

idp

idm

# MESTRADO PROFISSIONAL EM ECONOMIA

---

**CRESCIMENTO LIDERADO PELAS EXPORTAÇÕES OU  
EXPORTAÇÕES LIDERADAS PELO CRESCIMENTO NO  
ESTADO DO MATO GROSSO? UMA ANÁLISE DE  
CAUSALIDADE TEMPORAL NO PERÍODO DE 1990 A 2021**

**ADRIANE APARECIDA BARBOSA DO  
NASCIMENTO**

Brasília-DF, 2022

## **ADRIANE APARECIDA BARBOSA DO NASCIMENTO**

### **CRESCIMENTO LIDERADO PELAS EXPORTAÇÕES OU EXPORTAÇÕES LIDERADAS PELO CRESCIMENTO NO ESTADO DO MATO GROSSO? UMA ANÁLISE DE CAUSALIDADE TEMPORAL NO PERÍODO DE 1990 A 2021**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós Graduação em Economia, do Instituto Brasileiro de Ensino, Desenvolvimento e Pesquisa, como requisito parcial para obtenção do grau de Mestre.

#### **Orientador**

Professor Doutor Sérgio Ricardo de Brito Gadelha

Brasília-DF 2022

## **ADRIANE APARECIDA BARBOSA DO NASCIMENTO**

### **CRESCIMENTO LIDERADO PELAS EXPORTAÇÕES OU EXPORTAÇÕES LIDERADAS PELO CRESCIMENTO NO ESTADO DO MATO GROSSO? UMA ANÁLISE DE CAUSALIDADE TEMPORAL NO PERÍODO DE 1990 A 2021**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós Graduação em Economia, do Instituto Brasileiro de Ensino, Desenvolvimento e Pesquisa, como requisito parcial para obtenção do grau de Mestre.

Aprovado em 30 / 06 / 2022

#### **Banca Examinadora**

---

Prof. Dr. Sérgio Ricardo de Brito Gadelha - Orientador

---

Prof. Dr. Mathias Schneid Tessmann

---

Prof. Dr. Alexandre Rodrigues Loures

---

N244c Nascimento, Adriane Aparecida Barbosa do  
Crescimento liderado pelas exportações ou exportações lideradas  
pelo crescimento no estado do Mato Grosso? uma análise de  
causalidade temporal no período de 1990 a 2021 / Adriane Aparecida  
Barbosa do Nascimento. – Brasília: IDP, 2022.

82 p. : il. Color  
Inclui bibliografia.

Trabalho de Conclusão de Curso (Dissertação) – Instituto Brasileiro de  
Ensino, Desenvolvimento e Pesquisa – IDP, Mestrado em Economia, Brasília,  
2022.

Orientador: Prof. Dr. Sérgio Ricardo de Brito Gadelha.

1. Crescimento econômico. 2. Exportações. 3. Mato Grosso. I. Título.

CDD: 330

---

Ficha catalográfica elaborada pela Biblioteca Ministro Moreira Alves  
Instituto Brasileiro de Ensino, Desenvolvimento e Pesquisa

## 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 multivariadas e bivariadas. 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 bi-causalidade de Granger, prevalecendo as duas hipóteses.

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

## 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.**

## LISTA DE ILUSTRAÇÕES

### **Figura 1**

Funções de Impulso-Resposta Generalizada

.....45

## LISTA DE TABELAS

<b>Tabela 1</b> Estatísticas Descritivas (1990 a 2021)	<b>37</b>
<b>Tabela 2</b> Resultado dos testes de raízes unitárias (1990 a 2021)	<b>41</b>
<b>Tabela 3</b> Resultados da Causalidade de Granger Multivariada	<b>43</b>
<b>Tabela 4</b> Resultados da decomposição da variância dos erros de previsão	<b>46</b>
<b>Tabela 5</b> Resultados da Causalidade de Granger Bivariada	<b>48</b>



# SUMÁRIO

<b>1. INTRODUÇÃO</b>	<b>12</b>
1.1 CONTEXTUALIZAÇÃO DO TEMA.....	12
1.2 PROBLEMA DE PESQUISA.....	13
1.3.1 Crescimento Liderado pelas Exportações (Export-Led Growth - ELG)	13
1.3.2 Exportações Lideradas pelo Crescimento (Growth-Led Exports – GLE)	14
1.3.3 Feedback: Relação de Retroalimentação entre Crescimento Econômico e Exportações.....	15
1.3.4 Ausência de Relação entre Crescimento Econômico e Exportações.....	15
<b>2. REFERENCIAL TEÓRICO</b>	<b>18</b>
2.1 LITERATURA SOBRE A HIPÓTESE DO CRESCIMENTO ECONÔMICO LIDERADO (IMPULSIONADO) PELAS EXPORTAÇÕES (EXPORT-LED GROWTH) USANDO ANÁLISE DE CAUSALIDADE DE GRANGER.....	19
2.1.1 Experiências Internacionais.....	19
2.1.2 Experiência Brasileira.....	20
2.2 LITERATURA SOBRE A HIPÓTESE DAS EXPORTAÇÕES LIDERADAS (IMPULSIONADAS) PELO CRESCIMENTO ECONÔMICO (GROWTH-LED EXPORTS) USANDO ANÁLISE DE CAUSALIDADE DE GRANGER.....	21
2.2.1 Experiências Internacionais.....	21
2.2.2 Experiência Brasileira.....	22
2.3 LITERATURA SOBRE A HIPÓTESE DE BI-CAUSALIDADE ENTRE CRESCIMENTO ECONÔMICO E EXPORTAÇÕES.....	23
2.3.1 Contribuição à Literatura.....	24
<b>3. METODOLOGIA</b>	<b>25</b>
3.1 ESTACIONARIEDADE: TESTES DE RAÍZES UNITÁRIAS.....	26
3.2 CAUSALIDADE DE GRANGER MULTIVARIADA.....	32
3.3 CAUSALIDADE DE GRANGER BIVARIADA.....	34

# SUMÁRIO

<b>4. PLANO AMOSTRAL, DESCRIÇÃO DOS DADOS E TRATAMENTO DAS VARIÁVEIS</b>	<b>36</b>
--	-----------

<b>5. ANÁLISE DE RESULTADOS</b>	<b>39</b>
---------------------------------	-----------

5.1 ANÁLISE DE ESTACIONARIEDADE.....	<b>40</b>
--------------------------------------	-----------

5.2 ANÁLISE DA CAUSALIDADE DE GRANGER MULTIVARIADA.....	<b>45</b>
---	-----------

5.2.1 Análise de Causalidade de Granger Bivariada.....	<b>49</b>
--	-----------

<b>6. CONSIDERAÇÕES FINAIS E IMPLICAÇÕES DE POLÍTICA</b>	<b>51</b>
--	-----------

REFERÊNCIAS .....	<b>56</b>
-------------------	-----------

APÊNDICES.....	<b>61</b>
----------------	-----------

# 1



## 1

## INTRODUÇÃO

### 1.1 CONTEXTUALIZAÇÃO DO TEMA

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.

No Brasil e em alguns países da América Latina 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 dessa nova 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.

Os debates sobre crescimento econômico e desenvolvimento econômico no Brasil têm um percurso acadêmico que envolve temas sobre industrialização e o comércio exterior e, essas discussões científicas, apontam para a necessidade do fortalecimento das exportações e do aumento da competitividade das indústrias do mercado doméstico, como forma de colocar o território nacional em condições de igualdade no comércio globalizado.

Nesse sentido, o ponto de partida da investigação deste trabalho empírico são as inquietações acerca do crescimento econômico da economia mato-grossense e o relacionamento e conexão deste crescimento com o volume das exportações.

## 1.2 PROBLEMA DE PESQUISA

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

## 1.3 HIPÓTESES DA PESQUISA

A relação entre crescimento econômico e exportações tem sido investigada na literatura econômica a partir de quatro hipóteses, a seguir descritas:

### 1.3.1 Crescimento Liderado pelas Exportações (Export-Led Growth - ELG)

O crescimento econômico geralmente é creditado a três fatores principais: a acumulação de capital físico, capital humano e melhorias tecnológicas.

Economistas que possuem uma perspectiva kaldoriana e/ou pós-keynesiana têm enfatizado o papel especial das exportações na condução do crescimento econômico. A hipótese do crescimento liderado pelas exportações (em inglês, *Export-Led Growth* – ELG) afirma que o crescimento das exportações pode afetar o crescimento econômico impactando os fatores acima mencionados 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. Em segundo lugar, o aumento das exportações e da produção incentiva os produtores do país a usar técnicas avançadas de produção para serem mais competitivos no mercado mundial. Também justifica financeiramente tal movimento, pois, o volume de produção agregada está aumentando para atender a demanda externa. 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; TANG, 2019).

Assim, essa hipótese postula que as exportações agregadas são um fator-chave para impulsionar o crescimento econômico de longo prazo. Isso significa dizer que, além dos insumos clássicos, a saber, trabalho e capital, as expansões das exportações também estimulam o crescimento econômico. E como a abordagem keynesiana indica que injeções no fluxo circular da renda provocadas pelas exportações implicam em melhorias no nível do produto via efeito multiplicador, então as exportações funcionam como sendo um “motor de crescimento”.

Embora evidências empíricas sobre a prevalência dessa hipótese são inconclusivas, diversos estudos têm encontrado um impacto positivo e significativo das exportações no crescimento econômico de vários países. Em resumo, essa hipótese ressalta a importância das exportações sobre o nível de desenvolvimento e da produtividade em uma economia, em decorrência da geração de economias de escala e de uma maior eficiência.

Essa literatura pode ser dividida em duas vertentes. A primeira vertente enfatiza o papel crucial das exportações no relaxamento da restrição do balanço de pagamentos sobre a demanda agregada e o crescimento do produto, ao passo que a outra vertente, enfatiza aspectos de especialização, retornos crescentes, progressos tecnológicos e causalidade cumulativa, assim, como a Lei de Verdoorn que torna o setor exportador especial na medida em que cria vínculos virtuosos entre exportações, produtividade e crescimento da produção. A Lei de Verdoorn postula que o crescimento do produto tem um impacto positivo no crescimento da produtividade.

### **1.3.2 Exportações Lideradas pelo Crescimento (Growth-Led Exports – GLE)**

Por sua vez, a hipótese das exportações lideradas pelo crescimento econômico (em inglês, *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. Assim, as exportações são promovidas pelo crescimento econômico. As exportações podem ser relevantes e cruciais também para recuperação de ciclos econômicos (LEIPNITZ, 2013, *apud* BOLTHO, p. 6).

### **1.3.3 Feedback: Relação de Retroalimentação entre Crescimento Econômico e Exportações**

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 abrirem 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. Em resumo, comércio internacional elevado produz mais renda, e essa maior renda gerada facilita mais comércio internacional, resultando em um círculo virtuoso.

### **1.3.4 Ausência de Relação entre Crescimento Econômico e Exportações**

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

## **1.4 Objetivos Geral e Específicos**

O presente estudo tem por 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.

Em termos de objetivos específicos, realiza-se uma rigorosa análise de causalidade de Granger, a partir da estimação do modelo autorregressivo e de defasagens distribuídas (ARDL), bem como do modelo vetorial autorregressivo (VAR), a partir dos dados da população do estado de Mato Grosso, PIB e exportações no período aqui delimitado.

## 1.5 Delimitação do Escopo do Estudo

Tendo em vista a multiplicidade das questões relacionadas ao comércio de exportação e ao crescimento econômico, este trabalho não abordará aspectos relacionados ao segmento industrial exportador, ou seja, não se aprofundará nos produtos e *commodities* mais exportadas em volume, nem aos problemas logísticos de escoamento da produção que o Estado de Mato Grosso enfrenta, ou, ainda, no que se refere à infraestrutura portuária, ferroviária, aeroportuária, bem como sua malha rodoviária federal e estadual.

## 1.6 Justificativa do Tema

Analisar a relação de causalidade entre exportações e crescimento econômico é tema relevante ao atual debate acadêmico com importantes implicações de política econômica, principalmente, no que se refere ao fomento em políticas públicas voltadas para as exportações da economia mato-grossense.

Com efeito, o período destacado e investigado no presente estudo - 1990 a 2021, foi marcado por diferentes conjunturas econômicas e políticas associadas ao mercado externo e a integração do Brasil no comércio internacional, demonstrando-se ser relevante analisar até que ponto o crescimento das exportações no período supracitado impulsionou o crescimento do PIB ou vice-versa.

Além disso, no Estado de Mato Grosso diversas estratégias de crescimento do agronegócio foram implantadas ao longo de sua história, com as exportações mato-grossenses alcançando volumes recordes para a economia brasileira e, fazendo do Brasil Central (região Centro-Oeste), um destaque no comércio internacional. É fato que as



exportações mato-grossenses contribuem significativamente com as receitas do estado, sendo o território consolidado como um dos cinco maiores entes exportadores 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).

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 esse ente da federação 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.

## 1.7 Organização do Estudo

Além da seção introdutória, o presente estudo encontra-se dividido da seguinte maneira. Na segunda seção segue o referencial teórico, através de uma revisão da literatura internacional e nacional, na qual, são apresentados fundamentos teóricos sobre o crescimento liderado pelas exportações (*Export-Led Growth*) e as exportações lideradas pelo crescimento (*Growth-Led Exports*), ambas utilizando da análise de causalidade de Granger.

A terceira seção apresenta a abordagem metodológica do estudo fundamentado em técnicas de econometria de séries temporais, estacionariedade e causalidade de Granger. A quarta seção trata da descrição dos dados e do tratamento das variáveis.

A quinta seção explora as relações de causalidade entre exportações e crescimento econômico e, por último, a sexta seção apresenta as considerações finais acerca dos resultados obtidos, assim como as implicações de políticas associadas a esses resultados encontrados.

2



# 2

## REFERENCIAL TEÓRICO

### 2.1 LITERATURA SOBRE A HIPÓTESE DO CRESCIMENTO ECONÔMICO LIDERADO (IMPULSIONADO) PELAS EXPORTAÇÕES (EXPORT-LED GROWTH) USANDO ANÁLISE DE CAUSALIDADE DE GRANGER

#### 2.1.1 Experiências Internacionais

Os modelos de crescimento liderado pelas exportações (ELG) explicam o crescimento econômico como resultado das exportações devido a muitos fatores, como economias de escala devido a mercados maiores, concentração em indústrias onde um país tem vantagem comparativa, melhorias tecnológicas, transmissão de melhores técnicas de gestão e mais oportunidades para atividades empreendedoras (KRISTJANPOLLER, OLSON e SALAZAR, 2016).

Diversos estudos demonstram que as exportações têm sido consideradas o principal canal cuja abertura aumenta o desempenho do crescimento econômico (TEMDZ e GÖKMEN, 2010). 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.

As relações possíveis entre PIB *per capita* e exportações reais *per capita* e se, essas relações fluem da causalidade das exportações para o crescimento econômico, 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. O trabalho ressalta a literatura econômica sobre as principais razões que dariam explicações a essa origem do crescimento impulsionado pelas exportações e, dentre os principais fatores encontrados, cita-se: 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.

### **2.1.2 Experiência Brasileira**

A economia brasileira, após a década de 1990, passou por mudanças significativas com aumento do grau de abertura comercial e financeiro, empresas com maior competitividade, processos amplos de privatização, combate à inflação e medidas severas de ajuste fiscal. Este percurso constitui-se de etapas importantes para a transformação da economia resultando em uma maior abertura comercial e preparação da competição com o comércio internacional (GIAMBIGI; VILELLA; CASTRO; HERMANN, 2011).

Oliveira e Maciel (2021) tecem apontamentos sobre os anos 1990 em sua pesquisa sobre teoria do crescimento e exportações no Brasil, destacando 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, alinhadas no direcionamento de um Brasil mais eficiente na economia mundial.

Na mesma linha de raciocínio, Averbug (1990), afirma em seus estudos que 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 chamado de Nova República, marcada pela política neoliberal.

Com o objetivo de investigar a economia brasileira, Koshiyama e Fochezatto (2013), produziram relevante investigação sobre 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.

Nos resultados obtidos pelos autores, a partir dos testes de não causalidade de Granger, há robustas evidências de que as exportações Granger causam positivamente o crescimento econômico, corroborando com a hipótese do crescimento econômico impulsionado pelas exportações (*Export-Led Growth*).

## **2.2 LITERATURA SOBRE A HIPÓTESE DAS EXPORTAÇÕES LIDERADAS (IMPULSIONADAS) PELO CRESCIMENTO ECONÔMICO (GROWTH-LED EXPORTS) USANDO ANÁLISE DE CAUSALIDADE DE GRANGER**

### **2.2.1 Experiências Internacionais**

Ao contrário da hipótese do crescimento econômico impulsionado pelas Exportações (*Export-Led Growth*), na hipótese das exportações impulsionadas pelo crescimento econômico (*Growth-Led Exports*), pesquisas demonstram evidências de que um aumento do PIB, no geral, conduz a um crescimento do comércio internacional.

A hipótese *Growth-Led Exports* sugere que o crescimento econômico causa o crescimento das exportações, ou seja, esse crescimento do setor exportador é consequência do crescimento econômico.

Temđz e Gökmen (2010), realizaram uma análise empírica das exportações e do crescimento econômico na Turquia no período de 1950 a 2009 em que investigaram a relação da exportação real com o crescimento econômico real, obtendo confirmação dos testes da causalidade de Granger para causalidade unidirecional do crescimento econômico para o crescimento das exportações, de forma que, para o caso da Turquia, a hipótese é de exportações lideradas pelo crescimento. Assim, o crescimento econômico leva ao aprimoramento das habilidades para produzir, utilizar, desenvolver novas tecnologias,

aumentando a produtividade e criando vantagens comparativas necessárias para exportação.

Evidências produzidas através de Karagöz e Şen (2005) fornecem dados para causalidade de Granger que vai do crescimento econômico para as exportações, confirmando a hipótese de exportações lideradas pelo crescimento (*Growth-Driven Exports*) no caso da Turquia.

Outrossim, os estudos de Thorton (1997) sobre as exportações e crescimento econômico no continente europeu no século XIX se apresenta com testes dessa relação a partir dos dados sobre exportações reais e PIB real *per capita* para seis países europeus no período de meados do século 19 até a Primeira Grande Guerra Mundial. Nesse tocante, as evidências apontadas pelo estudo indicam para causalidade de Granger unidirecional das exportações reais para o PIB real na Itália, Noruega e Suécia, enquanto no Reino Unido há causalidade unidirecional entre PIB real e as exportações e, Dinamarca e Alemanha, por sua vez, o caso é de causalidade bidirecional entre exportações reais e PIB.

## 2.2.2 Experiência Brasileira

Para o caso brasileiro, cita-se Leipnitz (2013), que ao analisar a teoria do crescimento liderado pelas exportações ou exportações lideradas pelo crescimento no período de 1947 a 2011, produz resultados empíricos do teste de causalidade de Granger que demonstram a existência da relação de unicausalidade do PIB real *per capita* para as exportações, sugerindo a prevalência de exportações impulsionadas pelo crescimento econômico no Brasil.

No aspecto teórico do trabalho, o autor enfatiza que o resultado apoia a suposição de que as exportações são afetadas positivamente pelo crescimento econômico e, finalmente, a formulação de política econômica pelo governo deve levar em consideração a relação de causalidade entre exportações e crescimento econômico devido à precedência temporal da variável PIB *per capita* para as exportações.

Contraopondo alguns estudos, o resultado do trabalho de Faleiro e Alves (2008) sobre crescimento baseado nas exportações, indica que há evidências empíricas no Brasil de bi-direcionalidade, constatando que o Brasil ora apresenta uma dinâmica de crescimento conduzido pelo comércio exterior, ora a interatividade está relacionada ao mercado doméstico. É na tentativa de explicitar essa relação que

muitos estudos aplicados têm sido empreendidos, embora se verifique uma relativa escassez de estudos que analisam a economia brasileira.

Percebe-se pelas leituras que, na economia brasileira, a relação do comércio internacional com o crescimento econômico está intrinsecamente correlacionada, bem como é possível considerar que desempenhos positivos ou negativos do PIB do país têm dependência em certo grau do setor exportador.

### **2.3 LITERATURA SOBRE A HIPÓTESE DE BI-CAUSALIDADE ENTRE CRESCIMENTO ECONÔMICO E EXPORTAÇÕES**

As duas teorias abordadas acima demonstram que há uma correlação e causalidade entre comércio de exportação e crescimento econômico, ocorrendo uma relação de *feedback* positivo entre essas variáveis, ou seja, uma relação de bi-causalidade entre crescimento econômico e exportações.

Hussam e Mazen Basha (2015) apresentaram um estudo que examina o crescimento liderado pelas exportações para três países árabes, sendo Jordânia, Kuwait e Egito no período de 1976 a 2013. Através de 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.

Doutro norte, no trabalho empírico de Wei (2015), verifica-se causalidade bilateral entre os efeitos das exportações e o produto interno bruto no Brasil de 1901 a 2000. O autor realiza uma importante análise, que muito contribui para literatura econômica sobre a hipótese do crescimento liderado por exportações no Brasil no século XX, através da abordagem 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), na condução de estudo semelhante para o modelo de crescimento baseado nas exportações para o caso de países da América Latina - Chile, México e Brasil, reportam evidências empíricas a partir dos dados e informações coletados do *Main Indicators* da OECD, *International Financial Statistics* do Fundo Monetário Internacional e Contas Nacionais do IPEADATA. 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 e; 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 dos autores refere-se a um aspecto importante dos resultados fornecidos para o caso do Brasil, sendo que no período em análise somente o Brasil possui uma dinâmica de crescimento alternada entre mercado doméstico e exportações, ou seja, ora o Brasil possui uma dinâmica de crescimento que é conduzido pelo mercado doméstico, ora, uma dinâmica conduzida pelas exportações. O trabalho enfatiza que a economia brasileira é a mais diversificada se comparada ao Chile e México.

### **2.3.1 Contribuição à Literatura**

O presente estudo contribui para a literatura sobre o tema ao encontrar evidências empíricas da existência de uma relação de bi-causalidade de Granger entre crescimento econômico e exportações agregadas para o Estado do Mato Grosso. Estudos anteriores, por exemplo, tiveram como foco a economia brasileira (FALEIRO e ALVES, 2010; KOSHIYAMA e FOCHEZATTO, 2013; LEIPNITZ, 2013; WEI, 2015). Já o presente estudo assume um importante papel para diagnóstico do crescimento econômico nas últimas três décadas para esse ente da federação, tendo em vista que a literatura sobre o tema é escassa para a investigação proposta.





Por fim, para o caso da economia mato-grossense as exportações representam um papel importante para o crescimento e expansão do agronegócio, tendo em vista o volume exportado de *commodities* agrícolas.

# 3



## 3

## METODOLOGIA

Estudos empíricos anteriores analisaram o efeito causal das exportações no PIB, se as exportações causam ganhos no PIB, se os ganhos do PIB causam exportações ou, se existe uma relação causal bidirecional entre exportações e PIB no desempenho econômico de países. Para tanto, uma variedade de medidas estatísticas e técnicas econométricas, considerando dados em *cross-section* em séries temporais e em dados de painel são utilizadas. O presente estudo opta por utilizar rigorosas técnicas de econometria de séries temporais, especificamente: análise de estacionariedade e causalidade de Granger, considerando-se a presença de quebras estruturais.

### 3.1 ESTACIONARIEDADE: TESTES DE RAÍZES UNITÁRIAS

Inicialmente, para obter adequadamente o processo de geração das séries utilizou-se um conjunto de testes de estacionariedade, tanto lineares quanto com quebras estruturais. Foram aplicados os testes de raiz unitária modificados de Dickey-Fuller ( $ADF^{GLS}$ ) e de Phillips-Perron ( $MZ_{\alpha}^{GLS}$ ), propostos por Elliot, Rottemberg e Stock (1996), assim como Ng e Perron (2001), os quais 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 de Phillips e Perron (1988).

As modificações no teste de raiz unitária de Dickey e Fuller (1979, 1981) e de Said e Dickey (1984) fundamentam-se em dois aspectos centrais: (a) a extração de tendência em séries de tempo usando mínimos quadrados ordinários (OLS) é ineficiente, e; (b) 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.

Para o primeiro caso, Elliot, Rottemberg e Stock (1996) propõem usar mínimos quadrados generalizados (GLS) a fim de extrair a

tendência estocástica da série. Para isso, emprega-se o procedimento padrão para estimar a estatística  $ADF^{GLS}$  como sendo a estatística  $t$  para testar a hipótese nula  $H_0: \beta_0 = 0$ , de presença de raiz unitária contra a hipótese alternativa  $H_A: \beta_0 < 0$ , de que a série é estacionária. A regressão estimada por mínimos quadrados ordinários é determinada por:

$$\Delta \tilde{y}_t = \beta_0 \tilde{y}_{t-1} + \sum_{j=1}^k \beta_j \Delta \tilde{y}_{t-j} + e_{tk} \quad (1)$$

na Equação (1),  $\tilde{y}_t$  define a série com tendência removida por mínimos quadrados generalizados,  $\Delta$  o operador de primeiras diferenças e  $e_{tk}$  o resíduo não autocorrelacionado e homocedástico.

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  $k$ , quando se tem uma grande raiz negativa (próximo a -1) no polinômio de médias móveis da série, conduzindo os testes de raízes unitárias a importantes distorções.

Esta situação 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 defasagem na Equação (1). O MAIC é projetado para selecionar um comprimento de defasagem relativamente longo na presença de uma raiz média-móvel próxima da unidade, a fim de evitar distorções, e um comprimento de defasagem menor na ausência de tal raiz, de modo que o poder do teste não fica comprometido. O teste  $ADF^{GLS}$  usa a estatística  $t$  (mínimos quadrados ordinários) correspondente a  $\beta_0$  na referida Equação.

Ng e Perron (2001) sugeriram que as mesmas modificações propostas também fossem aplicadas ao teste tradicional de Phillips e Perron (1988), originando o teste  $\underline{MZ}_\alpha^{GLS}$ . Particularmente, as versões modificadas definem os testes  $\underline{MZ}_\alpha^{GLS}$ ,  $\underline{MSB}$  e  $\underline{MZ}_t^{GLS}$ , os quais baseiam-se em:

$$\underline{MZ}_\alpha^{GLS} = (T^{-1}y_T^d - \hat{\lambda}^2) \left( 2T^{-2} \sum_{t=1}^T y_{t-1}^d \right)^{-1} \quad (2)$$

$$\underline{MSB} = \left( T^{-2} \sum_{t=1}^T y_{t-1}^d / \hat{\lambda}^2 \right)^{1/2} \quad (3)$$

$$\underline{MZ}_t^{GLS} = \underline{MZ}_\alpha^{GLS} \times \underline{MSB} \quad (4)$$

Por meio de simulações, Ng e Perron (2001) mostraram que a aplicação conjunta de GLS para extrair a tendência determinista e do critério de seleção de defasagens MAIC produzem testes com maior poder, mas menores distorções de tamanho estatístico quando comparados aos testes tradicionais de *Augmented* Dickey e Fuller e Phillips-Perron. Os valores críticos das estatísticas  $ADF^{GLS}$  e  $\underline{MZ}_\alpha^{GLS}$  estão reportados em Ng e Perron (2001), Tabela 1.

Contudo, mesmo os testes modificados  $ADF^{GLS}$  e  $\underline{MZ}_\alpha^{GLS}, \underline{MSB}$  e  $\underline{MZ}_t^{GLS}$  possuem baixo poder na presença de quebras estruturais, tornando-se viesados no sentido da não rejeição da hipótese nula de existência de raiz unitária quando a série é estacionária. Ao lidar com dados de séries temporais, os pesquisadores devem estar atentos a possíveis quebras estruturais. Uma quebra estrutural ocorre quando o comportamento de uma série muda abruptamente em um determinado ponto no tempo. Essas quebras geralmente resultam de choques exógenos, por exemplo, choques de preços de commodities, conflitos, mudanças de política e mudanças de regime cambial e/ou monetário.

Na análise econométrica, uma das principais premissas é que estatísticas descritivas (parâmetros), como a média e o desvio padrão, são relativamente estáveis ao longo do tempo. No entanto, quebras estruturais geralmente distorcem essas estatísticas. Como resultado, os parâmetros podem não mais caracterizar com precisão as propriedades das séries e os métodos econométricos podem gerar estimativas enviesadas e inconsistentes e, como resultado, previsões e estimações ruins. Além disso, Maddala e Kim (1999) explicam que mudanças estruturais afetam os resultados dos testes de raízes unitárias, cointegração e causalidade. Em vista disso, na análise de estacionariedade serão considerados dois testes de raízes unitárias que consideram a presença de quebra estrutural.

O estudo de Perron (1989) ilustra a importância de se incluir uma quebra estrutural nos testes tradicionais de raízes unitárias ao mostrar que, um viés existe contra a rejeição da hipótese nula de uma raiz unitária quando a série temporal, sob investigação, é estacionária ao

redor de uma quebra estrutural. Foram considerados inicialmente 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, que permite a existência de uma quebra na tendência da série de tempo. E o Modelo C, que é conhecido como o modelo *changing growth path*, inclui mudança de um período em ambos nível e tendência.

Especificamente, a quebra estrutural é tratada como um evento exógeno, conhecendo-se sua data de ocorrência. Seja  $\tau$  o período anterior à quebra estrutural, de modo que a hipótese nula é que a série  $y_t$  segue um processo de raiz unitária com quebra estrutural no período  $t = \tau + 1$ , contra a hipótese alternativa de que  $y_t$  é estacionária. Em sua forma geral, o denominado modelo (C), considera quebra de intercepto e de tendência e é expresso por:

$$y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + a_2 t + \mu_1 D_L + \mu_2 D_P + \mu_3 D_T + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (5)$$

em que a variável *dummy* de impulso  $D_P = 1$  se  $t = \tau + 1$  e zero, caso contrário; variável *dummy* de nível  $D_L = 1$  se  $t > \tau$  e zero, caso contrário; e variável *dummy* de tendência  $D_T = t - \tau$  se  $t > \tau$  e zero, caso contrário;  $a_0$  é o intercepto;  $a_2$  é o coeficiente da tendência determinística  $t$ ; o termo de resíduo é um ruído branco não autocorrelacionado e homocedástico,  $\varepsilon_t \sim i.i.d. (0, \sigma^2)$ ;  $k$  é o número de defasagens escolhido de acordo com os critérios usuais de seleção de defasagens.  $\mu_1, \mu_2, \mu_3$  e  $\beta$  são parâmetros a serem estimados<sup>1</sup>. Os resíduos obtidos na equação em (5) são usados para estimar a equação por meio mínimo quadrados ordinários:

$$e_t = a_1 e_{t-1} + u_t \quad (6)$$

Sob a hipótese nula de raiz unitária, o valor teórico de  $a_1$  é unitário. Sendo os resíduos independentes e identicamente distribuídos, a distribuição de  $a_1$  dependerá da razão tamanho da amostra pré-quebra/tamanho total da amostra, denotada por  $\lambda = \tau/T$ , em que  $T$  é o número total de observações. Assim sendo, o termo “ $\lambda$ ” determina a fração de quebra no teste de Perron (1989),

<sup>1</sup> A hipótese nula do Modelo C impõe as seguintes restrições nos parâmetros da equação (5):  $a_1 = 1, \mu_1 \neq 0, \mu_2 \neq 0$  e  $a_2 = \mu_3 = 0$ , ao passo que a hipótese alternativa, tem-se:  $|a_1| < 1, a_2 \neq 0, \mu_1 = 0, \mu_2 \neq 0$  e  $\mu_3 \neq 0$ . Perron (1989) prevê, ainda, dois casos particulares de mudanças no intercepto (Modelo A) ou na inclinação da série (Modelo B).

representando a proporção de observações que ocorreram anteriormente à quebra estrutural, em relação ao número total de observações.

Caso os resíduos sejam correlacionados, deve-se então estimar a Equação (6) na forma do teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) com seleção apropriada de defasagens para corrigir a autocorrelação. Para essa finalidade, utiliza-se a abordagem do geral para o específico, conforme sugerido por Campbell e Perron (1991), onde se escolhe *a priori* um número máximo de defasagens ( $p_{máximo}$ ), as quais vão sendo eliminadas uma a uma, caso o coeficiente da última defasagem se apresente não significativo.

Todavia, Christiano (1992) criticou a abordagem de Perron (1989) sob o fundamento de que os pontos de quebra não devem ser tratados como exógenos uma vez que a imposição de uma data de quebra envolve uma questão de *data-mining*. Para Christiano (1992), a escolha da data da quebra estrutural está correlacionada com os dados, o que diminui a validade do procedimento proposto por Perron (1989) de seleção exógena da quebra. Pesquisas posteriores mudaram a hipótese de Perron (1989) de que o ponto de quebra é conhecido *a priori* e adotaram um procedimento endógeno para determinar o ponto de quebra a partir dos dados.

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) e 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. Assim, 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. O modelo geral é expresso na forma da seguinte equação:

$$y_t = \mu_0 + \mu_1 y_{t-1} + \mu_2 t + \beta_1 D_l + \beta_2 D_p + \beta_3 D_t + \sum_{i=1}^j p_t \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (7)$$

Em que  $y_t$  é a série de dados,  $\mu_0$  o intercepto,  $\mu_2$  o coeficiente de tendência determinística;  $\beta_1$ ,  $\beta_2$  e  $\beta_3$  são parâmetros de quebra a serem estimados;  $D_l$ ,  $D_p$  e  $D_t$  são variáveis *dummies* para a quebra no

intercepto, quebra no nível e quebra na tendência, respectivamente;  $p_t$  e  $\mu_1$  são parâmetros desconhecidos,  $\Delta$  é o operador de primeira diferença,  $j$  é a melhor defasagem selecionada pelo critério de informação Akaike; e  $\varepsilon_t$  são inovações independentes e identicamente distribuídas (i.i.d).

Saikkonen e Lütkepohl (2002), Lanne, Lütkepohl e Saikkonen (2002), e Lanne, Lütkepohl e Saikkonen (2003) propuseram que as quebras estruturais podem ocorrer ao longo de um número de períodos como também a uma transição suave para um novo nível. Portanto, uma função de mudança de nível, que é conhecida pela forma não linear geral  $f_t(\theta)' \gamma$ , é acrescentada ao termo determinístico  $\mu_t$  do processo gerador de dados. Assim, o modelo é expresso pela expressão (8):

$$q_t = \mu_0 + \mu_1 t + f_t(\theta)' \gamma + v_t \quad (8)$$

em que  $\theta$  e  $\gamma$  são parâmetros escalares desconhecidos,  $t$  é uma tendência temporal e  $v_t$  são erros residuais gerados por um processo AR(p) com possível raiz unitária.

Além da possibilidade de se modelar quebra estrutural com uma variável *dummy* de impulso, a mudança na função  $f_t(\theta)' \gamma$  pode ser: (i) uma variável *dummy* de mudança simples com data de mudança  $T_b$  (*shift dummy*); (ii) baseada em uma função de distribuição exponencial que permite uma mudança gradual não linear para um novo nível começando no período  $T_b$  (*exponencial shift*); (iii) uma função racional no operador de defasagem aplicado a uma *dummy* de mudança (*rational shift*).

Operacionalmente, o teste de raiz unitária proposto por Saikkonen e Lütkepohl (2002), Lanne, Lütkepohl e Saikkonen (2002), e Lanne, Lütkepohl e Saikkonen (2003) está baseado na estimação do termo determinístico por mínimos quadrados generalizados (GLS) e na subtração dessa tendência da série original, seguida de um teste ADF desenvolvido às séries ajustadas. Se a data da quebra é desconhecida, recomenda-se a escolha de uma ordem de defasagens maior no primeiro passo e, então, obter a data de quebra que minimiza a soma dos erros quadrados generalizada do modelo em primeiras diferenças. A escolha do número ótimo de defasagens se baseia nos resultados apresentados pelo critério de informação de Akaike (AIC).

### 3.2 CAUSALIDADE DE GRANGER MULTIVARIADA

A análise de causalidade inicia-se pela estimação de um modelo vetorial autorregressivo (VAR) envolvendo todas as variáveis mencionadas anteriormente. 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:

$$X_t = A_0 + A_1X_{t-1} + A_2X_{t-2} + \dots + A_pX_{t-p} + \zeta_t \quad (9)$$

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  $\zeta_t$  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 (9).

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. Desta forma, cada coeficiente demonstra a resposta de sua variável no modelo a uma



inovação específica, mantendo constantes todas as demais inovações em todos os outros períodos.

Em outras palavras, a função impulso-resposta descreve o caminho e as defasagens temporais necessárias para que as variáveis retornem à sua trajetória original. O efeito acumulado de uma mudança de uma unidade em diferentes inovações sobre uma variável é dado pelo somatório dos coeficientes das funções de impulso-resposta (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. Conforme apontado por Lutkepohl (1991), o método convencional para a análise da função de impulso-resposta aplica a “hipótese da ortogonalidade”, o que, por conseguinte, faz com que o resultado dependa da ordenação das séries no modelo VAR estimado.

Koop, Pesaran e Potter (1996), assim como 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).

A decomposição da variância dos erros de previsão mostra a evolução do comportamento dinâmico apresentado pelas variáveis do sistema econômico, ao longo do tempo, isto é, permite separar a variância dos erros de previsão para cada variável em componentes que podem ser atribuídos por ela própria e pelas demais variáveis endógenas, isoladamente apresentando, em termos percentuais, qual o efeito que um choque não antecipado sobre determinada variável

tem sobre ela própria e sobre as demais variáveis pertencentes ao sistema.

### 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 seção 3.2. Em resumo, as duas abordagens são complementares no sentido de entender as relações de causalidade entre as duas variáveis.

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  $x_t$ . Em outras palavras, dizer que a variável  $y_t$  Granger-causa  $x_t$  significa que o conteúdo informacional de uma série ajuda a prever a outra. Entretanto, outros processos podem estar causando  $y_t$  e  $x_t$  com defasagens distintas ou  $y_t$  é o resultado da antecipação da variação de  $x_t$ .

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

$$y_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^p \alpha_{11}(i)y_{t-i} + \sum_{i=1}^q \alpha_{12}(i)x_{t-i} + \varepsilon_{yt} \quad (10)$$

$$x_t = \alpha_2 + \sum_{i=1}^l \alpha_{21}(i)y_{t-i} + \sum_{i=1}^m \alpha_{22}(i)x_{t-i} + \varepsilon_{xt} \quad (11)$$

Onde  $\alpha_{11}(i)$ ,  $\alpha_{12}(i)$ ,  $\alpha_{21}(i)$ ,  $\alpha_{22}(i)$ ,  $\alpha_1$  e  $\alpha_2$  são coeficientes a serem estimados;  $\alpha_1$  e  $\alpha_2$  são constantes;  $\varepsilon_{yt}$  e  $\varepsilon_{xt}$  são erros ou processos ruídos brancos, possuindo média condicional zero e variância finita.

Nas equações (10) e (11), 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



## 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 foram de 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)<sup>2</sup> e dividido pela população<sup>3</sup>.

<sup>2</sup> Fonte: Fundação Getúlio Vargas (FGV). Disponível em: << <http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>>>. Acesso em 23 de dezembro de 2021.

<sup>3</sup> Fonte: IBGE. Disponível em: << <http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>>>. Acesso em 23 de dezembro de 2021.

Tabela 1 – Estatísticas Descritivas (1990 a 2021)

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. Uso do software econométrico Eviews.  $[\Delta PIBpc]_{t \wedge MT}$  significa taxa de crescimento do PIB real per capita de Mato Grosso.  $[\Delta EXPpc]_{t \wedge MT}$  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



## 5

**ANÁLISE DE RESULTADOS****5.1 ANÁLISE DE ESTACIONARIEDADE**

A Tabela 2 a seguir reporta os resultados realizados quanto à análise de estacionariedade das séries aqui analisadas, utilizando-se dois grupos de testes: 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. Em linhas gerais, os resultados dos 4 testes de raízes unitárias indicam que as séries analisadas são estacionárias em nível, isto é, trata-se de séries integradas de ordem zero:  $I(0)$ .

Com base nos resultados dos testes de raízes unitárias com quebras estruturais, serão construídas as seguintes variáveis *dummies* que serão 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 anos<sup>4</sup>.

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

---

<sup>4</sup> 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.



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*, resultado da divisão do total da produção gerada no Estado pelo número de habitantes, 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 anterior<sup>5</sup>.

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

No que se refere aos anos de 2006 e 2007, observou-se uma queda no nível de atividade econômica, bem como significativa redução dos preços reais de produtos da pecuária (por exemplo, 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.

---

<sup>5</sup> Disponível em: <<[41](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.</a></p></div><div data-bbox=)



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

Variáveis	Modelo	Sem quebra estrutural			Com quebra estrutural endógena (data da quebra é desconhecida)					
		$ADF^{GLS}$	$\overline{MZ}_t^{GLS}$	Lags	Vogelsang e Perron (1998)			Saikkonen e Lütkepohl (2002)		
					Tipo de Modelo	Data da Quebra	Estatística de Teste	Tipo de Modelo	Data da Quebra	Estatística de Teste
$\Delta PIBpc_t^{MT}$	C	-1,02	-0,76	3	<i>Innovational outlier</i>	2006	-6,96 <sup>(a)</sup>	<i>Rational Shift</i>	2007	-3,26 <sup>(b)</sup> (3 lags)
$\Delta PIBpc_t^{MT}$	C,T	-4,94 <sup>(a)</sup>	-2,60	0	<i>Innovational outlier</i>	2006	-7,17 <sup>(a)</sup>	<i>Rational Shift</i>	2007	-3,77 <sup>(b)</sup> (3 lags)
$\Delta EXPpc_t^{MT}$	C	-2,72 <sup>(a)</sup>	-2,14 <sup>(b)</sup>	2	<i>Innovational outlier</i>	2004	-7,14 <sup>(a)</sup>	<i>Rational Shift</i>	1999	-5,68 <sup>(a)</sup> (0 lag)
$\Delta EXPpc_t^{MT}$	C,T	-2,96 <sup>(c)</sup>	-2,40	2	<i>Innovational outlier</i>	2002	-7,39 <sup>(a)</sup>	<i>Rational Shift</i>	1999	-6,23 <sup>(a)</sup> (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  $[ADF]_{\alpha}^{GLS}$  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  $(MZ)_{\alpha}^{GLS}$  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 a seguir reporta os resultados do teste de causalidade de Granger/Bloco Exogeneidade a partir da estimação de um modelo VAR. O apêndice A reporta os coeficientes estimados, bem como os resultados que comprovam que esse modelo VAR atende às condições de estabilidade.

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 (impulsionadas) pelo crescimento econômico.

Tabela 3 – Resultados da Causalidade de Granger Multivariada			
Regressores	Variável Dependente	Variável Dependente	Direção da Causalidade
	$\Delta PIBpc_t^{MT}$	$\Delta PIBpc_t^{MT}$	
$\Delta PIBpc_t^{MT}$	-	68,65505 <sup>(a)</sup> (0,0000)	$\Delta PIBpc_t^{MT}$ $\Rightarrow \Delta EXPpc_t^{MT}$
$\Delta EXPpc_t^{MT}$	3,518129 (0,8978)	-	$\Delta EXPpc_t^{MT}$ $\nRightarrow \Delta PIBpc_t^{MT}$
<b>Todos</b>	3,518129 (0,8978)	68,65505 <sup>(a)</sup> (0,0000)	

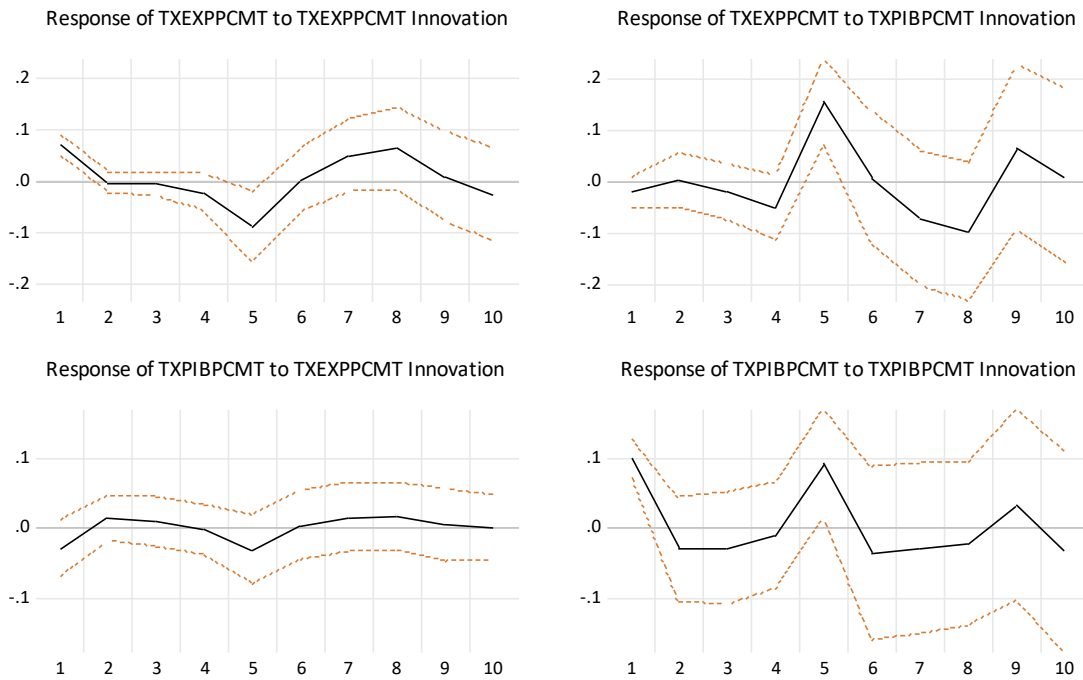
**Fonte:** VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests. Uso do software econométrico Eviews. Observações anuais incluídas: 32 (amostra: 1990 a 2021). Foram selecionadas 8 defasagens ótimas pelos critérios AIC (Critério de Informação de Akaike) e HQ (Critério de Informação de Hannan-Quinn) (ver Apêndice A).  
Nota: 1 - Os valores em parênteses são os valores-p. Todos os outros valores são estatísticas  $\chi^2$  da Causalidade de Granger.  
2 - 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.  
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 (isto é, inovações) em outra variável *ceteris paribus*, ou seja, em

um exercício de estática comparativa. 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. 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	0,070762	100,0000	0,000000
2	0,070811	99,94125	0,058747
3	0,074502	90,63156	9,368440
4	0,097466	57,78294	42,21706
5	0,187240	36,80266	63,19734
6	0,187430	36,74067	63,25933
7	0,203162	37,49863	62,50137
8	0,227826	37,66815	62,33185
9	0,239074	34,34966	65,65034
10	0,240326	35,01882	64,98118

Decomposição da Variância de $PIBpc_t^{MT}$			
Período	S.E.	$EXPpc_t^{MT}$	$PIBpc_t^{MT}$
1	0,099640	8,333940	91,66606
2	0,104242	9,277906	90,72209
3	0,108439	9,251860	90,74814
4	0,109234	9,180901	90,81910
5	0,143195	10,18982	89,81018
6	0,147997	9,584704	90,41530
7	0,151026	10,10715	89,89285
8	0,153192	11,07592	88,92408
9	0,157324	10,58694	89,41306
10	0,161375	10,06489	89,93511

Um Desvio-Padrão Cholesky (graus de liberdade ajustados)

Ordenamento de Cholesky:  $EXPpc_t^{MT}$   $PIBpc_t^{MT}$



**Fonte:** elaboração própria. 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 de Mato Grosso.

### 5.2.1 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 seção 5.1.

A Tabela 5 a seguir reporta os resultados da análise de causalidade de Granger bivariada, obtida a partir da estimação de modelos ARDL que se encontram descritos no Apêndice B deste estudo.

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%. Em outras palavras, esse resultado evidencia a prevalência das duas hipóteses para o Estado de 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	3,757530 <sup>(b)</sup>	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	13,37021 <sup>(a)</sup>	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.

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) estimular elevadas especializações horizontes, na medida em que cada empresa se concentra em uma gama mais restrita de produtos; (b) oferecer maiores economias de escala devido a uma ampliação do tamanho efetivo do mercado; (c) proporcionar maior capacidade de industrialização em indústrias em que o tamanho mínimo eficiente das plantas é maior em relação ao mercado interno; e (d) aumentar a 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 de Mato Grosso, no intuito de se estimular o crescimento econômico.



6

## 6

**CONSIDERAÇÕES FINAIS E  
IMPLICAÇÕES DE POLÍTICA**

O presente trabalho empírico tem o objetivo geral de analisar 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.

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

# REFERÊNCIAS

## 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, André. **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, 1999. p. 43-82.

CHOW. Peter C.Y. Causality between export growth and industrial development: Empirical evidence from the NICs. **Journal of Development Economics**, 1987, vol. 26, issue 1, 55-63 Date: 1987.

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** – third edition. New York: Wiley series in probability and mathematical statistics, 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, Paulo Martins. ALVES, Denisars Cneio de Oliveira. Modelo de Crescimento Baseado nas Exportações: Evidências Empíricas para: Chile, Brasil e México em Perspectiva não Linear. <https://anpec.org.br/encontro2008/artigos/200807170923500pdf.origin=public/> Acesso em 10 de março de 2022.

GIAMBIGI, Fábio. VILLELA, André. CASTRO, Lavinia Barros de Castro. HERMANN, Jennifer. **Economia Brasileira Contemporânea** [1945 - 2010]. 2 ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 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, Eldin Daoud. BASHA, Maze. Export-led Growth: Times Series approach analysis “Case of Jordan, Kuwait, And Egypt”. **European Scientific Journal**. Edition vol.11, No.7 ISSN: 1857 – 7881 e - ISSN 1857-7431. 2015.

LANNE, M; SAIKKONEN, P; LÜTKEPOHL, H. Comparison of unit root tests for time series with level shifts. **Journal of Time Series Analysis**, 23, p. 667-685, 2002.

LEIPNITZ. David dos Santos. **Teoria do Crescimento Liderado pela Exportação 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. Brasília: CEPEGG, 2013.

WEI, Hugo Chu Chun. **Export-Led Growth (ELG) Hypothesis in Brazil in the twentieth century: A Granger-Causality and Vector Error Correction (VEC) Model Approach**. Programa de Pós-graduação em Economia da Universidade de São Paulo (USP). Nº 9154610. <https://usp.br/teses/disponiveis/12/12140/tde-30112018-120424/es.php>>> Acesso em 16 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.

KOSHIYAMA, Daniel. FOCHEZATTO, Adelar. Relações de Causalidade entre Comércio Externo e Crescimento no Longo Prazo: Evidências Empíricas para a Economia Brasileira. *Análise Econômica*. v. 31, n. 59. 2013. <https://doi.org/10.22456/2176-5456.25181>.

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.

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.

LUTKENPOHL, H. **Introduction to multiple time series analysis**. Berlin: Springer, 1991.

MADDALA, G. S.; KIM, In-Moo. Unit roots, cointegration, and structural change. **Themes in modern econometrics**. Cambridge University Press, Cambridge, 1999.

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, Pedro Henrique Alves. MACIEL, Leandro dos Santos. Teoria do crescimento liderado pelas exportações: uma avaliação empírica para o Brasil. Economia e Sociedade, Campinas, Unicamp. IE. <http://dx.doi.org/10.1590/1982-3533.2021v30n3art04>. Economia e Sociedade, Campinas, v. 30, n. 3 (73), p. 869-886, agosto-dezembro 2021.

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.

SAIKKONEN, P.; LÜTKEPOHL, H. Testing for a unit root in a time series with a level shift at unknown time. **Econometric Theory**, v. 18, p. 313-348, 2002.

SILVA, I. E. M.; Ricardo Chaves Lima ; 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.

THORNTON, John. **Export and Economic Growth: Evidence from 19th Century Europe**. OECD, Economics Department, received 8. October 1196, revised 9. Elsevier Science S.A. January, 1997.

TEMUZ, 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**, 2010. ISSN 9832. Year 3. Number .

TITUS. O, Awokuse. Is the Export-Led Growth Hypothesis Valid for Canada? **The Canadian Journal of Economics** / Revue canadienne d'Economie, Vol. 36, No. 1, (Feb., 2003), pp. 126-136. URL: <http://www.jstor.org/stable/3131917>.

VOGELSANG, T.; PERRON, P. Additional Tests for a Unit Root Allowing for a Break in the Trend Function at an Unknown Time. **International Economic Review**, v. 39, n. 4, 1998.

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.



APÊNDICES

**APÊNDICES**

## Apêndice A – Análise de Causalidade de Granger Multivariada

A Tabela A.1 a seguir reporta os resultados da seleção de defasagens no modelo VAR estimado.

**Tabela A.1** – Critério de Seleção de Defasagens no Modelo VAR

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	34,04064	NA	0,000332	-2,336720	-2,042207	-2,258586
1	35,91563	2,968731	0,000400	-2,159636	-1,668780	-2,029412
2	40,57425	6,599714	0,000388	-2,214521	-1,527323	-2,032207
3	45,20308	5,786035	0,000384	-2,266923	-1,383383	-2,032520
4	66,66998	23,25582*	9,60e-05	-3,722499	-2,642616	-3,436006
5	72,79882	5,618103	8,99e-05	-3,899902	-2,623677	-3,561319
6	80,13997	5,505857	8,10e-05*	-4,178330	-2,705763*	-3,787658
7	83,55975	1,994875	0,000111	-4,129979	-2,461070	-3,687217
8	89,49303	2,472201	0,000146	-4,291086*	-2,425834	-3,796234*

Fonte: elaboração própria. Uso dos softwares econométricos Eviews. Observações anuais incluídas: 32 (amostra: 1990 a 2021).

Nota: \* indica a ordem de defasagens selecionada pelos seguintes critérios: (i) LR: estatística de teste LR modificada sequencialmente (cada teste em nível de 5%); (ii) FPE: Erro de Previsão Final; (iii) AIC: Critério de Informação de Akaike; (iv) SC: Critério de Informação de Schwarz; (v) HQ: Critério de Informação de Hannan-Quinn.

A estabilidade dinâmica de um processo autorregressivo pode ser verificada a partir da análise do comportamento das raízes inversas do polinômio característico de um sistema VAR (LÜTKEPOHL, 1991), de acordo com o seguinte entendimento: (i) se todas as raízes do polinômio característico se encontrarem dentro do círculo unitário, o sistema será estável, uma vez que todas as raízes devem ter módulo menor do que 1 (um); (ii) se alguma das raízes do polinômio característico estiverem fora do círculo unitário, isto é, apresentarem módulo maior do que 1 (um), então o sistema é instável, com um comportamento de divergência explosiva e; (iii) se, ao menos uma das raízes encontrar-se sobre o círculo unitário, então o sistema é não

estacionário, podendo apresentar uma trajetória de tendência estocástica ou um passeio aleatório (BIAGE; CORREA; NEDER, 2008).

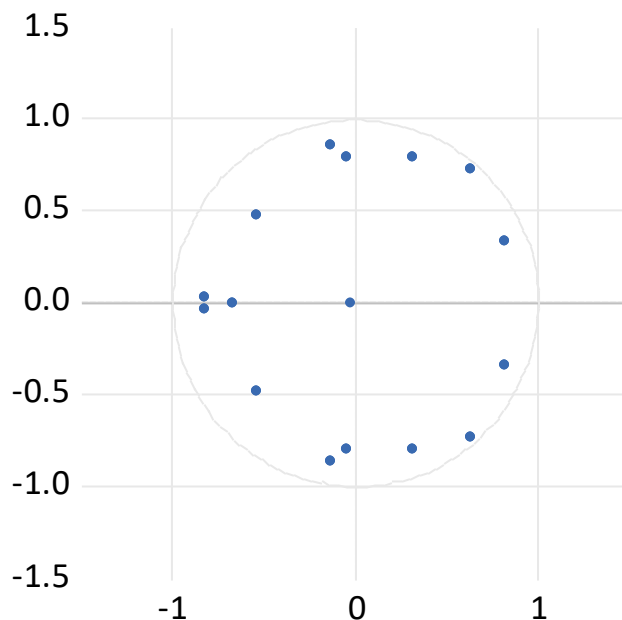
A Figura A.1 e a Tabela A.2 a seguir reportam os resultados do teste de estabilidade do modelo VAR, confirmando que o modelo VAR estimado satisfaz às condições de estabilidade, uma vez que as raízes invertidas do modelo estimado estão estritamente dentro do círculo unitário, de modo que esse modelo estimado é dinamicamente estável.

**Tabela A.2:** Raízes do Polinômio Característico

Raíz	Módulo
0,634808 - 0,728545i	0,966312
0,634808 + 0,728545i	0,966312
0,810337 - 0,335196i	0,876928
0,810337 + 0,335196i	0,876928
-0,135994 - 0,857389i	0,868108
-0,135994 + 0,857389i	0,868108
0,308312 - 0,793818i	0,851589
0,308312 + 0,793818i	0,851589
-0,831386 - 0,032572i	0,832024
-0,831386 + 0,032572i	0,832024
-0,051354 - 0,800904i	0,802549
-0,051354 + 0,800904i	0,802549
-0,538820 - 0,485315i	0,725161
-0,538820 + 0,485315i	0,725161
-0,674836	0,674836
-0,026350	0,026350

Nota: Nenhuma raiz encontra-se fora do círculo unitário. Modelo VAR satisfaz a condição de estabilidade.

**Figura A.1:** Teste de Estabilidade do VAR: Raízes Inversas do Polinômio Característico Autorregressivo (AR)



A Tabela A.3 a seguir reporta os resultados econométricos do modelo VAR estimado.

**Tabela A.3 –** Estimativa do Modelo VAR: Forma Reduzida

	$\Delta EXPpc_t^{MT}$	$\Delta PIBpc_t^{MT}$
$\Delta EXPpc_{t-1}^{MT}$	-0,020844 (0,12413) [-0,16793]	0,072723 (0,17478) [ 0,41608]
$\Delta EXPpc_{t-2}^{MT}$	-0,160768 (0,12397) [-1,29684]	0,027217 (0,17456) [ 0,15591]
$\Delta EXPpc_{t-3}^{MT}$	-0,544219 (0,13296) [-4,09323] <sup>(a)</sup>	-0,052212 (0,18721) [-0,27889]
$\Delta EXPpc_{t-4}^{MT}$	-0,638771	-0,033318

	(0,09430)	(0,13279)
	[-6,77364] <sup>(a)</sup>	[-0,25091]
$\Delta EXPpc_{t-5}^{MT}$	-0,235444	-0,169698
	(0,10236)	(0,14414)
	[-2,30011] <sup>(b)</sup>	[-1,17735]
$\Delta EXPpc_{t-6}^{MT}$	-0,130346	-0,017459
	(0,08959)	(0,12615)
	[-1,45490]	[-0,13840]
$\Delta EXPpc_{t-7}^{MT}$	-0,110876	0,072817
	(0,09192)	(0,12943)
	[-1,20620]	[ 0,56258]
$\Delta EXPpc_{t-8}^{MT}$	0,010475	0,135994
	(0,09526)	(0,13414)
	[0,10995]	[ 1,01382]
$\Delta PIBpc_{t-1}^{MT}$	0,017991	-0,288535
	(0,26769)	(0,37693)
	[0,06721]	[-0,76548]
$\Delta PIBpc_{t-2}^{MT}$	-0,232793	-0,383426
	(0,28070)	(0,39525)
	[-0,82933]	[-0,97008]
$\Delta PIBpc_{t-3}^{MT}$	-0,683177	-0,314835
	(0,34356)	(0,48377)
	[-1,98851] <sup>(b)</sup>	[-0,65080]
$\Delta PIBpc_{t-4}^{MT}$	1,106342	0,720696
	(0,34191)	(0,48144)
	[ 3,23578] <sup>(a)</sup>	[1,49696]
$\Delta PIBpc_{t-5}^{MT}$	-0,035439	-0,162794
	(0,35737)	(0,50321)
	[-0,09917]	[-0,32351]
$\Delta PIBpc_{t-6}^{MT}$	-0,435173	0,004007
	(0,32121)	(0,45229)
	[-1,35480]	[0,00886]
$\Delta PIBpc_{t-7}^{MT}$	0,021548	-0,036865



	(0,27503)	(0,38727)
	[0,07835]	[-0,09519]
$\Delta PIBpc_{t-8}^{MT}$	-0,057014	-0,584021
	(0,28024)	(0,39461)
	[-0,20344]	[-1,48000]
C	-0,297400	-0,161343
	(0,19066)	(0,26847)
	[-1,55984]	[-0,60098]
DUMMY_1999	0,955949	0,271677
	(0,16609)	(0,23387)
	[5,75563] <sup>(a)</sup>	[1,16166]
DUMMY_2007	-0,417450	-0,036718
	(0,06832)	(0,09621)
	[-6,10990] <sup>(a)</sup>	[-0,38166]
<hr/>		
R-squared	0,973360	0,764581
Adj. R-squared	0,877454	-0,082929
Sum sq. resids	0,025036	0,049640
S.E. equation	0,070762	0,099640
F-statistic	10,14913	0,902149
Log likelihood	48,33127	40,11755
Akaike AIC	-2,444272	-1,759796
Schwarz SC	-1,511646	-0,827170
Mean dependent	0,115566	0,036436
S.D. dependent	0,202139	0,095749
<hr/>		
Determinant resid covariance (dof adj.)		4,56E-05
Determinant resid covariance		1,98E-06
Log likelihood		89,49303
Akaike information criterion		-4,291086
Schwarz criterion		-2,425834
Number of coefficients		38
<hr/>		

## Apêndice B – Análise de Causalidade de Granger Bivariada

Nesta seção serão apresentados os resultados econométricos dos modelos ARDL estimados, os quais foram utilizados para a análise de causalidade de Granger bivariada.

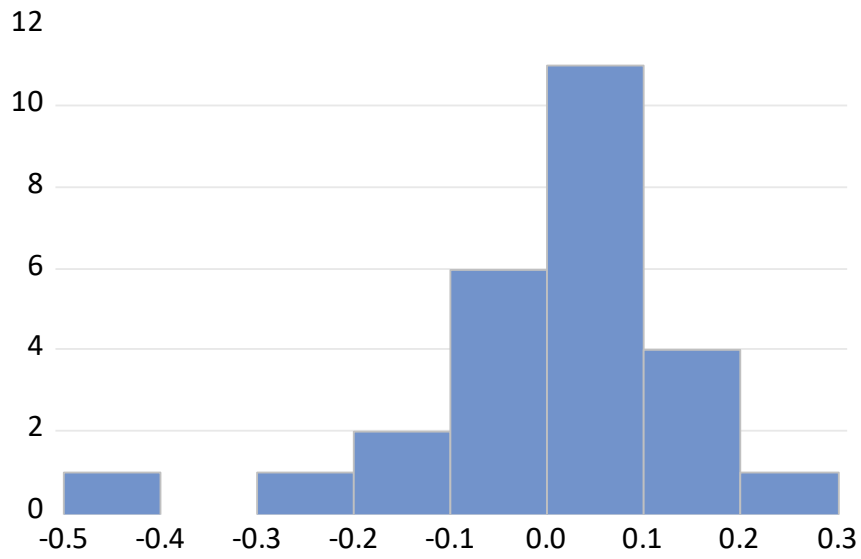
**Tabela B.1** – Modelo ARDL (2,2)

Variável dependente:  $\Delta EXPpc_t^{MT}$

Método: Mínimos Quadrados Ordinários

Variável	Coefficiente	Erro-Padrão	Estatística-t	Valor-p
$\Delta EXPpc_{t-4}^{MT}$	-0,317751 <sup>(c)</sup>	0,157070	-2,022991	0,0566
$\Delta EXPpc_{t-6}^{MT}$	-0,307970 <sup>(c)</sup>	0,150832	-2,041817	0,0546
$\Delta PIBpc_{t-3}^{MT}$	-0,725861 <sup>(c)</sup>	0,349139	-2,079006	0,0507
$\Delta PIBpc_{t-4}^{MT}$	0,645031 <sup>(c)</sup>	0,357267	1,805459	0,0861
DUMMY_2007	-0,161909 <sup>(b)</sup>	0,068541	-2,362243	0,0284
C	0,312403 <sup>(a)</sup>	0,068895	4,534500	0,0002
R-squared	0,493058	Mean dependent var		0,132716
Adjusted R-squared	0,366323	S,D, dependent var		0,203200
S.E. of regression	0,161755	Akaike info criterion		-0,606294
Sum squared resid	0,523293	Schwarz criterion		-0,315964
Log likelihood	13,88183	Hannan-Quinn criter,		-0,522690
F-statistic	3,890451	Durbin-Watson stat		1,737583
Prob(F-statistic)	0,012616			

**Figura B.1 – Estadísticas Descriptivas**



Series: Residuals	
Sample 1996 2021	
Observations 26	
Mean	-1.39e-17
Median	0.019627
Maximum	0.270013
Minimum	-0.472617
Std. Dev.	0.144678
Skewness	-1.195635
Kurtosis	5.822252
Jarque-Bera	14.82355
Probability	0.000604

**Tabela B.2 – Teste LM de Correlação Serial de Breusch-Godfrey**

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

Null hypothesis: No serial correlation at up to 2 lags

F-statistic	2,287494	Prob, F(2,18)	0,1303
Obs*R-squared	5,269092	Prob, Chi-Square(2)	0,0718

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 04/13/22 Time: 06:46

Sample: 1996 2021

Included observations: 26

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TXEXPPCMT(-4)	-0,088563	0,154012	-0,575044	0,5724
TXEXPPCMT(-6)	0,010104	0,144524	0,069915	0,9450
TXPIBPCMT(-3)	0,023665	0,328959	0,071939	0,9434
TXPIBPCMT(-4)	-0,023583	0,337033	-0,069972	0,9450
DUMMY_2007	-0,020415	0,065238	-0,312923	0,7579
C	0,020839	0,065712	0,317130	0,7548
RESID(-1)	0,108045	0,217458	0,496855	0,6253
RESID(-2)	-0,465391	0,219753	-2,117787	0,0484
R-squared	0,202657	Mean dependent var		-1,39E-17
Adjusted R-squared	-0,107420	S,D, dependent var		0,144678
S.E. of regression	0,152251	Akaike info criterion		-0,678919
Sum squared resid	0,417244	Schwarz criterion		-0,291812
Log likelihood	16,82595	Hannan-Quinn criter,		-0,567446
F-statistic	0,653570	Durbin-Watson stat		2,032653
Prob(F-statistic)	0,707293			

**Tabela B.3** – Teste de Heterocedasticidade de White

Heteroskedasticity Test: White

Null hypothesis: Homoskedasticity

F-statistic	2,259477	Prob, F(19,6)	0,1588
Obs*R-squared	22,81178	Prob, Chi-Square(19)	0,2457
Scaled explained SS	32,54560	Prob, Chi-Square(19)	0,0271

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 04/13/22 Time: 06:47

Sample: 1996 2021

Included observations: 26

Collinear test regressors dropped from specification

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0,012413	0,058197	0,213286	0,8382
TXEXPPCMT(-4)^2	-0,714710	0,296709	-2,408792	0,0527
TXEXPPCMT(-4)*TXEXPPCMT(-6)	-0,842330	0,375930	-2,240658	0,0663
TXEXPPCMT(-4)*TXPIBPCMT(-3)	0,404658	0,991644	0,408068	0,6974
TXEXPPCMT(-4)*TXPIBPCMT(-4)	-0,223292	1,151619	-0,193894	0,8527
TXEXPPCMT(-4)*DUMMY_2007	-0,098868	0,113041	-0,874623	0,4154
TXEXPPCMT(-4)	0,283631	0,146502	1,936014	0,1010
TXEXPPCMT(-6)^2	-0,055617	0,272613	-0,204016	0,8451
TXEXPPCMT(-6)*TXPIBPCMT(-3)	-0,044116	0,743828	-0,059309	0,9546
TXEXPPCMT(-6)*TXPIBPCMT(-4)	1,183993	0,940116	1,259412	0,2547

TXEXPPCMT(-6)*DUMMY_2007	-0,429214	0,106901	-4,015044	0,0070
TXEXPPCMT(-6)	0,362983	0,143251	2,533891	0,0444
TXPIBPCMT(-3)^2	2,200165	1,271483	1,730393	0,1343
TXPIBPCMT(-3)*TXPIBPCMT(-4)	-3,362030	1,440443	-2,334025	0,0583
TXPIBPCMT(-3)*DUMMY_2007	0,367314	0,310355	1,183531	0,2814
TXPIBPCMT(-3)	-0,396658	0,317084	-1,250953	0,2575
TXPIBPCMT(-4)^2	-0,784543	1,425449	-0,550383	0,6019
TXPIBPCMT(-4)*DUMMY_2007	-0,654546	0,342742	-1,909730	0,1047
TXPIBPCMT(-4)	0,934385	0,499285	1,871444	0,1105
DUMMY_2007^2	-0,013997	0,051404	-0,272298	0,7945
<hr/>				
R-squared	0,877376	Mean dependent var	0,020127	
Adjusted R-squared	0,489067	S,D, dependent var	0,045073	
S.E. of regression	0,032218	Akaike info criterion	-3,960473	
Sum squared resid	0,006228	Schwarz criterion	-2,992706	
Log likelihood	71,48614	Hannan-Quinn criter,	-3,681791	
F-statistic	2,259477	Durbin-Watson stat	2,264898	
Prob(F-statistic)	0,158827			

**Tabela B.4** – Teste de Heterocedasticidade de Breusch-Pagan-Godfrey

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

Null hypothesis: Homoskedasticity

F-statistic	0,778867	Prob, F(5,20)	0,5765
Obs*R-squared	4,237518	Prob, Chi-Square(5)	0,5158
Scaled explained SS	6,045674	Prob, Chi-Square(5)	0,3018

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 04/13/22 Time: 06:52

Sample: 1996 2021

Included observations: 26

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0,020863	0,019637	1,062474	0,3007
TXEXPPCMT(-4)	0,025909	0,044768	0,578730	0,5692
TXEXPPCMT(-6)	0,027637	0,042990	0,642867	0,5276
TXPIBPCMT(-3)	0,024850	0,099512	0,249722	0,8053
TXPIBPCMT(-4)	0,087791	0,101829	0,862137	0,3988
DUMMY_2007	-0,023066	0,019536	-1,180700	0,2516
R-squared	0,162981	Mean dependent var		0,020127
Adjusted R-squared	-0,046273	S,D, dependent var		0,045073
S.E. of regression	0,046104	Akaike info criterion		-3,116672
Sum squared resid	0,042511	Schwarz criterion		-2,826342
Log likelihood	46,51674	Hannan-Quinn criter,		-3,033068
F-statistic	0,778867	Durbin-Watson stat		2,425423
Prob(F-statistic)	0,576517			

**Tabela B.5 – Teste RESET de Ramsey**

Ramsey RESET Test

Equation: EQ01

Omitted Variables: Squares of fitted values

Specification: TXEXPPCMT TXEXPPCMT(-4) TXEXPPCMT(-6) TXPIBPCMT(-3) TXPIBPCMT(-4) DUMMY\_2007 C

	Value	df	Probability
t-statistic	0,392949	19	0,6987
F-statistic	0,154409	(1, 19)	0,6987
Likelihood ratio	0,210443	1	0,6464

F-test summary:

	Sum of Sq.	df	Mean Squares
Test SSR	0,004218	1	0,004218
Restricted SSR	0,523293	20	0,026165
Unrestricted SSR	0,519075	19	0,027320

LR test summary:

	Value
Restricted LogL	13,88183
Unrestricted LogL	13,98705

Unrestricted Test Equation:

Dependent Variable: TXEXPPCMT

Method: Least Squares

Date: 04/13/22 Time: 06:53

Sample: 1996 2021

Included observations: 26

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TXEXPPCMT(-4)	-0,409649	0,283645	-1,444233	0,1650



TXEXPPCMT(-6)	-0,390966	0,261466	-1,495282	0,1513
TXPIBPCMT(-3)	-0,840717	0,461208	-1,822857	0,0841
TXPIBPCMT(-4)	0,723353	0,415935	1,739100	0,0982
DUMMY_2007	-0,206390	0,133111	-1,550505	0,1375
C	0,386545	0,201386	1,919423	0,0701
FITTED^2	-0,646783	1,645971	-0,392949	0,6987

---

R-squared	0,497145	Mean dependent var	0,132716
Adjusted R-squared	0,338348	S,D, dependent var	0,203200
S.E. of regression	0,165287	Akaike info criterion	-0,537465
Sum squared resid	0,519075	Schwarz criterion	-0,198747
Log likelihood	13,98705	Hannan-Quinn criter,	-0,439927
F-statistic	3,130705	Durbin-Watson stat	1,831257
Prob(F-statistic)	0,026313		

---

Tabela B.6 – Modelo ARDL (5,8)

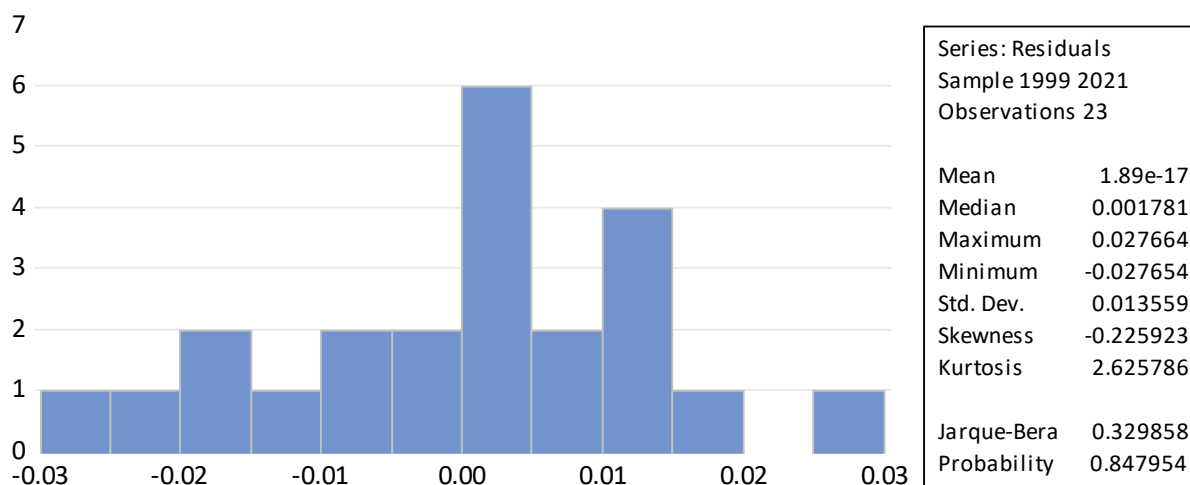
Dependent Variable:  $\Delta PIBpc_t^{MT}$ 

Método: Mínimos Quadrados Ordinários

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
$\Delta PIBpc_{t-2}^{MT}$ (-2)	0,496205 <sup>(a)</sup>	0,106693	4,650779	0,0023
$\Delta PIBpc_{t-3}^{MT}$ (-3)	0,846041 <sup>(a)</sup>	0,121467	6,965173	0,0002
$\Delta PIBpc_{t-4}^{MT}$ (-4)	0,220568 <sup>(c)</sup>	0,105953	2,081744	0,0759
$\Delta PIBpc_{t-8}^{MT}$ (-8)	-0,473201 <sup>(a)</sup>	0,075929	-6,232165	0,0004
$\Delta PIBpc_{t-9}^{MT}$ (-9)	0,317843 <sup>(a)</sup>	0,065324	4,865667	0,0018
$\Delta EXPpc_t^{MT}$	0,165068 <sup>(a)</sup>	0,046367	3,559985	0,0092
$\Delta EXPpc_{t-2}^{MT}$ (-2)	-0,332219 <sup>(a)</sup>	0,053352	-6,226939	0,0004
$\Delta EXPpc_{t-3}^{MT}$ (-3)	0,156257 <sup>(a)</sup>	0,035510	4,400312	0,0032
$\Delta EXPpc_{t-4}^{MT}$ (-4)	0,222894 <sup>(a)</sup>	0,036888	6,042401	0,0005
$\Delta EXPpc_{t-5}^{MT}$ (-5)	0,259674 <sup>(a)</sup>	0,051979	4,995706	0,0016
$\Delta EXPpc_{t-6}^{MT}$ (-6)	0,111767 <sup>(a)</sup>	0,029069	3,844925	0,0063
$\Delta EXPpc_{t-7}^{MT}$ (-7)	0,517135 <sup>(a)</sup>	0,050458	10,24886	0,0000
$\Delta EXPpc_{t-8}^{MT}$ (-8)	-0,172651 <sup>(a)</sup>	0,043398	-3,978293	0,0053
$\Delta EXPpc_{t-9}^{MT}$ (-9)	0,068484 <sup>(b)</sup>	0,027971	2,448445	0,0442
DUMMY_2006	-0,798316 <sup>(a)</sup>	0,081256	-9,824753	0,0000
C	-0,116205 <sup>(a)</sup>	0,021912	-5,303276	0,0011
R-squared	0,980639	Mean dependent var		0,038312
Adjusted R-squared	0,939151	S,D, dependent var		0,097448
S.E. of regression	0,024038	Akaike info criterion		-4,416620
Sum squared resid	0,004045	Schwarz criterion		-3,626711
Log likelihood	66,79113	Hannan-Quinn criter,		-4,217960
F-statistic	23,63657	Durbin-Watson stat		2,423126
Prob(F-statistic)	0,000153			

**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).

**Figura B.2 – Estatísticas Descritivas**



**Tabela B.7 – Teste LM de Correlação Serial de Breusch-Godfrey**

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

Null hypothesis: No serial correlation at up to 2 lags

F-statistic	1,219708	Prob, F(2,5)	0,3703
Obs*R-squared	7,541798	Prob, Chi-Square(2)	0,0230

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 04/13/22 Time: 06:50

Sample: 1999 2021

Included observations: 23

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TXPIBPCMT(-2)	-0,088039	0,122030	-0,721458	0,5029
TXPIBPCMT(-3)	-0,190242	0,171619	-1,108510	0,3181
TXPIBPCMT(-4)	0,163558	0,146769	1,114386	0,3158
TXPIBPCMT(-8)	-0,016280	0,074501	-0,218517	0,8357
TXPIBPCMT(-9)	-0,016301	0,065613	-0,248439	0,8137

TXEXPPCMT	-0,042511	0,052685	-0,806881	0,4564
TXEXPPCMT(-2)	0,108406	0,087940	1,232727	0,2725
TXEXPPCMT(-3)	-0,028427	0,041648	-0,682554	0,5252
TXEXPPCMT(-4)	-0,048497	0,047480	-1,021419	0,3539
TXEXPPCMT(-5)	-0,098024	0,081176	-1,207559	0,2812
TXEXPPCMT(-6)	-0,007713	0,028715	-0,268593	0,7990
TXEXPPCMT(-7)	-0,079273	0,071787	-1,104285	0,3198
TXEXPPCMT(-8)	0,071316	0,062442	1,142116	0,3051
TXEXPPCMT(-9)	-0,014560	0,028968	-0,502634	0,6366
DUMMY_2006	0,161545	0,130985	1,233305	0,2723
C	0,018436	0,024778	0,744055	0,4903
RESID(-1)	-1,099012	0,705741	-1,557247	0,1801
RESID(-2)	-0,371184	0,481108	-0,771520	0,4753
<hr/>				
R-squared	0,327904	Mean dependent var	1,89E-17	
Adjusted R-squared	-1,957221	S,D, dependent var	0,013559	
S.E. of regression	0,023318	Akaike info criterion	-4,640061	
Sum squared resid	0,002719	Schwarz criterion	-3,751413	
Log likelihood	71,36070	Hannan-Quinn criter,	-4,416569	
F-statistic	0,143495	Durbin-Watson stat	1,845970	
Prob(F-statistic)	0,998959			

**Tabela B.8 – Teste de Heterocedasticidade de White**

Heteroskedasticity Test: White

Null hypothesis: Homoskedasticity

F-statistic	1,006101	Prob, F(15,7)	0,5280
Obs*R-squared	15,71214	Prob, Chi-Square(15)	0,4014
Scaled explained SS	1,183066	Prob, Chi-Square(15)	1,0000

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 04/24/22 Time: 14:27

Sample: 1999 2021

Included observations: 23

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0,000216	0,000171	1,264858	0,2464
TXPIBPCMT(-2)^2	-0,000249	0,007147	-0,034825	0,9732
TXPIBPCMT(-3)^2	0,011359	0,007204	1,576746	0,1589
TXPIBPCMT(-4)^2	0,007030	0,006269	1,121345	0,2991
TXPIBPCMT(-8)^2	-0,001661	0,005173	-0,321059	0,7575
TXPIBPCMT(-9)^2	-0,000125	0,006942	-0,018072	0,9861
TXEXPPCMT^2	0,001313	0,001389	0,945031	0,3761
TXEXPPCMT(-2)^2	-0,002538	0,001892	-1,341338	0,2217
TXEXPPCMT(-3)^2	-0,001620	0,001603	-1,010483	0,3459
TXEXPPCMT(-4)^2	0,001399	0,001649	0,848561	0,4242
TXEXPPCMT(-5)^2	0,003422	0,002534	1,350368	0,2189
TXEXPPCMT(-6)^2	-0,000873	0,001488	-0,586220	0,5761
TXEXPPCMT(-7)^2	2,43E-05	0,001085	0,022383	0,9828
TXEXPPCMT(-8)^2	-0,002954	0,001520	-1,942846	0,0931
TXEXPPCMT(-9)^2	-0,000540	0,001638	-0,329756	0,7512
DUMMY_2006^2	-0,001013	0,000665	-1,523802	0,1714

R-squared	0,683136	Mean dependent var	0,000176
Adjusted R-squared	0,004143	S,D, dependent var	0,000229
S.E. of regression	0,000229	Akaike info criterion	-13,72571
Sum squared resid	3,66E-07	Schwarz criterion	-12,93580
Log likelihood	173,8457	Hannan-Quinn criter,	-13,52705
F-statistic	1,006101	Durbin-Watson stat	2,266295
Prob(F-statistic)	0,528024		

**Tabela B.9 – Teste de Heterocedasticidade de Bresch-Pagan-Godfrey**

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

Null hypothesis: Homoskedasticity

F-statistic	0,455522	Prob, F(15,7)	0,9047
Obs*R-squared	11,36102	Prob, Chi-Square(15)	0,7266
Scaled explained SS	0,855444	Prob, Chi-Square(15)	1,0000

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 04/13/22 Time: 06:50

Sample: 1999 2021

Included observations: 23

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0,000394	0,000264	1,494833	0,1786
TXPIBPCMT(-2)	-0,000857	0,001283	-0,667651	0,5257
TXPIBPCMT(-3)	-0,000255	0,001461	-0,174576	0,8664
TXPIBPCMT(-4)	0,001520	0,001274	1,192393	0,2720
TXPIBPCMT(-8)	-0,000247	0,000913	-0,270167	0,7948
TXPIBPCMT(-9)	-0,000695	0,000786	-0,884430	0,4058
TXEXPPCMT	-0,000327	0,000558	-0,586142	0,5762

TXEXPPCMT(-2)	0,000256	0,000642	0,398495	0,7021
TXEXPPCMT(-3)	-0,000188	0,000427	-0,440684	0,6727
TXEXPPCMT(-4)	-0,000492	0,000444	-1,109538	0,3039
TXEXPPCMT(-5)	-0,000297	0,000625	-0,475278	0,6491
TXEXPPCMT(-6)	-0,000421	0,000350	-1,204123	0,2677
TXEXPPCMT(-7)	-0,000586	0,000607	-0,965747	0,3663
TXEXPPCMT(-8)	0,000142	0,000522	0,272559	0,7931
TXEXPPCMT(-9)	0,000294	0,000336	0,873745	0,4112
DUMMY_2006	0,000523	0,000977	0,534696	0,6094
<hr/>				
R-squared	0,493958	Mean dependent var	0,000176	
Adjusted R-squared	-0,590419	S,D, dependent var	0,000229	
S.E. of regression	0,000289	Akaike info criterion	-13,25756	
Sum squared resid	5,85E-07	Schwarz criterion	-12,46765	
Log likelihood	168,4620	Hannan-Quinn criter,	-13,05890	
F-statistic	0,455522	Durbin-Watson stat	1,971878	
Prob(F-statistic)	0,904706			
<hr/>				

**Tabela B.10** – Teste RESET de Ramsey

Ramsey RESET Test

Equation: EQ02

Omitted Variables: Squares of fitted values

Specification: TXPIBPCMT TXPIBPCMT(-2)TXPIBPCMT(-3)

TXPIBPCMT(-4)TXPIBPCMT(-8)TXPIBPCMT(-9)

TXEXPPCMTTXEXPPCMT(-2)TXEXPPCMT(-3)

TXEXPPCMT(-4)TXEXPPCMT(-5)TXEXPPCMT(-6)

TXEXPPCMT(-7)TXEXPPCMT(-8)TXEXPPCMT(-9)

DUMMY\_2006C

	Value	df	Probability
t-statistic	0,617556	6	0,5596
F-statistic	0,381375	(1, 6)	0,5596
Likelihood ratio	1,417355	1	0,2338

F-test summary:

	Sum of Sq.	df	Mean Squares
Test SSR	0,000242	1	0,000242
Restricted SSR	0,004045	7	0,000578
Unrestricted SSR	0,003803	6	0,000634

LR test summary:

	Value
Restricted LogL	66,79113
Unrestricted LogL	67,49980

Unrestricted Test Equation:

Dependent Variable: TXPIBPCMT

Method: Least Squares

Date: 04/13/22 Time: 06:54

Sample: 1999 2021

Included observations: 23

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
----------	-------------	------------	-------------	-------



TXPIBPCMT(-2)	0,434339	0,150075	2,894143	0,0275
TXPIBPCMT(-3)	0,697288	0,272406	2,559741	0,0429
TXPIBPCMT(-4)	0,172954	0,135125	1,279958	0,2478
TXPIBPCMT(-8)	-0,422247	0,114595	-3,684701	0,0103
TXPIBPCMT(-9)	0,215563	0,179195	1,202953	0,2743
TXEXPPCMT	0,127399	0,077967	1,634002	0,1534
TXEXPPCMT(-2)	-0,290421	0,087769	-3,308936	0,0162
TXEXPPCMT(-3)	0,113365	0,078786	1,438892	0,2002
TXEXPPCMT(-4)	0,179584	0,080069	2,242859	0,0661
TXEXPPCMT(-5)	0,201459	0,108858	1,850660	0,1137
TXEXPPCMT(-6)	0,040674	0,119078	0,341578	0,7443
TXEXPPCMT(-7)	0,406560	0,186689	2,177747	0,0723
TXEXPPCMT(-8)	-0,142059	0,067230	-2,113024	0,0790
TXEXPPCMT(-9)	0,053499	0,038040	1,406383	0,2092
DUMMY_2006	-0,743903	0,122499	-6,072750	0,0009
C	-0,085108	0,055337	-1,537986	0,1750
FITTED^2	1,947959	3,154305	0,617556	0,5596
R-squared	0,981796	Mean dependent var		0,038312
Adjusted R-squared	0,933252	S,D, dependent var		0,097448
S.E. of regression	0,025176	Akaike info criterion		-4,391287
Sum squared resid	0,003803	Schwarz criterion		-3,552009
Log likelihood	67,49980	Hannan-Quinn criter,		-4,180211
F-statistic	20,22479	Durbin-Watson stat		2,556653
Prob(F-statistic)	0,000658			



idp

Bo  
pro  
cit  
ref  
Miss  
são e  
idp

**idp**

A ESCOLHA QUE  
**TRANSFORMA**  
O SEU CONHECIMENTO