

CRESCIMENTO LIDERADO PELAS EXPORTAÇÕES OU EXPORTAÇÕES LIDERADAS PELO CRESCIMENTO NO ESTADO DE MATO GROSSO? UMA ANÁLISE DE CAUSALIDADE TEMPORAL ENTRE 1990 E 2021

Adriane Aparecida Barbosa do Nascimento¹

ORCID: [0000-0002-5057-6716](https://orcid.org/0000-0002-5057-6716)

Sérgio Ricardo de Brito Gadelha²

ORCID: [0000-0002-4685-8438](https://orcid.org/0000-0002-4685-8438)

¹ Mestre em Economia, Políticas Públicas e Desenvolvimento pelo Instituto de Ensino, Desenvolvimento e Pesquisa (IDP)

adriane.nascimento@hotmail.com

² Professor do Mestrado Profissional em Economia, Políticas Públicas e Desenvolvimento do IDP
sergio.gadelha@idp.edu.br

*Os autores agradecem aos participantes do Ninth Latin American Workshop in Law and Economics (LAWLE 2023) pelos preciosos comentários.

**Estudo premiado em 1º lugar na categoria Artigo Técnico do XXIX Prêmio Brasil de Economia 2023.

RESUMO

O objetivo geral deste estudo consiste em investigar as hipóteses de crescimento liderado pelas exportações ou exportações lideradas pelo crescimento para o estado de Mato Grosso, entre 1990 e 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 Produto Interno Bruto (PIB) real per capita para a 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 bi-causalidade de Granger, prevalecendo as duas hipóteses.

Palavras-chave: Crescimento Econômico; Exportações; Teste de Causalidade de Granger

ABSTRACT

This study's aims to investigate the hypotheses of export-led growth or growth-led exports for the state of Mato Grosso, between 1990 and 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 Gross Domestic Product (GDP) per capita and the growth rate of real exports per capita, showing the prevalence of the theory of exports driven by economic growth. In the bivariate structure there is evidence of Granger bi-causality, with both hypotheses prevailing.

Keywords: Economic Growth; Exports; Granger Causality Test

Código JEL: C32; F43; O11; O54

INTRODUÇÃO

O período compreendido entre 1990 e 2021 foi marcado por diferentes conjunturas econômicas e políticas associadas ao mercado externo e à integração do Brasil no comércio internacional. No início dos anos 1990, o processo de abertura comercial foi implementado a fim de contribuir efetivamente no combate à hiperinflação. À época, políticas sociais e econômicas foram criadas com o objetivo de fomentar o mercado doméstico, fazendo-o mais competitivo no cenário internacional, integrando a economia brasileira ao mercado global. Nesse movimento, por meio das exportações, o Brasil se inseriu no comércio internacional como um potencial exportador de *commodities* agrícolas e, para isso, algumas medidas políticas foram adotadas, tais como a eliminação de barreiras não-tarifárias, bem como a redução de tarifas do comércio externo (SOUZA; SILVA, 2017).

Diante da perspectiva para abertura do Brasil ao cenário do comércio internacional, algumas melhorias na atividade comercial foram estimuladas na alocação de fatores produtivos, assim como por implementação de uma base sólida à inserção brasileira na economia mundial, com a adoção do plano de privatizações e a instituição do Plano Real que tinha, como objetivo principal, conter o processo inflacionário vigente na época.

Ao nível de unidade federativa, o estado do Mato Grosso apresentou diversas estratégias de crescimento do sistema de agronegócio ao longo de sua história com as exportações mato-grossenses, alcançando volumes recordes à economia brasileira como um todo e, fazendo do Brasil central, um destaque no comércio em âmbito internacional. As exportações mato-grossenses contribuem com as receitas do estado, sendo considerado um território consolidado como um dos cinco maiores entes exportadores de produtos, tais como a soja (produto mais exportado), algodão, milho e carnes – bovina, suína e aves (estes produtos estão entre os mais comercializados no setor exportador) (Governo do Estado de Mato Grosso, 2020).

A relação entre exportações e crescimento econômico ocupa um lugar central na literatura sobre desenvolvimento econômico. É uma questão de expressiva preocupação política para planejadores e formuladores de políticas públicas governamentais. Face ao exposto, o problema de pesquisa científica proposto neste artigo é: o crescimento econômico, experimentado pelo território mato-grossense, entre 1990 e 2021, impulsionou as exportações ou as exportações impulsionaram o crescimento econômico? Visando responder a esse questionamento, quatro hipóteses serão analisadas: 1) o crescimento liderado pelas exportações; 2) as exportações lideradas pelo crescimento; 3) relação de retroalimentação entre exportações e crescimento econômico; e, ainda, 4) 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, humano e, com efeito, de melhorias tecnológicas de quatro distintas maneiras. Em primeiro lugar, o crescimento das exportações resulta em um aumento na demanda pela produção do país e, portanto, serve para aumentar a demanda por recursos produtivos, causando um aumento nas oportunidades de emprego do país. A segunda maneira está relacionada ao aumento das exportações e da produção que resulta por incentivar os produtores de todo o país a utilizar-se de técnicas mais avançadas de produção para serem mais competitivos no mercado mundial. Em terceiro lugar, há um aumento nas exportações que fornece uma divisa adicional para o país, facilitando o pagamento dos insumos importados necessários e permitindo, pois, uma maior expansão da produção. Por último, tem-

se o crescimento do volume das exportações de um país que permite-lhe obter os benefícios associados à expansão dos seus níveis de produção (ABSOSSEDRA; 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, as exportações para o 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 (BOLTHO, 1996, p. 06, apud LEIPNITZ, 2013).

A terceira hipótese postula uma relação de retroalimentação entre exportações e crescimento econômico. Por um lado, à medida em que as exportações agregadas se elevam, haverá, conseqüentemente, um aumento na taxa de crescimento econômico por meio da geração de empregos e de renda no setor exportador. Por outro lado, as operações de exportação podem permitir que as empresas abram caminhos possíveis para consagrar-se no mercado externo e obter vantagens competitivas por meio do aumento das relações locais e do domínio do conhecimento técnico a longo prazo. Nesses termos, o maior crescimento econômico resultante de capital humano capacitado e desenvolvimento tecnológico terá efeitos *spillovers* (transbordamentos) no setor exportador de uma economia.

Por fim, a última hipótese postula ausência de relação entre o crescimento econômico e as exportações, evidenciando que nem as políticas que incentivam o crescimento econômico, tampouco as políticas que incentivam as exportações têm qualquer efeito sobre a outra variável (LEIPNITZ, 2013).

Em vista disso, o presente estudo tem por objetivo geral analisar a relação de causalidade existente entre o crescimento econômico e as exportações para o estado de Mato Grosso entre 1990 e 2021. Por sua vez, os objetivos específicos consistem em 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), usando dados da população do estado de Mato Grosso, Produto Interno Bruto (PIB) e exportações no período em questão.

O entendimento da relação entre crescimento do PIB estadual e crescimento das exportações estaduais é de fundamental importância para que o caso de sucesso do Mato Grosso possa ser replicado em outras localidades. Prescrições de política econômica que busquem o crescimento econômico serão diferentes, dependendo do tipo de causalidade existente entre PIB e exportações. Portanto o tema deste estudo é relevante. Enquanto estudos anteriores analisaram o tema para a economia brasileira (FALEIRO; ALVEZ, 2008; LEIPNITZ, 2013; KOSHIYAMA; FOCHEZATTO, 2013), esse estudo delimita os dados ao estado do Mato Grosso, destacando-se assim sua principal contribuição empírica para a literatura.

Além dessa seção introdutória, o estudo encontra-se dividido da seguinte forma. A segunda seção traz uma breve discussão sobre a relação entre o crescimento econômico e as exportações. A terceira seção apresenta a abordagem metodológica do estudo. A quarta seção descreve os dados, bem como o tratamento das variáveis. A quinta seção explora as relações de causalidade entre as exportações e o crescimento econômico, seguida pela seção que apresenta as considerações finais e as implicações de políticas públicas associadas.

UMA BREVE DISCUSSÃO SOBRE AS RELAÇÕES ENTRE O CRESCIMENTO ECONÔMICO E AS EXPORTAÇÕES

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

Se há uma relação de causalidade unidirecional das exportações para o crescimento econômico, tal perspectiva é uma abordagem relevante para a economia brasileira, por ser um fio condutor de fomento e de 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 o aumento das exportações, há ganhos de economia de escala, tornando as firmas domésticas competitivas a nível internacional.

Faleiro e Alves (2008) discutem o modelo de crescimento baseado nas exportações, a partir de evidências empíricas para países como Chile, Brasil e México, em suma, com foco no levantamento de evidências empíricas que corroborem verticalmente com a existência do crescimento econômico orientado pelas exportações. Eles ressaltam as principais razões que explicam o crescimento econômico impulsionado pelas exportações e, dentre os principais fatores encontrados, são: a alocação de recursos; uma maior utilização da capacidade instalada; o efetivo aprimoramento tecnológico respondendo à competição externa; e o aumento da produtividade, tendo em vista que as exportações podem servir de fonte e difusão de conhecimento, o que beneficiaria um aumento da produtividade. A pesquisa possibilitou 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 resultados obtidos indicam 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, ora por parte das exportações.

Já Oliveira e Maciel (2021) tecem apontamentos ímpares sobre os anos que sucederam a década de 1990. Nessa época, o país se viu frente a um processo de abertura comercial promovido por políticas que buscavam abrir a economia ao ambiente competitivo criado pelo processo acelerado de globalização, visando maior integração dos mercados alinhados ao direcionamento de um Brasil mais eficiente no âmbito da economia mundial.

Por sua vez, Averbug (1990) indicam que a abertura e a integração comercial brasileira, na década de 1990 trouxe, ao Brasil, mudanças significativas na política de comércio exterior devido à forte crise econômica e à alta inflação. Foi, ainda, um período caracterizado pela abrangente abertura no governo Collor (1990-1992) e, posteriormente, pelo governo de Fernando Henrique Cardoso (1995-2003), sendo um período marcado pela política neoliberal.

Koshiyama e Fochezatto (2013) investigaram as relações de causalidade entre o comércio externo e o crescimento econômico ao longo do período compreendido entre 1947 e 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 exortações.

Para países como a Jordânia, Kuwait e Egito, Hussam e Mazen-Basha (2015) examinaram o crescimento liderado pelas exportações, no período compreendido entre 1976 e 2013. Por meio 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 a Jordânia, o Kuwait e o Egito podem expandir seu mercado doméstico limitado, exportando mais produtos para aumentar o seu crescimento econômico e, para o caso da exportação na Jordânia, em específico, este pode ser promovido pelo aumento do crescimento econômico.

Chu (2015) realizou um estudo sobre a causalidade bilateral entre os efeitos das exportações e o PIB no Brasil no período compreendido entre 1901 e 2000. A análise foi feita 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, também, o fato de que países que crescem mais tendem, evidentemente, a exportar mais produtos, o que seria a relação de causa e efeito.

O presente estudo contribui à literatura sobre o tema ao encontrar evidências empíricas da existência de uma relação de bi-causalidade de Granger entre o crescimento econômico e as exportações agregadas para o estado do Mato Grosso. Embora estudos anteriores tiveram como foco principal a economia brasileira (FALEIRO; ALVES, 2010; KOSHIYAMA; FOCHEZATTO, 2013; LEIPNITZ, 2013; WEI, 2015), o presente estudo assume um importante papel para o diagnóstico do crescimento econômico nas últimas três décadas para um ente específico da federação.

METODOLOGIA

Testes de raízes unitárias

Os testes modificados de Dickey-Fuller (ADF^{GLS}) e de Phillips-Perron ($\overline{MZ}_\alpha^{GLS}$), propostos por Elliot, Rottemberg e Stock (1996) e Ng e Perron (2001), por exemplo, são aplicados com a finalidade de verificar a estacionariedade das séries de tempo. Esses testes superam os problemas de baixo poder estatístico e distorções de tamanho dos testes tradicionais de Dickey e Fuller (1979; 1981), Said e Dickey (1984) e, também, de Phillips e Perron (1988).

As modificações no teste padrão de raiz unitária de Dickey e Fuller (1979; 1981) e de Said e Dickey (1984), fundamentam-se em dois aspectos centrais, sendo: a extração de tendência em séries de tempo usando mínimos quadrados ordinários (OLS) torna-se ineficiente, bem como que há a importância de uma seleção apropriada à ordem de defasagem do termo aumentado, de modo a obter uma melhor aproximação para o verdadeiro processo gerador de dados.

No primeiro caso, Elliot, Rottemberg e Stock (1996) propõem usar mínimos quadrados generalizados (GLS), a fim de extrair a tendência estocástica da série. Assim, emprega-se o procedimento padrão para estimar a estatística ADF^{GLS} como sendo a estatística t para testar a hipótese nula de presença de raiz unitária contra a hipótese alternativa de que a série é estacionária.

Com relação ao segundo aspecto, Ng e Perron (2001) demonstram que os critérios de informação de Akaike (AIC) e de Schwarz (SIC) tendem a selecionar baixos valores à

defasagem, quando se tem uma grande raiz negativa (próximo a -1) no polinômio de médias móveis da série. Isso gera distorções e, por isso, motivou o desenvolvimento do critério modificado de informação de Akaike (MAIC) à seleção da defasagem autorregressiva, de modo a minimizar as distorções provocadas por seleção inadequada de defasagens.

Ng e Perron (2001) propõem que as mesmas modificações sejam aplicadas, também, ao teste tradicional de Phillips e Perron (1988), originando o teste $\overline{MZ}_\alpha^{GLS}$. Por meio de algumas simulações, Ng e Perron (2001) demonstram que a aplicação conjunta de GLS para extrair a tendência determinista e do critério de seleção de defasagens MAIC produzem testes com maior poder, contudo, com menores distorções de tamanho estatístico quando comparados aos testes tradicionais ADF e PP. Ressalta-se que os valores críticos das estatísticas ADF^{GLS} e $\overline{MZ}_\alpha^{GLS}$ estão reportados em Ng e Perron (2001).

Contudo, mesmo os testes modificados ADF^{GLS} e $\overline{MZ}_\alpha^{GLS}$ possuem baixo poder na presença de quebras estruturais, tornando-se enviesados no sentido da não-rejeição da hipótese nula de raiz unitária, mesmo quando a série é estacionária. O trabalho pioneiro de Perron (1989) ilustra a importância de se incluir uma quebra estrutural nos testes tradicionais de raízes unitárias. Foram considerados três modelos de quebra estrutural.

O Modelo A, que é conhecido como modelo crash, permite a mudança de um período no nível. O Modelo B permite a existência de uma quebra na tendência da série de tempo. Já o Modelo C, que é conhecido como *changing growth path*, inclui mudança de um período em ambos, tanto em nível, quanto em tendência. Pesquisas posteriores adotaram um procedimento endógeno para determinar o ponto de quebra a partir dos dados.

Nesse contexto, Vogelsang e Perron (1998) desenvolveram um teste de raiz unitária com estimação do ponto de quebra de forma endógena, baseando-se nos modelos A, B e C de Perron (1989), bem como nos métodos *Innovation Outlier* (IO) e *Additive Outlier* (AO). O modelo AO permite uma mudança súbita na média (crash model), enquanto o modelo IO permite mudanças mais graduais. Desse modo, os dois modelos são usados para verificar a hipótese de estacionariedade: quebra no intercepto, quebra no intercepto e na tendência, ambas em nível e em primeira diferença.

Por sua vez, Saikkonen e Lütkepohl (2002), bem como Lanne, Saikkonen e Lütkepohl (2002; 2003) propõem que as quebras estruturais podem ocorrer ao longo de um número de períodos e expõem, ainda, uma transição suave para um novo nível. Portanto, uma função de mudança de nível é acrescentada ao termo determinístico do processo gerador de dados. Os termos determinísticos, então, são extraídos por mínimos quadrados generalizados (GLS) e, em seguida, aplica-se um teste ADF às séries ajustadas. Os valores críticos do teste encontram-se tabulados por Lanne, Saikkonen e Lütkepohl (2002).

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 à 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:

$$X_t = A_0 + A_1X_{t-1} + A_2X_{t-2} + \dots + A_pX_{t-p} + \zeta_t \quad (1)$$

em que 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 (1).

Além da causalidade de Granger, nessa etapa duas outras técnicas econométricas serão utilizadas na análise multivariada: as funções impulso-resposta (FIR), bem como 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, utiliza-se a função de impulso-resposta generalizada (FIRG). Ressalta-se que 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, que 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.

Já a análise de decomposição de variância (ADV) consiste em 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. Ressalta-se que a ADV fornece informações sobre a importância relativa de cada inovação sobre as variáveis do sistema (ENDERS, 2010).

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, tal 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 anterior.

O teste de causalidade de Granger assume que a informação relevante à 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 previsões estatisticamente significantes de x_t podem ser obtidas ao incluir valores defasados de y_t aos valores defasados de x_t .

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

$$y_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^p \alpha_{11}(i)y_{t-i} + \sum_{i=1}^q \alpha_{12}(i)x_{t-i} + \varepsilon_{yt} \quad (2)$$

$$x_t = \alpha_2 + \sum_{i=1}^l \alpha_{21}(i)y_{t-i} + \sum_{i=1}^m \alpha_{22}(i)x_{t-i} + \varepsilon_{xt} \quad (3)$$

em que $\alpha_{11}(i)$, $\alpha_{12}(i)$, $\alpha_{21}(i)$, $\alpha_{22}(i)$, 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 (2) e (3), a hipótese nula $H_0: \alpha_{12}(i) = 0$ significa que x_t não Granger-cause y_t , ao passo que a hipótese alternativa $H_A: \alpha_{12}(i) \neq 0$ significa que x_t Granger-cause y_t .

Alternativamente, ressalta-se que a hipótese nula $H_0: \alpha_{21}(i) = 0$ significa que y_t não Granger-cause x_t , ao passo em que a hipótese alternativa $H_A: \alpha_{21}(i) \neq 0$ significa que y_t Granger-cause x_t . Com base nessas hipóteses, conclui-se que são possíveis quatro resultados para cada par de variáveis.

O teste de causalidade de Granger é sensível ao número de defasagens incluídas nos modelos ARDL, influenciando, com efeito, na direção da causalidade. Por este motivo, então, foram utilizados critérios rigorosos de seleção de defasagens, baseados nos critérios de informação de Akaike (AIC) e de Schwarz (SIC).

DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS E TRATAMENTO DOS DADOS

Este estudo utiliza dados anuais de variáveis econômicas, exportações, PIB estadual e população, cobrindo o período compreendido entre 1990 e 2021, totalizando trinta e duas observações. Os dados do PIB e das exportações foram fornecidos pelo governo estadual de Mato Grosso e, da população, foram extraídos da base de dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

A primeira variável usada nesta pesquisa consiste na taxa de crescimento do PIB real *per capita*: $\Delta PIBpc_t^{MT} = PIBpc_t^{MT} - PIBpc_{t-1}^{MT}$. Ressalta-se, pois, que $PIBpc_t^{MT}$ é o logaritmo natural do PIB real *per capita*. Por analogia, a segunda variável usada nesta pesquisa consiste na taxa de crescimento das exportações reais *per capita*. Desse modo, tem-se que:

$\Delta EXPpc_t^{MT} = EXPpc_t^{MT} - EXPpc_{t-1}^{MT}$, 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 Fundação Getúlio Vargas. Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>. Acesso em: 23 dez. 2021.

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

Entretanto, o presente estudo possui limitação em relação ao período amostral, dado que engloba apenas 32 observações, devido à indisponibilidade de base de dados mais ampla junto aos órgãos governamentais do Estado de Mato Grosso. Consequentemente, nas estimações econométricas a serem feitas na próxima seção, essa limitação poderá resultar em menos graus de liberdade, refletindo nas propriedades de consistência e eficiência dos estimadores. Todavia, ainda assim trata-se de um exercício preliminar para se avaliar a relação de causalidade entre o PIB e as exportações dessa unidade federativa.

DESCRIÇÃO

Análise da estacionariedade

A Tabela 1 reporta os resultados da análise de estacionariedade das séries tratadas, utilizando testes de raízes unitárias que não consideram a presença de mudanças estruturais, bem como os testes de raízes unitárias em que as quebras estruturais são endogenamente identificadas. Desse modo, os resultados dos quatro testes de raízes unitárias indicam que as séries analisadas são estacionárias em nível, ou seja, $I(0)$.

Com base nos resultados dos testes de raízes unitárias com quebras estruturais, foram construídas as seguintes variáveis *dummies* as quais foram efetivamente testadas nas estimações econométricas bivariadas e multivariadas: (i) $D1990 = 1$ no intervalo compreendido entre 1990 e 2021, e zero nos demais anos; (ii) $D2002 = 1$ em 2002, e zero nos demais anos; (iii) $D2004 = 1$ em 2004, e zero nos demais anos; (iv) $D2006 = 1$ em 2006, e zero nos demais anos; (v) $D2007 = 1$ em 2007, e zero nos demais anos³.

Acerca das variáveis *dummies* acima descritas, é necessário que se faça os seguintes comentários delimitados à conjuntura socioeconômica do estado de Mato Grosso. 1999 foi um período caracterizado não somente pela mudança do regime de taxas de câmbio fixo para taxas de câmbio flutuante, mas, sobretudo, pela implementação do regime de metas de inflação e do início de rigoroso reajuste 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 taxas de crescimento desde 1994. Verificou-se, portanto, um expressivo recorde nas exportações (US\$ 4,2 bilhões), cuja variação no período compreendido entre 2003 e 2004 foi de 42%, enquanto o montante das exportações da região Centro-Oeste como um todo alcançou (US\$ 7,2 bilhões).

O PIB *per capita* do estado de Mato Grosso 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 passasse para a 9ª posição no *ranking* nacional, contra a 12ª posição 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, período o qual se observou que a taxa real de câmbio, bem como o risco-país (índice *Embi+*) apresentaram tendência de aumentos significativos em suas trajetórias.

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: <<[Revista de Economia e Agronegócio - REA | V. 21 | N. 1 | 2023 | pág. 9](http://www5.sefaz.mt.gov.br/-/economia-de-mato-grosso-cresceu-315-em-dezoito-anos#:~:text=Em%202004%2C%20conforme%20a%20economista,%2C%20com%2011%2C5%25.>> Acesso em 13 de abril de 2022.</p></div><div data-bbox=)

Em relação a 2006 e 2007, por exemplo, observou-se uma queda significativa no nível de atividade econômica e ponderável 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 de maneira ímpar para esse resultado adverso.

Se por um lado foram registradas expressivas quebras de safra para diversas lavouras, por outro, foram observadas quedas acentuadas de preços à grande maioria dessas lavouras. Além disso, a queda no nível de atividade econômica esteve atrelada potencialmente 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 de milho. Essa conjunção de fatores afetou de forma negativa o desempenho das exportações e, conseqüentemente, do PIB do estado de Mato Grosso nesses dois anos.

Análise da causalidade de Granger multivariada

A Tabela 2 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* à taxa de crescimento das exportações reais *per capita*, ao nível de significância estatística de 1%. Esse resultado evidencia, com efeito, a prevalência da teoria das exportações lideradas pelo crescimento econômico.

Em um contexto de modelagem VAR, embora a análise de causalidade de Granger seja propícia a essa investigação, é interessante verificar, também, como uma variável responde a um impulso em outra variável *ceteris paribus*. Ressalta-se que esse processo 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, tais resultados sinalizam a causalidade e merecem ser comentados.

O primeiro gráfico demonstra 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 somente a partir do segundo ano. O segundo gráfico destaca, com efeito, 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.

Tabela 1: 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 | Innovational outlier | 2006 | -6,96 ^(a) | Rational Shift | 2007 | -3,26 ^(b) (3 lags) |
| $\Delta PIBpc_t^{MT}$ | C,T | -4,94 ^(a) | -2,60 | 0 | Innovational outlier | 2006 | -7,17 ^(a) | Rational Shift | 2007 | -3,77 ^(b) (3 lags) |
| $\Delta EXPpc_t^{MT}$ | C | -2,72 ^(a) | -2,14 ^(b) | 2 | Innovational outlier | 2004 | -7,14 ^(a) | Rational Shift | 1999 | -5,68 ^(a) (0 lag) |
| $\Delta EXPpc_t^{MT}$ | C,T | -2,96 ^(c) | -2,40 | 2 | Innovational outlier | 2002 | -7,39 ^(a) | Rational Shift | 1999 | -6,23 ^(a) (0 lag) |

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*.

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.

Tabela 2: 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 |

Nota:

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

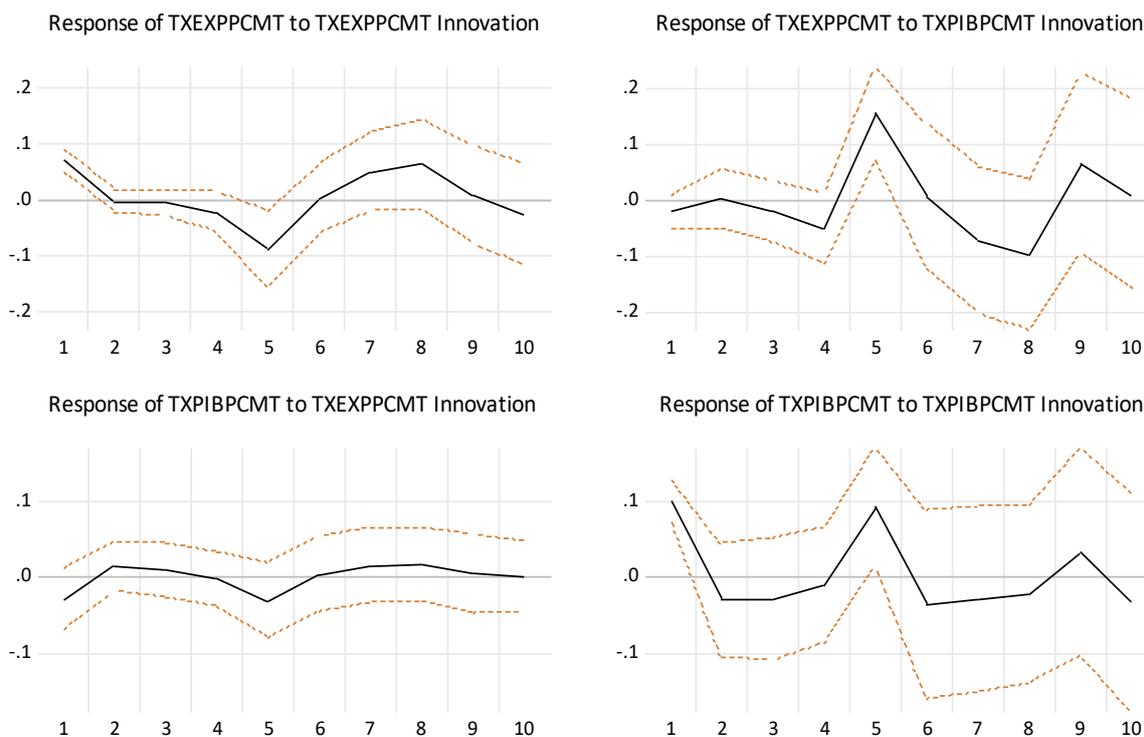
2 - Note que (a) e (b) indicam que os coeficientes estimados são estatisticamente significantes ou rejeição da hipótese nula ao nível de significância estatística de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

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.

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).

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 relação ao terceiro gráfico, destaca-se 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, por exemplo, este 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 somente a partir do segundo ano. E, somente no quinto ano, é que o choque cria uma resposta positiva e crescente sobre essa variável.

Em duas funções de impulso-resposta generalizadas é que se relacionam a taxa de crescimento do PIB real *per capita* e a taxa de crescimento das exportações reais *per capita*, pois há uma semelhança nos resultados, da qual: um efeito positivo, porém inicialmente decrescente, voltando a se tornar positivo apenas 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 informações sobre o percentual de variação de uma dada variável e que pode ser explicada pelos seus próprios valores defasados e, ainda, por outras variáveis. Enfatiza-se que 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 3 reporta os resultados à análise de decomposição da variância dos erros de previsão em relação às duas variáveis em análise. A primeira parte da Tabela (4) demonstra que, decorridos 10 anos 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 em 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 3 mostra que, decorridos 10 após um choque não-antecipado na taxa de crescimento do PIB real *per capita*, 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 âmbito do estado do Mato Grosso.

Análise da 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, em suma, amplamente abrangente e permite que se capture a dinâmica do sistema, sem incorrer no viés de omissão de defasagens mais relevantes.

Além disso, não impõe a restrição de que todas as equações tenham o mesmo número de defasagens em cada variável, tal como ocorre na estimação de modelos VAR. Contudo, a análise de causalidade bivariada pode ser afetada por omissão de variável potencialmente relevante no sistema. Essa limitação foi superada pelo teste multivariado de causalidade de Granger.

Tabela 3: 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 Tabela 4 reporta os resultados da análise de causalidade de Granger bivariada, obtida a partir da estimação de modelos ARDL. Desse modo, constata-se a efetiva 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, das quais: 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 afirmar que a expansão das exportações é parte integrante do processo de crescimento econômico do referido estado.

Por um lado, a historiografia brasileira tem destacado a hipótese do crescimento econômico liderado pelas exportações enquanto uma alternativa racional possível 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) Aumento da taxa de formação de capital e a mudança tecnológica.

Além disso, tem-se que a pressão da concorrência no mercado mundial pode levar a uma melhor qualidade do produto e, ainda, forçar os produtores nacionais a reduzirem as suas ineficiências (YAGHMAIAN, 1994).

Tabela 4: 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 | 0,0412 | $\Delta PIBpc_t^{MT} \Rightarrow \Delta EXPpc_t^{MT}$ | ARDL(2,2) |
| $\Delta EXPpc_t^{MT}$ não Granger-causa $\Delta PIBpc_t^{MT}$ | 23 | 13,3702 ^a | 0,0012 | $\Delta EXPpc_t^{MT} \Rightarrow \Delta PIBpc_t^{MT}$ | ARDL(5,8) |

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.

Fonte: Elaboração própria via software Eviews. Uma melhor descrição do Modelo ARDL estimado encontra-se reportado na Tabela A2 do Apêndice.

Por outro lado, essa relação de bi-causalidade de Granger, aqui constatada, pode justificar a eminente necessidade de redução de possíveis barreiras ao comércio internacional, envolvendo, os produtos oriundos do Mato Grosso, no intuito de estimular o crescimento econômico. Esses resultados vão ao encontro dos resultados obtidos nos estudos de causalidade bivariada de Hussam e Mazen Basha (2015) e Wei (2015).

CONSIDERAÇÕES FINAIS E IMPLICAÇÕES POLÍTICAS

Este trabalho analisou a relação de causalidade de Granger entre as exportações e o crescimento econômico para o estado de Mato Grosso, compreendendo o período 1990 a 2021, 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 a taxa de crescimento das exportações reais *per capita*, evidenciando a prevalência da teoria das exportações impulsionadas pelo crescimento econômico. Já na 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, há uma relação de retroalimentação entre essas duas variáveis.

Em termos de implicações de políticas, há uma sinalização à adoção de estratégias do aumento do volume de exportação e, ainda, de políticas públicas criadas para beneficiar o setor exportador, com o objetivo de garantir a competitividade do setor exportador mato-grossense com o mercado internacional.

Os resultados desta pesquisa dão suporte à formulação de estratégias de crescimento orientada à exportação na promoção de um maior potencial de crescimento da economia estadual mato-grossense. Estes resultados demonstram a importância em se promover e, sobretudo, implementar políticas destinadas à expansão das exportações, visando acelerar o crescimento e o desenvolvimento econômico. Visando pesquisas futuras, sugere-se a realização de um contrafactual, utilizando-se de um ente federativo com características idênticas ao Estado de Mato Grosso, visando uma maior robustez para ampliar as discussões aqui apresentadas.

REFERÊNCIAS

- ABOSEDRA, Salah; TANG, Chor Foon. 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. Disponível em: <https://link.springer.com/article/10.1007/s00181-017-1374-7>. Acesso em: 12 mar. 2022.
- AVERBUG, André. Abertura e integração comercial brasileira na década de 90. In: GIAMBIAGI, Fábio; MOREIRA, Maurício Mesquita. (orgs.). *A economia brasileira nos anos 90*. Rio de Janeiro: Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social, p. 43-82, 1999. Disponível em: <https://web.bndes.gov.br/bib/jspui/handle/1408/12695>. Acesso em: 12 mar. 2022.
- CHOW, Petter 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. Disponível em: <https://www.sciencedirect.com/journal/journal-of-development-economics/vol/26/issue/1>. Acesso em: 12 mar. 2022.
- CHU, Hugo Chun Wei. 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, David A.; FULLER, Wayne 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. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/2286348>. Acesso em: 14 mar. 2023.
- DICKEY, David A.; FULLER, Wayne A. Likelihood ratio statistics for auto-regressive time series with unit root. *Econometrica*, v. 49, n. 4, 1981. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/1912517>. Acesso em: 12 mar. 2022.
- ELLIOT, Graham, ROTHENBERG, Thomas J.; STOCK, James H. Efficient tests for an autoregressive unit root. *Econometrica*, v. 64, n. 4, p. 813-836, 1996. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/2171846>. Acesso em: 14 mar. 2023.
- ENDERS, Walter. Applied econometric time series. *Wiley series in probability and mathematical statistics*, Nova York, 3. ed., 2010. 16 p.
- EWING, Bradley. T. The response of the default risk premium to macroeconomic shocks. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, v. 43, n. 2, p. 261-272, 2003. Disponível em: <https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S1062976902001473>. Acesso em: 12 mar. 2022.
- FALEIROS, João Paulo Martin; ALVES, Denisard Cneio de Oliveira. 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 mar. 2022.

- GIAMBIGI, Fábio; VILLELA, André; CASTRO, Lavínia Barros de; HERMANN, Jennifer. *Economia brasileira contemporânea* [1945-2010]. 2. ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2011. 26 p.
- GRANGER, Clive William John. Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. *Econometrica*, v. 37, n. 3, p. 424-438, 1969. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/1912791>. Acesso em: 12 mar. 2022.
- GOVERNO DO ESTADO DE MATO GROSSO. SECRETARIA DE ESTADO DE DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO. *Boletim Mensal – Comércio Exterior do Estado de Mato Grosso, Retrospectiva 2020*. Cuiabá: 2020. Disponível em: <https://www.sedec.mt.gov.br/documents/195466/13896605/Boletim+Comercio+Exterior+2020.pdf/573af3b9-f72b-82c3-134b-a7ec38153956> Acesso em: 21 nov. 2023.
- HUSSAM, Eldin Daoud; MAZEN, Bashá. 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. Disponível em: <https://eujournal.org/index.php/esj/article/view/5318>. Acesso em: 12 mar. 2022.
- KOOP, Gary; PESARAN, M. Hashem; POTTER, Simão M. Impulse response analysis in non-linear multivariate models. *Journal of Econometrics*, v. 74, n. 1, p. 119-147, 1996. Disponível em: <https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/0304407695017534>. Acesso em: 12 mar. 2022.
- LANNE, Markku; LÜTKEPOHL, Helmut, SAIKKONEN, Pentti. 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. Disponível em: <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1111/1468-0084.00036>. Acesso em: 12 mar. 2022.
- LEIPNITZ, D. S. *Teoria do crescimento liderado pela exportação ou teoria da exportação liderada pelo crescimento no Brasil, 1947-2011: Uma Análise de Causalidade*. Trabalho de Conclusão do Curso de Especialização em Economia e Finanças. Centro de Estudos e Pesquisa em Economia e Gestão Governamental – CEPEGG. Brasília, 2013.
- KOSHIYAMA, Daniel; FOCHEZATTO, Adelar. 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. Disponível em: <https://seer.ufrgs.br/AnaliseEconomica/article/view/25181>. Acesso em: 10 mar. 2023.
- KRISTJANPOLLER, Werner; OLSON, Josephine; SALAZAR, Rodolfo 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. Disponível em: <https://latinaer.springeropen.com/articles/10.1007/s40503-016-0036-z>. Acesso em: 12 mar. 2022.
- LEIPNITZ, Daniel 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, Serena; PERRON, Pedro. Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. *Econometrica*, v. 69, n. 6, p. 1519-1554, 2001. Disponível em: <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1111/1468-0262.00256>. Acesso em: 12 mar. 2022.

OLIVEIRA, Pedro Henrique Alves de; MACIEL, Leandro dos Santos. 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. Disponível em: <https://www.scielo.br/j/ecos/a/PnRCbPfkpv5xpwGPL6H8Yhk/?lang=pt>. Acesso em: 12 mar. 2022.

PERRON, Pedro. The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica*, v. 57, n. 6. p. 1361-1401, 1989. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/1913712>. Acesso em: 12 mar. 2022.

PERRON, Pedro. Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables. *Journal of econometrics*, v. 80, n. 2, p. 355-385, 1997. Disponível em: <https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S0304407697000493>. Acesso em: 14 mar. 2022.

PESARAN, H. Hashem; SHIN, Yongcheol. Generalized impulse response analysis in linear multivariate models. *Economics Letters*, v. 58, n. 1, p. 17-29, 1998. Disponível em: <https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S0165176597002140>. Acesso em: 15 mar. 2022.

PHILLIPS, Petter C. B.; PERRON, Pedro. Testing for unit root in time series regression. *Biometrika*, v. 75, n. 2, p. 335-346, 1988. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/2336182>. Acesso em: 12 mar. 2022.

SAID, Disse E.; DICKEY, David A. Testing for unit roots in autoregressive-moving average models of unknown order. *Biometrika*, v. 71, p. 599-607, 1984. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/2336570>. Acesso em: 14 mar. 2022.

SOUZA, P. O. C.; SILVA, M. L. Aspectos gerais da inserção comercial brasileira no mercado internacional: os governos de FHC, Lula e Dilma em seus primeiros mandatos. *Revista de Economia Regional, Urbana e do Trabalho*, volume 06, n. 2, 2017.

SILVA, Igor Ézio Maciel; LIMA, Ricardo Chaves; BEZERRA, Jocildo Fernandes. As exportações promovem a produtividade? evidência empírica para indústria de transformação do Brasil utilizando Vetores Autorregressivos com Correção de Erro (VEC). *Revista ANPEC*, v. 13, p. 67-91, 2012.

Disponível em: https://www.anpec.org.br/revista/vol13/vol13n1p67_91.pdf. Acesso em: 14 mar. 2022.

TEMDZ, Dilek; GÖKMEN, Aytaç. 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. Disponível em: <https://dergipark.org.tr/en/pub/ulikidince/issue/21622/232256>. Acesso em: 14 mar. 2022.

THORNTON, John. Export and economic growth: evidence from 19th century Europe. *OECD, Economics Department*, Ed. Elsevier Science, jan. 1997. 14 p.

TITUS, O. Awokuse. 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 mar. 2022.

YAGHMAIAN, Behzad. 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. Disponível em:

<https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S0305750X94901872>. Acesso em: 12 mar. 2022.

APÊNDICE

Tabela A1: Estatísticas descritivas

| 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 |
| Coefficiente 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.

Tabela A2: Modelo ARDL (5,8)

Dependent Variable: $\Delta PIBpc_t^{MT}$

Método: Mínimos Quadrados Ordinários

| Variável | Coefficiente | Erro-Padrão | Estatística-t | Valor-p |
|--|--------------------------|----------------------------------|---------------|-----------|
| $\Delta PIBpc_{t-2}^{MT}$ (-2) | 0,496205 ^(a) | 0,106693 | 4,650779 | 0,0023 |
| $\Delta PIBpc_{t-3}^{MT}$ (-3) | 0,846041 ^(a) | 0,121467 | 6,965173 | 0,0002 |
| $\Delta PIBpc_{t-4}^{MT}$ (-4) | 0,220568 ^(c) | 0,105953 | 2,081744 | 0,0759 |
| $\Delta PIBpc_{t-8}^{MT}$ (-8) | -0,473201 ^(a) | 0,075929 | -6,232165 | 0,0004 |
| $\Delta PIBpc_{t-9}^{MT}$ (-9) | 0,317843 ^(a) | 0,065324 | 4,865667 | 0,0018 |
| $\Delta EXPpc_t^{MT}$ | 0,165068 ^(a) | 0,046367 | 3,559985 | 0,0092 |
| $\Delta EXPpc_{t-2}^{MT}$ (-2) | -0,332219 ^(a) | 0,053352 | -6,226939 | 0,0004 |
| $\Delta EXPpc_{t-3}^{MT}$ (-3) | 0,156257 ^(a) | 0,035510 | 4,400312 | 0,0032 |
| $\Delta EXPpc_{t-4}^{MT}$ (-4) | 0,222894 ^(a) | 0,036888 | 6,042401 | 0,0005 |
| $\Delta EXPpc_{t-5}^{MT}$ (-5) | 0,259674 ^(a) | 0,051979 | 4,995706 | 0,0016 |
| $\Delta EXPpc_{t-6}^{MT}$ (-6) | 0,111767 ^(a) | 0,029069 | 3,844925 | 0,0063 |
| $\Delta EXPpc_{t-7}^{MT}$ (-7) | 0,517135 ^(a) | 0,050458 | 10,24886 | 0,0000 |
| $\Delta EXPpc_{t-8}^{MT}$ (-8) | -0,172651 ^(a) | 0,043398 | -3,978293 | 0,0053 |
| $\Delta EXPpc_{t-9}^{MT}$ (-9) | 0,068484 ^(b) | 0,027971 | 2,448445 | 0,0442 |
| DUMMY_2006 | -0,798316 ^(a) | 0,081256 | -9,824753 | 0,0000 |
| C | -0,116205 ^(a) | 0,021912 | -5,303276 | 0,0011 |
| R2 | 0,980639 | Média variável dependente | | 0,038312 |
| R ² Ajustado | 0,939151 | Desvio-Padrão | | 0,097448 |
| Erro-Padrão | 0,024038 | Critério de Akaike | | -4,416620 |
| Soma Quad.Resíduos | 0,004045 | Critério de Schwarz | | -3,626711 |
| Log likelihood | 66,79113 | Critério de Hannan-Quinn | | -4,217960 |
| Estatística-F | 23,63657 | Estatística Durbin-Watson | | 2,423126 |
| Prob(Estatística-F) | 0,000153 | | | |
| Teste de Jarque-Bera | | 0,329858 (0,847954) | | |
| Teste LM de Correlação Serial de Breusch-Godfrey | | 7,541798 (0,0230) ^(b) | | |
| Teste de Heterocedasticidade de White | | 15,71214 (0,4014) | | |
| Teste RESET de Ramsey | | 0,381375 (0,5596) | | |

Fonte: Elaboração própria. Uso do *software* econométrico *Eviews*. 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: 26, após ajustamentos (amostra ajustada: 1996 a 2021). Valores-p entre parênteses.