Y. Causality between export growth and industrial development: Empirical evidence from the NICs. **Journal of Development Economics**, v. 26, 1 ed., p. 55-63, 1987.

CHU, H. C. W. Export-Led Growth (ELG) Hypothesis in Brazil in the twentieth century: A Granger-Causality and Vector Correction (VEC) Model Approach 2015. **Working Paper**, 2015.

DICKEY, D. A.; FULLER, W.A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with unit root. **Journal of the American Statistical Association**, v. 74, n. 336, p. 427-431, 1979.

_____. Likelihood ratio statistics for auto-regressive time series with unit root. **Econometrica**, v. 49, n. 4, 1981.

ELLIOT, G., ROTHENBERG, T. J.; STOCK, J. H. Efficient tests for an autoregressive unit root. **Econometrica**, v. 64, n. 4, p. 813-836, 1996.

ENDERS, W. Applied econometric time series. **Wiley series in probability and mathematical statistics**, Nova York, 3. ed., 2010.

EWING, B. T. The response of the default risk premium to macroeconomic shocks. **The Quarterly Review of Economics and Finance**, v. 43, p. 261-272, 2003.

FALEIROS, P. M.; ALVES, D. C. O. Modelo de Crescimento Baseado nas Exportações: Evidências Empíricas para: Chile, Brasil e México em Perspectiva não Linear. Disponível em: <https://anpec.org.br/encontro2008/artigos/200807170923500pdf.origin=public/>. Acesso em 10 de março de 2022.

GIAMBIGI, F.; VILLELA, A.; CASTRO, L. B. C.; HERMANN, J. **Economia Brasileira Contemporânea [1945 -2010]**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2 ed., 2011.

GRANGER, C. W. J. Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods». **Econometrica**. v. 37, n. 3, p. 424–438, 1969.

HUSSAM, E. D.; BASHA, M. Export-led Growth: Times Series approach analysis “Case of Jordan, Kuwait, And Egypt”. **European Scientific Journal**. [S. l: s. n.], v. 11, n. 7, 2015.

KOOP, G.; PESARAN, M. H.; POTTER, S. M. Impulse response analysis in non-linear multivariate models. **Journal of Econometrics**, v. 74, n. 1, p. 119-147, 1996.

_____. Test procedures for unit roots in time series with level shifts at unknown time. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 65, p. 91-115, 2003.

KOSHIYAMA, D. FOCHEZATTO, A. Relações de Causalidade entre Comércio Externo e Crescimento no Longo Prazo: Evidências Empíricas para a Economia Brasileira. **Análise Econômica**. Porto Alegre, v. 31, n. 59, 2013.

DOI: <https://doi.org/10.22456/2176-5456.25181>. Disponível em: <https://seer.ufrgs.br/AnaliseEconomica/article/view/25181>. Acesso em: 10 de março de 2022.

KRISTJANPOLLER, W.; OLSON, J.; SALAZAR, R. I. Does the commodities boom support the export led growth hypothesis? Evidence from Latin American countries. **Latin American Economic Review**, v. 25, n. 6, p. 1-13, 2016.

LEIPNITZ, D. S. Teoria do crescimento liderado pelas exportações ou teoria da exportação liderada pelo crescimento no Brasil, 1947-2011: uma análise de causalidade. **Centro de Estudos e Pesquisa em Economia e Gestão Governamental**, Trabalho de Conclusão de Curso de Pós-Graduação Lato Sensu em Economia e Finanças. Brasília, 2013.

NG, S.; PERRON, P. Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. **Econometrica**, v. 69, n. 6, p. 1519-1554, 2001.

OLIVEIRA, P. H. A.; MACIEL, L. S. Teoria do crescimento liderado pelas exportações: uma avaliação empírica para o Brasil. **Economia e Sociedade**. Campinas, Ed. Unicamp. IE., v.30, n.3, p. 869-886., ago. 2021. DOI: <http://dx.doi.org/10.1590/1982-3533.2021v30n3art04>. Disponível em: <https://www.scielo.br/j/ecos/a/PnRCbPfkpv5xpwGPL6H8Yhk/?lang=pt>. Acesso em: 12 de março de 2022.

PERRON, P. The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. **Econometrica**, v. 57, n. 6. p. 1361-1401, 1989.

_____. Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables. **Journal of econometrics**, v. 80, n. 2, p. 355-385, 1997.

PESARAN, M. H.; SHIN, Y. Generalized impulse response analysis in linear multivariate models. **Economics Letters**, v. 58, n. 1, p. 17-29, 1998.

PHILLIPS, P. C. B. e PERRON, P. Testing for unit root in time series regression. **Biometrika**, v. 75, n. 2, p. 335-346, 1988.

SAID, S.; DICKEY, D. A. Testing for unit roots in autoregressive-moving average models of unknown order. **Biometrika**, v. 71, p. 599-607, 1984.

SILVA, I. E. M.; LIMA, R. C.; BEZERRA, J. F. As Exportações Promovem a Produtividade? Evidência Empírica para Indústria de Transformação do Brasil Utilizando Vetores Autoregressivos com Correção de Erro (VEC). **Revista ANPEC**, v.13, p. 67-91, 2012.

TEMUZ, D.; GÖKMEN, A. An Analysis of the Export and Economic Growth in Turkey over the period of 1950-2009. **International Journal of Economic and Administrative Studies**, ano 3, 2010.

THORNTON, J. Export and Economic Growth: Evidence from 19th Century Europe. **OECD, Economics Department**, Ed. Elsevier Science, jan. 1997.

TITUS, O. Is the Export-Led Growth Hypothesis Valid for Canada? **The Canadian Journal of Economics**, v. 36, n. 1, p. 126-136. Fev. 2003. Disponível em: <http://www.jstor.org/stable/3131917>. Acesso em: 12 de março de 2022.

YAGHMAIAN, B. An empirical investigation of exports, development, and growth in developing countries: challenging the neoclassical theory of export-led growth. **World Development**, v. 22, n. 12, p. 1977-1995, 1994.