

**UNIVERSIDADE DO VALE DO RIO DOS SINOS (UNISINOS)  
UNIDADE ACADÊMICA DE PESQUISA E PÓS-GRADUAÇÃO  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA  
NÍVEL DOUTORADO**

**ISMAEL CITTADIN**

**VOLATILIDADE CAMBIAL E SEU EFEITO NO VALOR DAS EXPORTAÇÕES:  
Uma Análise Para A Economia Brasileira No Período 2002 A 2022**

**Porto Alegre  
2023**

ISMAEL CITTADIN

**VOLATILIDADE CAMBIAL E SEU EFEITO NO VALOR DE EXPORTAÇÕES:  
Uma Análise Para A Economia Brasileira No Período 2002 A 2022**

Tese apresentada como requisito parcial para obtenção do título de Doutor em 2023, pelo Programa de Pós-Graduação em 2023 da Universidade do Vale do Rio dos Sinos (UNISINOS).

Orientador(a): Prof. Dr. Marcos Tadeu Caput Lélis

Porto Alegre

2023

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação

C581v Cittadin, Ismael.

Volatilidade cambial e seu efeito no valor das exportações : uma análise para a economia brasileira no período 2002 a 2022 / Ismael Cittadin. - 2023.  
209 p. : il.

Tese (Doutorado) - Universidade do Vale do Rio dos Sinos (UNISINOS), Programa de Pós-graduação em Economia, Porto Alegre, 2023.

Orientação: Marcos Tadeu Caput Lélis.

1. Volatilidade cambial. 2. Modelo vetorial autorregressivo estrutural (SVAR). 3. Exportação. 4. Taxas de câmbio. 5. Brasil - Política econômica. I. Título.

CDD 23. ed. 332.456

Bibliotecária Eliziane de Lucca Alosilla - CRB 14/1101  
Biblioteca Central Prof. Eurico Back - UNESC

VOLATILIDADE CAMBIAL E SEU EFEITO NO VALOR DE EXPORTAÇÕES:  
Uma Análise Para A Economia Brasileira No Período 2002 A 2022

Tese apresentada como requisito parcial para obtenção do título de Doutor em 2023, pelo Programa de Pós-Graduação em 2023 da Universidade do Vale do Rio dos Sinos (UNISINOS).

Orientador(a): Prof. Dr. Marcos Tadeu Caput Lélis

Aprovado em 09 de novembro de 2023

**BANCA EXAMINADORA**

---

Prof. Dr. Magnus dos Reis - UNISINOS

---

Prof. Dr. Tiago Wickstrom Alves – UNISINOS

---

Prof. Dr. Thiago Rocha Fabris – UNESC

## **AGRADECIMENTOS À CAPES**

O presente trabalho foi realizado com apoio da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior – Brasil (CAPES) – Código de Financiamento 001.

Dedico este trabalho à minha noiva Julia, a qual sempre me apoiou em todos os momentos, por mais difíceis que fossem.

## **AGRADECIMENTOS**

Agradeço, inicialmente, à Unisinos, que me deu a oportunidade de finalizar meus estudos e deu todo o apoio durante todos os meses difíceis de pandemia, quando o contato acadêmico poderia arrefecer, e principalmente ao Programa de Pós-Graduação em Economia, que forneceu aulas com professores brilhantes, tanto presencialmente e remotamente e permitiu que eu agregasse muito do conhecimento lá concentrado.

Agradeço à minha instituição de ensino, a Unesc, que me deu a oportunidade profissional e a motivação para perseguir o doutorado.

Agradeço, finalmente, à minha família e amigos, especialmente minha noiva e minha mãe, que nunca deixaram de apoiar e acreditar que poderia finalizar essa fase da minha vida e partir para desafios maiores.

“O sucesso depende da intuição, de ver o que depois se prova verdadeiro, mas não pode ser estabelecido no momento.”

Joseph A. Schumpeter

## RESUMO

O presente estudo dedica-se a avaliar empiricamente a relação da volatilidade cambial R\$/US\$ com o volume financeiro das exportações brasileiras mensais, categorizadas por intensidade tecnológica, no período de 2002 a 2022, utilizando como abordagem metodológica um SVAR. A hipótese defendida, baseada na perspectiva teórica inicialmente proposta por Clark (1973), é de que incrementos na volatilidade são capazes de gerar um efeito negativo sobre as exportações, devido à aversão ao risco por parte das firmas exportadoras. A volatilidade cambial é modelada a partir do método GARCH, e as variáveis de exportação são construídas com base nas exportações categorizadas por intensidade tecnológica, utilizando a tipologia de Lall e o detalhamento SH2. Os resultados da estimação não mostraram significância estatística entre a volatilidade cambial e as exportações, tanto para o caso do câmbio nominal quanto para o real. Portanto, as funções de impulso-resposta não indicam uma relação direta entre a volatilidade cambial e as exportações brasileiras mensais por intensidade tecnológica, indicando a necessidade de novos estudos.

**Palavras-chave:** SVAR; volatilidade cambial; exportações.

**Classificação JEL:** F14; F17; F31

## ABSTRACT

The present study is dedicated to empirically evaluating the relationship of the R\$/US\$ exchange rate volatility with the financial volume of monthly Brazilian exports by technological intensity in the period 2002-2022, using a SVAR methodological approach. The hypothesis defended, based on the theoretical perspective initially proposed by Clark (1973), is that increases in volatility are capable of generating a negative effect on exports due to risk aversion on the part of exporting firms. Exchange rate volatility is modeled using the GARCH method, and export variables are constructed from exports by technological intensity using Lall's typology and SH2 detailing. The estimation results did not show statistical significance between exchange rate volatility and exports, both for the case of nominal and real exchange rates. Therefore, the impulse-response functions do not indicate a direct relationship between exchange rate volatility and monthly Brazilian exports by technological intensity, indicating the need for further studies.

**Keywords:** SVAR; exchange rate volatility; exports.

**JEL Classification:** F14; F17; F31

## LISTA DE FIGURAS

Figura 1: Círculo unitário VAR câmbio nominal para as exportações de produtos de alta, baixa e média tecnologia. ....	126
Figura 2: Círculo unitário VAR câmbio nominal para exportações de produtos semimanufaturados e commodities. ....	128
Figura 3: Círculo unitário VAR para as exportações de produtos de alta, baixa e média tecnologia.- câmbio real. ....	130
Figura 4: Círculo unitário VAR para as exportações de produtos semimanufaturados e básicos.- câmbio real. ....	133
Figura 5: Funções impulso-resposta para exportações de alta tecnologia – nominal, curto prazo. ....	134
Figura 6: Funções impulso-resposta para exportações de alta tecnologia – nominal, longo prazo. ....	136
Figura 7: Funções impulso-resposta para exportações de baixa tecnologia – nominal, curto prazo. ....	138
Figura 8: Funções impulso-resposta para exportações de baixa tecnologia – nominal, longo prazo. ....	139
Figura 9: Funções impulso-resposta para exportações de média tecnologia – nominal, curto prazo. ....	140
Figura 10: Funções impulso-resposta para exportações de média tecnologia – nominal, longo prazo. ....	142
Figura 11: Funções impulso-resposta para exportações de semimanufaturados – nominal, curto prazo. ....	144
Figura 12: Funções impulso-resposta para exportações de semimanufaturados – nominal, longo prazo. ....	145
Figura 13: Funções impulso-resposta para exportações de produtos básicos – nominal, curto prazo. ....	147
Figura 14 Funções impulso-resposta para exportações de produtos básicos – nominal, longo prazo. ....	147
Figura 15: Funções impulso-resposta para exportações de alta tecnologia – real, curto prazo. ....	149
Figura 16: Funções impulso-resposta para exportações de alta tecnologia – real, longo prazo. ....	150

Figura 17: Funções impulso-resposta para exportações de baixa tecnologia – real, curto prazo .....	151
Figura 18: Funções impulso-resposta para exportações de baixa tecnologia – real, longo prazo.....	152
Figura 19 Funções impulso-resposta para exportações de média tecnologia – real, curto prazo .....	153
Figura 20 Funções impulso-resposta para exportações de média tecnologia – real, longo prazo.....	153
Figura 21 Funções impulso-resposta para exportações de semimanufaturados – real, curto prazo .....	154
Figura 22: Funções impulso-resposta para exportações de semimanufaturados – real, longo prazo.....	154
Figura 23: Funções impulso-resposta para exportações de produtos básicos – real, curto prazo. ....	156
Figura 24 Funções impulso-resposta para exportações de produtos básicos – real, longo prazo.....	156

## LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1: Taxa de câmbio US\$/BRL x exportações FOB (US\$ milhões. Fonte: elaborado pelo autor a partir de dados do BACEN e Comexstat. ....	27
Gráfico 2: Volatilidade condicional mensal BRL-USD 2002 – 2022. Fonte: elaborado pelo autor a partir de dados do Banco Mundial. ....	29
Gráfico 3: Exportações brasileiras em US\$ bilhões (FOB) e sua respectiva participação (%) no PIB 1960 – 2023. Fonte: elaborado pelo autor a partir de dados do Banco Mundial.....	35
Gráfico 4: participação percentual por setores segundo a classificação de Lall (2000) nas exportações brasileiras 2002 - 2022. Fonte: elaboração própria a partir de dados do Comexstat. ....	36
Gráfico 5: : exportações nominais brasileiras em US\$ (bilhões) por setores segundo a classificação de Lall (2000) 2002 - 2022. Fonte: elaboração própria a partir de dados do Comexstat. ....	37
Gráfico 6: Exportações FOB mensais de manufaturas de alta tec. (2000) - US\$ Bilhões. Fonte: elaboração própria a partir de dados do Comex Stat. ....	93
Gráfico 7: Exportações FOB mensais de manufaturas de média tecnologia (2000) - US\$ Bilhões. Fonte: elaboração própria a partir de dados do Comex Stat. ....	94
Gráfico 8 Exportações FOB mensais de manufaturas de baixa tecnologia (2000) - US\$ Bilhões. Fonte: elaboração própria a partir de dados do Comex Stat. ....	94
Gráfico 9: Exportações FOB mensais de produtos semimanufaturados (2000) - US\$ Bilhões. Fonte: elaboração própria a partir de dados do Comex Stat. ....	95
Gráfico 10: Exportações FOB mensais de produtos básicos ou primários segundo a classificação de Lall (2000) - US\$ Bilhões. Fonte: elaboração própria a partir de dados do Comex Stat.....	95
Gráfico 11: Índice de produção de industrial OCDE. Fonte: elaboração própria a partir de dados da OCDE. ....	97
Gráfico 12: Índice de preços de Commodities do Banco Mundial. Fonte: elaboração própria a partir de dados do Banco Mundial.....	99
Gráfico 13: Taxa de câmbio nominal média mensal. Fonte: elaboração própria a partir de dados da Banco Central. ....	101

**LISTA DE TABELAS**

Tabela 1 - Quantidade de resultados encontrados no <i>Scopus</i> e <i>Web of Science</i> .....	49
Tabela 2 - Resumo dos trabalhos sobre os impactos da volatilidade cambial sobre exportações e/ou importações .....	60
Tabela 3 - Agregação das exportações segundo a tipologia de Lall. ....	85
Tabela 4: variáveis utilizadas no estudo.....	90

## LISTA DE SIGLAS

ARCH	Autoregressive Conditional Heteroscedasticity
ARDL	Autoregressive Distributed Lag
EGARCH	Exponential General Autoregressive Conditional Heteroskedastic
EUA	Estados Unidos da América
FOB	Free on Board
GATT	Acordo Geral sobre Tarifas e Comércio
IIP	IPI
IPC	Índice de Preços de Commodities
LDC	Less Developed Country
MRA	Meta-Regressão
NARDL	A Nonlinear Autoregressive Distributed Lag
OCDE	Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico
OMC	Organização Mundial do Comércio
PIB	Produto Interno Bruto
PMG	Pooled Mean Group
RER	Taxa de Câmbio Real
RMB	Renminbi
SADC	Comunidade para o Desenvolvimento da África Austral
SH	Sistema Harmonizado
SVAR	Structural Vector Autoregression
TGARCH	Threshold GARCH
UE	União Européia
VAR	Vector Autoregression

## SUMÁRIO

<b>1 INTRODUÇÃO</b> .....	<b>17</b>
<b>2. REVISÃO DE LITERATURA</b> .....	<b>25</b>
<b>2.1 Contexto macroeconômico</b> .....	<b>25</b>
<b>2.1.2. Panorama do comércio internacional do Brasil.</b> .....	<b>30</b>
<b>2.2 Definição de risco e volatilidade</b> .....	<b>38</b>
<b>2.2.1 Fatos estilizados sobre volatilidade cambial.</b> .....	<b>41</b>
<b>2.3 Marco teórico</b> .....	<b>43</b>
<b>2.4 Evidências empíricas sobre o efeito da volatilidade cambial sobre as exportações.</b> .....	<b>48</b>
2.1.1 Evidências empíricas no contexto brasileiro .....	58
2.1.2 – Resumo da literatura empírica analisada .....	60
<b>3 ESTRATÉGIA EMPÍRICA</b> .....	<b>68</b>
<b>3.1 Metodologia econométrica: do modelo VAR ao SVAR</b> .....	<b>68</b>
3.1.1 – Critérios de seleção .....	76
<b>3.2 Teste de Shapiro-Wilk</b> .....	<b>80</b>
<b>3.3 Testes de raiz unitária</b> .....	<b>78</b>
<b>3.3. Natureza e fonte dos dados</b> .....	<b>82</b>
3.3.1 A tipologia de Lall .....	83
<b>3.4. Modelo proposto e suas variáveis</b> .....	<b>90</b>
3.3.1. Variáveis de exportação. ....	91
3.3.2. Índice de Produção Industrial OCDE (IPI). ....	96
3.3.3. Índice de Preços de Commodities do Banco Mundial (IPC) .....	98
3.3.4 Taxas de Câmbio .....	100
3.3.5. Volatilidade .....	103
3.3.5.6. Os modelos GARCH .....	106
3.3.6. O modelo SVAR proposto .....	109
<b>4 ANÁLISE DOS RESULTADOS</b> .....	<b>116</b>
<b>4.1 Testes preliminares: normalidade e volatilidade</b> .....	<b>116</b>
<b>4.2 Testes preliminares: raiz unitária e quebras estruturais</b> .....	<b>120</b>
<b>4.2 Testes preliminares: estabilidade do VAR e normalidade dos resíduos</b> .....	<b>124</b>

4.2.1 VAR para câmbio nominal.....	124
4.2.2 VAR para câmbio real .....	129
<b>4.3 Resultados e discussão.....</b>	<b>133</b>
4.3.1. Resultados dos choques utilizando câmbio nominal .....	134
4.3.2. Resultados dos choques utilizando câmbio real.....	148
<b>6 CONSIDERAÇÕES FINAIS .....</b>	<b>157</b>
<b>REFERÊNCIAS.....</b>	<b>161</b>
<b>APÊNDICE A – SVAR PARA CÂMBIO NOMINAL E EXPORTAÇÕES DE ALTA TECNOLOGIA: CURTO PRAZO .....</b>	<b>175</b>
<b>APÊNDICE B – SVAR PARA CÂMBIO NOMINAL E EXPORTAÇÕES DE ALTA TECNOLOGIA: LONGO PRAZO.....</b>	<b>177</b>
<b>APÊNDICE C – SVAR PARA CÂMBIO NOMINAL E EXPORTAÇÕES DE MÉDIA TECNOLOGIA: CURTO PRAZO.....</b>	<b>179</b>
<b>APÊNDICE D – SVAR PARA CÂMBIO NOMINAL E EXPORTAÇÕES DE MÉDIA TECNOLOGIA: LONGO PRAZO .....</b>	<b>181</b>
<b>APÊNDICE E – SVAR PARA CÂMBIO NOMINAL E EXPORTAÇÕES DE BAIXA TECNOLOGIA: CURTO PRAZO.....</b>	<b>183</b>
<b>APÊNDICE F – SVAR PARA CÂMBIO NOMINAL E EXPORTAÇÕES DE BAIXA TECNOLOGIA: LONGO PRAZO .....</b>	<b>185</b>
<b>APÊNDICE G – SVAR PARA CÂMBIO NOMINAL E EXPORTAÇÕES DE SEMIMANUFATURADOS: CURTO PRAZO.....</b>	<b>186</b>
<b>APÊNDICE H – SVAR PARA CÂMBIO NOMINAL E EXPORTAÇÕES DE SEMIMANUFATURADOS: LONGO PRAZO.....</b>	<b>188</b>
<b>APÊNDICE I – SVAR PARA CÂMBIO NOMINAL E EXPORTAÇÕES DE PRODUTOS BÁSICOS: CURTO PRAZO .....</b>	<b>189</b>
<b>APÊNDICE J – SVAR PARA CÂMBIO NOMINAL E EXPORTAÇÕES DE PRODUTOS BÁSICOS: LONGO PRAZO .....</b>	<b>191</b>
<b>APÊNDICE K – SVAR PARA CÂMBIO REAL E EXPORTAÇÕES DE ALTA TECNOLOGIA: CURTO PRAZO .....</b>	<b>192</b>
<b>APÊNDICE L – SVAR PARA CÂMBIO REAL E EXPORTAÇÕES DE ALTA TECNOLOGIA: LONGO PRAZO.....</b>	<b>194</b>
<b>APÊNDICE M – SVAR PARA CÂMBIO REAL E EXPORTAÇÕES DE MÉDIA TECNOLOGIA: CURTO PRAZO .....</b>	<b>195</b>

<b>APÊNDICE N – SVAR PARA CÂMBIO REAL E EXPORTAÇÕES DE MÉDIA TECNOLOGIA: LONGO PRAZO.....</b>	<b>197</b>
<b>APÊNDICE O – SVAR PARA CÂMBIO REAL E EXPORTAÇÕES DE BAIXA TECNOLOGIA: CURTO PRAZO .....</b>	<b>198</b>
<b>APÊNDICE P – SVAR PARA CÂMBIO REAL E EXPORTAÇÕES DE BAIXA TECNOLOGIA: LONGO PRAZO.....</b>	<b>200</b>
<b>APÊNDICE Q – SVAR PARA CÂMBIO REAL E EXPORTAÇÕES DE PRODUTOS SEMIMANUFATURADOS: CURTO PRAZO.....</b>	<b>201</b>
<b>APÊNDICE R – SVAR PARA CÂMBIO REAL E EXPORTAÇÕES DE PRODUTOS SEMIMANUFATURADOS: LONGO PRAZO .....</b>	<b>203</b>
<b>APÊNDICE S – SVAR PARA CÂMBIO REAL E EXPORTAÇÕES DE PRODUTOS BÁSICOS: CURTO PRAZO .....</b>	<b>204</b>
<b>APÊNDICE T – SVAR PARA CÂMBIO REAL E EXPORTAÇÕES DE PRODUTOS BÁSICOS: LONGO PRAZO .....</b>	<b>206</b>
<b>APÊNDICE U – AUTOVALORES DO TESTE DE ESTABILIDADE DO VAR COM ALTA, MÉDIA E BAIXA TECNOLOGIA - NOMINAL.....</b>	<b>207</b>
<b>.....</b>	<b>207</b>
<b>APÊNDICE V – AUTOVALORES DO TESTE DE ESTABILIDADE DO VAR COM PRODUTOS SEMIMANUFATURADOS E BÁSICOS – NOMINAL .....</b>	<b>208</b>
<b>.....</b>	<b>208</b>
<b>APÊNDICE W – AUTOVALORES DO TESTE DE ESTABILIDADE DO VAR COM ALTA, MÉDIA E BAIXA TECNOLOGIA - REAL.....</b>	<b>209</b>
<b>.....</b>	<b>209</b>
<b>APÊNDICE X – AUTOVALORES DO TESTE DE ESTABILIDADE DO VAR COM PRODUTOS SEMIMANUFATURADOS E BÁSICOS – REAL .....</b>	<b>210</b>
<b>.....</b>	<b>210</b>

## 1 INTRODUÇÃO

A primeira formalização do conceito de risco foi o trabalho seminal de Knight (1921), 'Risk, Uncertainty and Profit', que analisa a diferença entre risco e incerteza e a sua importância na tomada de decisões econômicas. Knight argumenta que o risco é algo que pode ser medido e quantificado com base em informações disponíveis. Por exemplo, ao lançar uma moeda, há um risco conhecido de que ela caia em um determinado lado – é possível calcular as probabilidades exatas com base na probabilidade de cada face da moeda. O risco é, portanto, algo que pode ser gerenciado, uma vez que existem informações suficientes para tomar uma decisão informada.

Por outro lado, Knight argumenta que a incerteza é algo que não pode ser medido ou quantificado. A incerteza ocorre quando não há informações suficientes para fazer uma previsão precisa. Por exemplo, se alguém abrir um novo negócio em uma área nunca antes explorada, há muitas variáveis desconhecidas que podem influenciar o resultado, como a concorrência e a demanda do mercado. Neste caso, não há como calcular as probabilidades exatas, então estará lidando com incerteza.

Knight argumenta que é a incerteza que leva ao lucro. Se todas as informações estivessem disponíveis e tudo pudesse ser previsto com precisão, não haveria espaço para o lucro – todos os retornos seriam conhecidos antecipadamente e não haveria vantagem em assumir riscos. No entanto, como a incerteza é uma parte inevitável da economia, sempre há espaço para lucros, pois os empreendedores dispostos a assumir riscos em um ambiente incerto têm a chance de ser recompensados pelo seu trabalho.

Em resumo, Knight destaca a importância de distinguir entre risco e incerteza na tomada de decisões econômicas e argumenta que é a incerteza que leva ao lucro em um ambiente de mercado.

Whaley (1993) define volatilidade como a medida de incerteza ou risco futuro associado a um ativo financeiro. Em outras palavras, é uma medida de quão fortemente o preço de um ativo flutua em relação ao seu valor médio ao longo do tempo. Whaley também destaca que a volatilidade é uma medida importante para investidores, pois afeta a precificação de opções, a alocação de portfólio e a gestão de risco.

A instituição do sistema de taxas de câmbio flutuantes em 1973 teve um impacto significativo na desregulamentação dos fluxos de capital. Antes desse sistema, a maioria dos países possuía taxas de câmbio fixas, o que significava que os governos precisavam intervir regularmente para manter a taxa de câmbio dentro de uma faixa estabelecida. Com a adoção do câmbio flutuante, as taxas de câmbio passaram a ser determinadas pelo mercado, sem intervenção governamental direta. Isso permitiu que os fluxos de capital se tornassem mais livres, pois os investidores poderiam negociar livremente as moedas de diferentes países com base em suas próprias avaliações de risco e retorno. No entanto, a desregulamentação dos fluxos de capital também aumentou a volatilidade dos mercados financeiros e elevou a exposição dos países a choques externos (CLARK, 1973).

A taxa de câmbio desempenha um papel fundamental na liquidação de transações com o mercado externo, pois é a medida do valor de uma moeda em relação a outra. Ela afeta o preço dos bens e serviços que são comprados e vendidos internacionalmente. Se uma empresa brasileira exporta seus produtos para os Estados Unidos, ela receberá pagamentos em dólares. Para converter esses dólares em reais, a empresa precisará adquirir dólares no mercado de câmbio, utilizando a taxa de câmbio vigente. Se a taxa de câmbio aumentar, a empresa receberá mais reais por cada dólar vendido, o que pode elevar sua receita e lucro. Por outro lado, se a taxa de câmbio se apreciar, haverá uma redução na lucratividade do exportador. Assim, a taxa de câmbio desempenha um papel importante na liquidação de transações internacionais, influenciando os preços, receitas e custos de empresas que negociam com o mercado externo. A volatilidade da taxa de câmbio é definida como o risco associado a movimentos inesperados na taxa de câmbio. É amplamente aceito que alta volatilidade da taxa de câmbio aumenta a incerteza e dificulta o crescimento do comércio exterior. Essa crença é aceita não apenas por políticos e participantes do mercado financeiro, mas também por economistas comerciais (CUSHMAN, 1983; ARIZE, 1997).

Os produtores são pressupostos como detentores de um conhecimento abrangente dos mercados. Em outras palavras, presume-se que os produtores estejam cientes dos preços de todos os insumos e produtos, além de terem um entendimento preciso da função de produção sob condições de concorrência

perfeita. Da mesma forma, os consumidores possuem informações sobre sua renda, funções de utilidade e os preços de todos os bens e serviços. No entanto, no contexto da economia real, a certeza na atividade econômica é uma exceção, visto que os resultados dessa atividade dependem não apenas das decisões individuais, mas também de fatores que estão fora do controle dos indivíduos. Conseqüentemente, a realidade é permeada pela presença de incerteza, o que pode resultar em resultados viesados mesmo nas decisões racionais das unidades econômicas. A incerteza que surge do aumento na volatilidade das taxas de câmbio introduz riscos adicionais. Como resultado, há a crença de que a volatilidade das taxas de câmbio impacta negativamente o comércio internacional (DI GIOVANNI E LEVCHENKO, 2009). A taxa de câmbio emerge como uma variável econômica crucial, tanto como um fator determinante do volume de exportação de um país quanto como um indicador de sua competitividade internacional. Simultaneamente, em nações em desenvolvimento, como o Brasil, a taxa de câmbio desempenha um papel relevante nos custos de produção devido ao valor total dos bens intermediários e de capital importados. Flutuações acentuadas na taxa de câmbio geram incertezas em relação aos lucros, resultando na redução dos ganhos do comércio internacional e no entrave dos volumes de comércio (COPETTI E CORONEL, 2020).

Portanto, o interesse na relação entre exportações e volatilidade cambial não é novo, datando, ao menos, da quebra do acordo de Bretton Woods, quando o estudo da influência da taxa de câmbio sobre a dinâmica econômica ganhou interesse. Inicialmente, segundo Menon (1995), na investigação dos efeitos pass-through, e, logo depois, com a investigação da volatilidade cambial na formação das expectativas dos exportadores (CLARK, 1973). Ethier (1973) analisa a relação entre o mercado cambial a termo e o comércio internacional. O autor argumenta que a existência de um mercado cambial a termo pode ajudar a facilitar o comércio internacional, permitindo que as empresas se protejam contra flutuações cambiais que podem afetar seus lucros e tornar o comércio mais arriscado. O mercado cambial a termo permite que as empresas fixem uma taxa de câmbio para uma transação futura, reduzindo assim a incerteza cambial e facilitando o planejamento de negócios. O argumento de que a volatilidade cambial é prejudicial às transações globais forma a base teórica do argumento

que algumas nações utilizam para adotar medidas de controle cambial como resposta à crise de 2008, dando origem ao termo 'currency wars' (BERGSTEN, 2013) e à introdução da política de incentivo às exportações via controle cambial na China.

Há, portanto, uma corrente da teoria econômica que mostra que a volatilidade cambial tem efeito negativo sobre o volume de exportações. Clark (1973) prevê que, na ausência de instrumentos de hedge e na ocorrência de volatilidade da taxa de câmbio, é provável que as exportações sofram um impacto negativo, uma vez que as empresas precisam antecipar sua produção com base nas expectativas de mudanças cambiais. Na ausência de mercados alternativos e da impossibilidade de substituição de insumos de custos mais elevados por alternativas mais vantajosas, a empresa decidirá sobre seus níveis de produção em antecipação à volatilidade cambial. Como movimentos desfavoráveis nas taxas de câmbio poderiam diminuir seus lucros, as empresas tenderiam a evitar essa exposição ao risco. Ethier (1973) argumenta na mesma linha.

Autores como Friedman (1953) e Mundell (1963) afirmam que a flutuação das taxas de câmbio deveria ser determinada pelo mercado, sem a intervenção do governo, pois isso permitiria que os preços relativos se ajustassem de forma mais rápida e eficiente às mudanças nas condições econômicas. Para esta corrente, a intervenção do governo no mercado cambial pode levar a distorções de preços e interferir na alocação eficiente de recursos, além de gerar incerteza para os agentes econômicos. Neste contexto, as crises cambiais são geralmente causadas por tentativas do governo de manter uma taxa de câmbio fixa, em vez de permitir a flutuação livre do mercado. Em suma, a flexibilidade cambial é uma condição importante para a estabilidade econômica e para a eficiência do mercado, permitindo que os ajustes de preços sejam feitos de forma rápida e sem distorções. Em termos de evidências empíricas, Sercu e Vanhulle (1992) não encontram indícios significativos de que a volatilidade cambial afete diretamente a rentabilidade das empresas exportadoras. Isso pode ser explicado pelo fato de que as empresas podem se proteger contra a volatilidade cambial usando instrumentos financeiros, como os contratos de câmbio a prazo.

Os anos 1990 foram marcantes em termos de abertura comercial para o Brasil. Por um lado, o país avançou na balança comercial; por outro, houve a

liberalização dos fluxos financeiros para captar recursos a fim de cobrir os constantes déficits no balanço de pagamentos em transações correntes, que só passaram a ser sanados a partir de 2002. Simultaneamente, o mundo passava por um revigoramento da integração comercial, estimulada pela emergência da Ásia como um player global e pela dissolução do bloco socialista. Ainda em 1999, o país passou a conviver com o regime de câmbio flutuante, tornando o dólar um fator importante na formação dos preços domésticos (LEITE E PIMENTEL, 2021). Logo, cabe a pergunta: a volatilidade cambial teria efeito sobre as expectativas dos exportadores, conforme teorizado por autores como Clark (1973) e Ethier (1973)?

A falta de uma definição teórica sobre o tema inspirou uma literatura que se ocupa dos efeitos da volatilidade cambial sobre as exportações. A meta-análise de Córic e Pugh (2010), expandida por Wesley et al. (2012), encontra 33 estudos com impacto negativo da volatilidade cambial sobre as exportações e outros 25 positivos.

Os resultados do estudo sugerem que a relação entre a variabilidade da taxa de câmbio e o comércio internacional é complexa e depende de muitos fatores. Em geral, espera-se que a variabilidade da taxa de câmbio tenha um efeito negativo sobre o comércio internacional, mas tais efeitos são relativamente pequenos. Além disso, o efeito da volatilidade cambial sobre o comércio internacional é influenciado por uma série de fatores, incluindo o tamanho da economia, o grau de abertura ao comércio, a orientação geográfica do comércio e o grau de integração regional. Os autores também identificaram algumas limitações nos estudos anteriores, incluindo a falta de controle por outros fatores que podem influenciar o comércio internacional, a escolha de medidas inadequadas para a variabilidade da taxa de câmbio e a falta de clareza sobre a direção causal da relação entre a variabilidade da taxa de câmbio e o comércio internacional. Tais limitações levam a literatura sobre o tema a ser inconclusiva. Exemplos de outros trabalhos empíricos que demonstram efeitos negativos da volatilidade cambial sobre as exportações incluem Sugiharti, Esquivias e Setyorani (2020), Chet et al. (2010) e Hayakawa e Kimura (2009), enquanto resultados inconclusivos ou com resultados mistos são obtidos por Nishimura e Hiragawa (2013), Oskee e Gelan (2018) e Bittencourt e Correa (2021).

Comparando as metodologias utilizadas na literatura de abordagem quantitativa, os autores comparam os efeitos da volatilidade, delimitando-os entre efeitos de dados e efeitos de especificação. Os primeiros referem-se a escolhas sobre o horizonte temporal, mercados, indústrias, países, blocos econômicos, além do nível de agregação da variável dependente. Os segundos estão relacionados à escolha das medidas de volatilidade, preços reais ou nominais, ou à estratégia empírica.

Em termos de modelo empírico e especificação da variável dependente, a literatura fornece inúmeros exemplos. Sugiharti, Esquivias e Setyorani (2020) e Nishimura e Hirayama (2013), Votta (2017) e Souza et al. (2021) utilizam modelos ARDL-NRDL. Hayakawa e Kimura (2009) utilizam um modelo gravitacional, e Bittencourt e Correa (2021) utilizam um modelo de dados em painel com regressão Poisson e maximum likelihood. Quanto à variável dependente, Bittencourt e Correa (2021) utilizam a composição setorial das exportações brasileiras, mas argumentam que a maioria dos estudos utiliza dados agregados e que os poucos estudos que buscam investigar o efeito da volatilidade cambial setorialmente o fazem em um setor apenas, principalmente na agricultura, a exemplo de Schuh (1974), Batten e Belongia (1986), Haley e Krissoff (1987) e Bessler e Babula (1987). Bittencourt, Larson e Thompson (2007) também estimam o efeito da volatilidade cambial setorialmente, mas para o comércio bilateral do Mercosul.

Outra corrente da literatura buscou uma abordagem empírica que possibilitasse a acomodação de relações econômicas dinâmicas entre as variáveis do sistema, como é o caso da família de modelos de vetores autoregressivos (VAR). Assim, estudos como Koray e Lastrapes (1989), Aslan, Çepni e Gül (2021), Köse e Aslan (2023) fizeram uso da abordagem Structural Vector Autoregression (SVAR) para determinar restrições aos modelos que sejam consistentes com a teoria e com condições econômicas, porém utilizando variáveis agregadas de exportação, importação ou comércio bilateral.

Neste contexto, a presente tese propõe-se a desenvolver uma análise empírica da relação entre a volatilidade cambial e o valor das exportações setoriais no Brasil através de uma abordagem por SVAR no período de 2002 a 2022. Levando em conta a teoria e o observado na literatura internacional, a hipótese levantada é que a volatilidade terá efeitos negativos e/ou mistos sobre

o fluxo de exportações, respondendo à pergunta: qual é o efeito da volatilidade cambial sobre as exportações brasileiras?

Nas últimas décadas, o comércio exterior brasileiro tem aumentado em volume, sendo que exportações e importações representaram 39% do PIB brasileiro em 2021, segundo dados do Banco Mundial, superando 1 trilhão de reais. Tal participação tem se focado, entretanto, em commodities agrícolas e minerais em detrimento de produtos manufaturados (BITTENCOURT; CORREA; 2021).

Neste sentido, o estudo de Sousa et al. (2019), que analisa o desempenho das exportações brasileiras nas últimas décadas em comparação com outros sete países similares selecionados, traz algumas conclusões similares. Em termos de sofisticação e crescimento, as exportações brasileiras tiveram um desempenho semelhante ao dos outros países. No entanto, as exportações brasileiras se destacaram em alguns aspectos, como sobrevivência, enquanto poderiam ter desempenhado melhor em outros aspectos, como diversificação.

Portanto, partindo do pressuposto de que a volatilidade cambial tem efeito negativo sobre as exportações, o país pode tornar-se mais dependente de uma pauta concentrada em produtos primários. Neste caso, há duas correntes de analistas: os mais otimistas quanto à ascensão chinesa sobre a região, como Devlin, Estevadeordal e Rodríguez-Clare (2006) e Blázquez-Lidoy, Rodríguez, Santiso (2006), que veem a demanda por produtos primários como uma janela de oportunidade para investimentos produtivos na região; e os menos otimistas, ou céticos, como Phillips (2007), Paus (2009) e Roett e Paz (2016), que, apesar de admitirem como benéfica a demanda por produtos primários, temem que a especialização neste setor seja uma ameaça para as estruturas produtivas mais maduras, especialmente nos países de renda média, como Brasil e Argentina.

Por fim, uma das preocupações de analistas e policy makers é o papel de mudanças estruturais no cenário internacional e seu efeito sobre a performance da economia, especificamente a queda na proporção de setores mais dinâmicos sobre o PIB. Segundo a Associação do Comércio Exterior do Brasil (2022), nos últimos anos a exportação de produtos manufaturados amargou um déficit na balança comercial de US\$ 111,778 bilhões, o que representa uma queda proporcional de 39,91% em 2016 para 27,35% em 2021.

Para alcançar os seus objetivos, o trabalho foi dividido em 5 seções, incluindo esta introdução. O próximo capítulo expõe o marco teórico, o contexto macroeconômico das exportações brasileiras, o conceito de volatilidade e reúne na literatura evidências empíricas do efeito da volatilidade cambial sobre as exportações. Em seguida, a seção metodológica aborda o modelo SVAR, os testes de raiz unitária e de identificação de volatilidade utilizados, a natureza dos dados, as variáveis utilizadas e o modelo estimado. O capítulo seguinte traz a exposição e análise dos resultados obtidos, e por fim, a seção 5 traz as considerações finais

## 2. REVISÃO DE LITERATURA

### 2.1 Contexto macroeconômico

John Maynard Keynes delineou os primeiros argumentos que hoje são conhecidos como objetivos conflitantes de política monetária. Segundo Irwin (2017), Keynes argumenta em seu 'Tract on Monetary Reform' (1932) que o banco central de um país poderia estabilizar preços ou taxas de câmbio, mas nunca ambos simultaneamente. Este conflito foi demonstrado durante a grande depressão dos anos 1930, quando os países podiam optar por manter fixas as taxas de câmbio, mantendo-se no padrão-ouro, ou estabilizar seus preços. Como resultado, um a um, os países abandonaram o padrão-ouro e, já em 1936, nenhum país relevante mantinha-se nesse padrão.

Com o colapso do padrão-ouro, nasceu um debate sobre a nova ordem monetária internacional que culminou na conferência de Bretton Woods. Apesar da experiência desastrosa dos anos 1930, não houve debate sobre taxas de câmbio flexíveis. Havia um consenso sobre o abandono do padrão-ouro, mas não se discutiu a adoção de taxas de câmbio flexíveis. Em vez disso, os participantes de Bretton Woods endossaram a proposta de um meio-termo entre câmbio fixo e flutuante. Irwin (2017) argumenta que, a partir da desvalorização da libra esterlina em 30%, os argumentos contra a manutenção de taxas de câmbio fixas começaram a tomar forma, inicialmente com trabalhos como 'The Case for Flexible Exchange Rates', publicado por Milton Friedman em 1953, e 'The Case for Flexible Exchange Rates', publicado por Friedrich Lutz em 1954.

Em 15 de agosto de 1971, o presidente dos Estados Unidos, Richard Nixon, anunciou o fim da conversibilidade do dólar em ouro, suspendendo temporariamente o Acordo de Bretton Woods. Essa medida foi tomada para evitar uma corrida às reservas de ouro dos Estados Unidos e reverter a deterioração da balança de pagamentos do país. A suspensão da conversibilidade do dólar em ouro foi parte de um pacote mais amplo de medidas econômicas que incluiu a cobrança de um imposto de 10% sobre as importações

e a introdução de controles temporários de preços e salários para controlar a inflação. Este foi o primeiro passo para o abandono do sistema de Bretton Woods, que culminou em 1973, quando os preços das principais moedas do mundo passaram a flutuar.

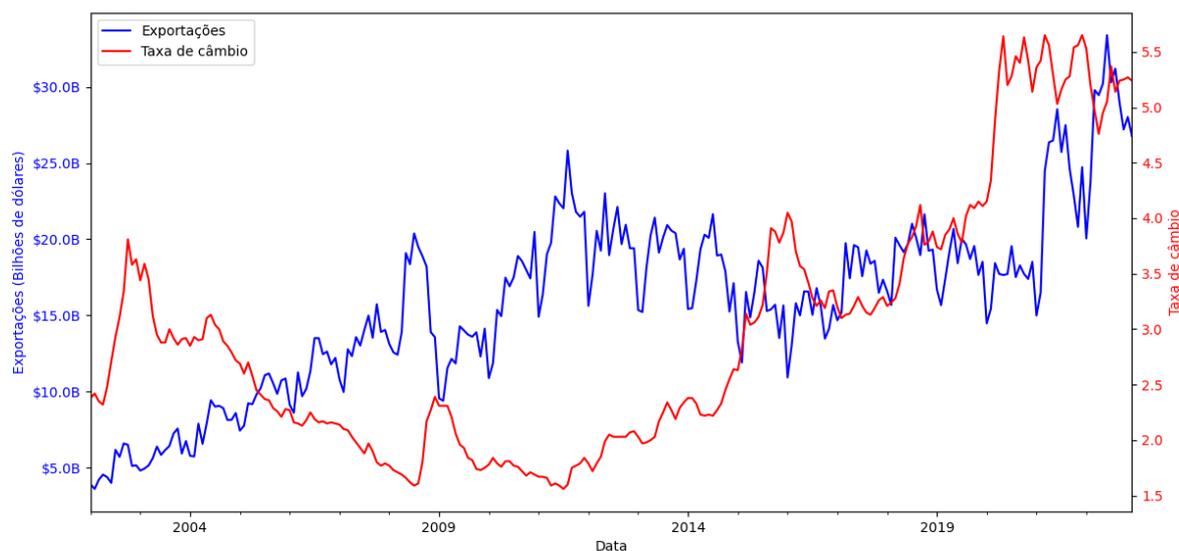
A partir do colapso de Bretton Woods em 1973, o sistema que emergiu em seu lugar, segundo Prates (2015), é constituído por um arranjo institucional hierarquizado em torno do dólar flexível e fiduciário, caracterizado por assimetrias entre as moedas dos países centrais e dos países periféricos, o que condiciona as dinâmicas dos mercados de câmbio destes últimos, e com uma dimensão financeira caracterizada pela flexibilização dos movimentos de capitais. Neste contexto, surge a preocupação com a volatilidade cambial sobre as exportações.

Clark et al. (2004) examinam a relação entre a volatilidade da taxa de câmbio e os fluxos comerciais em um grande conjunto de países. Os resultados do estudo sugerem que a volatilidade da taxa de câmbio tem um efeito pequeno e geralmente insignificante sobre os fluxos comerciais. Isso implica que reduzir a volatilidade da taxa de câmbio pode não ter um grande impacto sobre o comércio internacional. No entanto, os efeitos da volatilidade da taxa de câmbio podem variar entre países e regiões. Países emergentes podem ser mais vulneráveis aos efeitos da volatilidade da taxa de câmbio devido a fatores como mercados financeiros menos desenvolvidos e maior dependência do comércio internacional.

O Brasil, a exemplo de outros países, utiliza a política cambial com o intuito de incentivar suas exportações e como ferramenta de controle de preços. No primeiro caso, quando a moeda brasileira, o real, se desvaloriza em relação a outras moedas, os preços dos produtos brasileiros em moeda estrangeira diminuem, tornando-os mais competitivos nos mercados internacionais. Isso pode estimular a produção e as exportações de produtos brasileiros. Um exemplo disso pode ser visto na indústria agrícola brasileira. Quando o real se desvaloriza, os preços em moeda local dos principais produtos agrícolas aumentam, estimulando a produção e as exportações desses produtos. Simulações mostram que a desvalorização do real resulta em maiores suprimentos mundiais, preços mais baixos nos mercados globais e aumento da concorrência para as exportações de outros países (UNITED STATES

DEPARTMENT OF AGRICULTURE, 2020). O gráfico 1 ilustra, por meio de dados de exportações e de taxas cambiais US\$/BRL ao longo dos anos, a relação descrita

Gráfico 1: Taxa de câmbio US\$/BRL x exportações FOB (US\$ milhões).



Fonte: elaborado pelo autor a partir de dados do BACEN e Comexstat.

Durante o regime militar no Brasil (1964-1985), o governo adotou uma política fiscal expansionista para promover o crescimento econômico. Essa política incluiu investimentos em grandes projetos de infraestrutura e aumento dos gastos públicos. No entanto, essa política fiscal expansionista resultou em dificuldades no balanço de pagamentos do país. O aumento dos gastos públicos levou a um aumento das importações, o que resultou em um déficit na balança comercial. Além disso, a política fiscal expansionista foi financiada em parte por meio de empréstimos externos, o que aumentou a dívida externa do país. Isso levou a dificuldades no balanço de pagamentos e, eventualmente, a uma crise da dívida externa (LAGO, 2014).

A crise seria atenuada e, eventualmente, debelada, de acordo com Lopes (2018), apenas com a adoção do Plano Real em 1994. Uma das principais medidas adotadas pelo Plano foi o uso de uma âncora cambial, uma política monetária na qual a taxa de câmbio do país foi fixada em relação a uma moeda estrangeira forte, no caso, o dólar americano. Isso significa que o Banco Central

se comprometeu a manter a taxa de câmbio fixa, comprando ou vendendo moeda estrangeira conforme necessário para manter a taxa de câmbio estável. Isso ajudou a estabilizar os preços internos, já que os preços dos produtos importados ficaram estáveis em termos de reais. Além disso, a âncora cambial ajudou a aumentar a confiança dos investidores e a atrair investimentos estrangeiros para o país.

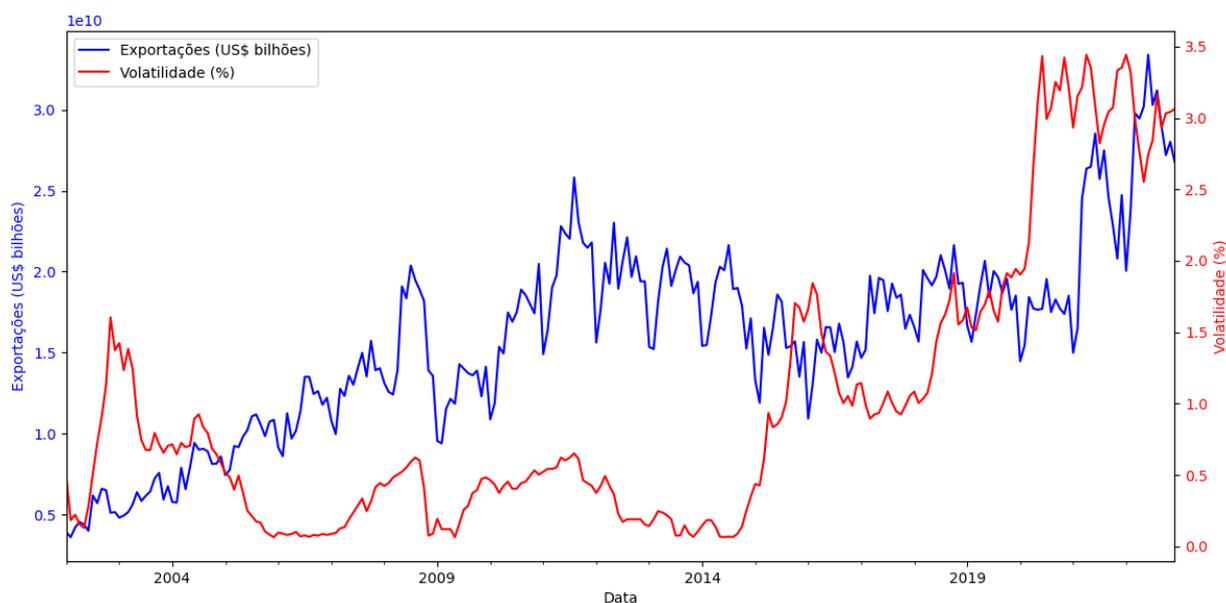
No entanto, o uso da âncora cambial também teve desvantagens. A taxa de câmbio fixa tornou as exportações brasileiras menos competitivas, já que os preços dos produtos brasileiros em moeda estrangeira aumentaram. Além disso, a política de manutenção da taxa de câmbio fixa exigiu que o banco central mantivesse altas taxas de juros para atrair capitais estrangeiros, o que aumentou o custo do crédito e desacelerou o crescimento econômico. Em 1999, após uma série de crises financeiras internacionais e pressões sobre o balanço de pagamentos, o governo brasileiro abandonou a âncora cambial em sua forma de bandas cambiais e adotou um regime de câmbio flutuante (LOPES, 2018).

Desde então, o Brasil adota um regime de câmbio flutuante. Isso significa que a taxa de câmbio do real em relação a outras moedas é determinada pelo mercado, com base na oferta e demanda por moeda estrangeira. Sob um regime de câmbio flutuante, a taxa de câmbio pode variar diariamente de acordo com as condições do mercado. Isso permite que a economia se ajuste mais rapidamente a choques externos, como mudanças nos preços das commodities ou na política monetária dos principais parceiros comerciais do Brasil. No entanto, o Banco Central do Brasil pode intervir no mercado de câmbio para suavizar as flutuações excessivas da taxa de câmbio. Essas intervenções podem incluir a compra ou venda de moeda estrangeira no mercado à vista ou a oferta de contratos de swap cambial. Além disso, o Banco Central do Brasil também pode usar outras ferramentas de política monetária, como a taxa básica de juros (Selic), para influenciar a taxa de câmbio indiretamente. Por exemplo, aumentar a taxa Selic pode tornar os investimentos em reais mais atrativos para os investidores estrangeiros, aumentando a demanda por reais e valorizando a taxa de câmbio.

Com a vigência do regime de câmbio flutuante, surge a questão da volatilidade das taxas de câmbio. A volatilidade cambial é um fenômeno que pode afetar a economia de um país de várias maneiras. No Brasil, desde 2020,

a volatilidade da taxa de câmbio BRL-USD tem estado em um patamar maior do que o seu nível histórico. Isso pode ser visto no Gráfico 2, que mostra a volatilidade condicional da taxa de câmbio nominal média mensal do período de 2002 a 2022. O Banco Central do Brasil, em seu relatório de inflação de março de 2021, calcula a volatilidade implícita model-free extraída de opções de câmbio com um mês de prazo com resultados similares ao demonstrado no gráfico 2. Pode-se notar um aumento significativo da volatilidade a partir de março de 2020, início da pandemia da Covid-19 no Brasil.

Gráfico 1: Volatilidade condicional mensal BRL-USD 2002 – 2022.



Fonte: elaborado pelo autor a partir de dados do Banco Mundial.

Aumentos na volatilidade da taxa de câmbio podem contribuir para maior incerteza macroeconômica, prejudicando a formação de expectativas dos agentes econômicos em relação ao futuro da economia e a condução apropriada de políticas públicas. Por exemplo, um câmbio volátil pode desincentivar investimentos externos e prejudicar importadores e exportadores ao dificultar o planejamento dos agentes econômicos. Há vários fatores que podem explicar os movimentos da volatilidade cambial, desde fatores sistêmicos, como a própria pandemia, até fatores idiossincráticos domésticos, como a situação fiscal brasileira ou a estrutura do mercado cambial brasileiro.

Alguns estudos têm investigado essa relação. Vieira e Damasceno (2016) demonstraram que entre 1995 e 2011 o aumento da volatilidade cambial provocou redução da taxa de crescimento econômico. Salomão, Santos e Reis (2021) analisam os efeitos da volatilidade da taxa de câmbio sobre os principais canais de demanda agregada, o consumo e a formação bruta de capital fixo. As estimações foram feitas entre o 1º trimestre de 1999 e o 2º trimestre de 2018 e para o subperíodo pós-crise de 2008 (1º trimestre de 2008 e 2º trimestre de 2018). Os resultados obtidos por MQO e GMM mostram que a volatilidade da taxa de câmbio afeta negativamente os investimentos, mas não o consumo. Além disso, os efeitos negativos foram mais intensos a partir da crise de 2008 quando comparados com todo o período de regime de câmbio flutuante..

Araújo, Araújo e Brito (2023) estudam os efeitos da incerteza cambial sobre o investimento das empresas de capital aberto no Brasil. A pesquisa foi realizada por meio da análise de dados em painel dinâmico para 24 setores da indústria de transformação, reagrupados em quatro setores segundo a intensidade dos fatores empregados na produção: (i) intensiva em recursos naturais; (ii) intensiva em trabalho; (iii) intensiva em escala; e (iv) intensiva em tecnologia. A base de dados compreende o período de 1997 a 2019 e foi obtida dos demonstrativos financeiros de 309 empresas da indústria de transformação extraídos da base Económica, além de variáveis obtidas junto ao Ipeadata e ao Banco Central do Brasil.

Os principais resultados empíricos da pesquisa indicaram que o coeficiente estimado da variável volatilidade cambial só não foi significativo para o grupo de empresas cuja intensidade de fatores produtivos é em recursos naturais. Para todos os demais grupos, este coeficiente foi estatisticamente significativo, indicando que a volatilidade da taxa de câmbio afeta o investimento das indústrias domésticas, em especial aquelas intensivas em tecnologia, no período considerado

### 2.1.2. Panorama do comércio internacional do Brasil.

Até os anos 60, de acordo com Menezes et al. (2010), o Brasil tinha uma produção voltada principalmente para a exportação de produtos primários, como

o café, que no início do século era responsável por 70% de todas as exportações do país. Posteriormente, outros produtos ganharam destaque, como cacau, algodão, fumo, açúcar, madeiras, carnes e minérios (principalmente ferro e manganês). Na década de 70, o perfil das exportações brasileiras mudou com o aumento da participação de produtos industrializados e o surgimento da soja e seus derivados entre os principais produtos de exportação do país. O aumento do preço da soja e seus derivados no mercado mundial despertou o interesse dos agricultores e do governo.

A produção de soja estava inicialmente concentrada nos estados do Rio Grande do Sul, Santa Catarina, Paraná e São Paulo. Com a crescente demanda mundial por soja em grão e seus derivados, como farelo e óleo, o governo brasileiro incentivou a expansão da cultura agrícola para a região Centro-Oeste, através de linhas de crédito favorecidas e novas técnicas agrícolas. Entre 1970 e 1980, a área cultivada com soja aumentou de pouco mais de 1,3 milhões de hectares para cerca de 8,5 milhões de hectares, enquanto a produção brasileira passou de cerca de 1,5 milhões de toneladas para 15 milhões de toneladas. Em 1980, o Brasil já havia se consolidado como o segundo maior produtor mundial de soja, ultrapassando a China e representando 18,73% da produção mundial, ficando atrás apenas dos Estados Unidos (Menezes et al., 2010).

Entre 1974 e 1979, as exportações brasileiras cresceram no mesmo ritmo do mercado importador mundial, abaixo do que havia sido registrado no período de 1967 a 1973. Na segunda metade da década de 70, houve um aumento na diversificação de mercados e produtos, resultado de uma política de promoção comercial e incentivos à exportação mais agressiva. A participação dos produtos manufaturados nas exportações aumentou ainda mais, passando de 23,1% para 44-45% em 1979-80. Se considerarmos os produtos industrializados, incluindo os semimanufaturados, o aumento na participação foi de 32,4% para 56%. Em 1979, a participação do café nas exportações havia caído para 27,2%. A participação de outros países latino-americanos nas exportações brasileiras também aumentou, passando de 9% em 1973 para 16% em 1979 (Menezes et al., 2010).

Na época, o Governo Militar adotou uma política comercial altamente protecionista. A proporção das importações no PIB caiu de 12% em 1974 - um recorde histórico, semelhante ao alcançado em 1954 - para apenas 7,25% em

1978. O esforço para expandir as exportações foi bem-sucedido, pois elas dobraram entre 1973 e 1978, passando de US\$ 6,2 bilhões para US\$ 12,7 bilhões. A partir dos anos 80, o Brasil preservou uma postura defensiva em relação às exportações, em função de restrições cambiais e de fragilidades financeiras que eram recorrentes nesse período. As exportações brasileiras cresceram a uma taxa anual de 3% durante a década de 1980 (Almeida, 2007).

Segundo Abreu e Werneck (2014), a liberalização comercial brasileira aconteceu de forma unilateral entre o final dos anos 80 e meados dos anos 90. Foi caracterizada pela redução de barreiras tarifárias e não tarifárias, algumas das quais estavam em vigor desde os anos 1940. Motivada por pressões tanto de setores importadores de insumos quanto de exportadores buscando concessões dos parceiros do Brasil para ampliar o acesso aos seus mercados, essa liberalização unilateral foi implementada antes do final da Rodada Uruguai do GATT em 1994. Como resultado das negociações multilaterais, grande parte da liberalização comercial unilateral implementada pelo Brasil desde 1988 foi consolidada em um período de cinco anos a partir de 1995. O interesse brasileiro na rodada estava focado em temas tradicionais: produtos tropicais, antidumping, medidas compensatórias de subsídios e salvaguardas aplicadas nos mercados importadores.

Paralelamente às negociações da Rodada Uruguai, houve uma aproximação entre Brasil e Argentina, resultando na criação do Mercosul em 1991. O processo começou com a Declaração de Iguazu em novembro de 1985, seguida pelo Tratado de Integração, Cooperação e Desenvolvimento entre Brasil e Argentina em novembro de 1988. Este tratado criou um espaço econômico comum e estipulou a remoção de obstáculos tarifários e não tarifários ao comércio de bens e serviços em um prazo máximo de 10 anos. Finalmente, o processo culminou com o Tratado de Assunção em março de 1991, que criou o Mercosul, estabelecido definitivamente em 31 de dezembro de 1994. Entre 1990 e 1994, a participação das exportações para os países do Mercosul nas exportações totais brasileiras praticamente triplicou, totalizando 13,6% em 1994 (Abreu e Werneck, 2014).

Nas últimas três décadas, houve um aumento significativo nas exportações brasileiras, acompanhado por mudanças na composição da pauta de exportação e nos mercados de destino, bem como uma redistribuição regional

das exportações, com as regiões Centro-Oeste e Norte ganhando participação em detrimento das regiões mais industrializadas, como o Sudeste e o Sul. Em 1994, quando o Plano Real foi implementado, as exportações e importações brasileiras estavam em torno de US\$ 50 bilhões. Desde então, tanto as exportações quanto as importações cresceram quase continuamente. A partir de 2008, ambas ultrapassaram a marca de US\$ 200 bilhões e permaneceram acima desse patamar na maior parte do tempo, exceto em 2009, durante a crise do comércio mundial (Souza, Casagrande e Ferreira, 2019).

A entrada da China na OMC em 2001 impulsionou o crescimento do comércio brasileiro. Entre 1994 e 2001, a corrente de comércio do Brasil aumentou em média US\$ 6 bilhões por ano. No entanto, entre 2002 e 2009, esse aumento médio foi de US\$ 27 bilhões por ano, 4,5 vezes maior, mesmo com a queda em 2009 devido à crise financeira. Após a crise, o comércio continuou a crescer rapidamente, mas a recessão da economia brasileira em 2015 e 2016 desacelerou esse crescimento. De 2010 a 2017, a corrente de comércio brasileiro cresceu apenas metade do que aconteceu no período pré-crise, com uma média de US\$ 15 bilhões por ano, ainda mais que o dobro do período pré-China (Souza, Casagrande e Ferreira, 2019).

A abertura comercial brasileira ocorreu concomitantemente a um aumento do efeito da volatilidade macroeconômica no comércio mundial. Di Giovanni e Levchenko (2009) examinam os mecanismos pelos quais a volatilidade da produção está relacionada à abertura comercial, usando um conjunto de dados de painel de nível industrial de produção e comércio de manufatura de 61 países para o período de 1963 a 2003. Como os autores fazem uso de efeitos fixos interagidos, foi possível controlar uma gama muito mais ampla de variáveis omitidas. Por exemplo, os efeitos do país X tempo absorveriam não apenas as características inerentes do país, mas também o efeito médio das características do país que variam ao longo do tempo, como o nível geral de desenvolvimento, crescimento, volatilidade macroeconômica, liberalização financeira, episódios de instabilidade política, mudanças na política monetária e fiscal, mudanças no regime político, mudanças no regime cambial, adesão à OMC ou a quaisquer outros blocos comerciais, uniões monetárias, crises de balanço de pagamentos/moeda/bancos, desastres naturais, guerras e muitos outros.

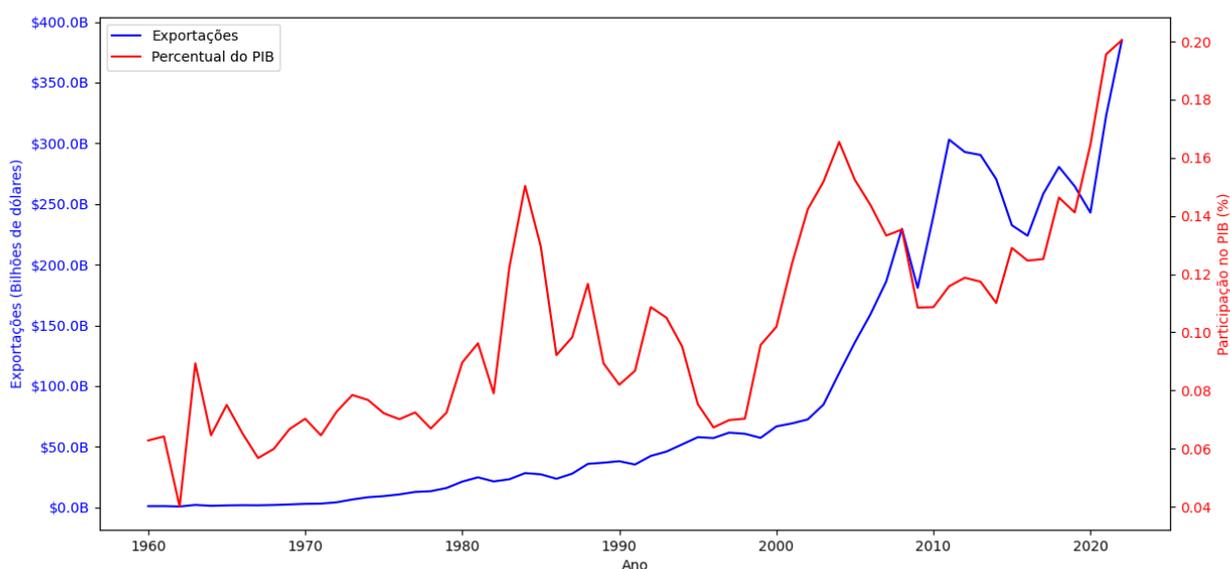
Os principais resultados obtidos no estudo foram três. Primeiro, os setores mais abertos ao comércio internacional são mais voláteis. Segundo, o comércio é acompanhado por uma maior especialização, que, combinada com a abertura setorial, implica em um aumento na volatilidade agregada. Terceiro, os setores que são mais abertos ao comércio são menos correlacionados com o resto da economia, um efeito que atua para reduzir a volatilidade geral. As estimativas pontuais indicaram que cada um dos três efeitos tem um impacto considerável na volatilidade agregada. Somados, eles implicam que a relação entre abertura comercial e volatilidade geral é positiva e economicamente significativa. O impacto também varia muito com as características do país. Os autores estimam que o mesmo aumento na abertura está associado a um aumento na volatilidade agregada que é cinco vezes maior em países em desenvolvimento em comparação com países desenvolvidos. Finalmente, eles descobriram que o impacto marginal da abertura na volatilidade aproximadamente dobrou nos trinta anos analisados, o que implica que o comércio se tornou mais intimamente relacionado à volatilidade ao longo do tempo (Di Giovanni e Levchenko, 2009).

Nos últimos 20 anos, as exportações brasileiras têm crescido significativamente e o país é um importante player no mercado global de commodities agrícolas. A demanda estrangeira por produtos brasileiros continua a crescer e o Brasil tem se destacado como um importante fornecedor de alimentos e matérias-primas para o mundo. De acordo com dados do Banco Mundial, as exportações brasileiras em 2021 foram de US\$ 323,36 bilhões, um aumento de 32,91% em relação a 2020, e de US\$ 384,90 bilhões de 2021 para 2022, um aumento de 19,28% (Banco Mundial, 2023). Além disso, o Brasil é o quarto maior produtor mundial de grãos e o maior exportador de carne bovina. Nos últimos 20 anos, as exportações atingiram mais de 1,1 bilhão de toneladas, representando 12,6% das exportações mundiais. Os principais produtos exportados pelo Brasil são minério de ferro, soja, petróleo bruto, açúcar bruto e carne de aves. Esses produtos são os mais dinâmicos devido à crescente demanda estrangeira. Os principais destinos das exportações brasileiras são China, Estados Unidos, Argentina, Holanda e Chile (Embrapa, 2020).

Nos últimos 20 anos, o setor de exportações tem apresentado um crescimento consistente e se tornado um componente cada vez mais significativo do PIB. O Gráfico 03 ilustra essa tendência, mostrando no eixo da esquerda o

valor nominal das exportações (FOB) em dólares americanos e, no eixo da direita, sua representatividade como percentual do PIB. É possível observar que a importância das exportações vem crescendo desde o início dos anos 2000, atingindo 20% do PIB em 2022. Em 2022, o Brasil abriu o ano com recordes de exportações e corrente de comércio. As exportações no mês de janeiro cresceram 25,3% e atingiram US\$ 19,67 bilhões, o melhor resultado do mês na série histórica iniciada em 1997. O setor da atividade econômica com maior crescimento no ano de 2022 em relação a 2021 foi o Agropecuário, que apresentou aumento em valor das exportações de 36,1%. A Indústria de Transformação também apresentou aumento do valor exportado de 26,2% (Brasil, 2022). Em relação aos destinos das exportações, foram registrados crescimentos em valor para os principais parceiros comerciais do Brasil em 2022, como China (aumento de 1,5% na média diária), União Europeia (aumento de 39,6%), Estados Unidos (20,2%) e Argentina (29,3%) (Brasil, 2023)

Gráfico 2: Exportações brasileiras em US\$ bilhões (FOB) e sua respectiva participação (%) no PIB 1960 – 2023.



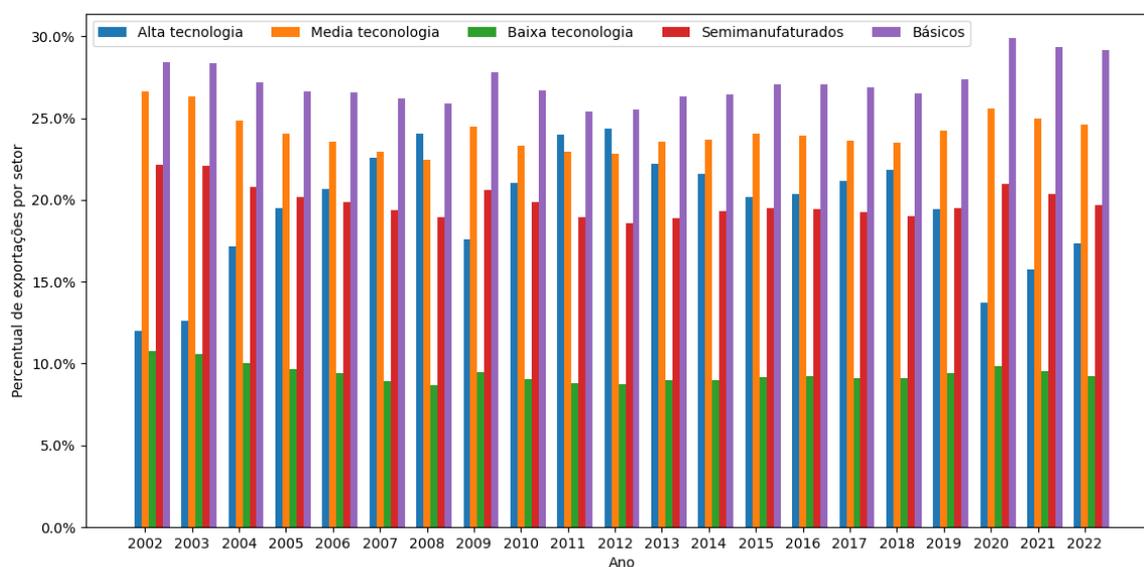
Fonte: elaborado pelo autor a partir de dados do Banco Mundial.

Apesar do aumento da relevância das exportações no PIB, uma corrente da literatura destaca o potencial problemático de tal conjuntura devido a um

processo de reprimarização da pauta exportadora (PHILLIPS, 2007; PAUS, 2009; ROETT E PAZ, 2016). Segundo Cunha et al (2012), há uma ampliação na participação das commodities nas exportações mundiais totais, mas o Brasil parece estar enquadrado entre as economias com processos mais intensos de reprimarização. Probelli et al (2017), através de evidências obtidas a partir de um modelo de equilíbrio geral computável, destacam que choques sobre as exportações agrícolas tem efeito positivo apenas sobre o setor agrícola, e que choques sobre produtos processados tem efeitos *spillover* sobre outros setores ligados à sua cadeia de produção.

Em termos de participação percentual dos setores na pauta de exportação brasileira, observa-se relativa estabilidade ao longo do tempo na maior parte dos casos. Pela classificação de Lall (2000), o setor com a maior variação percentual, de acordo com o gráfico 4, vem a ser o de alta tecnologia. Em 2002, ele representava cerca de 12% das exportações nominais para saltar a 25% em 2012 e regredir a 15% dez anos depois. Já os produtos primários ficam consistentemente em torno de 30% da pauta exportadora. O mesmo valendo para os setores de média e baixa tecnologia e semimanufaturados, com cerca de 25%, 10% e 20% respectivamente ao longo do período analisado.

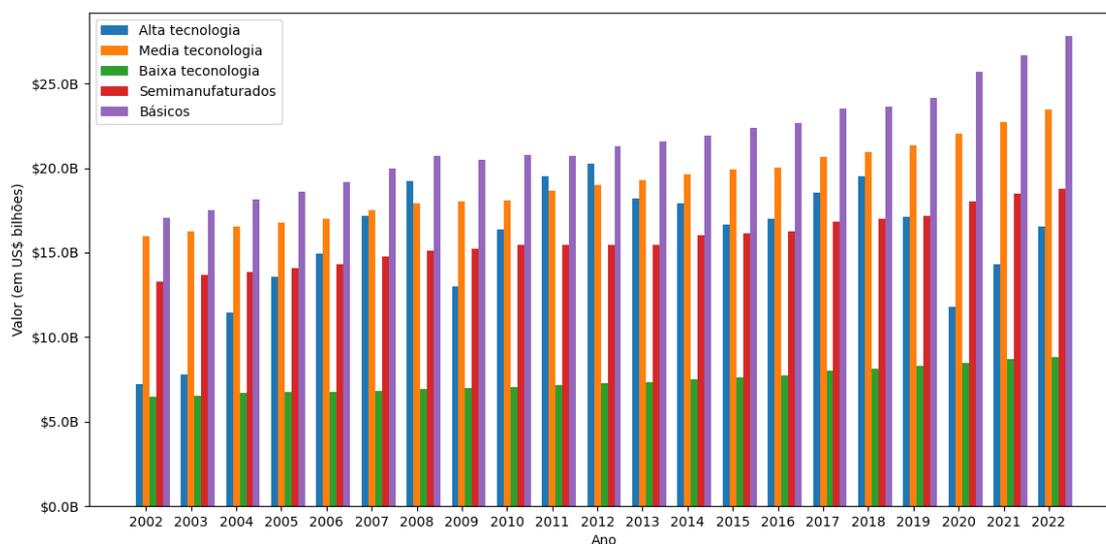
Gráfico 3: participação percentual por setores segundo a classificação de Lall (2000) nas exportações brasileiras 2002 - 2022.



Fonte: elaboração própria a partir de dados do Comexstat.

Em termos de valores nominais, o gráfico 5 mostra um crescimento estável e paulatino especificamente de produtos básicos e de média tecnologia. Aqui, novamente, a maior variabilidade é observada nos produtos de alta tecnologia. O setor exportava pouco mais de 5 bilhões de dólares em 2002, passando para 20 bilhões em 2012 e caindo para 15 bilhões de dólares em 2022. Uma explicação para tal performance pode vir do aumento dos ganhos dos parceiros comerciais do Brasil, que se beneficiaram do boom nos preços das commodities durante os anos 2000, estimulando as exportações brasileiras de manufaturados para esses países (CUNHA ET AL, 2022). Já o setor de produtos básicos, que exportava cerca de 16 bilhões de dólares em 2002, salta para quase 30 bilhões de dólares em 2022, quase dobrando seu volume. O setor de média tecnologia também vê suas exportações aumentarem, crescendo de cerca de 15 bilhões de dólares em 2002 para cerca de 20 bilhões de dólares em 2022. O setor de semimanufaturados tem um aumento menos expressivo ao longo da série observada, de cerca de 14 bilhões de dólares em 2002 para 16 bilhões em 2022. Por fim, o setor de baixa tecnologia mantém-se relativamente estável ao longo do período analisado, com as exportações setoriais mantendo-se no patamar de 5 a 6 bilhões de dólares por ano.

Gráfico 4: Exportações nominais brasileiras em US\$ (bilhões) por setores segundo a classificação de Lall (2000) 2002 - 2022.



Fonte: elaboração própria a partir de dados do Comexstat.

## 2.2 Definição de risco e volatilidade

Uma vez elencado o contexto macroeconômico no qual o exportador brasileiro está inserido, para aprofundar o modelo conceitual da pesquisa, é importante detalhar a definição dos conceitos de risco e volatilidade.

Em 'Risk and volatility: econometric models and financial practice', Engle (2003) discute como o conhecimento sobre riscos pode ajudar o ser humano a mudar o comportamento para evitá-los. Ele argumenta que, embora seja impossível evitar todos os riscos, existem alguns que o homem escolhe correr porque os benefícios de assumi-los superam os possíveis custos. O comportamento ótimo envolve assumir riscos que valem a pena. Tanto os riscos quanto as recompensas estão no futuro, então é a expectativa de perda que é equilibrada contra a expectativa de recompensa. Assim, o ser humano otimiza seu comportamento para maximizar as recompensas e minimizar os riscos.

A incerteza descreve situações em que há informações imperfeitas ou desconhecidas. Ela se aplica a previsões de eventos futuros, a medições físicas já realizadas ou ao desconhecido. A incerteza surge em ambientes parcialmente observáveis ou estocásticos, bem como devido à ignorância, indolência ou ambos. Embora os termos sejam usados de várias maneiras pelo público em geral, muitos especialistas em teoria da decisão, estatística e outros campos quantitativos definiram incerteza e risco e sua medição como: incerteza é a falta de certeza, um estado de conhecimento limitado onde é impossível descrever exatamente o estado existente, um resultado futuro ou mais de um resultado possível. A medição da incerteza é um conjunto de estados ou resultados possíveis onde as probabilidades são atribuídas a cada estado ou resultado possível - isso também inclui a aplicação de uma função de densidade de probabilidade a variáveis contínuas (Laffont, 1980; Chambers e Quiggin, 2000; Begg, Welsh e Bratvold, 2014).

A diferença entre incerteza e risco foi elucidada por Bordie e Merton (1999). Segundo os autores, a diferença entre risco e incerteza é que o risco se refere a situações em que os resultados potenciais e suas probabilidades de ocorrência são conhecidos pelo tomador de decisão, enquanto a incerteza se refere a situações em que essas informações não estão disponíveis para o tomador de decisão. Segundo Chorafas (1992), risco pode ser definido como

uma situação, posição ou escolha que envolve uma possibilidade de prejuízo ou perigo. Esta situação ou posição envolve risco, pois não tem seu resultado claramente definido. A grande quantidade de variáveis que controlam o resultado pode torná-lo de difícil predição. Um resultado em particular pode ser possível, mas não é certo que aconteça. O risco é, então, o custo da incerteza. Pode-se dizer também que risco é uma situação onde uma aleatoriedade que afeta uma situação ou posição pode ser expressa em probabilidades numéricas. A incerteza ocorre quando a empresa se depara com uma aleatoriedade que não pode ser expressa em probabilidades numéricas, isto é, o risco pode ser calculado e a incerteza não.

O risco está presente em toda atividade econômica exercida por um indivíduo ou empresa. Esses riscos podem ser físicos ou inerentes ao próprio negócio. Riscos físicos podem ser acidentes que causam danos à empresa, como acidentes de transporte, roubo de material, incêndio ou qualquer outro tipo de dano aos equipamentos, instalações ou produtos da empresa. Riscos inerentes ou financeiros podem ser de crédito, liquidez, mercado ou operacionais. Riscos de mercado surgem de movimentos de preços, taxas de juros, taxas de câmbio, índices, ações e títulos, commodities ou qualquer outro tipo de ativo que possa afetar as atividades da empresa ou seu preço de mercado de alguma forma. O risco de crédito decorre do risco de a contraparte não honrar suas obrigações de pagamento. Uma característica importante do risco é sua capacidade de ser transferido de um agente para outro, desde que uma parte esteja interessada em se proteger e a outra esteja disposta a correr o risco de sofrer perdas em busca de um ganho. A gestão de riscos busca transferir o risco para terceiros, seja buscando seguro ou saindo do risco e passando-o para outro indivíduo. Os mercados derivativos têm essa capacidade de dar aos participantes a possibilidade de transferir riscos para aqueles indivíduos que querem correr riscos em troca de retornos mais altos (especuladores), assim como as empresas seguradoras buscam um retorno ao receber o risco do indivíduo segurado (Choudary e Limodio, 2022).

Risco e volatilidade são dois conceitos relacionados, mas distintos. Risco refere-se à possibilidade de perda, enquanto volatilidade refere-se a mudanças rápidas e imprevisíveis no valor de um ativo. Risco é a possibilidade de que um investimento não atinja o retorno esperado. Em outras palavras, o risco

representa o potencial de um ativo perder parte ou todo o seu valor. Um princípio fundamental do investimento é que o risco e o retorno são diretamente proporcionais. Investimentos mais arriscados oferecem a possibilidade de maiores retornos, enquanto ativos menos arriscados prometem retornos menores. Volatilidade, por outro lado, é uma medida de quanto o valor de um ativo muda ao longo do tempo. A volatilidade é mais importante no curto prazo; tem menos impacto em investimentos de longo prazo, como aqueles para aposentadoria. Embora não seja possível evitar completamente a volatilidade - ela está incorporada ao mercado - é possível evitar comprar ações e outros ativos que sejam mais voláteis do que o mercado em geral (Brownlees e Gallo, 2010).

De acordo com Securato et al. (2008), o risco pode ser definido como o desvio padrão sobre uma série de retorno, onde  $A_t$  é o preço do ativo A no instante t:

$$R = \frac{(A_t - A_{t-1})}{A_t} \quad (1)$$

Já a volatilidade seria o desvio padrão calculado sobre os retornos de séries contínuas que seguem a estrutura a seguir:

$$R = LN\left(\frac{A_t}{A_{t-1}}\right) \quad (2)$$

Os autores ainda salientam que se fosse possível prever o futuro, não haveria risco, uma vez que ele está associado ao fracasso de uma proposição. Cada expectativa com relação ao futuro é correspondida por uma medida numérica capaz de quantificar risco.

No caso da empresa exportadora, o efeito positivo ou negativo da volatilidade da taxa de câmbio nas exportações também é analisado dentro do contexto dos efeitos de renda e substituição. Dados os efeitos do aumento do risco na renda e na substituição, o impacto da volatilidade nas exportações

variará dependendo do grau de aversão ao risco. Portanto, quando o risco aumenta, os indivíduos preferem exportar mais para evitar a possibilidade de uma séria redução em sua renda (efeito renda). No entanto, se as empresas são menos avessas ao risco, elas acham o retorno das exportações menos atraente e decidem exportar menos (efeito substituição). Consequentemente, maior volatilidade leva a mais exportações se o efeito renda dominar o efeito substituição (GRAUWE, 1988). No entanto, alguns estudos não encontram relação significativa entre a volatilidade da taxa de câmbio e as exportações (BAHMANI-OSKOOEE E HARVEY, 2011; BAHMANI-OSKOOEE ET AL., 2015).

### 2.2.1 Fatos estilizados sobre volatilidade cambial.

Observados alguns aspectos teóricos sobre risco, a discussão sobre fatos estilizados da volatilidade cambial pode ser iniciada. Séries temporais financeiras, como taxas de câmbio, são conhecidas por seguirem alguns padrões estatísticos. Fama (1965) observou que as séries financeiras apresentavam caudas pesadas, destoando do esperado para uma curva normal. Segundo Morettin (2011), a distribuição amostral dos retornos de séries financeiras é aproximadamente simétrica, mas com excesso de curtose.

De acordo com Côrrea (2016), os fatos estilizados das séries de retornos financeiros mais citados pela literatura são:

- Caudas pesadas na distribuição e excesso de curtose;
- Retornos não autocorrelacionados;
- Conglomerados de volatilidade e persistência da volatilidade condicional;
- Reversão à média;
- Ausência de estacionariedade;
- Comovimentos de retornos e volatilidades;
- Assimetria de retornos e volatilidades

Cont (2001) observou que, mesmo após a correção dos retornos por meio de modelos de volatilidade estocástica, como os GARCH, as séries temporais de resíduos ainda exibem caudas pesadas. No entanto, essas caudas tendem a

ser menos pesadas do que a distribuição de retornos não condicional. Além disso, outra característica comum às séries de retornos de ativos financeiros é que o excesso de curtose tende a aumentar com a redução da periodicidade dos dados. Isso significa que, à medida que a frequência amostral aumenta, a curva se distancia da normal. Portanto, a distribuição de retornos diários tende a apresentar um excesso de curtose maior do que as séries de dados semanais ou mensais.

Os retornos absolutos das séries financeiras geralmente não apresentam autocorrelação linear. No entanto, é comum haver autocorrelação nos quadrados dos retornos, com uma pequena correlação de lag (defasagem) um e uma queda lenta das demais, segundo Morettin (2011). Isso significa que, quando ocorre um valor elevado de retorno, independente do sinal, há uma grande probabilidade de surgir um novo valor elevado de retorno, resultando em uma maior quantidade de valores extremos na distribuição.

A formação de conglomerados de volatilidades ao longo do tempo (volatility clustering) é outra característica comum nas séries financeiras, causada pela existência da autocorrelação nos quadrados dos retornos. Este é um fato estilizado bem conhecido dos retornos financeiros de ativos. Isso significa que períodos com alta volatilidade normalmente são seguidos por períodos de alta volatilidade, enquanto períodos de baixa volatilidade tendem a ser seguidos por períodos de baixa volatilidade. Como resultado, retornos próximos tendem a apresentar variabilidades semelhantes, formando os agrupamentos de volatilidade (clusters). Outro fato estilizado é que, no curto prazo, as séries financeiras de retornos apresentam autocorrelação nos quadrados dos retornos, gerando tanto as caudas pesadas na distribuição quanto os agrupamentos de volatilidade. Já no longo prazo, considerando que a variância não condicional dos retornos é finita, períodos de elevada volatilidade tendem a ser seguidos por períodos de baixa volatilidade e vice-versa (Corrêa, 2016).

A estacionariedade é uma característica crítica das séries temporais, pois é uma das principais bases para a aplicação de testes econométricos. Uma série temporal é considerada fracamente estacionária quando sua média e variância permanecem constantes ao longo do tempo e a covariância não é temporalmente dependente. No entanto, as séries temporais financeiras

geralmente não são estacionárias, pois a volatilidade dos retornos é dependente do tempo. A variância tende a aumentar durante períodos de maior incerteza e percepção de risco pelos investidores, enquanto em períodos de maior tranquilidade, a volatilidade diminui (Corrêa, 2016). Em linha com o argumento anterior, Bueno (2008) observa que o caso mais comum em séries econômicas em geral (e por extensão, financeiras) é o de processos não estacionários.

A assimetria nas séries de retornos financeiros está relacionada ao fato de que essas séries geralmente respondem de maneira diferente a choques negativos e positivos. Segundo Cont (2001), os retornos e a volatilidade apresentam correlação negativa nas séries financeiras de retornos. Isso significa que, quando ocorre um impacto negativo sobre os ativos de determinado mercado, seus retornos caem enquanto sua volatilidade aumenta. No caso de impactos positivos, ocorre o inverso. No entanto, esses efeitos são assimétricos, pois os impactos negativos tendem a causar efeitos maiores do que os positivos. Isso significa que, quando o mercado está em queda, os retornos caem mais e mais rapidamente e a volatilidade aumenta mais do que o inverso ocorrido quando o mercado está em alta.

### **2.3 Marco teórico**

Com o colapso de Bretton Woods, nasceu a preocupação com a volatilidade cambial em relação ao comércio internacional. Ethier (1973) foi pioneiro ao sugerir que a volatilidade cambial aumentada levaria a um aumento do risco para os exportadores, pois a incerteza sobre a taxa de câmbio na qual um contrato de exportação seria executado se propagaria. Como as empresas tendem a ser avessas ao risco, elas reduziram sua oferta até que a receita marginal, acrescida de um prêmio de risco, fosse igual ao custo marginal de produção. Isso resultaria em um impacto negativo nas exportações.

Em seguida, Clark (1973) construiu um modelo teórico com uma série de suposições. Em seu artigo 'Uncertainty, exchange risk, and the level of international trade', ele argumenta que a volatilidade nas taxas de câmbio tem efeito prejudicial sobre as exportações, uma vez que, sem estabilidade, as firmas

têm menor capacidade de calcular o valor doméstico de longo prazo de suas exportações, o que pode resultar em queda não apenas do volume de comércio internacional, mas também do fluxo de investimento internacional.

Suas suposições referem-se a uma empresa que exporta toda a sua produção de bens homogêneos em um mercado competitivo, onde é tomadora de preços e liquida suas operações em moeda estrangeira ao preço spot (ou seja, a preços de mercado). Além disso, não há possibilidade de usar ferramentas de hedge. A empresa em questão não teria poder de precificação, não importaria insumos e tomaria decisões de produção sem levar em conta a volatilidade cambial esperada. Nessas condições, sua produção permaneceria constante durante o ciclo de planejamento. Com essas suposições, a incerteza sobre as taxas de câmbio futuras se traduziria em incerteza sobre a liquidação local da transação. A firma maximiza uma função de utilidade da seguinte forma:

$$U(\pi) = \alpha\pi + \beta\pi^2; \alpha > 0, \beta \geq 0 \quad (3)$$

Sob condições de aversão ao risco ( $\beta < 0$ ), a receita marginal deve exceder o custo marginal. Como a empresa precisa ser compensada pelo risco cambial, a curva de oferta se desloca e a produção e o comércio são reduzidos. Assim, uma empresa avessa ao risco reduz sua exposição reduzindo as vendas, diminuindo tanto os lucros quanto a variância dos lucros, enquanto aumenta a utilidade esperada. Se os insumos são importados, a contração da oferta de exportação seria menor. Neste modelo, a variabilidade cambial só não teria efeitos negativos sobre o comércio no caso de correlação perfeita entre receitas e custos em moeda local.

Clark (1973) leva em conta a teoria econômica na qual a remoção das restrições às importações e de quaisquer vieses no sistema de taxa de câmbio tenderia a aumentar o volume de transações internacionais e, logo, o nível de bem-estar (Friedman, 1953; Johnson, 1969), mas argumenta que o efeito líquido de uma mudança para um sistema de taxa de câmbio flexível não é necessariamente um bom indicador ou mesmo relevante para o aumento do bem-estar. Uma avaliação geral dos sistemas de câmbio flexível e fixo requer que se investigue qual deles permite um valor mais alto para uma função de bem-estar social relevante. Os argumentos desta função seriam variáveis como

o nível ou taxa de crescimento da renda real, o nível ou taxa de variação de preços e a taxa de desemprego. O nível de transações internacionais seria determinado pela solução deste problema de maximização. Uma discussão teórica que fugia do escopo do seu estudo.

Sua análise é baseada na hipótese de que a propensão de uma firma a entrar no comércio internacional depende dos seus prospectos de lucro no longo prazo. Como os preços internacionais são dependentes de inúmeras variáveis de caráter estocástico, tal propensão é reduzida caso as firmas sejam avessas ao risco, situação que é agravada em um cenário de alta volatilidade cambial. Duas seriam as razões pelas quais as firmas não conseguiriam eliminar totalmente a imprevisibilidade dos lucros de longo prazo com as exportações.

A primeira depende de quão avançado é o ambiente de mercados futuros aos quais a empresa tem acesso. Se o vencimento de um contrato futuro de câmbio for menor do que o período que a firma deseja ter hedge, ela estaria exposta aos riscos da volatilidade cambial mesmo fazendo uso de tal instrumento, ou teria de arcar com os custos de 'carregar' tal contrato para períodos subsequentes. A segunda razão é que a firma pode não ter certeza do valor de câmbio que deseja cobrir. Caso a firma não tenha condições de determinar preços, uma situação comum em mercados competitivos, eles serão determinados por variáveis aleatórias, grande parte das quais fora do controle da empresa, o que implica maior imprevisibilidade de lucros de longo prazo. Portanto, dado que a decisão de exportar implica comprometimento de tempo e recursos, as firmas só tomarão tal iniciativa com certo grau de assertividade na sua projeção de lucros.

Baron (1976) realizou uma análise dos efeitos da variabilidade cambial na produção e nos preços, afastando-se da hipótese de uma estrutura de concorrência perfeita e destacando a escolha da moeda a ser utilizada. A empresa exportadora enfrenta risco de preço ao faturar em moeda estrangeira, já que a quantidade demandada é conhecida, mas os fluxos de receita e lucro são incertos. Usando moeda doméstica, enfrenta o risco de quantidade demandada, uma vez que o preço para o comprador é incerto, assim como as receitas e os custos de produção. Em ambos os casos, a empresa com aversão ao risco deseja reduzir sua exposição à incerteza. Se a moeda estrangeira for acordada nos contratos, quando a incerteza cambial aumenta, empresas

avessas ao risco e maximizadoras de lucro aumentam o preço. O preço mais alto reduz os lucros esperados, mas aumenta a utilidade esperada. No caso da moeda doméstica, sua reação dependerá das propriedades da função de demanda do mercado de destino. Se a função for linear, os preços diminuirão, aumentando a quantidade demandada e reduzindo a expectativa e variância dos lucros

Hooper e Kohlhagen (1978) realizaram uma análise semelhante à de Clark (1973), mas com algumas melhorias. Eles construíram um modelo para examinar a relação entre a volatilidade da taxa de câmbio e o comércio entre países, levando em consideração a denominação monetária dos contratos, o grau relativo de exposição ao risco dos exportadores e importadores e a proporção segurada do risco cambial. Para as exportações, os autores afirmam que a variabilidade do câmbio causa uma concentração na quantidade ofertada, afetando a parte do lucro que não é segurada pela empresa. No caso das importações, elas são consideradas como insumos necessários na produção vendida domesticamente. Nesse caso, uma maior volatilidade do câmbio eleva a variância do lucro e desloca a curva de demanda da empresa para baixo, levando a uma redução na quantidade e nos preços. O impacto aumenta com a magnitude da elasticidade-preço da curva de demanda e com o grau de aversão e exposição ao risco. A oferta de exportação é modelada em um mercado de estrutura monopolista e um aumento do risco cambial contrai a quantidade ofertada, reduzindo as quantidades e aumentando os preços. Portanto, o modelo mostra uma relação negativa clara entre volatilidade cambial e volume de comércio. Já em relação ao efeito de preços, é ambíguo. Um aumento do risco cambial causa uma redução nos preços se os importadores suportarem o risco, mas se os exportadores tolerarem o risco, o preço subirá como consequência do maior prêmio de risco.

Tais hipóteses foram relaxadas na literatura com cenários onde o hedge é possível (Viaene e De Vries, 1992), onde o comércio é realizado entre diferentes nações e experimentando diferentes taxas de câmbio (Cushman, 1986), onde os bens comercializados permitem a substituição de insumos de menor custo (Clark, 1973) e onde a existência de mercados alternativos permite a realocação de exportações (Broll e Eckwert, 1999). Embora esses relaxamentos possam levar as empresas a suportar melhor a exposição ao risco,

as premissas dos modelos ainda implicam custos adicionais e lucros mais baixos, o que significa que a possibilidade de efeitos adversos sobre o comércio decorrente da volatilidade da taxa de câmbio ainda pode prevalecer. Conforme observado em Obstfeld e Rogoff (1998) e Aghion et al. (2009), instrumentos de hedge reduzem a incerteza, mas podem aumentar o custo do comércio, reduzindo os lucros esperados. Além disso, dependendo do comportamento de aversão ao risco das empresas, produção e exportações podem mudar em níveis diferentes à medida que as empresas reduzem a exposição ao risco (Clark et al., 2004).

Ainda segundo Clark et al. (2004), o efeito da volatilidade das taxas de câmbio sobre o comércio é maior para os países em desenvolvimento, em comparação com os países desenvolvidos. Os autores do estudo sugerem que isso se deve ao fato de que os países em desenvolvimento têm menor capacidade de se proteger contra a volatilidade cambial, o que aumenta seus custos de transação e reduz o incentivo para o comércio, concluindo que a volatilidade das taxas de câmbio é um fator importante a ser considerado no comércio internacional e pode ter impactos significativos sobre os países em desenvolvimento. Segundo os autores, tal fenômeno desenvolve-se a partir da liberalização dos fluxos de capital, cujo aumento das transações comerciais e financeiras provoca também um aumento na frequência e proporção de crises financeiras e cambiais. Na medida em que os mercados de capitais são mais desenvolvidos em países industrializados, o efeito da volatilidade cambial sobre exportações é reduzido

Clark (1973) relaxou suas hipóteses iniciais, admitindo que a taxa de câmbio e os preços internacionais podem ter um efeito compensatório nas receitas do exportador. Quanto maior a covariância negativa entre essas duas variáveis, menor será a necessidade de recorrer ao mercado futuro para reduzir a variabilidade nas receitas. Uma vez que tal covariância tem maior probabilidade de ser negativa, este resultado sugere que ela pode advir das relações econômicas entre os países, o que reduz o problema de risco cambial. Assim, se, como parece provável, os movimentos nas taxas de câmbio são contrabalançados por mudanças nos preços dos bens comercializados, então o impacto negativo da variabilidade da taxa de câmbio no volume de comércio será atenuado.

A partir das considerações teóricas de Clark (1973) e Ethier (1973), surge uma literatura muito prolífica sobre os impactos adversos da volatilidade do câmbio sobre as exportações, com o intuito de confrontar tais teorias com a evidência empírica (Bahmani-Oskoe e Hegerty, 2007). Baron (1976), Akhtar e Hilton (1984), Cushman (1986), Hayakawa e Kimura (2009), Chet et al. (2010) e Sugiharti, Esquivias e Setyorani (2020) subscrevem esta posição. Outros, como Sercu e Vanhulle (1992), Viaene e De Vries (1992), argumentam que a volatilidade cambial é positiva para o comércio internacional e, para Ozturk (2006), Bahmani-Oskoe e Hegerty (2007) e Köse e Aslan (2023), esta evidência é no mínimo inconclusiva, pois os resultados são sensíveis às escolhas do período de amostra, especificação do modelo, proxies para volatilidade da taxa de câmbio e países considerados (desenvolvidos versus em desenvolvimento). Um estudo que explicita esta relação é o de Héricourt e Poncet (2018), que examinou o desempenho das exportações de mais de 100.000 exportadores chineses entre 2000 e 2006 e descobriu que a volatilidade não linear tem um efeito positivo e significativo no comércio, enquanto a volatilidade linear não exerce nenhum impacto no comércio

#### **2.4 Evidências empíricas sobre o efeito da volatilidade cambial sobre as exportações.**

Durante a elaboração deste trabalho, foi realizada uma pesquisa bibliométrica com o objetivo de identificar artigos relacionados ao tema ou às palavras-chave, resultando em uma quantidade significativa de artigos sobre o modelo SVAR, demonstrando sua versatilidade e utilidade em diversas situações. No entanto, ao especificar o uso da modelagem para a área abordada por esta pesquisa, poucos artigos foram encontrados, destacando a necessidade e importância da mesma para enriquecer a literatura sobre volatilidade cambial e exportações. Destaca-se que não foi encontrado nenhum artigo abordando o efeito da volatilidade da taxa de câmbio sobre as exportações brasileiras utilizando a metodologia proposta.

As bases de dados consultadas foram a *Scopus* e *Web of Science*. A busca pela palavra-chave “SVAR” na base *Scopus* resultou em 2.272 documentos, enquanto a mesma busca na base *Web of Science* resultou em 1.142 documentos. Com o objetivo de filtrar os documentos relevantes para o trabalho, foram realizadas buscas com palavras adicionais, conforme apresentado na tabela 1. Ao restringir a busca, foi percebida uma carência na literatura referente à aplicação do modelo SVAR para averiguar o efeito da volatilidade cambial sobre as exportações. Buscando confirmar tal percepção, foi adicionada à busca o termo mais amplo “trade” no lugar de “exports”, porém, com resultados semelhantes.

Tabela 1 - Quantidade de resultados encontrados no *Scopus* e *Web of Science*.

Palavras-chave	Scopus	Web of Science
SVAR	2.272	1.142
SVAR AND trade	124	164
SVAR AND exports	59	52
SVAR AND exchange AND rate AND volatility	45	53
SVAR AND exchange AND rate AND volatility AND exports	5	6
SVAR AND exchange AND rate AND volatility AND trade	6	11

Fonte: Elaborada pelo autor

As evidências empíricas parecem oferecer resultados inconclusivos, dependentes dos setores estudados, agregações realizadas, metodologias empregadas e mercados analisados. No campo de revisões sistemáticas e meta-análise, um estudo amplo foi conduzido por Ćorić e Pugh (2010), no qual os autores examinam o efeito da volatilidade da taxa de câmbio no comércio internacional. O estudo aplica a análise de meta-regressão (MRA) à literatura empírica. Em média, a volatilidade da taxa de câmbio exerce um efeito negativo no comércio internacional. No entanto, a MRA confirma que esse resultado é altamente condicional, identificando fatores que ajudam a explicar por que os efeitos comerciais estimados variam de significativamente negativos a significativamente positivos. Segundo os autores, a evidência da MRA sobre a heterogeneidade pronunciada dos resultados empíricos pode ser instrutiva para a política: primeiro, ao estabelecer que os efeitos comerciais médios não são

suficientemente robustos para generalizar entre países; e segundo, ao sugerir a importância das oportunidades de hedge - portanto, do desenvolvimento financeiro - para a promoção do comércio. Para a prática da MRA, os autores defendem a verificação da robustez dos resultados em relação à técnica de estimação, especificação do modelo e amostra.

Outro estudo que utiliza a meta-análise da literatura é Wesley et al. (2012), que examina o efeito da volatilidade da taxa de câmbio no comércio internacional de produtos agrícolas. As estimativas econométricas do efeito da volatilidade da taxa de câmbio no comércio internacional são mistas e muitas vezes divergentes, resultando em um efeito médio ambíguo. De acordo com os autores, o comércio agrícola, em particular, é mais sensível à volatilidade da taxa de câmbio, resultando em estimativas de efeito mais consistentes. A análise de meta-regressão é realizada em uma amostra de 351 estimativas de efeito da taxa de câmbio, controlando pelas características específicas do estudo, incluindo a identificação de estudos do setor agrícola. Os resultados indicam que os estudos de comércio agrícola relatam estimativas mais consistentemente significativas e negativas do que os estudos de comércio não-agrícola ou agregado, revelando um efeito menos ambíguo neste setor.

Fora do campo da meta-análise e revisão sistemática, Koray e Lastrapes (1989) utilizam modelos VAR para investigar o impacto da volatilidade da taxa de câmbio real nas importações bilaterais dos EUA do Reino Unido, França, Alemanha, Japão e Canadá. Os sistemas VAR incluem variáveis macro dos EUA e estrangeiras e são estimados separadamente para cada país. Os principais resultados sugerem que o efeito da volatilidade nas importações é fraco, embora choques permanentes na volatilidade tenham um impacto negativo nesta medida de comércio, e esses efeitos são relativamente mais importantes durante o período de taxa flexível.

Arize, Osang e Slottje (2000) investigam o impacto da volatilidade da taxa de câmbio real sobre os fluxos de exportação de 13 países menos desenvolvidos (Less Developed Countries - LDCs) ao longo do período trimestral de 1973-1996. As estimativas das relações de cointegração são obtidas usando o procedimento multivariado de Johansen. Os principais resultados mostram que aumentos na volatilidade da taxa de câmbio efetiva real, aproximando a incerteza da taxa de

câmbio, exercem um efeito negativo significativo sobre a demanda por exportações tanto no curto quanto no longo prazo em cada um dos 13 LDCs

Atualizando um estudo realizado em 1984 para o Acordo Geral sobre Tarifas e Comércio (GATT), Clark et al. (2004) examinam o efeito da volatilidade da taxa de câmbio no comércio utilizando um modelo gravitacional. O estudo conclui que a volatilidade da taxa de câmbio tem um efeito negativo, mas pequeno, sobre o comércio de produtos diferenciados, mas não sobre produtos homogêneos. Além disso, o estudo sugere que a volatilidade da taxa de câmbio pode ter um efeito mais significativo sobre o comércio em países em desenvolvimento do que em países desenvolvidos.

Estudando as relações comerciais do Leste Asiático, Hayakawa e Kimura (2009) examinam se a volatilidade cambial tem um efeito desencorajador nos intercâmbios comerciais maior na região de análise do que nas demais regiões, e comparam tal efeito com os de tarifas e distância/custos de transporte utilizando dados de comércio internacional de 60 países de 1992 a 2005 e um modelo gravitacional padrão. Os autores obtêm indícios de que o comércio entre os países do leste asiático (China, Hong Kong, Indonésia, Japão, Coreia, Malásia, Filipinas, Singapura e Tailândia) é desencorajado pela volatilidade da taxa de câmbio com maior intensidade do que o comércio em outras regiões. Além disso, o mercado de bens intermediários parece ser mais sensível à volatilidade cambial do que os demais mercados. Por fim, os autores afirmam que o efeito da volatilidade é maior do que o efeito tarifário, porém menor do que o efeito distância.

Chit, Risov e Willembockel (2010) investigam o impacto da volatilidade da taxa de câmbio real bilateral sobre as exportações de cinco países emergentes do Leste Asiático (China, Indonésia, Malásia, Filipinas e Tailândia), tanto entre si quanto para 13 países industrializados, utilizando dados em painel trimestrais de 1982/1 até 2006/4. Testes de raiz unitária em dados em painel e de cointegração são utilizados para verificar as relações de longo prazo entre as variáveis. Os resultados fornecem evidências de que a volatilidade cambial tem um efeito estatisticamente significativo e negativo nas exportações dos países analisados. Também foram encontradas evidências de que um aumento na competitividade dos preços de outros países emergentes do Leste Asiático tem um impacto negativo nas exportações dos países analisados para um dado

mercado de destino, mas a magnitude de tal impacto é relativamente pequena. Os autores também testaram a volatilidade cambial de terceiros países e encontraram evidência de que ela também é fator relevante no fluxo comercial dos países do Leste Asiático.

Ozcelebi e Yildirim (2011) investigam a relação entre a diferença na produção industrial e as taxas de câmbio, utilizando dois modelos SVAR e decomposição de Blanchard-Quah para os casos da Turquia e Alemanha e Turquia e Rússia. Os resultados das funções de resposta ao impulso e decomposições de variância do erro de previsão dos dois modelos SVAR enfatizaram que os efeitos da taxa de câmbio nominal na diferença de produção industrial e na taxa de câmbio real são temporários.

Granville, Malick e Zeng (2011) exploram o grau de interdependência de preços e taxas de câmbio entre a China e o G3 (EUA, Japão e Zona do Euro) por meio de uma análise de choque baseada em VAR. Um framework GARCH também é empregado para derivar as variâncias condicionais e descobrir a extensão da transmissão de volatilidade. Os autores abordam duas questões principais: primeiro, diante das preocupações sobre produtos chineses baratos de baixo valor agregado inundando os mercados do G3, eles tentam medir o impacto dos preços chineses nos preços de importação do G3; em segundo lugar, eles se concentram na transmissão de choques nas taxas de câmbio, examinando choques na taxa de câmbio bilateral da China com cada um desses principais parceiros comerciais (EUA, Japão e Área do Euro). Os resultados indicam que os preços reduzidos das importações da China são o canal pelo qual os preços domésticos agregados no G3 permanecem deprimidos, enquanto o impacto da taxa de câmbio renminbi (RMB) com as moedas do G3 parece menos poderoso. Essa descoberta implica que a política cambial do RMB das autoridades chinesas é relativamente pouco importante e, em particular, que uma reavaliação do RMB não faria muito para reduzir o déficit comercial dos EUA. Em termos de transbordamento de volatilidade, a taxa de câmbio RMB relativamente flexível contra o Euro resulta em uma influência mais forte da volatilidade RMB-EUR do que a taxa RMB-USD, mais controlada na volatilidade dos preços de exportação chineses.

Nishimura e Hirayama (2013), ao investigar a volatilidade do par de moedas renminbi-yene e sua influência no comércio bilateral entre China e Japão, encontram evidências de que as exportações do Japão não são influenciadas pela volatilidade mencionada, porém, as exportações da China para o parceiro asiático são, o que vai ao encontro da proposta teórica de Clark (1973), de que países em desenvolvimento são mais vulneráveis ao fenômeno do que países industrializados. Os autores utilizam modelos ARCH e medidas tradicionais de desvio-padrão para a volatilidade de curto prazo, bem como modelos ARDL para a volatilidade de longo prazo, em uma série mensal de dados com 120 observações mensais, de 2002, ano da entrada da China na Organização Mundial do Comércio, até 2011.

Investigando o efeito da volatilidade da taxa de câmbio no comércio internacional de manufaturas entre África do Sul, China e Estados Unidos, Mwamba e Dube (2014) mostram que o impacto da volatilidade da taxa de câmbio no comércio internacional pode ser positivo ou negativo. Usando dados agregados da indústria de manufaturas e dados desagregados de manufaturas até o nível de 4 dígitos por meio do Sistema Harmonizado tarifário 2009 e um modelo SVAR, os autores argumentam que várias indústrias, setores e subsetores da economia da África do Sul são impactados de maneira diferente pela volatilidade das taxas de câmbio Rand/Yuan e Rand/Dólar, respectivamente. Portanto, qualquer política elaborada para melhorar o comércio internacional precisa ser feita individualmente para cada indústria, setor e subsetor, levando em consideração as várias dinâmicas e características de cada um.

Chi e Cheng (2016) investigam o efeito de curta e longa duração da renda real, câmbio bilateral e volatilidade da taxa de câmbio sobre o volume agregado de exportação marítima da Austrália para seus principais parceiros comerciais na Ásia (China, Japão, Coreia, Taiwan, Índia, Indonésia e Malásia). Usando dados trimestrais para o período de 2000/1 até 2013/2, os autores estimam um modelo GARCH (1, 1) e medidas de mudança relativa ajustadas pela média para fins de comparação. Os resultados indicam que a renda real é um determinante crucial do volume de exportação marítima australiano, sugerindo que as exportações são predominantemente impulsionadas pelo crescimento econômico dos parceiros analisados. Os autores também salientam que os

efeitos da volatilidade cambial variam caso a caso, indicando que o uso de uma base de dados desagregada é mais apropriado para investigar tal fenômeno.

Investigando o efeito da taxa de câmbio nas exportações na África do Sul entre os períodos de 1994 a 2016, Ngondo e Khobai (2018) incorporam taxa de juros real, investimentos e inflação como variáveis de controle e aplicam a abordagem Autoregressiva Distribuída Lag (ARDL). Os resultados obtidos revelam que a taxa de câmbio tem uma relação negativa significativa com as exportações na África do Sul, ou seja, um aumento no valor do rand em relação a outras moedas leva a uma diminuição no volume de exportações da África do Sul.

Oskoe e Gelan (2018) procuram indícios dos efeitos da volatilidade da taxa real de câmbio em uma amostra de doze países africanos. Em oito países (África do Sul, Egito, Etiópia, Lesoto, Maurício, Marrocos, Nigéria e Serra Leoa), o efeito de curto prazo da volatilidade foi benéfico em certas ocasiões e danoso em outras. Os efeitos deletérios da volatilidade de curto prazo persistiram no longo prazo para Nigéria e Serra Leoa, enquanto os efeitos benéficos foram observados no Egito, na Etiópia e em Serra Leoa. Os autores ainda observaram que a desvalorização cambial estimulou as exportações do Egito, Lesoto e Nigéria, porém prejudicaram as da Etiópia e Serra Leoa, devido a uma demanda inelástica por seus produtos de exportação.

Sharma e Pal (2018) estudam os efeitos da volatilidade da taxa de câmbio no comércio da Índia com os EUA, Alemanha, Japão e China. Para isso, os autores utilizaram modelos GARCH para estimar a volatilidade da taxa de câmbio nominal e estimadores de grupo médio agrupados para analisar as relações de curto e longo prazo. Os resultados indicam que, no longo prazo, a volatilidade da taxa de câmbio nominal tem um impacto significativo na redução das taxas de exportação da Índia para os EUA, Alemanha e China, bem como nas importações dos EUA e China. No entanto, no curto prazo, os efeitos da volatilidade da taxa de câmbio nominal nas exportações e importações da Índia foram bastante variados. Além disso, os autores também avaliam os efeitos assimétricos da volatilidade da taxa de câmbio no comércio da Índia usando dados agregados. Embora os resultados não tenham mostrado um efeito assimétrico significativo, eles indicam que os efeitos positivos e negativos diferem em termos de seu impacto no volume comercial.

Alori e Kutu (2019) examinam a função de exportação da produção de cacau e determinam o impacto das taxas de câmbio e da volatilidade dos preços na exportação de cacau na Nigéria. Os testes de raiz unitária Phillips-Perron (PP) e Augmented Dickey-Fuller (ADF), e SVAR foram empregados para analisar os dados de séries temporais mensais que abrangem de 1970:01 a 2016:12. Os resultados mostraram que todas as variáveis foram estatisticamente significativas na análise dos efeitos das taxas de câmbio e da volatilidade dos preços no valor da produção de cacau, portanto, o preço do cacau no mercado internacional e o valor das taxas de câmbio desempenham um papel significativo no crescimento das exportações. Além disso, os resultados do SVAR mostraram que um aumento no preço do cacau aumentaria a produção de cacau e o crescimento das exportações de cacau, enquanto a volatilidade da taxa de câmbio afetaria o crescimento das exportações de cacau. Além disso, segundo os autores, os resultados também revelaram que os choques nas taxas de câmbio representaram a maior volatilidade (positivamente significativa para todo o período) para o valor do cacau exportado, em comparação com outras variáveis no modelo. Com base nesses resultados, os autores recomendam que a taxa de câmbio seja determinada pelo mercado de forma livre, a fim de aumentar o crescimento das exportações e aumentar a produção de cacau na Nigéria.

Muinel-Gallo, Miranda e Mordecki (2020) analisam o impacto da incerteza da taxa de câmbio nos fluxos de exportação entre um painel de 27 países ao longo do período 1994/01-2014/12. Para tal, os autores aplicam uma abordagem de modelo VAR de painel. Ao dividir o painel em dois subgrupos que envolvem economias exportadoras de manufaturas e economias exportadoras de commodities, eles observam um efeito diferente da incerteza da taxa de câmbio nas exportações. Isso tem um impacto negativo nos países exportadores de manufaturas, mas não afeta os países exportadores de commodities. Esse resultado parece ser explicado pelas características econômicas dos países, envolvendo a flexibilidade ou rigidez do ajuste das exportações decorrentes da incerteza da taxa de câmbio.

Sugiharti, Esquivias e Setyorani (2020) examinam o impacto da volatilidade da taxa de câmbio nas exportações de commodities da Indonésia para seus cinco principais destinos (China, Índia, Japão, Coreia do Sul e Estados

Unidos) utilizando um modelo GARCH com uma base de dados mensais cobrindo o período de 2006 a 2018, combinado com um modelo linear autoregressivo de defasagens distribuídas (ARDL) e com um modelo não linear autoregressivo de defasagens distribuídas (NARDL). Tal combinação permite medir o efeito da volatilidade da taxa de câmbio nas exportações para o país destino, tanto em curto quanto em longo prazo. Os resultados sugerem que a volatilidade da taxa de câmbio tem um efeito significativo nas exportações de commodities, especificamente minérios, produtos químicos, borracha e papel-celulose para a Índia, Japão, Coreia do Sul e Estados Unidos, no curto e longo prazo. Para a China, a volatilidade do câmbio afeta apenas produtos de plástico, embora outros produtos tenham demonstrado resultados negativos para o caso da depreciação da taxa de câmbio. Ademais, o Índice de Produção Industrial (IPI) teve um forte efeito de longo prazo nas exportações para os países asiáticos. Ambos os modelos agregados ARDL e NARDL sugerem que as exportações da Indonésia são afetadas negativamente pelas flutuações das taxas de câmbio.

Aslan, Çepni e Gül (2021) investigam a relevância das taxas de câmbio reais nos volumes de exportação, estimando um modelo SVAR com dados de painel usando dados trimestrais desbalanceados de 21 mercados emergentes ao longo do período de 2005:Q1 a 2018:Q4. Embora os resultados não sugiram evidências conclusivas de que choques na taxa de câmbio real afetem os volumes de exportação em sua amostra de mercados emergentes, as respostas do volume de exportação aos choques na taxa de câmbio real são heterogêneas entre os países. Os países exportadores de commodities, em média, têm uma resposta menor das exportações aos movimentos da taxa de câmbio real. Além disso, eles descobrem que, enquanto a magnitude da resposta dos volumes de exportação aos choques nas taxas de câmbio está positivamente relacionada à volatilidade da taxa de câmbio, a maior penetração do mercado de exportação ajuda a isolar a economia dos choques na taxa de câmbio real. Os autores argumentam que os resultados obtidos têm amplas implicações políticas, indicando que os formuladores de políticas precisam prestar atenção à volatilidade da taxa de câmbio de seus países e expandir sua competição nas exportações no comércio mundial.

Ainda no contexto do comércio internacional da Turquia, Baris-Tuzemen e Tuzemen (2021) buscam reavaliar o impacto da volatilidade da taxa de câmbio real nas exportações da Turquia usando o método SVAR e dados mensais de 2003:01 a 2019:12. Ao contrário dos resultados obtidos por estudos anteriores sobre o mesmo tema, os autores argumentam que as evidências empíricas obtidas demonstram que a taxa de câmbio real e a volatilidade da taxa de câmbio não afetam as exportações turcas e que a renda externa apresentou um pequeno efeito sobre as exportações do país no contexto pós-crise de 2008.

Mao, Xing e Yu (2021) utilizam um modelo SVAR com dados em painel completos das exportações agrícolas mensais da China para analisar a dinâmica e as diferenças entre produtos e mercados nas respostas da qualidade do produto aos choques da taxa de câmbio real (RER). Os resultados do estudo indicam que a apreciação da RER tende a aumentar a qualidade das exportações agrícolas da China em média, embora o efeito seja mais evidente no curto prazo. A resposta média atinge seu pico no mês seguinte ao choque e a resposta cumulativa média converge para um nível constante em três meses. Além disso, foi observado que a resposta de qualidade aos choques do RER varia significativamente entre produtos e mercados, com respostas mais sensíveis ao aumento da qualidade encontradas entre as exportações menos competitivas, relativamente primárias, mais dependentes do comércio ordinário e exportadas para parceiros próximos e menos desenvolvidos. Os autores sugerem um maior apoio às atividades de P&D e à adoção de tecnologias avançadas para promover um aumento qualitativo das exportações.

Zivanomoyo, Mushunje e Bandura (2022) examinam o efeito da volatilidade da taxa de câmbio no desempenho do comércio nos países da Comunidade de Desenvolvimento da África Austral (SADC). O estudo considerou dados anuais ao longo do período de 1985 a 2016 para 15 países membros da SADC, utilizando o estimador 'pooled mean-group' (PMG) em uma regressão de painel heterogêneo dinâmico, a fim de observar tanto as dinâmicas de longo prazo quanto as de curto prazo nos dados. Os resultados do estudo mostram que a volatilidade nas taxas de câmbio reais prejudica o desempenho do comércio nos países da SADC. Por outro lado, a volatilidade das taxas de câmbio nominais ou oficiais melhora o desempenho do comércio. Segundo os autores, com base nos resultados observados, as economias da SADC e as

dinâmicas nas taxas de câmbio reais são mais importantes em comparação às dinâmicas nas taxas de câmbio nominais. Como tal, ganhos comerciais temporários podem ser obtidos por mudanças na taxa de câmbio nominal, mas o mesmo não se aplica quando as mudanças na taxa de câmbio nominal estão afetando significativamente as dinâmicas das taxas de câmbio reais. Ainda segundo os autores, a implicação desses resultados é que, embora a volatilidade da taxa de câmbio possa ter efeitos positivos no desempenho do comércio nas economias da SADC no curto prazo, no longo prazo a volatilidade da taxa de câmbio desencoraja o comércio entre os países da SADC e o resto do mundo. Assim, os países da SADC devem buscar políticas que reduzam a volatilidade de suas moedas.

Köse e Aslan (2023) analisam a relação entre a incerteza da taxa de câmbio e o desempenho do comércio exterior da Turquia, usando dados mensais de 2002:01 a 2017:12 através do modelo SVAR. Os resultados empíricos indicam que a renda doméstica e a importação têm mais impacto nas exportações da Turquia. Além disso, a renda doméstica, a taxa de câmbio e a incerteza da taxa de câmbio são eficazes nas suas importações. Segundo os autores, esses resultados implicam que as exportações da Turquia dependem mais de insumos importados do que da taxa de câmbio e das incertezas da taxa de câmbio.

Baniasadi e Ahmadi (2023) estudam o efeito dos choques estruturais da taxa de câmbio real no saldo comercial do setor agrícola iraniano. O estudo usa um modelo SVAR para analisar o padrão sistemático da relação entre a taxa de câmbio real e o saldo comercial no setor agrícola do Irã. As funções de resposta ao impulso mostram que, no primeiro ano, os choques na taxa de câmbio real resultam em uma pequena melhora no balanço comercial agrícola; a partir do sexto ano, o impacto do choque da taxa de câmbio real é completamente ajustado e o balanço comercial do setor agrícola volta ao seu estado de equilíbrio..

### 2.1.1 Evidências empíricas no contexto brasileiro

Tratando da realidade brasileira, Bahmani-Oskooee, Harvey e Hegerty (2013) estimam o efeito da volatilidade cambial sobre os fluxos de exportações e importações bilaterais entre os Estados Unidos e o Brasil de 1971 a 2010, usando análise de cointegração. Os autores chegam a três conclusões principais. Primeiro, enquanto a maioria das indústrias não é afetada pela volatilidade no longo prazo, uma grande parte daquelas que são afetadas responde positivamente ao risco aumentado. Em segundo lugar, a sensibilidade ao risco difere marcadamente por setor industrial: as exportações brasileiras de produtos agrícolas são particularmente prejudicadas, enquanto as importações de máquinas dos EUA não são impactadas em nada. Finalmente, produtos com pequenas participações comerciais têm maior probabilidade de responder à maior incerteza do que os principais exportadores.

Votta (2017) mede a elasticidade das exportações de soja do Brasil para a China em relação à volatilidade da taxa de câmbio. O autor utiliza um modelo ARDL com teste de fronteira de Pesaran para dados trimestrais do período de 1999 a 2016. Nas estimações para longo prazo, os resultados das projeções indicam um efeito positivo da volatilidade cambial nas exportações de soja. Já no curto prazo, os resultados encontrados indicam efeito negativo, implicando uma aversão ao risco do sojicultor dentro de um mesmo ano-safra, mas um 'entusiasmo' em relação ao risco no longo prazo.

Similarmente, Souza et al. (2021) utilizam dados das exportações brasileiras para os Estados Unidos de janeiro de 1999 a fevereiro de 2017, empregando um modelo com teste de fronteira de Pesaran em uma estrutura ARDL, construindo medidas não lineares de volatilidade cambial de forma a verificar se choques positivos e negativos sobre o câmbio afetam de maneira igual sua volatilidade. Tais medidas indicaram que choques positivos implicam em maior volatilidade. Os setores afetados negativamente foram os de produtos manufaturados, com baixo valor agregado e os com dependência de capital externo. Produtos sem dependência de capital externo ou com demanda altamente elástica foram afetados positivamente.

Bittencourt e Correa (2021) analisam o efeito da volatilidade cambial no comércio brasileiro em nível setorial, especificamente na composição das exportações brasileiras. O estudo considera o volume exportado do Brasil para seus principais parceiros comerciais de 2001 a 2017 e classifica os produtos em

três categorias: básicos, semimanufaturados e manufaturados. A composição da agenda de exportação é definida pela participação de cada categoria de produto no volume total exportado para os respectivos parceiros, que é tratada como variável dependente em um modelo gravitacional de comércio, estimado usando mínimos quadrados ordinários agrupados, econometria de painel e métodos de máxima verossimilhança pseudo-Poisson. Os resultados indicam que a volatilidade cambial tem um efeito adverso apenas no setor manufatureiro, com um efeito positivo nas exportações de produtos básicos e nenhum efeito significativo no comércio de produtos semimanufaturados.

## 2.1.2 – Resumo da literatura empírica analisada

A tabela abaixo resume os temas de pesquisa, metodologia e principais resultados dos trabalhos mencionados acerca dos efeitos da volatilidade cambial sobre as exportações e/ou importações.

Tabela 2 - Resumo dos trabalhos sobre os impactos da volatilidade cambial sobre exportações e/ou importações

Autores	Objetivo	Metodologia	Variáveis	Resultados
Alori e Kutu (2019).	Examinar a função de exportação da produção de cacau e determinar o impacto das taxas de câmbio e da volatilidade dos preços na exportação de cacau na Nigéria.	Modelo SVAR	PIB, produção de cacau, valor do cacau, exportação de cacau, índice de preços ao consumidor.	Um aumento no preço do cacau levaria a um aumento na produção e no crescimento das exportações de cacau na Nigéria; a volatilidade da taxa de câmbio teria um impacto no crescimento das exportações de cacau; choques na taxa de câmbio foram responsáveis pela maior volatilidade (significativamente positiva durante todo o período) no valor das exportações de cacau, em

				comparação com outras variáveis no modelo.
Arize, Osang e Slottje (2000).	Investigar o impacto da taxa de câmbio real sobre os fluxos de exportação de 13 países subdesenvolvidos.	Análise de cointegração via teste de Johansen.	Exportações reais, renda externa, preços relativos e volatilidade da taxa de câmbio.	Aumentos da volatilidade têm efeito negativo sobre as exportações dos 13 países, tanto no curto quanto no longo prazo.
Aslan, Çepni e Gül (2021).	Verificar o impacto da taxa de câmbio real no volume de exportações.	Modelo SVAR.	Taxa de câmbio real; volume de exportação aos cinco países selecionados; PIB dos países selecionados.	A taxa de câmbio real afeta os países de maneira heterogênea, com exportações de commodities sofrendo as menores respostas a choques na taxa de câmbio real.
Bahmani-Oskooee e Gelan (2017).	Estudar o impacto da volatilidade da taxa de câmbio real sobre os fluxos comerciais de doze países africanos.	Análise de cointegração.	Volume de exportação, volume de importação, renda nacional, renda mundial, e volatilidade cambial.	O impacto no curto prazo foi verificado tanto para importação quanto para a exportação de todos os países. No longo prazo, apenas nos fluxos de cinco países.
Bahmani-Oskooee, Harvey e Hegerty (2013).	Examinar o efeito da volatilidade cambial sobre o fluxo comercial entre Brasil e EUA.	Análise de cointegração.	Exportações e importações bilaterais por setor, renda agregada de ambos os países, volatilidade cambial e depreciação real do dólar.	No longo prazo, a maior parte das indústrias analisadas não são afetadas pela volatilidade. Exportações agrícolas são e setores com baixo volume de exportação são os mais afetados.
Baniasadi e Ahmadi (2023)	Estudar o efeito dos choques estruturais da taxa de câmbio real no balanço comercial do setor agrícola iraniano.	Modelo SVAR	Taxa de câmbio real, balança comercial agrícola.	No primeiro ano, os choques na taxa de câmbio real resultam em uma pequena melhora no balanço comercial agrícola; a partir do sexto ano, o impacto do choque da taxa de câmbio real é completamente ajustado e o balanço comercial do setor agrícola volta ao seu estado de equilíbrio.
Baris-Tuzemen e Tuzemen (2021).	Reinvestigar o impacto da volatilidade da taxa de câmbio real nas	Modelo SVAR.	Taxa de câmbio real, importações, exportações, IPI da EU, renda agregada	Os resultados empíricos indicam que a taxa de câmbio real e sua

	exportações da Turquia de janeiro de 2003 a dezembro de 2019.		dos países da EU e a volatilidade cambial via EGARCH.	volatilidade não têm impacto nas exportações da Turquia. No entanto, foi observado que a renda externa teve um pequeno efeito nas exportações do país após a crise global.
Bittecourt e Correa (2021).	Analisar o efeito da volatilidade da taxa de câmbio sobre o comércio brasileiro a nível setorial.	Modelo gravitacional.	Composição da pauta de exportação brasileira, volatilidade da taxa de câmbio, PIB brasileiro, PIB dos países parceiros, distância do país parceiro e se o parceiro é ou não membro de acordo preferencial de comércio.	Efeito negativo sobre a exportação de produtos manufaturados, positivo sobre produtos básicos e nulo sobre semimanufaturados.
Chi e Cheng (2016)	Examinar os impactos de curto e longo prazo da renda real, taxa de câmbio bilateral e volatilidade da taxa de câmbio no volume de exportação marítima da Austrália para seus principais parceiros comerciais asiáticos.	Modelo ARDL com análise de cointegração.	Exportações marítimas por milhões de toneladas, renda agregada do país analisado, taxa de câmbio do país analisado e medidas de volatilidade (GARCH e mudança relativa ajustada pela média).	A volatilidade da taxa de câmbio é um fator importante que afeta o volume de exportação marítima, tendo um efeito significativo a longo prazo na maioria dos casos. No entanto, os efeitos variam entre pares de países, o que confirma a importância de usar dados desagregados para descobrir os efeitos diferenciais nas exportações marítimas por país.
Chit, Rizov e Willenbockel (2010).	Examinar o impacto da volatilidade da taxa de câmbio real bilateral nas exportações reais de cinco países emergentes do Leste Asiático entre si, bem como para 13 países industrializados.	Modelo gravitacional.	Exportações, PIB do país de origem, PIB do país de destino, preço relativo entre parceiros comerciais, preços relativos entre parceiros comerciais e terceiros, volatilidade cambial entre parceiros comerciais, volatilidade cambial entre parceiros e terceiros, distância entre países, se	Os resultados fornecem evidências de que a volatilidade da taxa de câmbio tem um impacto negativo estatisticamente significativo nas exportações dos países emergentes do Leste Asiático.

			fazem ou não fronteira e se são membros da AFTA.	
Clark et al (2004).	Examinar os efeitos da volatilidade cambial pelo tipo de medida de volatilidade, pelo tipo de comércio e por grupo de países.	Modelo gravitacional.	Volatilidade da taxa de câmbio real, PIB, PIB per capita, importações, exportações, área do país e variáveis binárias (língua em comum, fronteira em comum, se é colônia, se é colonizado, se participa da OMC).	Há efeito negativo da volatilidade cambial sobre produtos diferenciados, mas não sobre produtos homogêneos; a volatilidade tem maior efeito sobre o volume pequeno de comércio de nações em desenvolvimento.
Granville, Mallick e Zeng (2011)	Explorar o grau de interdependência de preços e taxas de câmbio entre a China e o G3 (EUA, Japão e Zona do Euro)	Modelo VAR	Exportações chinesas, preços de importação de cada país do G3 e taxa de câmbio de cada país do G3.	A redução dos preços de importação da China é o canal pelo qual os preços domésticos agregados no G3 permanecem deprimidos, enquanto o impacto da taxa de câmbio do RMB com as moedas do G3 parece menos poderoso.
Hayakawa e Kimura (2009).	Investigar a relação entre volatilidade da taxa de câmbio e comércio internacional, com foco na Ásia Oriental.	Modelo gravitacional.	Renda agregada dos países parceiros, distância, volatilidade cambial, se os parceiros compartilham a mesma língua, se compartilham fronteiras, se foi o país foi colônia e variáveis dummy regionais.	A volatilidade da taxa de câmbio desencoraja o comércio interasiático mais seriamente do que em outras regiões. Bens intermediários em redes internacionais de produção, são bastante sensíveis à volatilidade da taxa de câmbio. Além disso, o impacto negativo da volatilidade é maior do que o das tarifas, mas menor do que o dos custos relacionados à distância na Ásia Oriental
Koray e Lastrapes (1989).	Investigar o impacto da volatilidade da taxa de câmbio real nas importações bilaterais dos EUA	Modelo VAR.	Oferta de moeda, taxa de juros de longo prazo, índice de preços ao consumidor, IPI, taxa de câmbio	O efeito da volatilidade nas importações é fraco, embora choques permanentes na volatilidade tenham

	do Reino Unido, França, Alemanha, Japão e Canadá.		nominal, importações e exportações dos EUA.	um impacto negativo nesta medida de comércio, e esses efeitos são relativamente mais importantes durante o período de taxa flexível.
Köse e Aslan (2023)	Analisar o efeito da volatilidade cambial sobre performance do comércio exterior da Turquia entre janeiro de 2002 e dezembro de 2017.	Modelo SVAR	Exportações reais, importações reais, renda agregada, índice de preços ao consumidor, IPI e volatilidade cambial via GARCH.	As exportações da Turquia são mais influenciadas pela renda doméstica e pelas importações do que pela volatilidade da taxa de câmbio; a renda doméstica, a taxa de câmbio e a volatilidade da taxa de câmbio afetam as importações da Turquia, sugerindo que as exportações do país dependem mais de insumos importados do que das flutuações na taxa de câmbio.
Mao, Xing e Yu (2021).	Revelar a dinâmica e as variações entre produtos e mercados nas reações da qualidade do produto aos choques da taxa de câmbio real.	Modelo SVAR.	Taxa de câmbio real, PIB per capita, preços em yuan, quantidade exportada e qualidade das exportações.	O aumento do valor da taxa de câmbio real aumenta a qualidade das exportações agrícolas chinesas em média, ao invés de desencorajar as exportações, porém esse efeito é completamente observado apenas no curto prazo.
Muinelo-Gallo, Miranda e Mordecki (2020)	Analisar o impacto da incerteza da taxa de câmbio nos fluxos de exportação entre um painel de 27 países ao longo do período de janeiro de 1994 a dezembro de 2014.	Modelo VAR com dados em painel.	Exportações dos países selecionados divididos entre países exportadores de commodities e países exportadores de manufaturas, índice de preços sem combustível e medidas de volatilidade (endógenas). Importações globais totais e índice de preços de combustível (exógenas).	A volatilidade cambial afeta negativamente os países exportadores de manufaturados, enquanto os países exportadores de commodities não são afetados. Isso pode ser explicado pelas características econômicas dos países, incluindo a flexibilidade ou rigidez do ajuste das exportações em resposta à volatilidade cambial.

Mwamba e Dube (2014).	Investigar o efeito da volatilidade sobre o comércio, em especial o de manufaturas, internacional entre África do Sul, China e EUA.	Modelo SVAR.	Exportações e importações da África do Sul, China e EUA, taxas de câmbio rand/yuan e rand/dólar volatilidade das taxas cambiais e crescimento do PIB sul-africano.	Há evidências de que várias indústrias, setores e subsetores da economia da República da África do Sul são impactados de maneira diferente pela volatilidade das taxas de câmbio rand/yuan e rand/dólar, respectivamente.
Ngondo e Khobai (2018).	Avaliar o impacto da taxa de câmbio nas exportações na África do Sul entre os períodos de 1994 a 2016 e verificar se existe uma relação estatisticamente significativa entre as exportações e a taxa de câmbio.	Modelo ARDL.	Exportações taxa de câmbio, taxas de juros reais, investimento e inflação.	Os resultados mostraram um efeito negativo e estatisticamente significativo da taxa de câmbio sobre as exportações sul-africanas.
Nishimura e Hirayama (2013).	Investigar o efeito da volatilidade RMB-JPY no comércio entre Japão e China, com ênfase especial nos impactos da reforma do regime de câmbio do RMB implementada em julho de 2005.	Modelo ARDL.	Volatilidade RMB-JPY do período, renda agregada dos países, exportações de um país ao outro e uma medida de tendência temporal.	A volatilidade da taxa de câmbio não afeta as exportações do Japão para a China, mas durante o período analisado, as exportações da China para o Japão são negativamente influenciadas. Além disso, enquanto o nível da taxa de câmbio não influencia as exportações japonesas, ele tem um impacto significativo nas exportações chinesas
Ozcelebi e Yildirim (2011).	Investigar a relação entre produção industrial e taxas de câmbio da Turquia.	Modelo SVAR.	Produção industrial relativa Turquia/Rússia e Turquia/Alemanha, logaritmo das taxas de câmbio nominais lira turca/rublo e lira turca/euro e logaritmo das taxas de câmbio reais lira turca/rublo e lira turca/euro,	Os resultados das funções de resposta ao impulso e decomposições de variância do erro de previsão dos dois modelos SVAR enfatizaram que os efeitos da taxa de câmbio nominal na diferença de produção industrial e na taxa de câmbio

				real são temporários.
Sharma e Pal (2018).	Analisar o efeito da volatilidade no comércio da Índia com EUA, Alemanha, Japão e China.	Dados em painel e modelos GARCH, EGARCH e TGARCH para volatilidade e estimador “pooled mean-group” (PMG com análise de cointegração).	Volatilidade cambial, exportações e importações de commodities dos países selecionados.	, a volatilidade da taxa de câmbio nominal tem um impacto significativo na redução das taxas de exportação da Índia para os EUA, Alemanha e China, bem como nas importações dos EUA e China. No entanto, no curto prazo, os efeitos da volatilidade da taxa de câmbio nominal nas exportações e importações da Índia foram variados.
Souza et al (2021).	Investigar a influência da volatilidade cambial sobre as exportações brasileiras para os Estados Unidos entre janeiro de 1999 a fevereiro de 2017.	Teste de fronteira de Pesaran/ARDL com medidas lineares e não lineares de volatilidade.	Exportações brasileiras, renda agregada do país parceiro, taxa de câmbio e volatilidade da taxa de câmbio.	Os modelos que consideram medidas não lineares obtiveram mais relações positivas do que aqueles com medidas lineares, embora os resultados tenham mostrado que a influência da volatilidade cambial nas exportações a longo prazo é semelhante para as diferentes medidas.
Sugiharti, Esquivias e Setyorani (2020).	Examinar o impacto da volatilidade da taxa de câmbio sobre as exportações de commodities da Indonésia para China, Índia, Japão, Coréia do Sul e EUA.	Modelos ARDL/NRDL.	Exportações, IPI, Volatilidade Cambial e taxa de câmbio real entre rúpia indonésia e as moedas dos países selecionados.	Há um efeito significativo sobre as exportações, porém de impacto variado dependendo do setor e do mercado.
Votta (2017).	Aferir o efeito da volatilidade da taxa de câmbio sobre as exportações brasileiras de soja para a China.	Fronteiras de Pesaran/ARDL.	Preço internacional da soja, preço da soja no Brasil, taxa cambial em reais, volume exportado em milhão de toneladas, valor exportado em dólar e valor exportado em reais.	Efeito positivo da volatilidade sobre as exportações de soja no longo prazo, porém, efeitos adversos no curto prazo.
Zivanomoyo, Mushunje e Bandura (2022).	Investigar o efeito da volatilidade cambial sobre a performance	ARDL com estimador “pooled mean-group” (PMG).	Crescimento do PIB real per capita, performance comercial como	A volatilidade nas taxas de câmbio reais tem um impacto negativo no

	comercial das economias da “Southern African Development Community” (SADC) de 1985 a 2016.		participação de exportações e importações no PIB e volatilidade das taxas de câmbio reais e nominais via GARCH.	desempenho comercial nos países da SADC. No entanto, a volatilidade nas taxas de câmbio nominais ou oficiais tem um efeito positivo no desempenho comercial.
--	--	--	---	--

Fonte: elaborado pelo autor.

### **3 ESTRATÉGIA EMPÍRICA**

Após apresentar a introdução e a revisão da literatura sobre exportações brasileiras e volatilidade, o próximo passo é descrever a metodologia utilizada para realizar a análise empírica. Nesta seção, serão apresentadas a base de dados, as variáveis e o modelo proposto para estimar os determinantes das exportações brasileiras. A base de dados é de exportações mensais do Comex Stat. As variáveis são definidas com base na literatura e nos objetivos do trabalho. O modelo proposto é um modelo econométrico do tipo SVAR que busca captar os efeitos da volatilidade sobre as exportações. A seção está organizada da seguinte forma: na subseção 3.1 é apresentada a tipologia selecionada para agregação; na subseção 3.2, será apresentada a base de dados e as suas características; na subseção 3.3, serão definidas as variáveis utilizadas na análise; na subseção 3.4, será especificado o modelo econométrico e os seus pressupostos.

#### **3.1 Metodologia econométrica: do modelo VAR ao SVAR**

O modelo VAR é um sistema de equações simultâneas que captura a existência de relações de interdependência entre variáveis e permite avaliar o impacto de choques estocásticos sobre determinada variável do sistema. Ele foi desenvolvido na década de 80 a partir do artigo seminal de Sims (1980), “Macroeconomics and Reality”, como uma alternativa aos modelos de equações simultâneas, que eram criticados por terem muitas restrições em suas estimações. Segundo Sims, a suposição de exogeneidade das variáveis é questionável, pois reflete as preferências e preconceitos dos criadores do modelo e não é totalmente apoiada por avaliações teóricas. Diferentemente dos modelos de equações simultâneas, os modelos VAR consideram todas as variáveis como endógenas a priori, determinadas por ferramentas estatísticas em vez de teorias controversas.

A proposta era criar modelos dinâmicos com poucas restrições, onde todas as variáveis econômicas seriam consideradas endógenas. Os modelos VAR apresentam uma grande vantagem sobre os modelos univariados, uma vez que permitem que todas as variáveis do modelo sejam tratadas como endógenas, logo, cada variável pode ser explicada pelas demais variáveis, suas próprias defasagens e as defasagens das demais variáveis, o que produz uma imagem econométrica de suas inter-relações econômicas.

Os modelos autorregressivos vetoriais (VAR) se tornaram amplamente populares entre os economistas desde o artigo clássico de Sims (1980). Essa ferramenta evoluiu para os “vetores autorregressivos estruturais”, que são baseados na ideia de que os movimentos não antecipados nas variáveis - ou seja, seus erros de previsão - são induzidos por choques estruturais (Stock e Watson, 2017). Atualmente, esses modelos estão entre os instrumentos mais utilizados em investigações empíricas na área de macroeconomia. A popularidade dos modelos VAR é amplamente atribuída à capacidade desses modelos de analisar as interrelações entre múltiplas variáveis a partir de um conjunto mínimo de restrições de identificação. Isso permite aos economistas entender melhor as relações entre diferentes variáveis econômicas e fazer previsões mais precisas. As restrições de identificação nos modelos VAR permitem identificar o componente “exógeno” de cada variável, possibilitando a estimação do efeito de um “choque” nessa variável sobre as demais. (Cavalcanti, 2010).

Matematicamente, um modelo VAR de ordem  $p$  pode ser representado da seguinte forma:

$$Ax_t = B_0 + \sum_{i=1}^p B_i x_{t-i} + Ae_t \quad (1)$$

Onde:

$Ax_t$  é um vetor  $n \times n$  contendo as variáveis do modelo VAR;

$B_0$  é um vetor  $n \times 1$  de interceptos;

$\sum_{i=1}^p B_i x_{t-i}$  é um somatório de matrizes  $n \times n$  de coeficientes;

$Ae_t$  é uma matriz diagonal  $n \times n$  de desvios padrão multiplicando um vetor  $n \times 1$  contendo os termos de erro não correlacionados entre si, isto é:

$$\varepsilon_t \sim i. i. d. (0; I_n).$$

A forma estrutural é o nome dado à equação (1) que descreve as relações entre variáveis endógenas, geralmente derivadas de um modelo econômico teórico. Os choques  $\varepsilon_t$  são chamados de choques estruturais porque afetam cada variável endógena individualmente. Esses choques são considerados independentes uns dos outros, pois as interações entre eles são indiretamente capturadas pela matriz A. Portanto, a independência dos choques é assumida sem perda de generalidade.

Devido à endogeneidade das variáveis, o modelo é usualmente estimado em sua forma reduzida, que é a representação do modelo em que todas as variáveis endógenas são expressas como funções de suas próprias defasagens e de variáveis exógenas. Matematicamente, a forma reduzida do modelo VAR pode ser representada da seguinte forma:

$$X_t = A^{-1}B_0 \sum_{i=1}^p A^{-1} B_i X_{t-i} + A^{-1}B\varepsilon_t$$

$$X_t = \phi_0 \sum_{i=1}^p \phi_i X_{t-i} e_t, \quad (2)$$

em que:

$$\phi \equiv A^{-1}B_i, i = 0, 1, \dots, p \quad B\varepsilon_t \equiv Ae_1.$$

Para entender melhor a metodologia deste modelo, é útil visualizá-lo através de um exemplo bivariado de ordem 1 baseado em Enders (2014). Consideremos o seguinte modelo bivariado:

$$y_t = b_{10} - a_{12}z_t + b_{11}y_{t-1} + b_{12}z_{t-1} + \sigma_y \varepsilon_{yt};$$

$$z_t = b_{20} - a_{21}y_t + b_{21}y_{t-1} + b_{22}z_{t-1} + \sigma_z \varepsilon_{zt};$$

A especificação acima, que pode ser generalizada para estimar uma ordem  $p$ , mostra que as variáveis são influenciadas mutuamente, tanto no

momento  $t$  quanto por seus valores defasados. Como as duas variáveis contemporâneas  $z_t$  e  $y_t$  são correlacionadas aos erros individualmente, esse modelo não pode ser estimado diretamente. Isso se deve ao fato de que cada variável depende da outra contemporaneamente (efeito *feedback*). O objetivo do modelo VAR é desenvolver técnicas para contornar esse problema e determinar o comportamento da variável de interesse após um choque nos erros.

As variáveis endógenas devem ser estacionárias ou transformadas em estacionárias antes da estimação do modelo. Isso significa que suas propriedades estatísticas (média, variância, autocorrelação) devem ser constantes ao longo do tempo. As hipóteses assumidas para o modelo são:

- I. 1 -  $y_t$  e  $z_t$  são ambos estacionários;
- II. 2 -  $\varepsilon_{yt} \sim RB(0,1)$  e  $\varepsilon_{zt} \sim RB(0,1)$ ;
- III. 3 -  $\varepsilon_{yt} \perp \varepsilon_{zt} \Rightarrow Cov(\varepsilon_{yt}, \varepsilon_{zt}) = 0$ .

O modelo apresentado está na forma estrutural e pode ser escrito em matrizes:

$$\begin{bmatrix} 1 & a_{12} \\ a_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \sigma_y & 0 \\ 0 & \sigma_z \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{bmatrix} \Rightarrow \\ AX_t = B_0 + B_1 X_{t-1} + B \varepsilon_t;$$

Que, por sua vez, é estimado em sua forma reduzida, conforme a equação (2):

$$X_t = A_0 + A_1 X_{t-1} + \varepsilon_t; \quad (3)$$

Onde:

$$A_0 \equiv A^{-1} B_0;$$

$$A_1 \equiv A^{-1} B_1;$$

$$A \varepsilon_t = B \varepsilon_t.$$

O modelo é composto por um conjunto de equações lineares dinâmicas, onde cada variável é expressa como uma função de um erro não correlacionado serialmente e todas as variáveis do sistema têm o mesmo número de defasagens. Dessa forma, o VAR é útil para analisar as interações propostas neste trabalho, pois permite examinar as relações dinâmicas entre as variáveis endógenas sem a necessidade de definir previamente a causalidade entre elas.

O VAR na forma reduzida é capaz de resumir as correlações observadas entre as variáveis de interesse e pode ser estimado sem problemas. No entanto, sem restrições adicionais, não é possível recuperar o VAR na forma estrutural a partir da forma reduzida. Isso é conhecido como o problema da identificação. A identificação do VAR estrutural pelo método da “decomposição de Cholesky” é baseada na imposição de duas restrições à forma estrutural. Primeiro, assume-se que os choques estruturais não são correlacionados contemporaneamente. Segundo, assume-se que um dos coeficientes seja zero, o que equivale a impor uma “ordenação causal contemporânea” entre  $y$  e  $z$ . Com essas restrições, o modelo é exatamente identificado e é possível investigar as interrelações entre as variáveis por meio de funções de resposta a impulso e decomposição de variância dos erros de previsão do modelo.

É importante esclarecer a necessidade de recuperar os parâmetros estruturais. Apenas com modelos estruturais corretamente identificados é possível implementar políticas econômicas cujos resultados estejam alinhados com o esperado. Caso contrário, ao usar apenas a forma reduzida, a implementação de uma política específica pode alterar a trajetória das variáveis devido às expectativas racionais. Ou seja, a crítica de Lucas se aplica completamente ao modelo reduzido, a menos que hipóteses bastante específicas sejam impostas. O modelo VAR estrutural é uma extensão do modelo VAR que permite a identificação de choques estruturais e a análise de suas relações de causalidade. Ele é baseado na ideia de que as relações entre as variáveis endógenas podem ser representadas por um sistema de equações estruturais.

Os modelos VAR permitem observar a importância relativa de diferentes choques em variáveis macroeconômicas e avaliar seu impacto dinâmico. A análise VAR fornece aos formuladores de políticas uma compreensão mais profunda de como as variáveis econômicas são afetadas por choques de

demanda ou oferta, permitindo que eles tomem decisões políticas mais eficazes em um ambiente em constante mudança (SARTE, 1997). No entanto, mudanças na implementação de políticas, crises econômicas e choques que ocorrem por razões semelhantes não podem ser perfeitamente definidos por uma única variável.

Além disso, mesmo os adeptos dessa metodologia reconhecem que o problema de identificação ainda não foi completamente resolvido. Isso explica a coexistência de vários métodos alternativos de identificação na literatura. Um dos métodos de identificação mais populares entre os macroeconomistas é o procedimento de ortogonalização dos resíduos do VAR com base na chamada “decomposição de Cholesky”. Esse método impõe uma estrutura recursiva à matriz de relações contemporâneas entre as variáveis do modelo, de modo que a primeira variável não seja afetada contemporaneamente por nenhuma das demais, a segunda seja afetada apenas pela primeira, a terceira seja afetada pelas primeiras duas, e assim por diante. O pesquisador precisa apenas selecionar a “ordenação causal” adequada das variáveis sob análise. Feito isso, o modelo é exatamente identificado e é possível proceder à investigação das interrelações entre as variáveis por meio de funções de resposta a impulso e decomposição de variância dos erros de previsão do modelo (Cavalcanti, 2010).

No entanto, esse método possui algumas limitações. Uma delas é que a possibilidade de simultaneidade entre as variáveis é descartada a priori. Além disso, todas as possíveis ordenações das variáveis do VAR são observacionalmente equivalentes, o que significa que não é possível diferenciar entre elas com base em critérios estatísticos. Assim, a opção por determinada ordenação requer justificativas a partir de argumentos teóricos ou de conhecimento prévio acerca da natureza das relações contemporâneas entre as variáveis. Portanto, os modelos VAR não podem determinar a influência dos choques e, por esse motivo, foi desenvolvida a abordagem SVAR (CAVALCANTI, 2010; LÜTKEPOHL, 2005; BARIS-TUZEMEN & TUZEMEN, 2021).

A técnica SVAR permite a determinação de restrições suficientes para definir choques subjacentes na forma de estruturas repetitivas usando informações econômicas, restrições de coeficientes e restrições de variância ou covariância, ou restrições nos multiplicadores de curto ou longo prazo. O modelo

SVAR oferece a oportunidade de determinar restrições consistentes com a teoria econômica e as condições atuais, ajudando a obter resultados mais robustos e lógicos (Köse e Aslan, 2020, p.6). Além disso, ao contrário dos modelos VAR, os modelos SVAR levam em consideração mudanças estruturais e podem ser impostas restrições tanto de curto quanto de longo prazo (NARAYAN ET AL. 2008).

A partir do modelo reduzido exposto em (3), o problema passa a ser restringir o sistema de forma a recuperar os choques  $\varepsilon_t$  conforme a hipótese de que cada resíduo do sistema estrutural é independente um do outro. A variância de  $e_t$  é:

$$\begin{aligned} E(e_t e_t') &= A^{-1} E(\varepsilon_t \varepsilon_t') A^{-1} \\ \Sigma_e &= A^{-1} B \Sigma_\varepsilon B' A^{-1'} \end{aligned} \quad (4)$$

Na equação (4), o termo  $\Sigma_z$  pode ser consistentemente estimado por MQO na forma reduzida, e o sistema de equações lineares poderá ser resolvido desde que o número de parâmetros omitidos não seja maior que o número de equações. Para que isso ocorra, será necessário impor restrições em determinados elementos das matrizes A e B. A forma ideal de recuperar as inovações estruturais a partir das inovações da forma reduzida é estimando o modelo em forma estrutural, o SVAR, impondo restrições do tipo  $a_{ij} = 0$  à matriz A. Tais imposições resultarão em diferentes funções de impulso-resposta a depender do nível de correlação entre os erros z da forma reduzida. Caso todas as correlações entre os erros forem zero, as funções impulso-resposta serão idênticas, independentemente das restrições. O critério para imposição de restrições, segundo Enders (2014), é a análise da matriz de correlações dos resíduos, com identificação dos pares de variáveis com resíduos de elevada correlação.

As relações contemporâneas entre as variáveis são determinadas pelos coeficientes da matriz A, na qual  $a_{ij}$  indica o efeito da variável  $j$  sobre a variável  $i$  no período  $t$ . Logo, são identificados os pares de variáveis com erros altamente correlacionados e uma direção de causalidade no efeito contemporâneo para cada variável é imposta. A partir daí a matriz A pode ser estimada. Coeficientes

não estatisticamente significativos são tomados como zero e a matriz é reestimada quantas vezes forem necessárias até que todos os seus coeficientes sejam significativos. Com esta identificação estrutural, o objetivo é impor restrições economicamente plausíveis sobre os parâmetros a partir das correlações dos resíduos. O modelo exemplificado na equação (3) pode ser reescrito para  $p$  ordens de defasagem da seguinte forma:

$$AX_t = A_t^* X_{t-1} + \dots + A_t^* X_{t-p} + Bu_t \quad (5)$$

A matriz  $B$  contém os parâmetros da forma estrutural do modelo, enquanto a matriz  $A$  é usada para conectar modelos instantâneos. O vetor  $u_t$  de perturbações estruturais é mostrado como  $var(u_t) = \Lambda$ , onde  $\Lambda$  é uma matriz diagonal com variância de defeitos estruturais formando elementos diagonais. Como os choques não podem ser observados diretamente, são necessárias algumas restrições. A prática comum para a restrição é multiplicar a equação 5 por  $A^{-1}$ , o que leva à relação entre perturbações de forma reduzida e perturbações estruturais:

$$\varepsilon_t = A^{-1}Bu_t \quad (6)$$

Para o modelo AB, a equação (6) pode ser escrita como:

$$AY_t = LB_t + \varepsilon_t \quad (7)$$

Onde  $A$  é uma matriz de coeficientes que relaciona as variáveis endógenas às variáveis estruturais,  $B$  é uma matriz de coeficientes que relaciona as variáveis estruturais às variáveis endógenas (geralmente diagonal),  $L$  é uma matriz de causalidade contemporânea (0s e 1s) que identifica as variáveis exógenas (choques estruturais), e  $\varepsilon_t$  é um vetor de resíduos.

Para montar uma matriz de restrições SVAR, é necessário especificar as relações estruturais entre as variáveis endógenas e as variáveis exógenas. Na prática, a construção da matriz de restrições depende do contexto econômico e

das hipóteses teóricas subjacentes. A matriz de restrições estruturais para um modelo de três variáveis  $L_{(3 \times 3)}$  poderia ser construída da seguinte forma:

$$L = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}$$

Aqui, assume-se que cada variável endógena é diretamente afetada por ela mesma (diagonal de uns) e não é diretamente afetada pelas outras variáveis endógenas. Isso significa que supõe-se que os choques exógenos afetam diretamente todas as variáveis endógenas, mas as variáveis endógenas não têm efeitos diretos umas nas outras.

### 3.1.1 – Critérios de seleção

Após a especificação do modelo, surge a necessidade de definição do número de defasagens a ser adotado. O critério de informação é uma técnica usada para determinar o número ideal de parâmetros em um modelo. É importante entender que, à medida que adicionamos mais regressores ao modelo, a soma dos resíduos geralmente diminui. Para equilibrar a redução dos erros com o aumento do número de regressores, o critério de informação impõe uma penalidade ao aumento do número de regressores. Se a penalidade for menor do que a redução da soma dos resíduos, o regressor adicional deve ser incluído no modelo. Caso contrário, o regressor adicional traz mais custos do que benefícios. O objetivo do critério de informação é minimizar uma função baseada nos resíduos, penalizada pelo número de regressores. Muitas vezes, vários modelos possíveis geram resíduos que parecem ser ruído branco. As estatísticas descritas a seguir ajudam a resolver esse problema e são usadas para escolher o melhor modelo. Em geral, o critério de especificação tem a seguinte forma:

$$C = \ln \sigma^2(T) + C_{T\varphi}(T), \quad (6)$$

Em que  $\sigma^2 (T) = T^{-1} \sum_{t=1}^T \varepsilon_t^2$  é a variância estimada dos resíduos;  $C_T$  representa o número de parâmetros estimados;  $\varphi (T)$  é a ordem do processo, que penaliza a falta de moderação. O primeiro termo da equação avalia o ajuste do modelo. É evidente que, quanto menor a variância dos resíduos, melhor o ajuste. No entanto, essa redução na variância é alcançada ao adicionar mais parâmetros ao modelo, o que é penalizado no segundo termo da equação.

São dois os critérios de informação utilizados na seleção das defasagens de um modelo VAR, os critérios de Akaike e Bayesiano. A estatística de Schwarz é dada pela seguinte expressão, denotada por BIC (Bayesian Information Criterion):

$$BIC (p, q) = \ln \sigma^2 + n \frac{\ln T}{T}, \quad (7)$$

Em que  $n = p + q$ , se o modelo não tem constante, e  $n = p + q + 1$ , se há constante no modelo,

$$\sigma^2 = \frac{\sum_{t=1}^T \varepsilon_t^2}{T}$$

A estatística de Akaike, denotada por AIC (Akaike Information Criterion), é dada por:

$$AIC (p, q) = \ln \sigma^2 + n \frac{2}{T}. \quad (8)$$

### 3.2 Teste de Shapiro-Wilk

O teste de Shapiro-Wilk é um teste estatístico utilizado para avaliar a normalidade de uma distribuição de dados. Em outras palavras, ele testa a hipótese nula de que uma amostra veio de uma população normalmente distribuída (ROYSTON, 1983).

O teste calcula uma estatística  $W$ , que é baseada na correlação entre os dados da amostra e uma distribuição normal teórica. Se  $W$  é próximo de 1, isso indica que os dados seguem uma distribuição normal. O teste retorna um valor- $p$  associado à estatística  $W$ . Se o valor- $p$  for maior que o nível de significância escolhido (geralmente 0,05), a hipótese nula de normalidade não é rejeitada. Isso significa que não há evidências suficientes para dizer que os dados não seguem uma distribuição normal.

O teste de Shapiro-Wilk é recomendado para amostras pequenas, geralmente com menos de 50 observações. No entanto, ele pode ter limitações em amostras muito pequenas ou muito grandes. Em amostras pequenas, pode não ter poder suficiente para detectar desvios da normalidade. Em amostras grandes, pode indicar desvios da normalidade mesmo para pequenas variações.

Se o valor- $p$  for menor que o nível de significância (por exemplo,  $p < 0,05$ ), a hipótese nula é rejeitada, sugerindo que os dados não são normalmente distribuídos. Se o valor- $p$  for maior (por exemplo,  $p > 0,05$ ), não há evidências suficientes para rejeitar a hipótese nula, e os dados podem ser considerados normalmente distribuídos.

O teste de Shapiro-Wilk é amplamente utilizado em pesquisas para verificar a adequação de muitos modelos estatísticos que assumem a normalidade dos dados. É uma ferramenta importante para garantir a validade das inferências estatísticas realizadas.

### **3.3 Testes de raiz unitária.**

Quando uma variável apresenta raiz unitária, os pressupostos estatísticos de que a média e a variância devem ser constantes ao longo do tempo são violados, comprometendo os resultados obtidos com a utilização de modelos econométricos. Durante a análise econométrica, a presença de tendência

estocástica (ou raiz unitária) na série, que caracteriza a não estacionariedade, pode tornar as previsões mais imprecisas (SILVEIRA ET AL, 2023). A regressão, neste caso, é considerada espúria - sem significado econômico. Realizar testes de raiz unitária é um passo importante ao estimar modelos VAR (Vetor Autorregressivo), pois a presença de raízes unitárias em séries temporais econômicas tem consequências significativas para a modelagem econométrica univariada e multivariada. Os testes de raiz unitária são, portanto, o ponto de partida da maioria dos estudos empíricos de séries temporais (GOSPODINOV, HERRERA E PESAVENTO, 2013). Além disso, a robustez dos estimadores de resposta ao impulso em modelos VAR pode ser afetada pela presença de raízes unitárias próximas e cointegração próxima. Portanto, é importante realizar testes de raiz unitária para garantir a validade dos resultados obtidos ao estimar modelos VAR (WOLTERS E HASSLER, 2006).

Em consonância com os estudos realizados na literatura, dentre eles Baris-Tuzemen e Tuzemen (2021), Chi e Cheng (2016), Votta (2017), Sugiharti, Esquivias e Eetyorani (2020), optou-se neste estudo testar a hipótese de inexistência de variável com passeio aleatório com deslocamento, empregando os testes *Augmented Dickey-Fuller* (ADF), Phillips Perron (PP), Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin(KPSS), Bai-Perron e Zivot-Andrews.

De acordo com Monschang e Wilflingo (2021), o teste ADF é um teste estatístico comum usado para testar a hipótese nula de que uma raiz unitária está presente em uma amostra de série temporal. A hipótese alternativa é diferente dependendo de qual versão do teste é usada, mas geralmente é estacionariedade ou tendência-estacionariedade. É uma versão aumentada do teste Dickey-Fuller para um conjunto maior e mais complicado de modelos de séries temporais.

O procedimento de teste para o teste ADF é o mesmo que para o teste Dickey-Fuller, mas é aplicado ao modelo onde é uma constante, o coeficiente em uma tendência temporal e a ordem de defasagem do processo autorregressivo. Impor as restrições e corresponde a modelar um passeio aleatório e usar a restrição corresponde a modelar um passeio aleatório com um desvio. Conseqüentemente, existem três versões principais do teste, análogas às discutidas no teste Dickey-Fuller.

Ao incluir defasagens da ordem  $p$ , a formulação ADF permite processos autorregressivos de ordem superior. Isso significa que o comprimento da defasagem  $p$  deve ser determinado ao aplicar o teste. Uma abordagem possível é testar a partir de ordens altas e examinar os valores  $t$  nos coeficientes. Uma abordagem alternativa é examinar critérios de informação, como o critério de informação Akaike, o critério de informação bayesiano ou o critério de informação Hannan-Quinn.

Uma vez que um valor para a estatística do teste é calculado, ele pode ser comparado ao valor crítico relevante para o teste Dickey-Fuller. Como este teste é assimétrico, estamos apenas preocupados com valores negativos da nossa estatística do teste. Se a estatística do teste calculada for menor (mais negativa) do que o valor crítico, então a hipótese nula de raiz unitária é rejeitada e nenhuma raiz unitária está presente.

A intuição por trás do teste é que se a série for caracterizada por um processo de raiz unitária, então o nível defasado da série não fornecerá informações relevantes na previsão da mudança além da obtida nas mudanças defasadas. Nesse caso, a hipótese nula não é rejeitada. Em contraste, quando o processo não tem raiz unitária, ele é estacionário e, portanto, exibe reversão à média - então o nível defasado fornecerá informações relevantes na previsão da mudança da série e a hipótese nula de uma raiz unitária será rejeitada.

O teste PP é um teste estatístico usado para testar a hipótese nula de que uma série temporal é integrada de ordem  $d$ . Ele se baseia no teste Dickey-Fuller da hipótese nula em  $\rho = 1$  em  $\Delta y_t = (\rho - 1)y_{t-1} + u_t$ , onde  $\Delta$  é o operador de primeira diferença. Como o teste Dickey-Fuller aumentado, o teste Phillips-Perron aborda a questão de que o processo gerador de dados pode ter uma ordem mais alta de autocorrelação do que é admitido na equação de teste - tornando endógeno e, portanto, invalidando o teste  $t$  de Dickey-Fuller. Enquanto o teste Dickey-Fuller aumentado aborda essa questão introduzindo defasagens de como regressores na equação de teste, o teste Phillips-Perron faz uma correção não paramétrica na estatística do teste  $t$ . O teste é robusto em relação à autocorrelação e heterocedasticidade não especificadas no processo de perturbação da equação de teste (LEYBOURNE E NEWBOLD, 1999). Entretanto, Davidson e MacKinnon (2004) relatam que o teste Phillips-Perron

tem um desempenho pior em amostras finitas do que o teste Dickey-Fuller aumentado.

Outro procedimento usado para testar a hipótese nula de que uma série temporal observável é estacionária em torno de uma tendência determinística (ou seja, tendência-estacionária) contra a alternativa de uma raiz unitária é o KPSS. Ao contrário da maioria dos testes de raiz unitária, a sua presença não é a hipótese nula, mas sim a alternativa. Além disso, no teste KPSS, a ausência de uma raiz unitária não é uma prova de estacionariedade, mas sim, por design, de tendência-estacionariedade. Essa é uma distinção importante, pois é possível que uma série temporal seja não-estacionária, não tenha raiz unitária e ainda seja tendência-estacionária (HORNOK E LARSSON, 2000).

Em ambos os processos de raiz unitária e tendência-estacionários, a média pode estar crescendo ou diminuindo ao longo do tempo; no entanto, na presença de um choque, os processos tendência-estacionários são reversíveis à média (ou seja, transitórios, a série temporal convergirá novamente para a média crescente, que não foi afetada pelo choque), enquanto os processos de raiz unitária têm um impacto permanente na média (ou seja, sem convergência ao longo do tempo).

Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (1992) propuseram um teste da hipótese nula de que uma série observável é tendência-estacionária (estacionária em torno de uma tendência determinística). A série é expressa como a soma da tendência determinística, caminhada aleatória e erro estacionário e o teste é o teste do multiplicador de Lagrange da hipótese de que a caminhada aleatória tem variância zero. Os testes do tipo KPSS destinam-se a complementar os testes de raiz unitária, como os testes Dickey-Fuller. Ao testar tanto a hipótese de raiz unitária quanto a hipótese de estacionariedade, pode-se distinguir séries que parecem ser estacionárias, séries que parecem ter uma raiz unitária e séries para as quais os dados (ou os testes) não são suficientemente informativos para ter certeza se são estacionários ou integrados.

O teste de Bai-Perron é um método para detectar múltiplas quebras estruturais em séries temporais. Ele permite a detecção simultânea de uma ou mais quebras na média e na variância em um ponto de quebra conhecido. Embora seja um método poderoso para analisar séries temporais com mudanças estruturais, ele tem algumas limitações. A ideia central por trás do teste de Bai-

Perron é identificar pontos no tempo em que a série temporal pode ter sofrido mudanças significativas em sua média ou em outras características importantes. Essas mudanças podem indicar, por exemplo, transições entre períodos de crescimento econômico e recessão, alterações nas políticas governamentais ou eventos externos que impactam os dados. Uma das limitações é que o teste depende de um parâmetro de corte e valores críticos foram tabulados para diferentes valores desse parâmetro. Além disso, o teste assume homocedasticidade entre os pontos de quebra para amostras finitas. Isso significa que o teste pode não ser aplicável em situações em que a variância dos erros muda ao longo do tempo (MUTHURAMU E MAHESWARI, 2019).

Por fim, O teste de Zivot-Andrews é um método para detectar uma raiz unitária em um processo univariado na presença de correlação serial e uma única quebra estrutural. Ele é uma extensão do teste de Dickey-Fuller aumentado (ADF), que permite a detecção de uma raiz unitária em um processo estacionário em tendência com uma única quebra estrutural desconhecida. É um teste sequencial que utiliza a amostra completa e usa uma variável dummy diferente para cada possível data de quebra. Aqui, a data de quebra é selecionada onde a estatística  $t$  de um teste ADF de raiz unitária é mínima (ou seja, mais negativa). Consequentemente, uma data de quebra será escolhida onde a evidência é menos favorável para a hipótese nula de raiz unitária. O teste de Zivot-Andrews tem uma hipótese nula de um processo de raiz unitária com deriva que exclui mudança estrutural exógena. Dependendo da variante do modelo, a hipótese alternativa é um processo estacionário em tendência que permite uma quebra única no nível, na tendência ou em ambos. Se a hipótese nula de raiz unitária for rejeitada, a interpretação depende de qual hipótese alternativa está sendo testada. O teste de Zivot-Andrews é amplamente utilizado na análise econômica e estatística e tem sido amplamente aplicado em diversas áreas da pesquisa econômica e estatística (BYRNE E PERMAN, 2006).

### **3.3. Natureza e fonte dos dados**

Para se identificar o efeito da volatilidade cambial nas exportações brasileiras, foram utilizados dados do período de 2002 a 2022 obtidos na base Comex Stat. O período foi selecionado após a inspeção das séries temporais de exportações, quando foi percebido um aumento vertiginoso das exportações brasileiras. Além disso, o ano de 2002 converge com o aumento da participação chinesa no comércio mundial, uma vez que o país asiático entra na OMC no ano anterior e tornou-se desde então um dos principais parceiros comerciais do Brasil, de acordo com 32,4% de participação no intercâmbio comercial brasileiro, segundo dados do *World Integrated Trade Solution* (WORLD BANK).

### 3.3.1 A tipologia de Lall

A classificação de Lall é uma ferramenta útil para analisar a estrutura tecnológica das exportações de um país. Essa classificação divide as exportações em cinco amplas categorias tecnológicas: alta tecnologia, média tecnologia, baixa tecnologia, produtos primários e produtos baseados em recursos. Desenvolvida por Sanjaya Lall em 2000, essa classificação é amplamente utilizada em estudos acadêmicos para analisar a estrutura tecnológica das exportações de países em desenvolvimento. Ela oferece uma abordagem sistemática para analisar a estrutura tecnológica das exportações de um país. Isso é relevante porque as exportações de alta tecnologia geralmente trazem maiores benefícios de desenvolvimento para os países exportadores, pois refletem habilidades e recursos técnicos mais avançados nesses países e implicam transferência e difusão mais rápidas de novas tecnologias, além de promoverem a interação entre o desenvolvimento de capacidades tecnológicas e a capacidade de exportação em setores de diferentes complexidades tecnológicas (Sampath e Vallejo, 2018). Adicionalmente, de acordo com Bittencourt e Correa (2021), essa classificação tem sido adotada para mensurar o grau de elaboração da pauta de exportação brasileira.

Segundo Lall (2000), existem muitas maneiras de categorizar produtos pela sua intensidade tecnológica. Um método comumente usado é o baseado em Pavitt (1984), que consiste em distinguir entre manufaturas baseadas em

recursos, intensivas em mão de obra, intensivas em escala, diferenciadas e baseadas em ciência. É uma abordagem difícil porque as distinções analíticas são pouco claras e há grandes sobreposições entre as categorias. A OCDE (OECD, 1994) sugere uma classificação mais detalhada baseada na atividade tecnológica dentro de cada categoria. O esquema usado pelo autor combina ambos e os estende para levar em conta grupos de produtos ou clusters de interesse particular para exportação para o mundo em desenvolvimento.

Lall (2000) propõe cinco diferentes grupos de produtos: produtos de alta tecnologia, média tecnologia, baixa tecnologia, produtos baseados em recursos naturais (neste estudo referenciados como “semimanufaturados”) e produtos primários. A seguir, segue a descrição dos grupos conforme o autor:

Produtos primários: caracterizados por apresentarem pouco ou nenhum processamento. Exemplos de produtos primários são frutas frescas, carne, arroz, cacau, chá, café, madeira, carvão, petróleo bruto, gás.

Produtos baseados em recursos (RB): tendem a ser simples e intensivos em mão de obra (por exemplo, processamento simples de alimentos ou couro), mas existem segmentos que usam tecnologias intensivas em capital, escala e habilidades (por exemplo, refino de petróleo ou alimentos processados modernos). Como as vantagens competitivas nesses produtos geralmente - mas nem sempre - surgem da disponibilidade local de recursos naturais, eles não levantam questões importantes para a competitividade. No entanto, os segmentos com tecnologias intensivas em habilidades e tecnologia levantam questões importantes de competitividade.

Produtos de baixa tecnologia (LT) tendem a ter tecnologias estáveis e bem difundidas. As tecnologias estão principalmente incorporadas no equipamento de capital; a extremidade inferior da faixa tem requisitos de habilidade relativamente simples. Muitos produtos comercializados são indiferenciados e competem em preço: assim, os custos de mão de obra tendem a ser um elemento importante do custo na competitividade. Economias de escala e barreiras à entrada são geralmente baixas. O mercado final cresce lentamente, com elasticidades de renda abaixo da unidade. No entanto, existem exceções a essas características. Existem produtos de baixa tecnologia específicos em segmentos de alta qualidade onde nomes de marcas, habilidades, design e sofisticação tecnológica são muito importantes, mesmo que a intensidade

tecnológica não atinja os níveis de outras categorias. É importante observar que os produtos de grande interesse para os países em desenvolvimento tendem a estar nos segmentos de menor qualidade e são realmente baseados em tecnologias simples e competição de preço em vez de qualidade.

Produtos de tecnologia média (MT), compreendendo a maior parte das tecnologias intensivas em habilidades e escala em bens de capital e produtos intermediários, são o coração da atividade industrial em economias maduras. Eles tendem a ter tecnologias complexas, com níveis moderadamente altos de P&D, necessidades avançadas de habilidades e períodos de aprendizado longos. Aqueles nos subgrupos de engenharia e automotivo são muito intensivos em ligações e precisam de considerável interação entre as empresas para atingir a eficiência técnica de 'melhores práticas'.

Produtos de alta tecnologia (HT) possuem tecnologias avançadas e em rápida mudança, com altos investimentos em P&D e ênfase principal no design do produto. As tecnologias mais avançadas requerem infraestruturas tecnológicas sofisticadas, altos níveis de habilidades técnicas especializadas e interações próximas entre empresas, e entre empresas e universidades ou instituições de pesquisa. No entanto, alguns produtos como eletrônicos têm montagem final intensiva em mão de obra, e suas altas relações valor-peso tornam econômico colocar esse estágio em áreas de baixos salários. Esses produtos lideram em novos sistemas de produção integrados internacionais onde diferentes processos são separados e localizados por MCNs de acordo com diferenças finas nos custos de produção.

Para os propósitos deste trabalho, as exportações brasileiras foram classificadas, seguindo a tipologia de Lall, em produtos de alta tecnologia (3 setores), produtos de média tecnologia (20 setores), produtos de baixa tecnologia (35 setores), semimanufaturados (16 setores) e primários (23 setores) via capítulo SH2 no Comex Stat. A tabela 3 a seguir descreve a agregação utilizada.

Tabela 3 - Agregação das exportações segundo a tipologia de Lall.

Setor agregado	Setor por capítulo SH2
Produtos primários	01 - Animais vivos
	02 - Carnes e miudezas, comestíveis

	<p>03 - Peixes e crustáceos, moluscos e outros invertebrados aquáticos</p> <p>04 - Leite e laticínios; ovos de aves; mel natural; produtos comestíveis de origem animal, não especificados nem compreendidos noutros Capítulos</p> <p>05 - Outros produtos de origem animal, não especificados nem compreendidos noutros Capítulos</p> <p>06 - Plantas vivas e produtos de floricultura</p> <p>08 - Frutas; cascas de frutos cítricos e de melões</p> <p>07 - Produtos hortícolas, plantas, raízes e tubérculos, comestíveis.</p> <p>09 - Café, chá, mate e especiarias</p> <p>10 - Cereais</p> <p>11 - Produtos da indústria de moagem; malte; amidos e féculas; inulina; glúten de trigo</p> <p>12 - Sementes e frutos oleaginosos; grãos, sementes e frutos diversos; plantas industriais ou medicinais; palhas e forragens</p> <p>13 - Gomas, resinas e outros sucos e extratos vegetais</p> <p>14 - Matérias para entrançar e outros produtos de origem vegetal, não especificados nem compreendidos noutros Capítulos</p> <p>15 - Gorduras e óleos animais ou vegetais; produtos da sua dissociação; gorduras alimentares elaboradas; ceras de origem animal ou vegetal</p> <p>25 - Sal; enxofre; terras e pedras; gesso, cal e cimento</p> <p>26 - Minérios, escórias e cinzas</p> <p>27 - Combustíveis minerais, óleos minerais e produtos da sua destilação; matérias betuminosas; ceras minerais</p> <p>41 - Peles, exceto as peles com pelo, e couros</p> <p>50 - Seda</p> <p>51 - Lã, pelos finos ou grosseiros; fios e tecidos de crina</p> <p>52 - Algodão</p> <p>53 - Outras fibras têxteis vegetais; fios de papel e tecidos de fios de papel</p>
Produtos semimanufaturados	<p>15 - Gorduras e óleos animais ou vegetais; produtos da sua dissociação; gorduras alimentares elaboradas; ceras de origem animal ou vegetal</p> <p>16 - Preparações de carne, de peixes ou de crustáceos, de moluscos ou de outros invertebrados aquáticos</p> <p>17 - Açúcares e produtos de confeitaria</p> <p>18 - Cacau e suas preparações</p> <p>19 - Preparações à base de cereais, farinhas, amidos, féculas ou leite; produtos de pastelaria</p> <p>20 - Preparações de produtos hortícolas, de frutas ou de outras partes de plantas</p> <p>21 - Preparações alimentícias diversas</p> <p>22 - Bebidas, líquidos alcoólicos e vinagres</p>

	<p>23 - Resíduos e desperdícios das indústrias alimentares; alimentos preparados para animais</p> <p>24 - Tabaco e seus sucedâneos manufaturados</p> <p>40 - Borracha e suas obras</p> <p>44 - Madeira, carvão vegetal e obras de madeira</p> <p>45 - Cortiça e suas obras</p> <p>46 - Obras de espartaria ou de cestaria</p> <p>47 - Pastas de madeira ou de outras matérias fibrosas celulósicas; papel ou cartão para reciclar (desperdícios e aparas).</p> <p>48 - Papel e cartão; obras de pasta de celulose, de papel ou de cartão</p>
Produtos de baixa tecnologia	<p>42 - Obras de couro; artigos de correeiro ou de seleiro; artigos de viagem, bolsas e artefatos semelhantes; obras de tripa</p> <p>43 - Peles com pelo e suas obras; peles com pelo artificiais</p> <p>54 - Filamentos sintéticos ou artificiais</p> <p>55 - Fibras sintéticas ou artificiais, descontínuas</p> <p>56 - Pastas (ouates), feltros e falsos tecidos; fios especiais; cordéis, cordas e cabos; artigos de cordoaria</p> <p>57 - Tapetes e outros revestimentos para pisos (pavimentos), de matérias têxteis</p> <p>58 - Tecidos especiais; tecidos tufados; rendas; tapeçarias; passamanarias; bordados.</p> <p>59 - Tecidos impregnados, revestidos, recobertos ou estratificados; artigos para usos técnicos de matérias têxteis</p> <p>60 - Tecidos de malha</p> <p>61 - Vestuário e seus acessórios, de malha</p> <p>62 - Vestuário e seus acessórios, exceto de Malha</p> <p>63 - Outros artefatos têxteis confeccionados; sortidos; artefatos de matérias têxteis, calçados, chapéus e artefatos de uso semelhante, usados; trapos</p> <p>64 - Calçados, polainas e artefatos semelhantes; suas partes</p> <p>65 - Chapéus e artefatos de uso semelhante, e suas partes</p> <p>66 - Guarda-chuvas, sombrinhas, guarda-sóis, bengalas, bengalas-assentos, chicotes, pingalins, e suas partes</p> <p>67 - Penas e penugem preparadas e suas obras; flores artificiais; obras de cabelo</p> <p>68 - Obras de pedra, gesso, cimento, amianto, mica ou de matérias semelhantes</p> <p>69 - Produtos cerâmicos</p> <p>70 - Vidro e suas obras</p>

	<p>71 - Pérolas naturais ou cultivadas, pedras preciosas ou semipreciosas e semelhantes, metais preciosos, metais folheados ou chapeados de metais preciosos (plaquê), e suas obras; bijuterias; moedas</p> <p>74 - Cobre e suas obras</p> <p>75 - Níquel e suas obras</p> <p>76 - Alumínio e suas obras</p> <p>78 - Chumbo e suas obras</p> <p>79 - Zinco e suas obras</p> <p>80 - Estanho e suas obras</p> <p>81 - Outros metais comuns; ceramais (cermets); obras dessas matérias</p> <p>82 - Ferramentas, artefatos de cutelaria e talheres, e suas partes, de metais comuns</p> <p>83 - Obras diversas de metais comuns</p> <p>94 - Móveis; mobiliário médico-cirúrgico, colchões, almofadas e semelhantes; aparelhos de iluminação não especificados nem compreendidos em outros capítulos; anúncios, cartazes ou tabuletas e placas indicadoras luminosas, e artigos semelhantes; Construções Pré</p> <p>95 - Brinquedos, jogos, artigos para divertimento ou para esporte; suas partes e acessórios</p> <p>96 - Obras diversas</p> <p>97 - Objetos de arte, de coleção e antiguidades</p>
Produtos de média tecnologia.	<p>28 - Produtos químicos inorgânicos; compostos inorgânicos ou orgânicos de metais preciosos, de elementos radioativos, de metais das terras raras ou de isótopos</p> <p>29 - Produtos químicos orgânicos</p> <p>31 - Adubos (fertilizantes)</p> <p>32 - Extratos tanantes e tintoriais; taninos e seus derivados; pigmentos e outras matérias corantes; tintas e vernizes; mástiques; tintas de escrever</p> <p>33 - Óleos essenciais e resinóides; produtos de perfumaria ou de toucador preparados e preparações cosméticas</p> <p>34 - Sabões, agentes orgânicos de superfície, preparações para lavagem, preparações lubrificantes, ceras artificiais, ceras preparadas, produtos de conservação e limpeza, velas e artigos semelhantes, massas ou pastas para modelar, "ceras" para dentistas e Comp</p> <p>35 - Matérias albuminóides; produtos à base de amidos ou de féculas modificados; colas; enzimas</p> <p>36 - Pólvoras e explosivos; artigos de pirotecnia; fósforos; ligas pirofóricas; matérias inflamáveis</p> <p>37 - Produtos para fotografia e cinematografia</p> <p>38 - Produtos diversos das indústrias químicas</p>

	<p>39 - Plásticos e suas obras</p> <p>72 - Ferro fundido, ferro e aço</p> <p>73 - Obras de ferro fundido, ferro ou aço</p> <p>85 - Máquinas, aparelhos e materiais elétricos, e suas partes; aparelhos de gravação ou de reprodução de som, aparelhos de gravação ou de reprodução de imagens e de som em televisão, e suas partes e acessórios</p> <p>86 - Veículos e material para vias férreas ou semelhantes, e suas partes; aparelhos mecânicos (incluindo os eletromecânicos) de sinalização para vias de comunicação</p> <p>87 - Veículos automóveis, tratores, ciclos e outros veículos terrestres, suas partes e acessórios</p> <p>88 - Aeronaves e aparelhos espaciais, e suas partes</p> <p>89 - Embarcações e estruturas flutuantes</p> <p>90 - Instrumentos e aparelhos de óptica, de fotografia, de cinematografia, de medida, de controle ou de precisão; instrumentos e aparelhos médico-cirúrgicos; suas partes e acessórios</p> <p>91 - Artigos de relojoaria</p> <p>93 - Armas e munições; suas partes e acessórios</p>
Produtos de alta tecnologia	<p>30 - Produtos farmacêuticos</p> <p>84 - Reatores nucleares, caldeiras, máquinas, aparelhos e instrumentos mecânicos, e suas partes</p> <p>88 - Aeronaves e aparelhos espaciais, e suas partes</p>

Fonte: Elaborada pelo autor

A tipologia de Lall foi adotada com o intuito de captar diferentes níveis de intensidade tecnológica. Ela tem sido empregada na literatura obre exportações brasileiras para captar a intensidade tecnológica da estrutura produtiva brasileira (PEREIRA, PORCILE E FURTADO, 2011), para avaliar a evolução da intensidade tecnológica de exportações setoriais (SILVA E DIAS, 2019), para investigar o papel das exportações por nível tecnológico na indução do crescimento econômico brasileiro (CABRAL, CABRAL E OLIVEIRA, 2017), estudar a dinâmica de mudanças no padrão das exportações brasileiras (ANDRIOTA, 2019) e o efeito da volatilidade cambial na composição da pauta de exportações brasileiras (BITTENCOURT E CORRE, 2021).

Na seção seguinte são explorados os dados e as variáveis construídas a partir deles.

### 3.4. Modelo proposto e suas variáveis.

Para realizar uma análise do comércio exportador brasileiro e o efeito da volatilidade sobre o mesmo, é necessário dispor de dados confiáveis, atualizados e detalhados sobre as exportações e importações do país. Uma das fontes de dados utilizadas para esse fim é o Comex Stat, um portal gratuito que disponibiliza as estatísticas oficiais de comércio exterior do Brasil. O Comex Stat é um sistema para consultas e extração de dados do comércio exterior brasileiro, baseado nas declarações dos exportadores e importadores registradas no Sistema Integrado de Comércio Exterior (SISCOMEX). O portal oferece diversas opções de filtros, detalhamentos e agregações dos dados, bem como visualizações gráficas e interativas, séries de índices de preços e quantum, dados históricos e tabelas auxiliares de classificações.

Neste trabalho, optou-se por utilizar a base de dados de exportações mensais do Comex Stat, que abrange o período de 2002 a 2022 ano atual. Essa base de dados permite analisar as exportações brasileiras segundo diferentes variáveis, tais como: país de destino, bloco econômico, unidade da federação do produto, Nomenclatura Comum do Mercosul (NCM) e sistema harmonizado (SH6, SH4, Capítulo e Seção), classificação por grandes categorias econômicas e Classificação Uniforme para o Comércio Internacional. A escolha dessa base de dados se justifica pela sua abrangência, confiabilidade, atualização e disponibilidade. Além disso, a base de dados de exportações mensais permite realizar comparações temporais e espaciais, bem como identificar tendências, padrões e anomalias no comércio exterior brasileiro.

A tabela 4 abaixo resume as variáveis selecionadas para o modelo. Em seguida uma explicação é fornecida para a seleção de cada uma.

Tabela 4: variáveis utilizadas no estudo.

Variável	Descrição	Fonte
LnAlta	Logaritmo das exportações mensais brasileiras de alta tecnologia segundo a classificação de Lall.	Comexstat
LnMedia	Logaritmo das exportações mensais brasileiras de media tecnologia segundo a classificação de Lall.	Comexstat

LnBaixa	Logaritmo das exportações mensais brasileiras de baixa tecnologia segundo a classificação de Lall.	Comexstat
LnSemi	Logaritmo das exportações mensais brasileiras de produtos baseados em recursos segundo a classificação de Lall.	Comexstat
LnBasic	Logaritmo das exportações mensais brasileiras de produtos primários segundo a classificação de Lall.	Comexstat
LnIndex_ind	Logaritmo do IPI OCDE.	OCDE
LnIndex_comm	Logaritmo do IPC totais.	Banco Mundial
LnNominal	Logaritmo da taxa de câmbio nominal média mensal USD-BRL.	Banco Central
LnReal	Logaritmo do índice da taxa de câmbio efetiva real.	Ipeadata
Vol_nom	Volatilidade da taxa de câmbio nominal média mensal USD-BRL.	Elaboração própria.
Vol_real	Volatilidade do índice da taxa de câmbio efetiva real.	Elaboração própria.

Fonte: Elaborada pelo autor

### 3.3.1. Variáveis de exportação.

As exportações brasileiras são compostas por uma diversidade de produtos, que podem ser classificados de acordo com o seu grau de intensidade tecnológica e o seu grau de dependência de recursos naturais. Como já mencionado, uma forma de realizar essa classificação é seguindo a tipologia proposta por Lall (2000), que divide os produtos em cinco grupos: produtos primários, manufaturas baseadas em recursos naturais, manufaturas de baixa tecnologia, manufaturas de média tecnologia e manufaturas de alta tecnologia.

A seleção desses grupos de produtos como variáveis de exportação agregadas se justifica por vários motivos. Primeiro, eles permitem captar as diferenças de competitividade, produtividade e complexidade dos produtos exportados pelo Brasil. Segundo, eles possibilitam analisar a evolução da estrutura produtiva e comercial do país, bem como os seus desafios e oportunidades para aumentar a sua inserção internacional. Terceiro, eles facilitam a comparação com outros países e regiões que possuem padrões de especialização semelhantes ou distintos do Brasil. Quarto, eles fornecem

subsídios para a formulação de políticas públicas voltadas para o desenvolvimento industrial, tecnológico e ambiental do país.

Em termos de literatura, vários trabalhos na literatura utilizam as exportações por intensidade tecnológica para estudar o comércio exterior de diferentes países, regiões e setores. Teixeira, Coronel e Oreiro (2018) analisam o comportamento e os determinantes das exportações dos estados brasileiros, por níveis de intensidade tecnológica, para o período de ascensão do preço das commodities; Vieira e Reis (2019) investigam os determinantes das exportações brasileiras por níveis de intensidade tecnológica de 2000 a 2015, e Bittencourt e Correa (2021) analisam o impacto da volatilidade cambial na composição da pauta de exportações brasileiras.

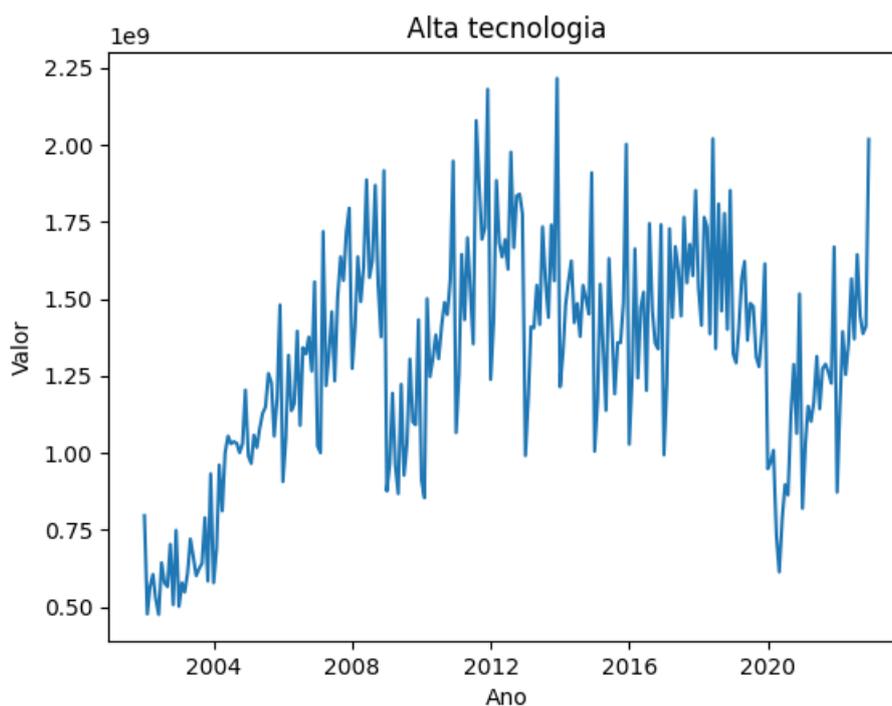
Os gráficos 6 a 10 representam as variáveis de exportação agregadas de diferentes tipos de produtos em termos de tecnologia e valor agregado. É notável que todas essas variáveis compartilham algumas características em comum, o que nos permite observar uma tendência semelhante em todos os gráficos. Além disso, há um componente sazonal evidente em cada uma dessas séries temporais, indicando flutuações regulares que ocorrem em períodos específicos de tempo.

Os produtos de alta tecnologia, média tecnologia, baixa tecnologia, semimanufaturados e produtos básicos parecem seguir uma trajetória geral ascendente ao longo do tempo. Isso sugere um aumento geral nas exportações ao longo dos anos. No entanto, a presença do componente sazonal é uma característica importante. A sazonalidade indica flutuações regulares nas séries temporais, geralmente relacionadas a padrões sazonais de consumo, produção ou outros fatores específicos do período do ano. Por exemplo, pode haver épocas do ano em que certos produtos são mais procurados devido a festas, feriados ou mudanças climáticas, bem como períodos de safra.

A abordagem de dessazonalização é crucial para eliminar esse componente sazonal, permitindo que o modelo identifique e avalie com maior precisão a tendência subjacente das exportações ao longo do tempo. O método X-12 ARIMA é uma escolha sensata para essa tarefa, pois combina a análise de séries temporais ARIMA com técnicas de ajuste sazonal. A dessazonalização proporcionada pelo método X-12 ARIMA permitirá uma visão mais clara das mudanças reais e de longo prazo nas exportações de cada categoria de

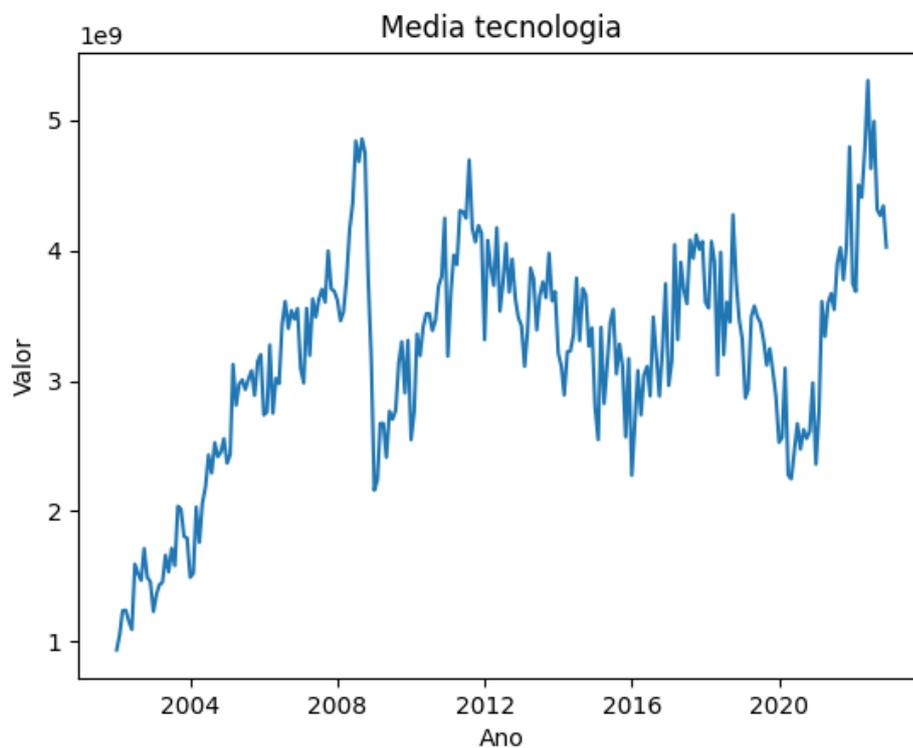
produtos. Isso é particularmente importante para análises de tendências, previsões futuras e identificação de possíveis choques econômicos, uma vez que remove as variações sazonais que podem mascarar essas tendências subjacentes. O X-12-ARIMA é um método desenvolvido pelo U.S. Census Bureau para ajuste sazonal e análise de séries temporais. Ele combina métodos ARIMA (AutoRegressive Integrated Moving Average) com técnicas de ajuste sazonal para dessazonalizar séries temporais e isolar os padrões subjacentes das variações sazonais. O método é amplamente utilizado por agências estatísticas e pesquisadores para analisar e interpretar séries temporais econômicas, demográficas e sociais (U.S. CENSUS BUREAU).

Gráfico 5: Exportações FOB mensais de manufaturas de alta tec. (2000) - US\$ Bilhões.



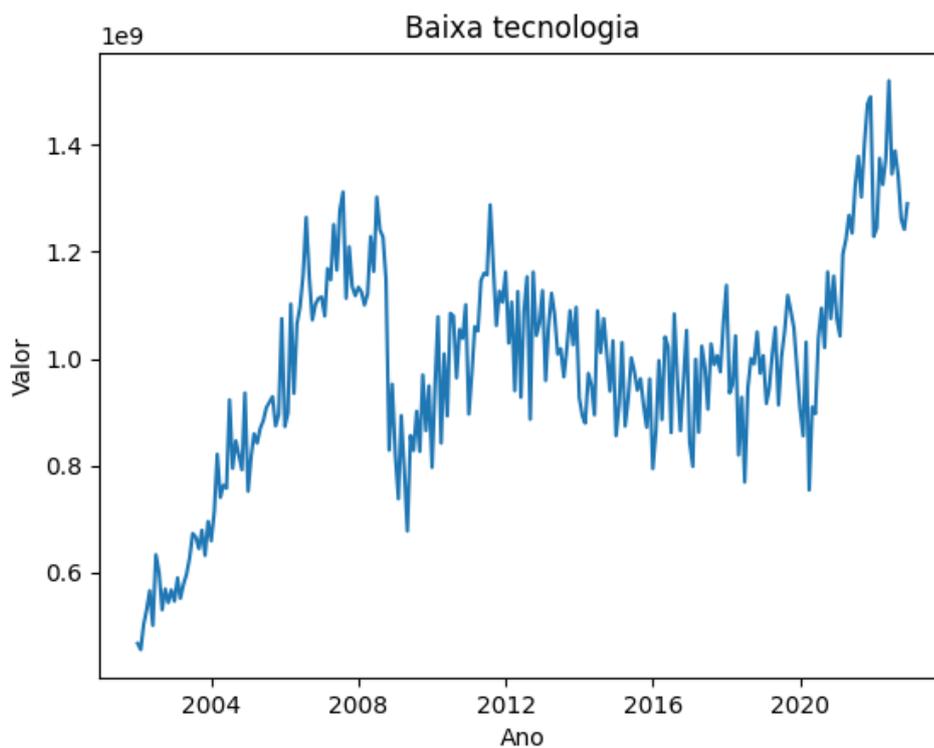
Fonte: elaboração própria a partir de dados do Comex Stat.

Gráfico 6: Exportações FOB mensais de manufaturas de média tecnologia (2000) - US\$ Bilhões.



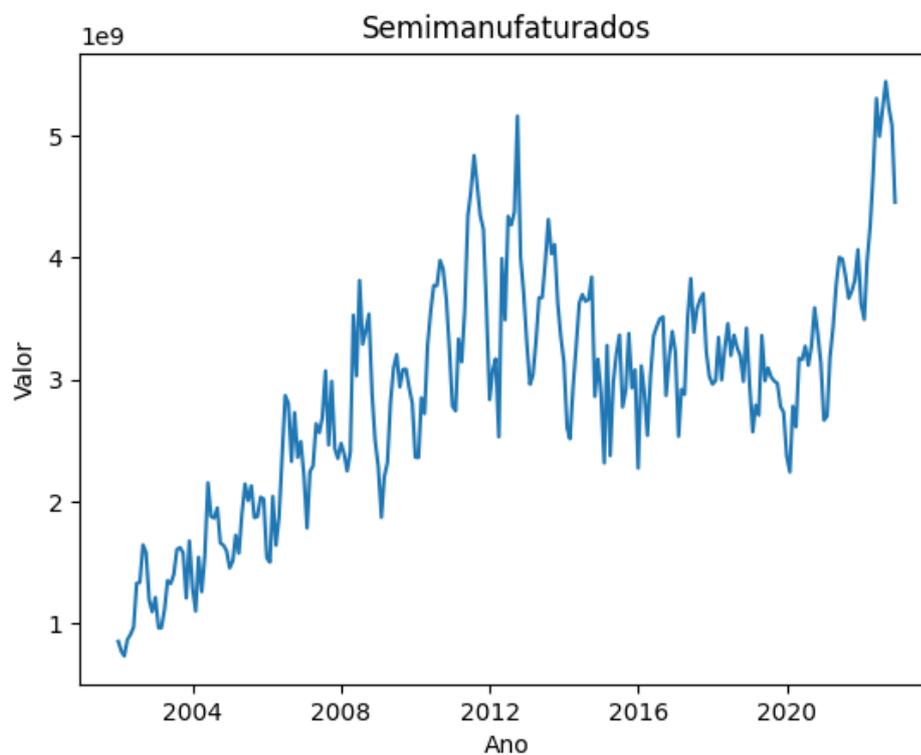
Fonte: elaboração própria a partir de dados do Comex Stat.

Gráfico 7 Exportações FOB mensais de manufaturas de baixa tecnologia (2000) - US\$ Bilhões.



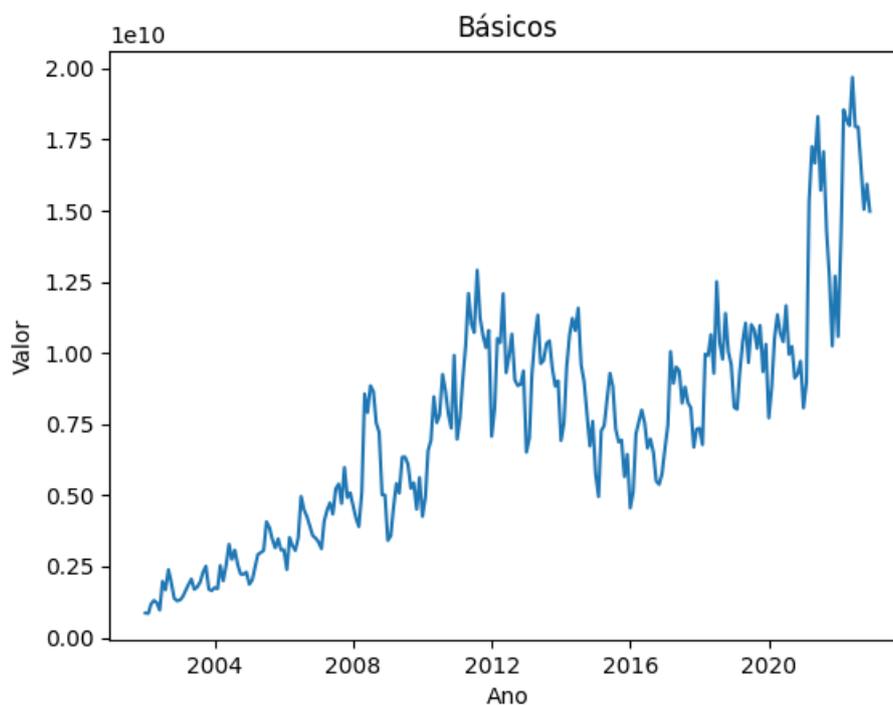
Fonte: elaboração própria a partir de dados do Comex Stat.

Gráfico 8: Exportações FOB mensais de produtos semimanufaturados (2000) - US\$ Bilhões.



Fonte: elaboração própria a partir de dados do Comex Stat.

Gráfico 9: Exportações FOB mensais de produtos básicos ou primários segundo a classificação de Lall (2000) - US\$ Bilhões.



Fonte: elaboração própria a partir de dados do Comex Stat.

### 3.3.2. Índice de Produção Industrial OCDE (IPI).

O Índice de Produção Industrial (IPI) é uma medida que reflete as variações na quantidade de bens e serviços produzidos pelos setores industriais de um país ou de um grupo de países ao longo do tempo. O IPI é um indicador importante para analisar o desempenho econômico, a competitividade e a inserção internacional da indústria. A Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE) é uma organização internacional que reúne 38 países membros, entre eles as principais economias desenvolvidas e emergentes do mundo. A OCDE produz e divulga dados estatísticos comparáveis sobre diversos aspectos econômicos, sociais e ambientais dos países membros e de outras regiões.

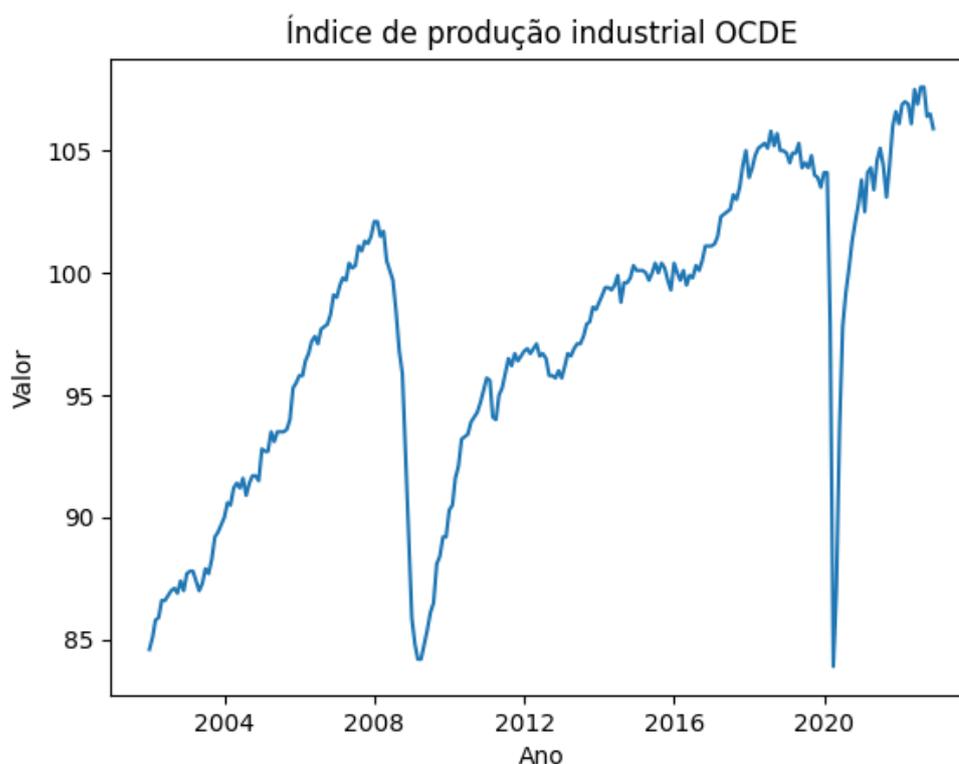
O IPI OCDE é um índice agregado que abrange os países membros da organização e algumas economias parceiras, como Brasil, China, Índia, Rússia e África do Sul. O IPI OCDE é calculado com base em uma média ponderada dos IPIs nacionais, ajustados para os efeitos de calendário e da sazonalidade. O IPI OCDE é expresso em uma escala com base no ano de 2015, ou seja, o valor do índice para 2015 é igual a 100 (Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico).

A base de dados de indicadores econômicos mensais da OCDE fornece esse índice desde janeiro de 1975 até hoje. Esse índice é usado para representar a atividade econômica real global porque, antes de 2009, não existiam outras séries temporais que fossem adequadas e representativas da atividade econômica real global mensal. Esse índice usa dados de 34 países da OCDE, com a produção industrial por área medida por índices de Laspeyres anualmente encadeados. Os pesos de cada ano são baseados no PIB do ano anterior na construção, ajustado pela paridade do poder de compra do PIB. Para usar esse índice como proxy para a atividade econômica real global, é preciso supor duas coisas. A primeira é que a economia completa é bem representada pelo setor industrial. A segunda é que a economia mundial é bem representada pelas economias da OCDE (RAVAZZOLO E ROTHMAN, 2016). Como o índice leva em conta a produção industrial de Brasil, China, Índia, Rússia e África do Sul, países com importante output industrial, o IPI pode tornar-se adequado.

O IPI foi escolhido como uma proxy para intensidade da atividade econômica porque ele mostra as mudanças na produção industrial dos principais países do mundo, que são parceiros comerciais ou concorrentes do Brasil. Além disso, o IPI ajuda a medir os efeitos de eventos externos, como crises, pandemias, conflitos ou alterações climáticas, sobre a atividade industrial global e regional. Adicionalmente, o IPI pode ser mais atualizado e disponível do que o PIB, que geralmente é divulgado com maior defasagem e sujeito a revisões frequentes.

O gráfico 11 ilustra a trajetória do IPI da OCDE:

Gráfico 10: Índice de produção de industrial OCDE.



Fonte: elaboração própria a partir de dados da OCDE.

O gráfico revela que o índice teve uma tendência crescente durante o período dos anos 2000, chegando a ultrapassar 100 pontos em meados de 2008. Em decorrência da crise de 2008, o índice cai para 80 pontos, recuperando-se paulatinamente até 2019, quando atinge cerca de 105 pontos. Ele teve uma queda abrupta no início de 2020, em função da pandemia de Covid-19, que gerou uma redução sem precedentes na demanda e na oferta de bens industriais

e uma paralisação da produção em vários países. O índice chegou a ficar abaixo de 85 pontos em abril de 2020. O índice teve uma recuperação expressiva a partir do segundo semestre de 2020.

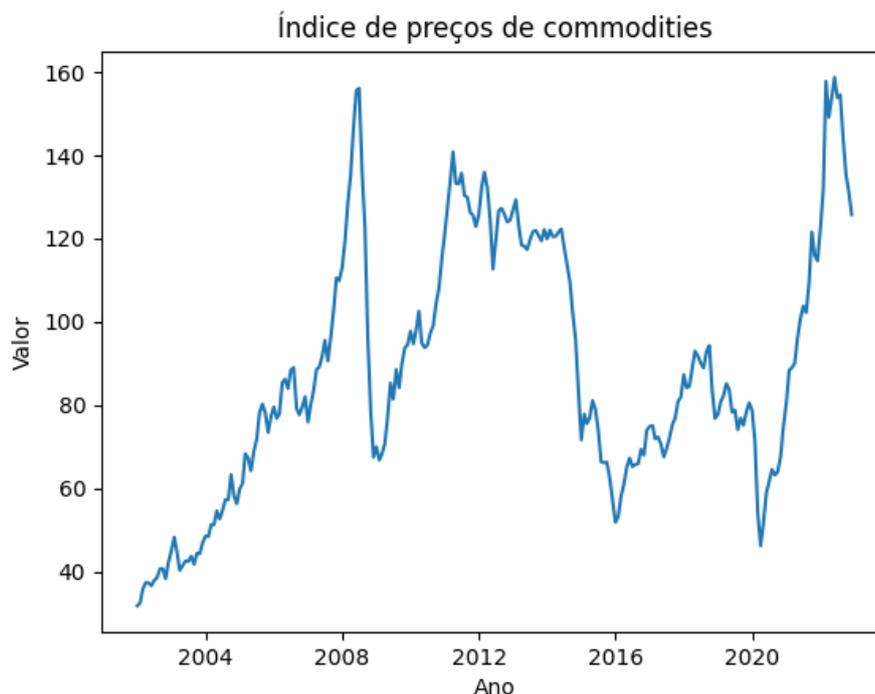
### 3.3.3. Índice de Preços de Commodities do Banco Mundial (IPC)

O IPC é publicado pelo Banco Mundial que mostra as mudanças nos preços das commodities mais importantes no mercado internacional, como energia, metais, produtos agrícolas e fertilizantes. O índice também é acompanhado pela publicação *Perspectivas dos Mercados de Commodities*, que traz análises e projeções sobre os fatores que influenciam os preços das commodities e seus efeitos sobre as economias em desenvolvimento.

O índice é utilizado em diversos estudos econômicos que buscam entender as relações entre os preços das commodities e variáveis macroeconômicas, como crescimento, inflação, câmbio, balança comercial, pobreza e desigualdade. Como neste estudo uma das variáveis agregadas é de produtos primários, torna-se importante uma medida de influência sobre esta categoria de exportações. Estudos anteriores como Mordecki e Miranda (2019) e Muínelo-Gallo, Lescano e Mordecki (2020) utilizam o índice em estudos para avaliar o impacto da volatilidade cambial sobre as exportações.

O gráfico 12 mostra a evolução do IPC do Banco Mundial desde o ano 2002 até 2022. O gráfico também indica os principais eventos que afetaram os preços das commodities, como o boom das commodities nos anos 2000, a crise financeira global de 2008 e a pandemia de Covid-19.

Gráfico 11: Índice de preços de Commodities do Banco Mundial.



Fonte: elaboração própria a partir de dados do Banco Mundial.

O índice atingiu seu maior nível durante o período de boom das commodities nos anos 2000, impulsionado pela forte demanda dos países emergentes, especialmente da China, e pela oferta limitada de algumas commodities. O índice chegou a ultrapassar 150 pontos em meados de 2008. No entanto, o índice colapsou em seguida, em decorrência da crise financeira global, que provocou uma queda na demanda mundial por commodities e uma contração da atividade econômica, caindo para cerca de 70 pontos no final de 2008. Ele teve uma recuperação moderada até o final de 2019, se aproximando dos 100 pontos no final de 2019.

No entanto, o índice colapsou novamente no início de 2020, em função da pandemia de Covid-19, que gerou uma queda sem precedentes na demanda mundial por commodities e uma paralisação da produção em vários países. O índice chegou a ficar abaixo de 60 pontos em abril de 2020. A partir do segundo semestre de 2020 o índice se recuperou, apoiado pela retomada da atividade econômica global e pelo avanço das vacinas contra a Covid-19. O índice também foi favorecido pela desvalorização do dólar americano e pelos estímulos fiscais

e monetários dos principais países. O índice alcançou seu maior patamar histórico em maio de 2021, superando 210 pontos.

### 3.3.4 Taxas de Câmbio

No escopo desta análise, foram adotadas duas variáveis distintas para a mensuração do câmbio, buscando uma compreensão abrangente das dinâmicas cambiais. A primeira variável se refere à taxa de câmbio nominal, que é calculada como a média mensal das taxas de câmbio reportadas pelo Banco Central. Essa taxa de câmbio é um indicador direto das relações de conversão entre moedas e fornece uma visão imediata das flutuações no valor da moeda nacional em relação a outras moedas estrangeiras.

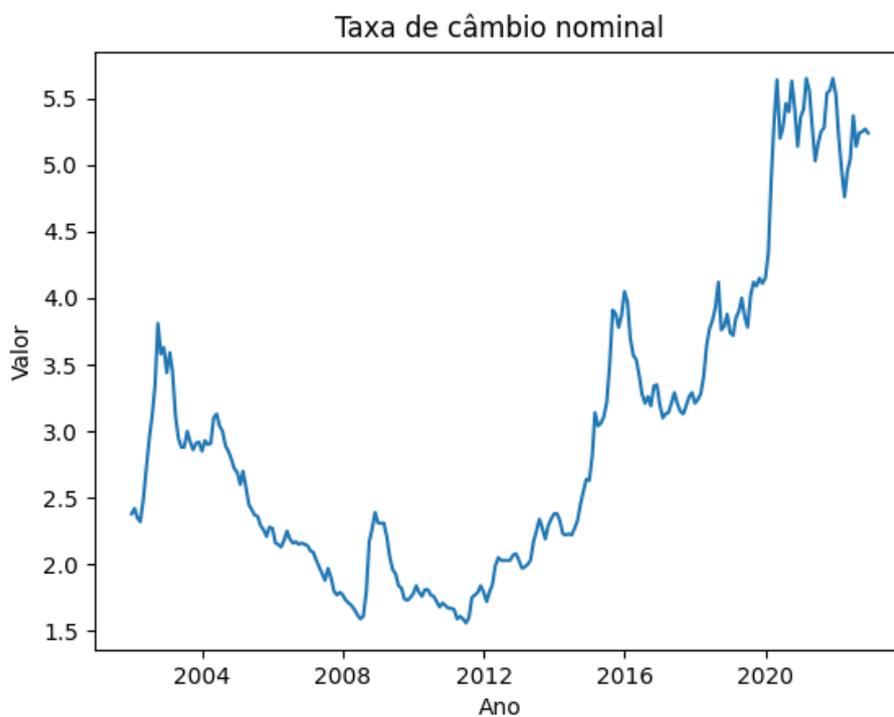
A segunda variável empregada é o índice da taxa de câmbio efetiva real, desenvolvido pelo Ipea (Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada). Este índice é concebido para capturar as variações do câmbio em termos reais, ou seja, considerando os efeitos das taxas de inflação tanto no país quanto em seus parceiros comerciais. O índice da taxa de câmbio efetiva real proporciona uma perspectiva mais abrangente, uma vez que reflete não apenas as flutuações nominais do câmbio, mas também os ajustes de preços internos e externos que afetam a competitividade das exportações e importações (NONNENBERG ET AL., 2015).

A utilização dessas duas variáveis complementares enriquece a análise do comportamento cambial. Enquanto a taxa de câmbio nominal oferece informações valiosas sobre as tendências de valorização ou desvalorização da moeda em relação a outras divisas estrangeiras, o índice da taxa de câmbio efetiva real adiciona uma camada de complexidade, considerando os fatores macroeconômicos que influenciam a competitividade comercial do país.

Ao analisar essas duas variáveis, é possível obter uma compreensão mais completa das flutuações cambiais e de suas implicações econômicas. Isso permite que a análise não apenas observe as mudanças superficiais nas taxas de câmbio, mas também avalie como essas mudanças afetam a competitividade internacional, os fluxos de comércio e os equilíbrios macroeconômicos do país

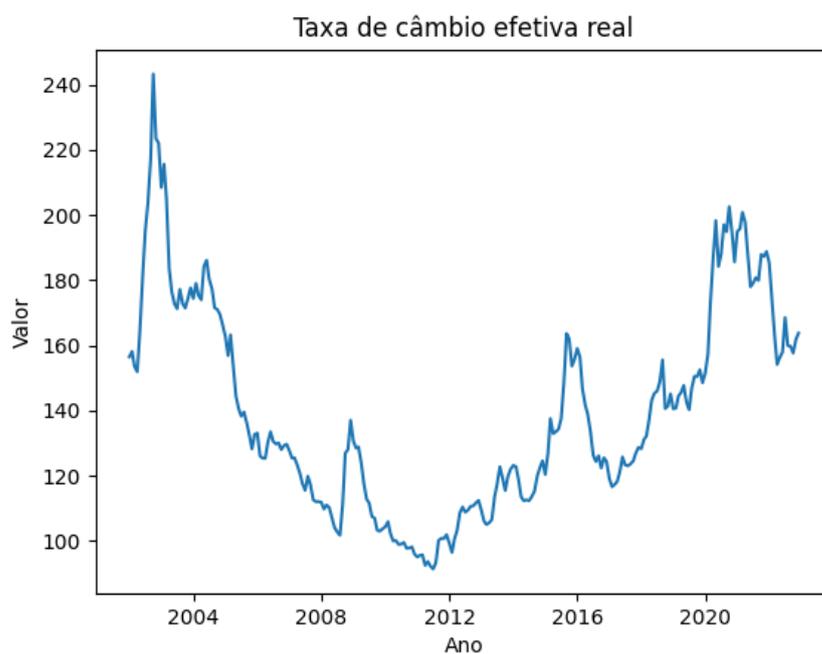
em questão. Os gráficos 13 e 14 exibem o comportamento de ambas as taxas de câmbio.

Gráfico 12: Taxa de câmbio nominal média mensal.



Fonte: elaboração própria a partir de dados da Banco Central.

Gráfico 13 Índice da taxa de câmbio efetiva real – jun/1994 = 100.



Fonte: elaboração própria a partir de dados do Ipeadata.

Ao longo do período compreendido entre 2002 e 2022, a análise comparativa entre a taxa de câmbio nominal e a taxa de câmbio efetiva real a partir dos gráficos 13 e 14 revela padrões e tendências no cenário econômico brasileiro. Essas duas medidas são fundamentais para compreender a evolução da moeda nacional em relação às outras moedas estrangeiras e para avaliar o impacto das mudanças cambiais sobre a competitividade das exportações e importações. Ambos exibem uma trajetória semelhante, com pontos de inflexão e movimentos cíclicos que lançam luz sobre as dinâmicas cambiais do Brasil durante o período de análise

Uma observação marcante é o fundo atingido por ambas as taxas ao redor de 2012. Esse período provavelmente reflete uma conjunção de fatores econômicos, como flutuações na demanda por produtos exportáveis e pressões inflacionárias internas e externas. Desde esse ponto de inflexão, ambas as taxas iniciaram uma ascensão gradual até o ano de 2022. É notável que a taxa de câmbio nominal atingiu seu pico mais alto em 2022. Isso sugere que as condições econômicas e políticas desse período podem ter exercido pressões específicas sobre a moeda, levando a um aumento substancial de sua avaliação nominal em relação a outras moedas estrangeiras. Por outro lado, a taxa de câmbio efetiva real, apesar de também mostrar um aumento gradual, apresenta um nível mais elevado em torno de 2003, comparado ao restante do período.

Para os propósitos do modelo, taxa de câmbio nominal, índice da taxa de câmbio efetiva real, e IPC do Banco Mundial foram dessazonalizadas utilizando o método X-12 ARIMA. Em relação às séries de taxa de câmbio, a dessazonalização é particularmente importante porque flutuações sazonais podem ser acentuadas por fatores como turismo sazonal, datas de pagamentos internacionais, sazonalidade nas atividades comerciais. O IPC foi dessazonalizado para isolar variações de curto prazo, uma vez que ele frequentemente exhibe flutuações sazonais devido a fatores como condições climáticas, padrões de consumo sazonais, safras agrícolas, entre outros. A dessazonalização ajuda a separar essas variações de curto prazo das tendências subjacentes, permitindo uma análise mais precisa das mudanças de longo prazo nos preços das commodities. Ao remover as influências sazonais, torna-se mais fácil identificar tendências reais nos preços das commodities. Já o IPI OCDE é apresentado de forma dessazonalizada na fonte.

Por fim, o uso da taxa USD-BRL é justificado pela predominância nas exportações brasileiras. Segundo Kawaoka (2014), 86% das operações brasileiras são feitas utilizando o dólar como moeda de pagamento, e 96% das exportações em termos de valor. Para a exportação de bens diferenciados, é possível observar uma maior heterogeneidade, especialmente nas exportações para a União Europeia. No entanto, o uso do real nas exportações é limitado a operações de baixo valor, destinadas principalmente a países do Mercosul ou à Bolívia.

### 3.3.5. Volatilidade

A volatilidade é um conceito fundamental nos mercados financeiros e econômicos, representando a medida da magnitude das flutuações dos preços ou taxas ao longo do tempo. Em outras palavras, a volatilidade reflete a variabilidade e o grau de incerteza em torno dos valores de um ativo ou indicador financeiro, como as taxas de câmbio. Altos níveis de volatilidade indicam mudanças rápidas e acentuadas nos preços, enquanto baixos níveis sugerem movimentos mais estáveis e previsíveis. A volatilidade é um parâmetro fundamental usado em muitas aplicações financeiras, desde a valoração de derivativos até a gestão de ativos e o gerenciamento de riscos. A volatilidade mensura o tamanho dos erros cometidos na modelagem de retornos e outras variáveis financeiras (ENGLE, FOCARDI E FABOZZI, 2008). Na literatura, a justificativa para modelagem da volatilidade costuma dividir os autores entre a opção de frequência método de cálculo ou o horizonte de dados disponível.

Merton (1980), argumenta que o cálculo da volatilidade é beneficiado pelo aumento da frequência dos dados. Segundo Silvestrini e Veredas (2008), a escolha da frequência claramente influencia os resultados da estimação. Dado o mesmo modelo econômico ou econométrico, os resultados da estimação são diferentes para cada frequência. Logo, a escolha da frequência fica sob critérios econômicos, mas muitas vezes ela torna-se subjetiva. Segundo os autores. No entanto, é evidente que os modelos estimados para diferentes frequências devem estar relacionados. Por exemplo, um modelo para dados trimestrais deve

estar relacionado a um modelo para dados anuais, uma vez que os últimos são uma agregação temporal dos primeiros ao longo do ano. Portanto, não apenas os dados anuais são uma função dos dados trimestrais, mas o modelo anual também é uma função do modelo trimestral. Além disso, o modelo trimestral estimado é mais rico em termos de informação, uma vez que o número de observações utilizadas para a estimação é quatro vezes maior do que para o modelo anual.

Mamingi (2017), fornece uma revisão atualizada da literatura que trata da agregação ao longo do tempo de séries temporais econômicas, por exemplo, a transformação de dados de alta frequência em dados de baixa frequência, com foco em seus benefícios e seus custos. Entre os benefícios, o autor destaca que não há influência na estacionariedade ou nível de cointegração das séries. Já pelos custos, há a menor precisão e qualidade das projeções, alteração das raízes unitárias sazonais, mudança no poder de testes estatísticos e alteração de causalidade.

Segundo o autor, a forma como as variáveis se agregam pode assumir diferentes formas. Dois esquemas de agregação são frequentemente encontrados na economia: estoque e fluxo. O estoque, também chamado de amostragem sistemática, refere-se à agregação na qual a variável agregada é o resultado de amostrar a cada  $k$  períodos da variável de alta frequência. Por exemplo, observações anuais podem ser obtidas amostrando a cada quatro períodos das observações trimestrais. Fluxo, também chamado de agregação temporal, refere-se à agregação na qual a variável agregada é a soma, a cada  $k$  períodos, da variável de alta frequência.

Obstfeld, Dornbush e Mckinon (1995) e Bahmani-Oskooee, Harvey e Hegerty (2013) utilizam o modelo conceitual de Clark (1973), no qual é assumida a inexistência de instrumentos de *hedge*, uma vez que a volatilidade pode ser protegida apenas no curto prazo, pois os custos de *hedge* no longo prazo seriam proibitivos. Portanto, partindo do princípio de que o *hedge* torna difícil a observação do efeito da volatilidade no curto prazo, os autores a testam utilizando variância móvel simples de baixa frequência utilizando observações anuais.

Apesar das vantagens que estes autores mencionam sobre a estimação da volatilidade a longo prazo e a baixas frequências, a literatura sugere que as

observações mensais são as mais utilizadas. A volatilidade calculada sobre frequência mensal foi utilizada, dentre outros, por Mordecki e Miranda (2019), Sugiharti, Esquivias e Setyorani (2020), Bariş-Tüzemen e Tüzemen (2021), Chi e Cheng (2016), Chit (2010), Muinelo-Gallo, Lescano e Mordecki (2020), Haykawa e Kimura (2009), Vieira e McDonald (2015). Nestes casos, é comum a utilização da taxa na mesma frequência em que se projetam os dados, incluindo mudanças na taxa de câmbio de 12 meses em uma projeção mensal. Além disso, dados mensais costumam ter maior disponibilidade, sendo natural que boa parte dos estudos se baseiem nesta frequência.

Uma das medidas utilizadas para obtenção da volatilidade cambial é o desvio padrão móvel simples, também conhecido como desvio padrão móvel ou rolling standard deviation em inglês. Utilizado, por exemplo, por Vieira e McDonald (2015) e Bahmani-Oskooee, Harvey e Hegerty (2013), ele é particularmente útil para analisar a variabilidade dos valores ao longo do tempo, suavizando flutuações de curto prazo e destacando tendências de longo prazo.

O cálculo do desvio padrão móvel é semelhante ao cálculo do desvio padrão tradicional, mas é aplicado a uma janela deslizante de dados consecutivos em uma série temporal. A cada ponto de dados na série, o desvio padrão móvel é calculado para os valores dentro dessa janela, que se desloca à medida que avançamos na série temporal. Isso permite que o desvio padrão móvel capture as variações ao longo do tempo e mostre como a volatilidade muda à medida que a série avança:

$$\text{Desvio Padrão Móvel}[i] = \sqrt{(\sum(x[i] - \mu)^2 / (n - 1))} \quad ((9)$$

onde é  $n$  o tamanho da janela móvel,  $x[i]$  o valor na posição  $i$  da série temporal e  $\mu$  a média dos valores na janela móvel. O tamanho da janela deslizante é uma consideração importante. Uma janela maior suaviza mais os dados, enquanto uma janela menor é mais sensível a flutuações de curto prazo. A escolha do tamanho da janela depende do objetivo da análise e das características da série temporal em questão.

Outra medida comum de volatilidade, segundo Clark et al. (2004) e corroborado por Bahmani-Oskooee e Hegerty (2007), é o desvio padrão da primeira diferença logarítmica, que quantifica a dispersão dos valores após

aplicar a operação de diferença logarítmica a uma série de dados. Essa medida é frequentemente utilizada em análises financeiras, econômicas e científicas para avaliar a volatilidade ou a variabilidade dos dados ao longo do tempo. A primeira diferença logarítmica é calculada subtraindo o valor do logaritmo de um dado período pelo valor do logaritmo do período anterior. Isso ajuda a destacar as mudanças percentuais entre os períodos, o que pode ser útil para entender a tendência subjacente dos dados.

#### 3.3.5.6. Os modelos GARCH

Outras duas abordagens amplamente utilizadas para estimar a volatilidade são o uso do modelo GARCH (Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity), o desvio padrão da primeira diferença logarítmica e o desvio padrão móvel. Cada uma dessas abordagens tem suas vantagens e limitações, e a escolha entre elas depende do contexto e das características dos dados em questão. Utilizado, dentre outros, por Chi e Cheng (2016), Kose e Aslan (2023), Sharma e Pal (2018), o modelo GARCH é uma escolha robusta para calcular a volatilidade, especialmente em séries temporais financeiras, devido às seguintes razões (ENGLE, 2001; NYBO, 2020):

1. Consideração de Heteroscedasticidade: O modelo GARCH é projetado para lidar com a heteroscedasticidade, que é a mudança variável da volatilidade ao longo do tempo. Enquanto o desvio padrão da primeira diferença logarítmica assume que a volatilidade é constante, o modelo GARCH permite que a volatilidade seja modelada de forma mais realista, capturando padrões de volatilidade mais complexos.
2. Persistência da Volatilidade: O modelo GARCH leva em consideração a persistência da volatilidade ao longo do tempo, o que significa que choques de volatilidade tendem a se propagar ao longo de várias observações. Isso é particularmente importante em finanças, onde os efeitos de eventos passados podem continuar influenciando a volatilidade futura.

3. Modelagem de Choques de Volatilidade: O GARCH permite modelar choques de volatilidade específicos que podem não ser capturados adequadamente pelo desvio padrão da primeira diferença logarítmica ou pelo desvio padrão móvel. Essa capacidade de modelar diferentes níveis de persistência e reação a choques é uma vantagem significativa na análise de séries temporais voláteis.
4. Flexibilidade na Modelagem: O modelo GARCH possui várias variantes, como GARCH(1,1), GARCH(2,1), etc., que oferecem diferentes graus de complexidade e flexibilidade na modelagem da volatilidade. Isso permite que os analistas escolham a melhor estrutura para representar os dados em questão.

Embora o desvio padrão da primeira diferença logarítmica e o desvio padrão móvel sejam métodos simples e amplamente utilizados para calcular a volatilidade, eles podem subestimar a complexidade da volatilidade em séries temporais financeiras e não capturar adequadamente os padrões heteroscedásticos e de persistência. Portanto, o uso do modelo GARCH é justificado quando se busca uma estimativa mais precisa e realista da volatilidade, especialmente em ambientes financeiros onde a volatilidade desempenha um papel crucial na tomada de decisões de investimento e gestão de riscos.

Nos modelos convencionais de séries temporais e econometria, é pressuposto que a variância do termo de perturbação seja constante. No entanto, muitas séries temporais econômicas e financeiras exibem períodos de volatilidade excepcionalmente alta, seguidos por fases de relativa tranquilidade. Em tais cenários, a suposição de variância constante se torna inadequada. Engle (1982, 1995), Bollerslev (1986), Bollerslev-Ghysels (1996) e outros desenvolveram uma classe de modelos que abordam essas preocupações e também permitem a modelagem tanto do nível (primeiro momento) quanto da variância (segundo momento) de um processo.

Os modelos ARCH tentam explicar a aglomeração de variância nos resíduos e implicam em dependência não linear entre os erros quadrados do

modelo do primeiro momento. Engle (1982) relaxa a suposição de variância condicional constante nos modelos ARIMA tradicionais de Box-Jenkins e permite que ela siga um processo conforme descrito abaixo:

$$a_t = \sigma_t \varepsilon_t, \text{ and } \sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 a_{t-1}^2 + \dots + \alpha_m a_{t-m}^2 \quad ((10))$$

onde  $\sigma_t^2 = E(a_t^2 | F_{t-1}) = \text{Var}(a_t | F_{t-1}) = \text{Var}(Y_t | F_{t-1})$ . Com  $e_t = a_t^2 - E(a_t^2 | F_{t-1})$  (que é idêntico a  $e_t = a_t^2 - \sigma_t^2$ ), a equação (10) também pode ser escrita como um modelo AR(m) abaixo:

$$a_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 a_{t-1}^2 + \dots + \alpha_m a_{t-m}^2 + e_t \quad ((11))$$

Onde  $e_t$  é um processo de ruído branco. Um modelo com  $\sigma_t^2$  conforme mostrado na equação (11) é denominado um modelo de heteroscedasticidade condicional autorregressiva (ARCH) ou um modelo ARCH(m). Para tais modelos, é necessário que  $\alpha_0 > 0$ , e  $\alpha_i \geq 0$  para  $i > 0$ .

A função de verossimilhança logarítmica de um modelo ARCH, com a suposição de que segue uma distribuição Normal, é a seguinte:

$$\ell(\underline{\alpha}) = \sum_{t=m+1}^n \left[ -0.5 \ln(\sigma_t^2) - 0.5(a_t^2 / \sigma_t^2) \right] \quad (12)$$

Na prática, existem evidências substanciais que mostram que a suposição de Normalidade nem sempre pode ser considerada satisfatória. Distribuições não normais, como a distribuição Student-t (Bollerslev, 1987), Distribuição de Erro Generalizada (GED) (Nelson, 1991) ou distribuição de Cauchy padrão também podem ser consideradas. Essas distribuições de erro alternativas e suas modificações nas funções de verossimilhança serão discutidas posteriormente.

Embora o modelo ARCH seja simples, ele restringe o modelo para que a variância condicional siga um processo AR puro, e assim pode necessitar de

mais parâmetros para representar adequadamente o processo de variância condicional em comparação com outros modelos mais generalizados. Bollerslev (1986) amplia o trabalho original de Engle ao permitir que a variância condicional siga um processo ARMA. Esse modelo é conhecido como um modelo ARCH generalizado, ou modelo GARCH. Um modelo GARCH( $r, m$ ) pode ser escrito como:

$$a_t = \sigma_t \varepsilon_t, \text{ and } \sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 a_{t-1}^2 + \dots + \alpha_m a_{t-m}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \dots + \beta_r \sigma_{t-r}^2 \quad (13)$$

onde ,  $\alpha_0 > 0$ ,  $\alpha_i \geq 0$ ,  $\beta_j \geq 0$  e  $\sum_{i=1}^{\max(m, r)} (\alpha_i + \beta_i) < 1$  .

A última restrição em  $\alpha_i + \beta_i$  garante que a variância incondicional de  $a_t$  seja finita, mesmo que sua variância condicional evolua ao longo do tempo. É fácil perceber que o modelo (13) se reduz a um modelo ARCH( $m$ ) se  $r=0$ . Sob a suposição de Normalidade dos erros, a função de verossimilhança logarítmica de  $\alpha$  para um modelo GARCH( $r, m$ ) é a mesma que em (12).

### 3.3.6. O modelo SVAR proposto

O uso de um modelo Structural Vector Autoregression (SVAR) para analisar as exportações é uma abordagem eficaz para compreender as relações causais e dinâmicas entre variáveis econômicas que afetam o comércio internacional. O SVAR é uma extensão do modelo VAR (Vector Autoregression) que visa não apenas capturar os relacionamentos entre múltiplas séries temporais, mas também identificar os impactos das variações exógenas em uma das variáveis, conhecidas como "choques estruturais". Embora sua aplicação seja generalizada na literatura conforme a tabela 1 (revisão bibliométrica), seu uso é menos comum para análise exportações, e ainda mais restrito para aplicações que levem em conta a volatilidade. Ainda assim, entre os autores que escolhem o SVAR como estratégia empírica, encontram-se Alori e Kutu (2019), Aslan, Çepni e Gül (2021), Baniyadi e Ahmadi (2023), Baris-Tuzemen e

Tuzemen (2021), Köse e Aslan (2023), Mao, Xing e Yu (2021), Mwamba e Dube (2014), Ozcelebi e Yildirim (2011).

Segundo esses autores, há várias razões para utilizar um modelo SVAR ao analisar as exportações:

1. **Causalidade e Interdependência:** As exportações são influenciadas por uma variedade de fatores, como demanda externa, taxa de câmbio, políticas comerciais e condições econômicas globais. Um modelo SVAR pode ajudar a identificar a direção e a força das relações causais entre essas variáveis, permitindo uma análise mais precisa das interdependências que afetam as exportações.
2. **Resposta a Choques Externos:** Os choques econômicos globais, como mudanças nas taxas de juros internacionais, crises financeiras ou flutuações nos preços das commodities, podem ter impactos significativos nas exportações de um país. Um modelo SVAR pode avaliar como esses choques externos afetam as exportações, bem como os canais através dos quais esses impactos se propagam na economia.
3. **Identificação de Políticas Eficazes:** Ao modelar a dinâmica entre variáveis relevantes para as exportações, um SVAR pode ajudar os formuladores de políticas a entender quais medidas podem impulsionar ou prejudicar o setor de exportação. Isso permite que sejam tomadas decisões mais informadas para promover o crescimento das exportações e fortalecer a posição comercial de um país.
4. **Análise de Cenários:** Através da simulação de diferentes cenários econômicos, o modelo SVAR pode fornecer insights sobre como mudanças em variáveis-chave podem afetar as exportações. Isso é particularmente útil para avaliar o impacto de políticas econômicas alternativas ou eventos imprevistos nas exportações e na economia como um todo.

5. Controle de Endogeneidade e Simultaneidade: O modelo SVAR permite controlar os problemas de endogeneidade e simultaneidade, comuns em análises de séries temporais, por meio da identificação dos choques estruturais e da separação das respostas dinâmicas das variáveis.
6. Contexto Macroeconômico: O SVAR pode incorporar variáveis macroeconômicas como PIB, taxa de juros, inflação e desemprego, proporcionando um quadro abrangente das condições econômicas que afetam as exportações.

No contexto específico desse modelo, as variáveis endógenas incluem LnVol, LnAlta, LnMedia, LnBaixa, LnSemi, LnBasic e LnCambio. As variáveis endógenas representam as medidas econômicas que são diretamente influenciadas pelas mudanças em outras variáveis dentro do sistema. No caso deste modelo, elas estão relacionadas com diferentes aspectos do mercado ou setor que está sendo estudado. As variáveis exógenas, por outro lado, são consideradas independentes dentro do modelo e são usadas para capturar influências externas ou choques que afetam o sistema, mas não são diretamente influenciados pelas outras variáveis no modelo.

A escolha dessas variáveis endógenas e exógenas reflete o objetivo da análise e o contexto econômico específico que está sendo estudado. Ao estimar um modelo SVAR com essa configuração, é possível investigar como as mudanças nas variáveis exógenas, como os índices de commodities e industriais, afetam as variáveis endógenas relacionadas ao mercado ou setor em questão. Isso proporciona uma visão mais abrangente das interações e impactos dentro do sistema econômico, contribuindo para uma compreensão mais profunda das dinâmicas subjacentes e das respostas a choques externos. O modelo proposto aplica as variáveis descritas na tabela 4 na equação 7 com as seguintes restrições:

LnVol impacta outras variáveis, mas não é impactada por elas: essa restrição indica que a volatilidade, representada pela variável LnVol, é tratada como uma variável exógena em relação às outras variáveis no sistema. Isso significa que as mudanças na volatilidade podem afetar as outras variáveis endógenas, como LnAlta, LnMedia, LnBaixa, LnSemi, LnBasic e LnCambio

(real e nominal), mas essas outras variáveis não têm efeito sobre a volatilidade. Isso pode ser coerente com a intuição econômica de que as mudanças na volatilidade podem gerar impactos em várias áreas da economia, como preços, desempenho de setores específicos e taxas de câmbio.

$\text{LnIndex\_comm}$  e  $\text{LnIndex\_ind}$  são exógenas: a inclusão dessas variáveis como exógenas implica que elas não são influenciadas pelas outras variáveis no sistema, mas podem afetar todas as outras variáveis, incluindo as endógenas. Isso sugere que os índices de commodities ( $\text{LnIndex\_comm}$ ) e os índices do setor industrial ( $\text{LnIndex\_ind}$ ) são considerados como fatores independentes que podem exercer um impacto externo sobre o sistema econômico, possivelmente representando choques externos que afetam as variáveis endógenas. Esta estratégia foi adotada, dentre outros, por Ozcelebi e Yildirim (2011), Sugiharti, Esquivias e Setyorani (2020), Köse e Aslan (2023), Muinelo-Gallo, Miranda e Mordecki (2020) e Mordecki Miranda (2017). De acordo com estes autores, ao impor essas restrições ao modelo SVAR, há uma estrutura clara para analisar as interações entre as variáveis em questão. As relações causais entre a volatilidade e as outras variáveis endógenas, bem como os efeitos das variáveis exógenas, podem ser examinadas de maneira mais precisa e interpretações significativas podem ser derivadas a partir das estimativas dos coeficientes do modelo.

A inclusão das variáveis de IPC e do IPI como variáveis exógenas no modelo SVAR permite mensurar o impacto nas exportações. Os preços das commodities têm um impacto direto nas exportações, especialmente em países que são grandes produtores e exportadores desses produtos. Flutuações nos preços das commodities, como petróleo, minerais e alimentos, podem afetar significativamente a receita de exportação. Incluir o IPC como variável exógena permite capturar esses efeitos e entender como as mudanças nos preços afetam as exportações.

É possível também estimar a demanda externa. O IPI em outros países, que representa a atividade manufatureira, pode afetar a demanda por produtos de exportação. Se a produção industrial em outros países estiver aumentando, isso pode indicar maior demanda por bens e produtos exportados pelo país em questão. Ao incluir essa variável exógena, é possível analisar como a demanda externa influencia as exportações.

Outra possibilidade de análise aberta é a de interconexões econômicas. As flutuações nos preços das commodities e na produção industrial não estão isoladas e frequentemente estão interconectadas. Por exemplo, um aumento na produção industrial global pode levar a um aumento na demanda por matérias-primas e, portanto, aumentar os preços das commodities. Modelar essas interconexões pode proporcionar uma compreensão mais holística das dinâmicas que afetam as exportações.

Por fim, possibilita a análise de choques e respostas. Com a estrutura de um modelo SVAR, pode-se analisar os efeitos de choques nessas variáveis exógenas sobre as exportações e outras variáveis endógenas do sistema. Isso ajuda a entender como eventos ou mudanças nessas variáveis podem propagar-se pela economia e afetar as exportações. A estrutura empírica proposta para a matriz de restrições segue abaixo:

$$\begin{array}{c}
 IPC \quad IPI \quad CAM \quad VOL \quad EXP \\
 IPC \quad \left[ \begin{array}{ccccc}
 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
 . & 1 & 0 & 0 & 0 \\
 . & . & 1 & 0 & 0 \\
 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\
 . & . & . & . & 1
 \end{array} \right] \\
 IPI \\
 CAM \\
 VOL \\
 EXP
 \end{array}$$

$$\begin{array}{c}
 IPC \quad IPI \quad CAM \quad VOL \quad EXP \\
 IPC \quad \left[ \begin{array}{ccccc}
 11 & 12 & 13 & 14 & 15 \\
 21 & 22 & 23 & 24 & 25 \\
 31 & 32 & 33 & 34 & 34 \\
 41 & 42 & 43 & 44 & 45 \\
 51 & 52 & 53 & 54 & 55
 \end{array} \right] \\
 IPI \\
 CAM \\
 VOL \\
 EXP
 \end{array}$$

No caso do modelo SVAR proposto, as variáveis as siglas representam as variáveis utilizadas. O IPC (IPC), o IPC (IPI da OCDE), o CAM (Taxa de Câmbio), o VOL (Volatilidade Cambial calculada a partir do modelo GARCH) e o EXP (Exportação), dispostas da mais exógena para a mais endógena.

O IPC é uma medida da variação dos preços de um conjunto de commodities. O IPC, por sua vez, é uma medida da variação dos preços dos produtos na saída das fábricas, com base na Organização para a Cooperação

e Desenvolvimento Econômico. O CAM é uma medida da variação da taxa de câmbio. O VOL é uma medida da volatilidade cambial calculada a partir do modelo GARCH. E o EXP é uma medida do valor das exportações de um país.

No modelo SVAR, cada variável é modelada como uma função linear das suas próprias defasagens e das defasagens das outras variáveis. A matriz SVAR contém os coeficientes que relacionam as variáveis entre si. Os postos da matriz contendo zeros demonstram ausência de choque estrutural de umas variáveis sobre as outras, enquanto os pontos designam os mesmos choques.

O estudo de Köse e Aslan (2020) se baseia na criação de restrições para o modelo SVAR, no qual a renda externa não é afetada contemporaneamente por choques em outras variáveis do sistema, mas a renda externa afeta os choques de exportação simultaneamente. Enquanto a volatilidade da taxa de câmbio real não é afetada contemporaneamente pelos choques das outras variáveis, ela tem um impacto nos choques de importação e exportação. Embora a taxa de câmbio real não seja afetada pelas variáveis, ela afeta todas as variáveis, exceto a renda. Por outro lado, as exportações não afetam nenhuma variável, e, por sua vez, são afetadas por todas as demais variáveis. Este *framework* foi repetido com por Barış-Tüzemen e Samet Tüzemen (2021) com a adição do IPI OCDE para países da EU como proxy para renda, em ambos os casos para a economia da Turquia, que guarda similaridades com a economia brasileira.

Este estudo, por sua vez, leva em conta o IPC como impactando todas as variáveis, exceto a volatilidade cambial. Por sua vez, as exportações são afetadas por todas as variáveis. A escolha por câmbio não afetar volatilidade merece mais detalhes. Segundo a literatura, a volatilidade cambial pode ser efeito de uma gama ampla de fatores, como a saúde geral da economia de um país, sua política monetária, seu fluxo de comércio e capitais ou eventos geopolíticos.

Assim, Ramli (2023), investiga a volatilidade da taxa de câmbio IDR/USD durante o período de janeiro a março de 2018, que foi a mais baixa em comparação com as moedas de países de alto risco e na região da ASEAN. Usando dados secundários do Banco Central e da taxa de câmbio IDR/USD de 2004 a 2015, o estudo analisou 143 dados com GARCH 1.1 e descobriu que a abertura comercial, ativos de reserva e índice do mercado de ações

determinam negativa e significativamente a volatilidade da taxa de câmbio. Já a produtividade determinou positiva e significativamente a volatilidade da taxa de câmbio. Enquanto a intervenção do Banco Central determinou positivamente, mas não significativamente, a volatilidade da taxa de câmbio, e a inflação determinou negativamente, mas não significativamente.

Hassan, Abubakar e Dantama (2020), investigam as fontes de volatilidade da taxa de câmbio na Nigéria. Os resultados revelaram que o ativo líquido estrangeiro e a taxa de juros têm um impacto positivo e estatisticamente significativo na volatilidade da taxa de câmbio, enquanto o saldo fiscal, a abertura econômica e o preço do petróleo têm um impacto positivo e estatisticamente insignificante na volatilidade da taxa de câmbio. Além disso, o produto interno bruto nominal tem um impacto negativo e estatisticamente insignificante na volatilidade da taxa de câmbio. O resultado do teste de causalidade de Granger revela que há uma causalidade bidirecional entre o saldo fiscal e a volatilidade da taxa de câmbio, enquanto a causalidade unidirecional ocorre da abertura econômica e do preço do petróleo para a volatilidade da taxa de câmbio.

Okot, Kaltenbrunner e Ruiz (2022), investigam os determinantes das taxas de câmbio nominais, sua volatilidade e risco de colapso da moeda em países africanos de baixa e média renda. O estudo combina estimativas macro-panéis para 15 países africanos com taxas de câmbio flutuantes ou levemente gerenciadas, com insights de 13 entrevistas semi-estruturadas com 17 participantes do mercado de câmbio em seis países de estudo.

Enquanto fatores produtivos como termos de comércio, concentração de exportação e preços de exportação são encontrados para ter um impacto significativo no nível da taxa de câmbio e volatilidade, fatores financeiros incluindo o diferencial de taxa de juros, condições do mercado internacional e fluxos financeiros de curto prazo, importam para a probabilidade de as moedas experimentarem movimentos súbitos e grandes na taxa de câmbio.

## 4 ANÁLISE DOS RESULTADOS

Nesta seção, são apresentados e analisados os resultados obtidos na pesquisa. Serão discutidos as principais descobertas e suas implicações, bem como possíveis limitações e sugestões para pesquisas futuras. Inicialmente serão examinados os dados em detalhes e avaliando sua relevância para as hipóteses iniciais.

Primeiramente, são apresentados os testes preliminares de volatilidade, determinação do modelo GARCH, testes de raiz unitária e quebra estrutural. Em seguida, são apresentados os resultados dos testes de autocorrelação e de estabilidade do modelo VAR, inicialmente para o modelo com câmbio nominal e em seguida para câmbio real, com vistas a determinar o número de defasagens utilizada na modelagem. Para cada tipo de câmbio, foram estimados dois modelos VAR: um com variáveis de câmbio nominal, de exportações com alta, baixa e média tecnologias e índices de produção industrial e de preços de commodities e um com exportações de semimanufaturados e commodities, excluindo as demais variáveis de exportação. Finalmente, são apresentados e discutidos os resultados para o modelo SVAR de curto e longo prazo, inicialmente para câmbio nominal e depois para câmbio real.

### 4.1 Testes preliminares: normalidade e volatilidade

O teste LM-ARCH é utilizado para examinar a existência de heterocedasticidade nas variáveis de câmbio nominal e câmbio real (ver Tabela 6) e a hipótese nula que afirma que não há efeito ARCH é rejeitada ao nível de significância de 1%. Isso indica que há um problema de heterocedasticidade nos resíduos da série da taxa de câmbio real. Após detectar a existência do efeito ARCH, o modelo GARCH apropriado é utilizado para estimar a volatilidade da taxa de câmbio. Antes de prosseguir para os modelos GARCH, o teste de normalidade de Shapiro-Wilk é utilizado para examinar se a taxa de câmbio real apresenta uma diferença significativa em relação à distribuição normal, e observa-se que a distribuição da série relevante não é normal, bem como as demais variáveis do modelo. Com base nesses

resultados, os modelos GARCH são analisados considerando a distribuição t de Student. O teste foi realizado utilizando o Stata 14.

Tabela 5: teste de normalidade de Shapiro-Wilk.

Variável	Obs	W	V	z	Prob>z
lnAlta	252	0.87896	22.107	7.206	0.00000
lnMedia	252	0.86858	24.002	7.397	0.00000
lnBaixa	252	0.93224	12.375	5.855	0.00000
lnSemi	252	0.89781	18.665	6.812	0.00000
lnBasic	252	0.92362	13.950	6.134	0.00000
lnIndex_ind	252	0.95085	8.977	5.108	0.00000
lnIndex_comm	252	0.96728	5.976	4.161	0.00002
lnMon	252	0.95003	9.127	5.147	0.00000
lnReal	252	0.97111	5.277	3.871	0.00005

Fonte: elaboração própria.

Para determinar o modelo GARCH mais adequado, os valores de Akaike e Schwarz devem ser os menores, capturando a autocorrelação nos erros ao modelar a variância condicional como uma função dos erros passados e da própria variância condicional passada, logo, o efeito ARCH deve ser eliminado e não deve haver problema de autocorrelação. Os resultados do teste LM-ARCH estão dispostos na tabela 6. O teste foi realizado utilizando o pacote “statsmodel” da linguagem de programação Python.

Tabela 6: teste LM-ARCH de heterocedasticidade.

Variável	Estatística LM	p-valor	Estatística F	p-valor
LnReal	236,2837342	4,12925E-45	954,8461288	9,5914E-182
LnNominal	239,5252134	8,61906E-46	2235,761461	1,0291E-223

Fonte: elaboração própria.

Levando em conta todos estes fatores, vários modelos GARCH foram estimados usando o pacote “ARCH” do Python. Os dados dispostos na tabela 7 mostram que GARCH (2, 2) apresentou os menores critérios de seleção de Akaike e Schwarz para o modelo com o câmbio nominal, o que indica que ele é o mais

adequado para prever a volatilidade da série temporal em questão. De forma semelhante, a variável de câmbio real será tratada utilizando o GARCH (1,2).

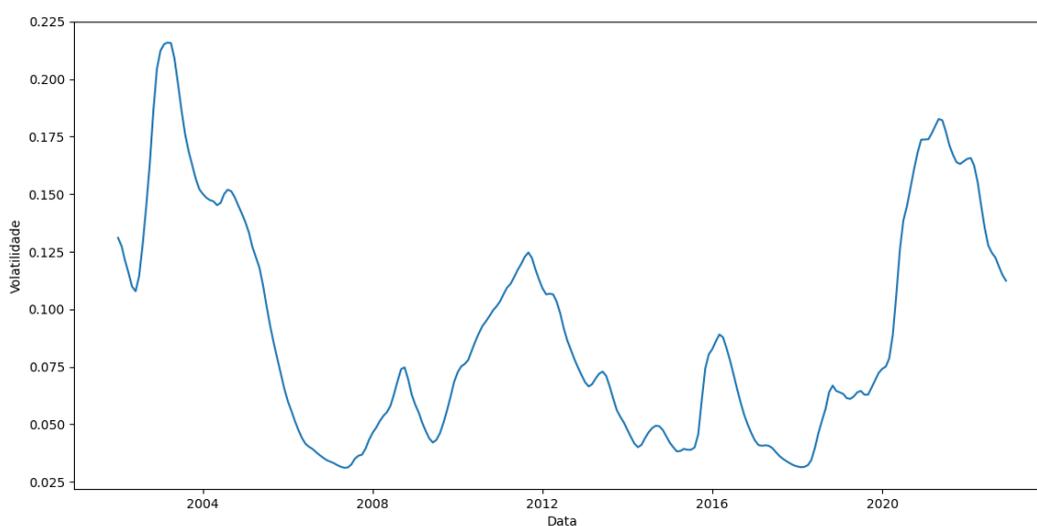
Tabela 7: teste LM-ARCH de heterocedasticidade.

	<b>Câmbio nominal</b>	<b>Câmbio real</b>
<b>Parâmetro</b>	GARCH (2, 2)	GARCH (1, 2)
mu	0,355039577	2,1105135
omega	0,000356286	0,000125417
alpha[1]	1	1,001
alpha[2]	1,99452E-07	0
beta[1]	4,80616E-07	0
beta[2]	8,38815E-07	-
AIC	-388.254	-588.811
BIC	-370.607	-571.164

Fonte: elaboração própria

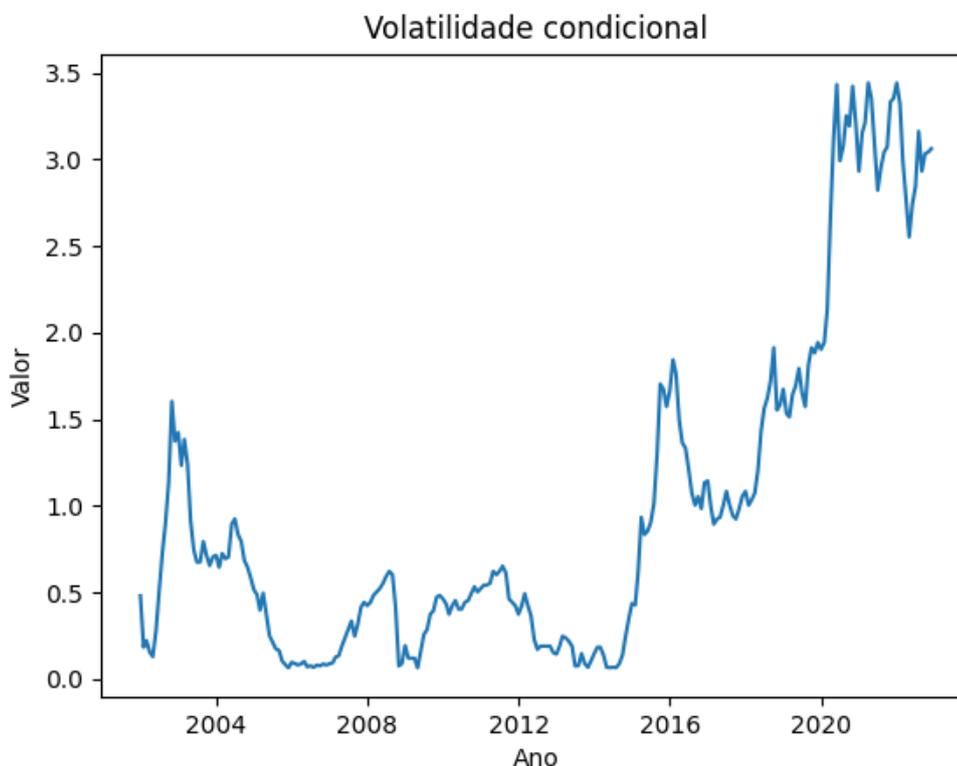
A variância condicional fornecida pelos modelos GARCH é utilizada como a volatilidade cambial. Os Figuras 15 e 16 expõe a volatilidade obtida a partir deste processo dos câmbios real e nominal respectivamente.

Gráfico 14: Volatilidade do índice da taxa de câmbio efetiva real.



Fonte: elaboração própria.

Gráfico 15: Volatilidade da taxa de câmbio nominal.



Fonte: elaboração própria.

A partir do ano de 2015, os mercados financeiros globais testemunharam um aumento significativo na volatilidade cambial, afetando tanto as taxas de câmbio reais quanto nominais em todo o mundo. Esse fenômeno trouxe desafios econômicos e incertezas, demandando uma análise profunda das razões subjacentes a esse aumento na instabilidade cambial. Muitos países implementaram políticas monetárias não convencionais em resposta à crise financeira global de 2008. Isso incluiu medidas como flexibilização quantitativa e taxas de juros ultra baixas. Quando alguns países começaram a normalizar suas políticas, a divergência nas trajetórias das taxas de juros gerou incertezas sobre os fluxos de capital e as perspectivas econômicas, alimentando a volatilidade cambial. Outro fator de instabilidade foi que a segunda maior economia do mundo, a China, enfrentou uma desaceleração econômica a partir de meados da década de 2010. Isso resultou em preocupações sobre a demanda global por commodities e impactou as moedas de países dependentes das exportações para a China, adicionando pressão às taxas de câmbio. A ascensão de eventos políticos imprevisíveis, como eleições controversas, referendos e mudanças

no governo, gerou incerteza sobre a direção das políticas econômicas e comerciais de muitos países. Essa incerteza política se refletiu nas taxas de câmbio. Outro fator contribuinte para o aumento da volatilidade cambial deve-se a situação fiscal do Brasil, que inspirava preocupação em 2015, agravando-se a partir da crise desencadeada pela pandemia de COVID-19 (PEREIRA, MITERHOF, 2022). Tal contexto é captado pela quebra estrutural da taxa de câmbio nominal de maio de 2015 (ver tabela 9).

#### 4.2 Testes preliminares: raiz unitária e quebras estruturais

Nos modelos VAR, as variáveis devem atender à condição de estacionariedade, o que é essencial para resultados robustos. Portanto, testes de raiz unitária são realizados antes de empregar a análise SVAR, tanto clássicos quanto com quebra estrutural. Após a realização dos testes de raiz unitária, foi constatado que a maioria das variáveis exibiu comportamento de raiz unitária, indicando que essas séries temporais não são estacionárias em nível, com exceção da volatilidade do câmbio real. Para as demais variáveis os testes ADF, PP e KPSS apontaram para a presença de raiz unitária. Esses resultados indicam que as séries dessas variáveis não apresentam um comportamento estacionário em seus níveis, o que implica a necessidade de diferenciação para a análise subsequente.

Tabela 8: testes de raiz unitária ADF, PP e KPSS.

Variável	Teste ADF		Teste PP		Teste KPSS	
	Estacionária em linha	Estacionária em d1	Estacionária em linha	Estacionária em d1	Estacionária em linha	Estacionária em d1
InAlta		X		X		X
InMedia		X		X		X
InBaixa		X		X		X
InSemi		X		X		X
InBasic		X		X		X
InIndex_ind		X		X		X
InIndex_comm	X		X			X
InNom		X		X		X
InReal		X		X		X
Vol_nom		X		X		X
Vol_real	X		X		X	

Fonte: elaboração própria.

Ao contrário dos testes ADF (Dickey-Fuller Aumentado) e PP (Phillips-Perron), que são testes de raiz unitária usados para determinar se uma série temporal é estacionária ou não, o teste KPSS (Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin) é um teste de estacionariedade que sinaliza se uma série temporal é estacionária em torno de uma média ou tendência determinística. De acordo com o teste KPSS, a variável de IPC, além da variável de volatilidade do câmbio real, é estacionária em torno de uma média ou tendência, com as demais apresentando raiz unitária.

Ao contrário dos demais testes de raiz unitária, o teste de Bai-Perron indicou estacionariedade nas séries de exportações de alta, média e baixa tecnologia, bem como na série de volatilidade do câmbio real. Isso significa que, de acordo com o teste de Bai-Perron, essas séries são estacionárias em primeira diferença. Diferentes testes podem indicar diferentes resultados para a presença de raiz unitária em uma série temporal. Isso pode ocorrer porque cada teste tem suas próprias hipóteses e suposições, e pode ser mais ou menos sensível a certas características da série temporal. No caso da variável em torno de uma média ou tendência, diferentes testes indicaram diferentes resultados para a presença de raiz unitária. Portanto, para garantir a validade das estimações, todas as séries foram transformadas em primeira diferença antes de serem usadas na análise.

Quando apenas uma ou duas das variáveis são estacionárias e as outras não são, é necessário estimar o modelo VAR com todas as variáveis em primeira diferença para garantir que todas sejam estacionárias. Isso é crucial porque o modelo VAR pressupõe que todas as variáveis sejam estacionárias, ou seja, tenham média e variância constantes ao longo do tempo. Se uma ou mais variáveis não forem estacionárias, a análise pode gerar resultados imprecisos ou enganosos. A primeira diferença de uma série temporal é a diferença entre os valores consecutivos da série e é uma maneira comum de transformar uma série não estacionária em estacionária. Portanto, ao estimar o modelo VAR com todas as variáveis em primeira diferença, garante-se que todas as variáveis sejam estacionárias e a análise seja válida.

Conforme observado na Tabela do apêndice 1, as séries temporais que representam importantes variáveis econômicas, tais como o IPI, o IPC e a taxa de câmbio nominal, apresentaram um padrão de comportamento que sinaliza uma série de quebras estruturais ao longo do período analisado. Essas quebras estruturais são

indicativas de mudanças significativas nos padrões dessas variáveis, possivelmente resultantes de eventos econômicos, políticos ou outros fatores relevantes.

A fim de entender melhor e lidar adequadamente com essas quebras estruturais, foi aplicado o teste de Bai-Perron, uma técnica estatística amplamente reconhecida para detectar mudanças estruturais em séries temporais. Os resultados do teste revelaram a presença de dezenas de pontos de quebra, indicando momentos nos quais os padrões subjacentes das séries temporais sofreram alterações significativas. Essas mudanças podem ser reflexo de momentos de volatilidade, mudanças na política econômica, flutuações no mercado internacional ou outras variáveis não observadas.

Diante da identificação dessas quebras estruturais, tornou-se necessário adotar abordagens que permitissem uma análise mais sólida e confiável das séries temporais. Para esse fim, optou-se pela aplicação de transformações logarítmicas nas séries afetadas. Essa técnica tem como objetivo primordial estabilizar a variância dos dados e reduzir a influência de valores extremos, também conhecidos como outliers. A transformação logarítmica tem a capacidade de linearizar tendências exponenciais, mitigando assim os efeitos das quebras estruturais na análise subsequente.

É importante ressaltar que, ao realizar a transformação logarítmica, a escala original dos dados é alterada. Isso implica que as interpretações e análises posteriores também devem ser ajustadas para a nova escala.

Tabela 9: testes de raiz unitária com quebra estrutural de Bai-Perron.

Variável	Estacionária em d1	Estacionária em d2	Quebras	Data
lnAlta	X		0	
lnMedia	X		1	jul/04
lnBaixa	X		0	
lnSemi		X	1	ago/06
lnBasic		X	1	jun/07
lnIndex_ind		X	0	
lnIndex_com m		X	1	mai/05
lnNom		X	1	mai/15
lnReal		X	0	
Vol_nom		X	0	
Vol_real	X		0	

Fonte: elaboração própria.

De acordo com os resultados obtidos através da aplicação do teste de Bai-Perron nas séries logaritmizadas, fica evidente que algumas variáveis exibem quebras estruturais em diferentes momentos ao longo do período analisado. Essas quebras, que indicam mudanças drásticas nos padrões comportamentais dessas variáveis ao longo do tempo, têm implicações cruciais para a interpretação das análises realizadas com base nessas séries temporais.

No que diz respeito às exportações de manufaturas de média tecnologia, os resultados do teste indicam uma quebra estrutural ocorrida em julho de 2004. Essa mudança súbita nos padrões pode estar relacionada a eventos específicos, como mudanças nas políticas comerciais ou flutuações na demanda global por produtos de média tecnologia. De maneira semelhante, as exportações de semimanufaturados demonstraram uma quebra estrutural em agosto de 2006. Tal alteração pode estar associada a fatores como variações nas cadeias de suprimentos globais ou transformações nas preferências dos consumidores por produtos semimanufaturados.

No que concerne às exportações de produtos básicos, a análise apontou uma quebra em junho de 2007. Essa mudança pode estar ligada a oscilações nos preços internacionais de commodities, bem como a mudanças nas demandas globais por matérias-primas. O IPC, por sua vez, exibiu uma quebra estrutural em maio de 2005. Essa transformação abrupta nos padrões de preços das commodities pode ter implicações significativas para as economias exportadoras de matérias-primas. Por fim, o câmbio nominal demonstrou uma quebra estrutural em maio de 2015. Essa mudança nos padrões cambiais pode ter sido influenciada por fatores como políticas monetárias, eventos geopolíticos ou mudanças na confiança dos investidores.

Após a diferenciação das séries as quebras estruturais desapareceram, indicando que as mudanças nos padrões ao longo do tempo foram reduzidas ou eliminadas pelo processo de diferenciação. No entanto, a decisão de controlar ou considerar as quebras estruturais no modelo SVAR ainda depende das características específicas dos dados, dos objetivos da análise e da natureza das variáveis em questão. Se houver razões teóricas ou conhecimento prévio que indiquem a presença de quebras estruturais, mesmo após a diferenciação, é importante considerar essas informações ao modelar as séries temporais. As quebras podem estar relacionadas a eventos específicos que afetam as relações entre as variáveis, e isso pode ter implicações importantes para a interpretação dos resultados do modelo SVAR. Considerar quebras estruturais nas análises de dados macroeconômicos garante que

os resultados sejam mais consistentes. Os modelos SVAR assumem que os parâmetros estruturais permanecem constantes ao longo dos regimes de volatilidade. Bacchiocchi e Fanelli (2012, 2015) afirmam que essa suposição pode ser válida até certo ponto, mas essa situação é controversa para dados macroeconômicos, pois há instabilidade de parâmetros. Portanto, as quebras estruturais podem ter consequências notáveis tanto para os mecanismos de transmissão quanto para os mecanismos de propagação de choques.

Entretanto, de acordo com Bai e NG (2009) e Perron (2017), o teste de Bai-Perron é um teste de raiz unitária que é usado para detectar a presença de quebras estruturais em séries temporais. Se o teste detectar a presença de quebras estruturais, isso pode indicar que a série temporal não é estacionária e que as observações não são independentes. No entanto, se os testes de raiz unitária indicarem que as séries temporais das variáveis precisam ser trabalhadas em primeira diferença, isso pode suavizar as séries temporais e descartar a necessidade de tratar as quebras estruturais.

Em outras palavras, se os testes de raiz unitária indicarem que as séries temporais das variáveis precisam ser trabalhadas em primeira diferença, isso significa que as séries temporais são estacionárias e independentes. Isso pode suavizar as séries temporais e descartar a necessidade de tratar as quebras estruturais. Portanto, mesmo que o teste de Bai-Perron acuse a presença de quebras estruturais, se os testes de raiz unitária indicarem a necessidade de trabalhar com as séries temporais das variáveis em primeira diferença, isso pode suavizar as mesmas e descartar a necessidade de tratar as quebras estruturais (BAI E NG, 2009; PERRON, 2017).

## **4.2 Testes preliminares: estabilidade do VAR e normalidade dos resíduos**

### 4.2.1 VAR para câmbio nominal

Inicialmente são apresentados os resultados para o modelo utilizando as variáveis de câmbio nominal. Em seguida, são apresentados os resultados com as

variáveis de índice de câmbio real. A tabela 10 apresenta os resultados do primeiro modelo VAR estimado.

Tabela 10: resultados do modelo VAR(4) utilizando câmbio nominal e variáveis de exportação de alta, média e baixa tecnologias.

Variáveis	(1) Alta	(2) Média	(3) Baixa	(4) Prod. Ind.	(5) Ind. Comm.	(6) Vol.	(7) Câmbio
Alta	-0.0903 (0.0714)	-0.0569 (0.0511)	0.0498 (0.0495)	-0.00222 (0.00741)	0.00986 (0.0323)	0.00511 (0.0514)	0.0830 (0.0512)
Média	-0.244** (0.117)	-0.117 (0.0838)	-0.141* (0.0811)	0.00327 (0.0121)	-0.0277 (0.0530)	-0.0585 (0.0843)	-0.0880 (0.0839)
Baixa	0.0707 (0.111)	-0.0469 (0.0793)	-0.185** (0.0768)	0.00989 (0.0115)	0.0396 (0.0502)	-0.0304 (0.0797)	-0.0193 (0.0794)
Prod. Ind.	1.401** (0.676)	0.909* (0.484)	0.417 (0.469)	0.0219 (0.0702)	0.110 (0.307)	-0.246 (0.487)	-0.428 (0.485)
Ind. Comm.	0.0955 (0.156)	0.0119 (0.112)	0.0895 (0.108)	-0.0180 (0.0162)	-0.0310 (0.0706)	0.0240 (0.112)	0.0699 (0.112)
Vol	0.117 (0.0987)	0.0683 (0.0707)	0.101 (0.0685)	-0.00354 (0.0103)	0.00998 (0.0448)	-0.00156 (0.0711)	0.0550 (0.0708)
Câmbio	-0.0439 (0.0988)	-0.0329 (0.0708)	0.00268 (0.0685)	0.00132 (0.0103)	0.0112 (0.0448)	-0.0105 (0.0712)	-0.0319 (0.0709)
Constante	0.00149 (0.00368)	0.00207 (0.00264)	0.00147 (0.00255)	0.000358 (0.000382)	0.00222 (0.00167)	0.00153 (0.00265)	0.000733 (0.00264)
n	247	247	247	247	247	247	247

Erros padrão em parênteses.

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Fonte: elaboração própria

A tabela 10 apresenta os resultados do modelo de VAR de ordem 4. As estimativas dos coeficientes para cada variável em cada equação do sistema estão listadas na tabela, juntamente com os erros padrão entre parênteses abaixo de cada estimativa. Os asteriscos ao lado das estimativas dos coeficientes indicam o nível de significância das estimativas. A última linha da tabela mostra a constante para cada equação do sistema. Os resultados que apresentam algum nível de significância são:

1. Na equação para “Alta”, a variável “Média” tem um coeficiente de -0.244, que é significativo no nível de 5% (indicado por dois asteriscos).
2. Na mesma equação, a variável “Baixa” tem um coeficiente de -0.141, que é significativo no nível de 10% (indicado por um asterisco).

3. Na equação para “Prod. Ind.”, a variável “Alta” tem um coeficiente de 1.401, que é significativo no nível de 5% (indicado por dois asteriscos).
4. Ainda na equação para “Prod. Ind.”, a variável “Média” tem um coeficiente de 0.909, que é significativo no nível de 10% (indicado por um asterisco).

Tabela 11: teste LM de autocorrelação dos resíduos do VAR utilizando câmbio nominal e variáveis de exportação de alta, média e baixa tecnologias.

lag	$\chi^2$	df	Prob > $\chi^2$
1	5.764.267	49	0.00000
2	1.024.575	49	0.00001
3	493.400	49	0.45952
4	431.453	49	0.70838

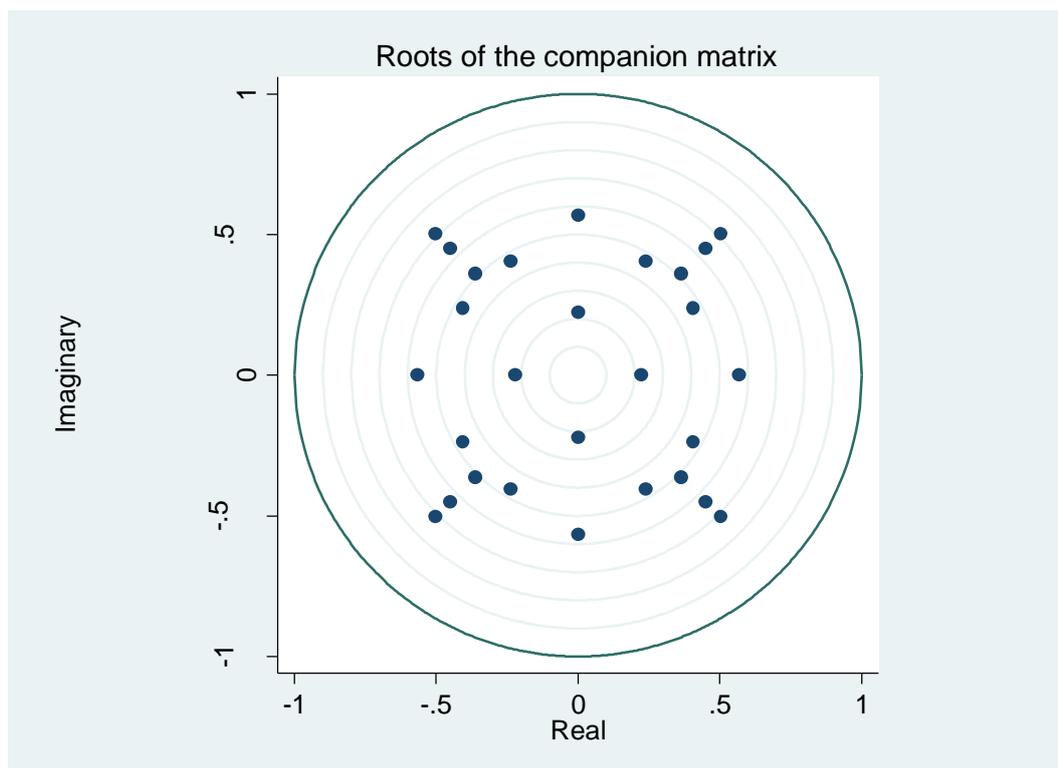
Fonte: elaboração própria.

Os resultados apresentados na tabela 11 mostram os valores de  $\chi^2$ , gl (graus de liberdade) e Prob >  $\chi^2$  para cada lag testado em um teste LM para autocorrelação nos resíduos do modelo VAR utilizando a variável de câmbio nominal. A hipótese nula do teste é que não há autocorrelação no resíduo no lag correspondente. Se o valor de Prob >  $\chi^2$  for menor que o nível de significância escolhido (geralmente 0,05), a hipótese nula é rejeitada e conclui-se que há autocorrelação no resíduo no lag correspondente. Como a tabela 10 demonstra, há autocorrelação dos resíduos nos lags 1 e 2, porém não há presença de autocorrelação nos lags 3 e 4.

Os valores dos critérios de seleção foram os menores dentre os modelos estimados, reforçando a escolha pelo modelo VAR (4), o que também auxilia em respeitar o critério de parcimônia ao determinar o número de defasagens do modelo VAR.

O teste de estabilidade do círculo unitário calcula os autovalores e seus módulos para o modelo VAR com câmbio nominal. Os autovalores são números complexos que descrevem a estabilidade do modelo. Se os módulos de todos os autovalores forem menores ou iguais a 1, então o modelo VAR satisfaz a condição de estabilidade e é considerado estável. Neste caso, todos os autovalores estão dentro do círculo unitário, o que significa que o modelo VAR satisfaz a condição de estabilidade, como demonstrado no Figura 1.

Figura 1: Círculo unitário VAR câmbio nominal para as exportações de produtos de alta, baixa e média tecnologia.



Fonte: elaboração própria.

Tabela 12: resultados do modelo VAR(4) utilizando câmbio nominal e variáveis de exportação de semimanufaturados e produtos básicos.

Variáveis	(1) Semi	(2) Básicos	(3) Prod. Ind	(4) Ind. Comm.	(5) Vol.	(6) Câmbio
Semi	-0.0473 (0.0690)	-0.273*** (0.0837)	0.00199 (0.00886)	0.0744* (0.0383)	-0.00388 (0.0614)	0.0855 (0.0611)
Básicos	-0.0538 (0.0574)	0.0736 (0.0697)	-0.000864 (0.00737)	-0.0254 (0.0319)	-0.0377 (0.0510)	-0.0596 (0.0508)
Prod. Ind.	0.161 (0.535)	0.773 (0.650)	0.0363 (0.0687)	0.122 (0.298)	-0.362 (0.476)	-0.476 (0.474)
Ind. Comm.	0.103 (0.127)	-0.0407 (0.154)	-0.0171 (0.0162)	-0.0156 (0.0703)	0.0278 (0.113)	0.105 (0.112)
Vol.	0.0329 (0.0797)	-0.0122 (0.0968)	-0.00388 (0.0102)	0.0155 (0.0443)	0.000383 (0.0709)	0.0724 (0.0706)
Câmbio	0.0552 (0.0795)	0.0488 (0.0965)	0.00121 (0.0102)	0.00376 (0.0442)	-0.0133 (0.0707)	-0.0577 (0.0704)
Constante	0.00283 (0.00299)	0.00495 (0.00363)	0.000373 (0.000384)	0.00209 (0.00166)	0.00155 (0.00266)	0.000495 (0.00265)
n	247	247	247	247	247	247

Erros padrão em parênteses.

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Fonte: elaboração própria

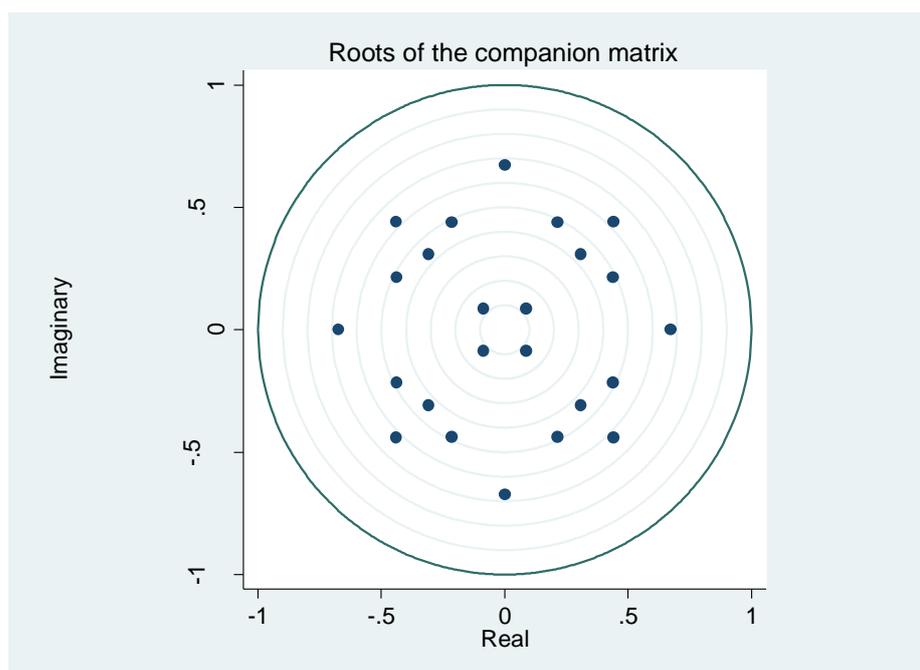
Neste caso, apenas dois coeficientes foram estatisticamente significativos. Na equação para “Semi”, a variável “Básicos” tem um coeficiente de -0.273, que é significativo no nível de 1%. Ainda na equação para “Semi”, a variável “Ind. Comm.” tem um coeficiente de 0.0744, que é significativo no nível de 10%. Esses resultados indicam que há uma relação estatisticamente significativa entre essas variáveis no modelo. Em particular no segundo caso, pode-se inferir uma correlação entre o índice de preços de commodities e as exportações brasileiras de produtos semimanufaturados, mas não causalidade. Da mesma forma que o modelo com as variáveis de alta, baixa e média tecnologia, o modelo apenas com exportações de semimanufaturados e commodities apresentou-se mais consistente com 4 defasagens, como pode ser observado pela tabela 13 e pelo Figura 18 do círculo unitário.

Tabela 13: teste LM de autocorrelação dos resíduos do VAR utilizando câmbio nominal e variáveis de exportação de alta, média e baixa tecnologias.

lag	$\chi^2$	df	Prob > $\chi^2$
1	459.9360	36	0.00000
2	102.4984	36	0.00001
3	42.0376	36	0.22576
4	41.0029	36	0.26040

Fonte: elaboração própria.

Figura 2: Círculo unitário VAR câmbio nominal para exportações de produtos semimanufaturados e commodities.



Fonte: elaboração própria.

#### 4.2.2 VAR para câmbio real

A Tabela 14 apresenta os resultados do VAR(4) para câmbio real e variáveis de exportação de alta, média e baixa tecnologias. A variável 'Média' tem um coeficiente de -0.244 na variável 'Alta', que é significativo ao nível de 5%. A variável 'Baixa' tem um coeficiente de -0.196 na variável 'Média', que é significativo ao nível de 5%. A variável 'Prod. Ind.' tem um coeficiente de 1.443 na variável 'Alta', que é significativo ao nível de 5%. A variável 'Câmbio' tem um coeficiente de 0.327 nela mesma, que é significativo ao nível de 1%.

Tabela 14: resultados do modelo VAR(4) utilizando câmbio real e variáveis de exportação de de alta, média e baixa tecnologias.

Variáveis	(1) Alta	(2) Média	(3) Baixa	(4) Prod. Ind.	(5) Ind. Comm.	(6) Vol.	(7) Câmbio
Alta	-0.0795 (0.0707)	-0.0487 (0.0506)	0.0547 (0.0491)	-0.00184 (0.00731)	0.0106 (0.0320)	-0.0208 (0.0185)	-0.00279 (0.00575)
Média	-0.244** (0.118)	-0.117 (0.0841)	-0.138* (0.0816)	0.00430 (0.0122)	-0.0271 (0.0532)	0.0235 (0.0308)	0.00970 (0.00955)

Baixa	0.0599 (0.112)	-0.0545 (0.0799)	-0.196** (0.0776)	0.00865 (0.0116)	0.0373 (0.0505)	-0.0308 (0.0293)	-0.00523 (0.00908)
Prod. Ind.	1.443** (0.683)	0.950* (0.489)	0.444 (0.474)	0.0324 (0.0706)	0.128 (0.309)	-0.0800 (0.179)	0.0197 (0.0555)
Ind. Comm.	0.0859 (0.156)	0.00780 (0.112)	0.0920 (0.109)	-0.0139 (0.0162)	-0.0265 (0.0707)	0.0148 (0.0410)	0.0133 (0.0127)
Vol	0.164 (0.254)	0.117 (0.181)	0.167 (0.176)	0.0230 (0.0262)	0.0333 (0.115)	0.0203 (0.0664)	0.0994*** (0.0206)
Câmbio	-0.0962 (0.703)	-0.232 (0.503)	0.0791 (0.488)	-0.0644 (0.0726)	-0.234 (0.318)	-0.228 (0.184)	0.327*** (0.0571)
Constante	0.00162 (0.00369)	0.00213 (0.00264)	0.00159 (0.00256)	0.000335 (0.000381)	0.00222 (0.00167)	-5.29e-05 (0.000965)	-5.33e-05 (0.000300)
n	247	247	247	247	247	247	247

Erros padrão em parênteses.

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Fonte: elaboração própria.

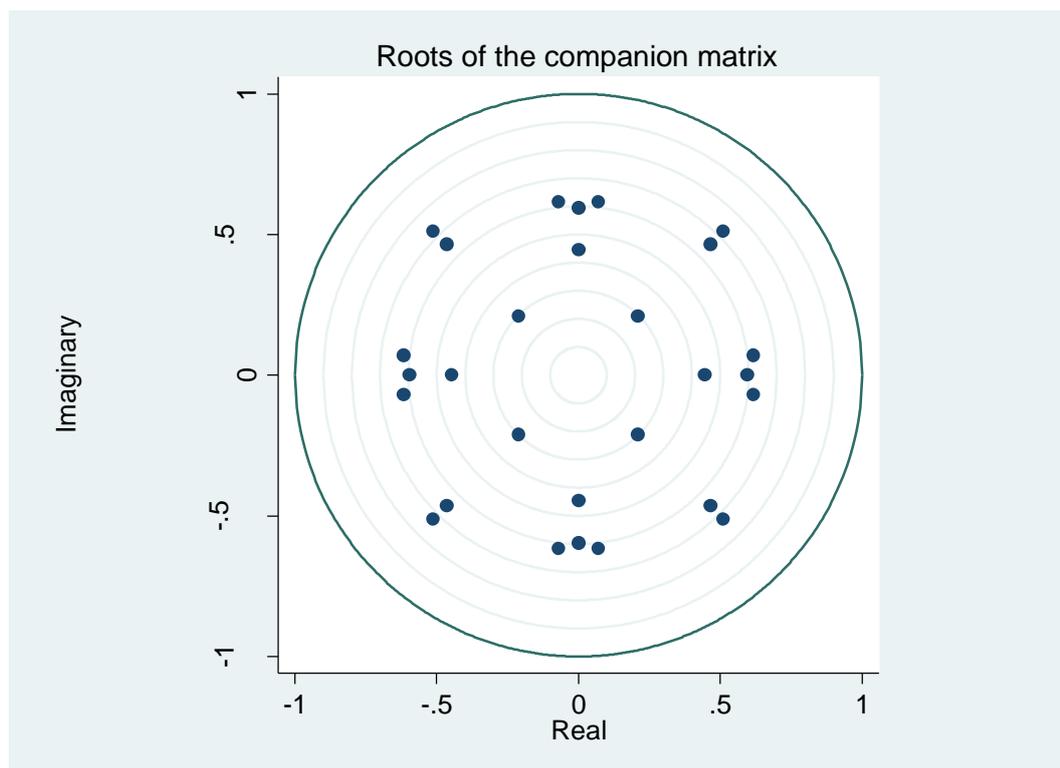
A tabela 15 mostra o teste LM de autocorrelação dos resíduos do VAR. Neste caso, os valores p para os atrasos 1, 2 e 3 são todos 0,00000, o que é menor que 0,05. Isso indica que há evidências significativas de autocorrelação nessas ordens de atraso. Para o atraso 4, o valor p é 0,00292, que também é menor que 0,05, indicando autocorrelação significativa nessa ordem de atraso também. O modelo apresenta estabilidade, como demonstrado na figura 3.

Tabela 15: teste LM de autocorrelação dos resíduos do VAR utilizando câmbio real e variáveis de exportação de alta, média e baixa tecnologias.

lag	$\chi^2$	df	Prob > $\chi^2$
1	6.259.073	49	0.00000
2	2.069.319	49	0.00000
3	1.260.937	49	0.00000
4	806.851	49	0.00292

Fonte: elaboração própria.

Figura 3: Círculo unitário VAR para as exportações de produtos de alta, baixa e média tecnologia.- câmbio real.



Fonte: elaboração própria.

A Tabela 16 apresenta os resultados do VAR(4) para câmbio real e variáveis de exportação semimanufaturados e produtos básicos. Na equação de Alta tecnologia, coeficiente de 0.0736 para a variável 'Prod. Ind.' é significativo ao nível de 10%. Além disso, o coeficiente de -0.0432 para a variável 'Ind. Comm.' também é significativo ao nível de 10%. Em Média tecnologia, o coeficiente de -0.270 para a variável 'Alta' é significativo ao nível de 1%. Na constante, o coeficiente de 0.0736 para a variável 'Prod. Ind.' é significativo ao nível de 10%, e o coeficiente de -0.0432 para a variável 'Ind. Comm.' também é significativo ao nível de 10%. Além disso, o coeficiente de -0.270 para a variável 'Alta' é significativo ao nível de 1%. Em Vol, O coeficiente de 0.324 para a variável 'Vol' é significativo ao nível de 1%

Tabela 16: resultados do modelo VAR(4) utilizando câmbio real e variáveis de exportação de semimanufaturados e produtos básicos.

---

(1) (2) (3) (4) (5) (6) (7)

Variáveis	Alta	Média	Baixa	Prod. Ind.	Ind. Comm.	Vol.	Câmbio
Alta	-0.0452 (0.0692)	-0.270*** (0.0838)	0.00154 (0.00884)	0.0736* (0.0383)	-0.0432* (0.0223)	-0.000209 (0.00693)	-0.0452 (0.0692)
Média	-0.0598 (0.0575)	0.0706 (0.0696)	1.63e-05 (0.00735)	-0.0244 (0.0319)	0.0153 (0.0185)	0.00524 (0.00576)	-0.0598 (0.0575)
Baixa	0.128 (0.541)	0.774 (0.655)	0.0478 (0.0691)	0.138 (0.300)	-0.107 (0.174)	0.0228 (0.0542)	0.128 (0.541)
Prod. Ind.	0.101 (0.127)	-0.0345 (0.154)	-0.0130 (0.0162)	-0.0148 (0.0704)	0.00456 (0.0409)	0.0116 (0.0127)	0.101 (0.127)
Ind. Comm.	-0.0387 (0.205)	-0.0379 (0.248)	0.0239 (0.0262)	0.0256 (0.113)	0.0263 (0.0660)	0.0991*** (0.0205)	-0.0387 (0.205)
Vol	-0.0658 (0.570)	-0.479 (0.690)	-0.0658 (0.0728)	-0.229 (0.316)	-0.238 (0.184)	0.324*** (0.0571)	-0.0658 (0.570)
Câmbio	0.00296 (0.00300)	0.00495 (0.00363)	0.000347 (0.000383)	0.00210 (0.00166)	2.68e-05 (0.000965)	-5.93e-05 (0.000300)	0.00296 (0.00300)
Constante	-0.0452 (0.0692)	-0.270*** (0.0838)	0.00154 (0.00884)	0.0736* (0.0383)	-0.0432* (0.0223)	-0.000209 (0.00693)	-0.0452 (0.0692)
n	247	247	247	247	247	247	247

Erros padrão em parênteses.

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Fonte: elaboração própria.

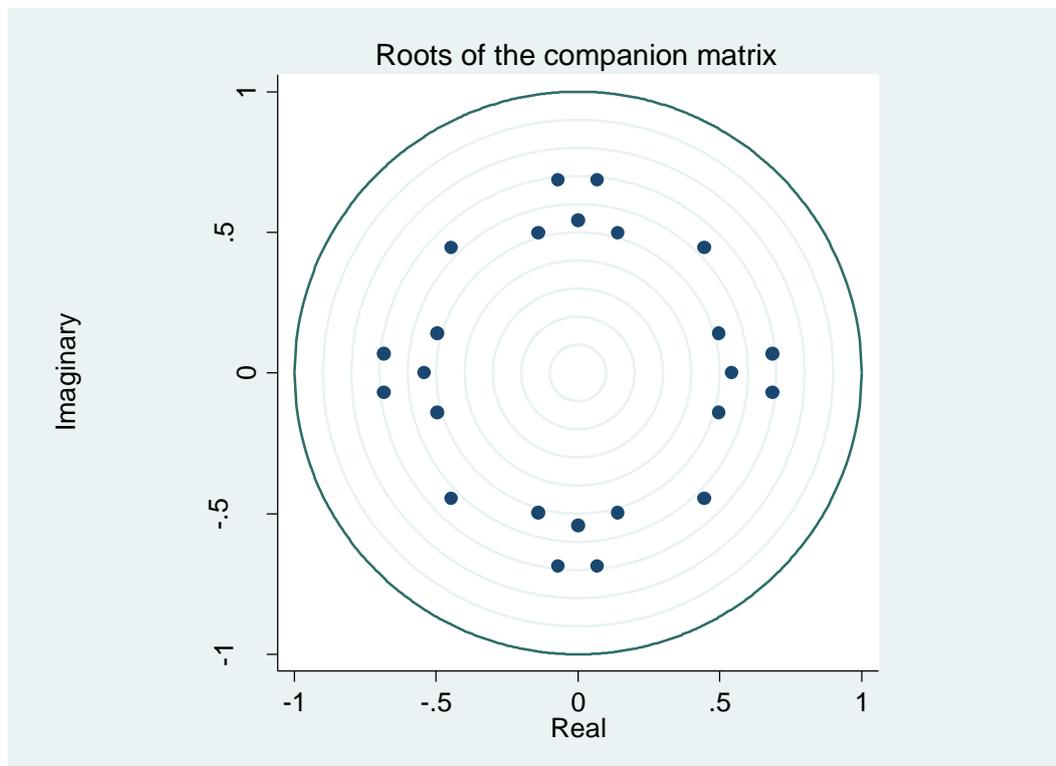
A tabela 17 mostra o teste LM de autocorrelação dos resíduos do VAR. Assim como observado na regressão com variáveis de exportação de produtos de alta, média e baixa tecnologia, neste caso, os valores p para os atrasos 1, 2 e 3 são todos 0,00000, o que é menor que 0,05. Isso indica que há evidências significativas de autocorrelação nessas ordens de atraso. Para o atraso 4, o valor p é 0,0022, que também é menor que 0,05, indicando autocorrelação significativa nessa ordem de atraso também. Similarmente ao modelo anterior, este também apresenta estabilidade, como demonstrado na figura 4.

Tabela 17: teste LM de autocorrelação dos resíduos do VAR utilizando câmbio real e variáveis de exportação de semimanufaturados e produtos básicos.

lag	$\chi^2$	df	Prob > $\chi^2$
1	499.0176	36	0.00000
2	197.2095	36	0.00000
3	93.2386	36	0.00000
4	73.6255	36	0.00292

Fonte: elaboração própria.

Figura 4: Círculo unitário VAR para as exportações de produtos semimanufaturados e básicos.- câmbio real.



Fonte: elaboração própria.

### 4.3 Resultados e discussão

Nesta subseção, serão apresentados e discutidos os resultados das funções de resposta ao impulso obtidas pelos modelos SVAR estimados. Esses resultados abrangem tanto o curto quanto o longo prazo, proporcionando uma visão abrangente do comportamento das variáveis em estudo ao longo do tempo.

As funções de resposta ao impulso são ferramentas poderosas que nos permitem entender como uma variável responde a um choque em outra variável em um sistema multivariado. No contexto dos modelos SVAR, essas funções permitem visualizar a resposta dinâmica de uma variável a um choque unitário em cada uma das outras variáveis, mantendo todas as outras perturbações iguais a zero. Os resultados obtidos fornecem insights valiosos sobre a dinâmica subjacente das variáveis em estudo. A discussão desses resultados ajudará a esclarecer os

mecanismos pelos quais os choques são transmitidos através do sistema e como eles afetam as variáveis ao longo do tempo.

No curto prazo, pode-se observar as respostas imediatas das variáveis aos choques. Isso é particularmente útil para entender as reações iniciais e pode ajudar na formulação de políticas de resposta rápida. No longo prazo, pode-se ver como as variáveis se ajustam aos choques ao longo do tempo e se elas convergem para um novo equilíbrio. Isso é crucial para entender a estabilidade do sistema e pode informar políticas destinadas a mitigar os efeitos adversos dos choques ou a aproveitar os efeitos benéficos.

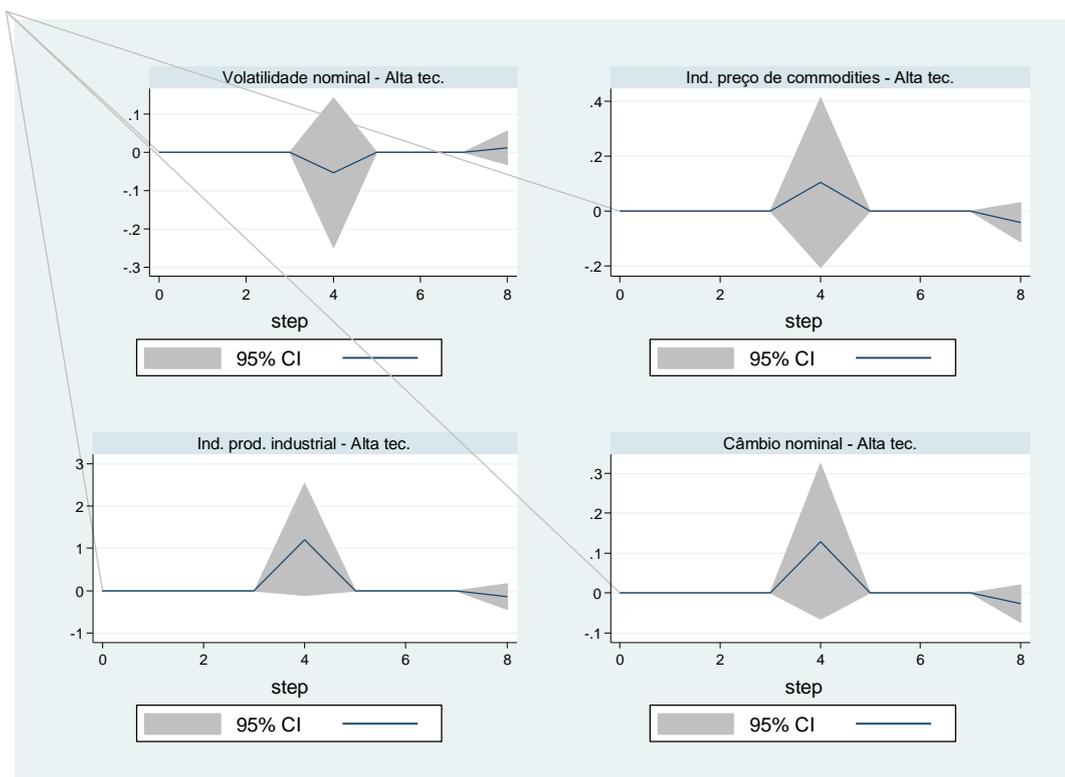
Vale lembrar que, como verificado nas tabelas 8 e 9, todas as variáveis são estacionárias. A estacionariedade implica que as propriedades estatísticas de uma série temporal, como média e variância, são constantes ao longo do tempo. Isso significa que, após um choque, as séries temporais estacionárias tendem a retornar ao seu valor médio de longo prazo, ou equilíbrio. No contexto de um modelo VAR, a função de impulso-resposta descreve como uma variável responde a um choque em outra variável do sistema. Se as séries forem estacionárias, qualquer choque terá apenas um efeito temporário e as variáveis retornarão ao seu equilíbrio de longo prazo.

Ao discutir esses resultados, serão feitas referências a pesquisas anteriores relevantes e teorias existentes para contextualizar as descobertas do presente trabalho e destacar sua contribuição para o campo.

#### 4.3.1. Resultados dos choques utilizando câmbio nominal

Inicialmente, serão analisadas as exportações levando em conta a taxa de câmbio nominal e sua respectiva volatilidade, como definida no capítulo de metodologia. Abaixo, a figura três demonstra as respostas sofridas pelas exportações de produtos de alta tecnologia a um choque em, respectivamente, volatilidade do câmbio nominal, IPC, IPI e câmbio nominal. A tabela no APÊNDICE 1 apresenta os resultados para o primeiro modelo SVAR.

Figura 5: Funções impulso-resposta para exportações de alta tecnologia – nominal, curto prazo.



Fonte: elaboração própria.

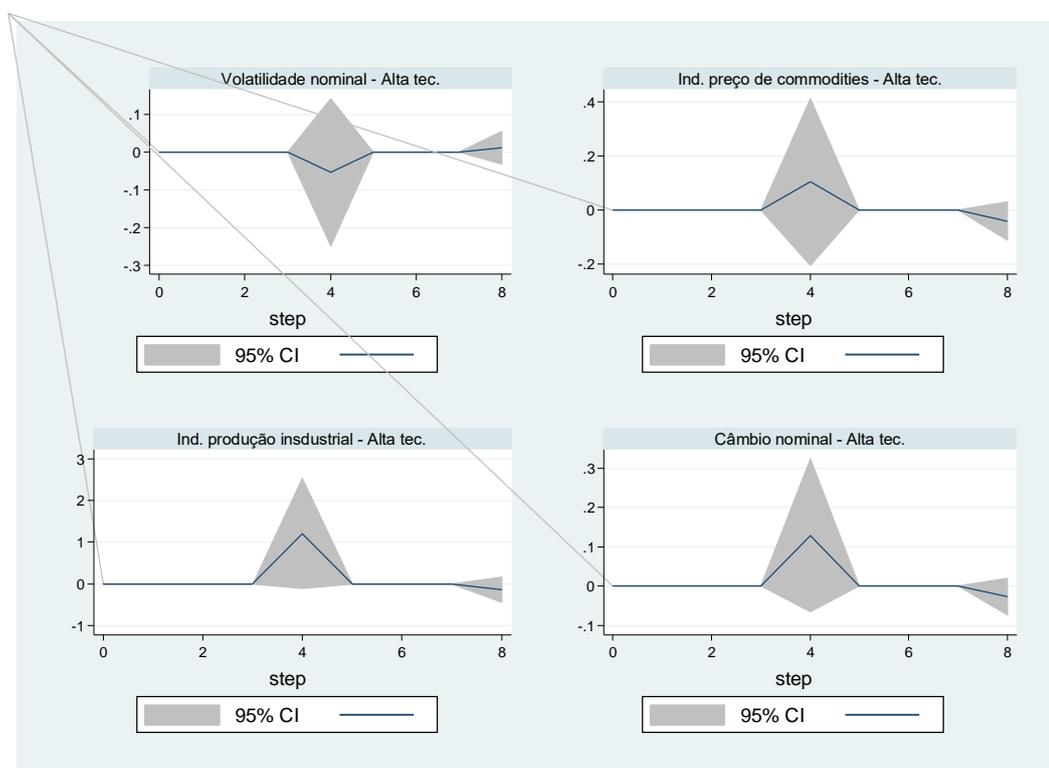
Os resultados do modelo SVAR, ilustrados nas figuras 5 e 6, indicam que a volatilidade do câmbio nominal tem um impacto negativo sobre as exportações de alta tecnologia do terceiro ao quarto mês. Tal choque não tem significância estatística no curto prazo, mas a restrição imposta se mostrou significativa a 1% no longo prazo, como pode ser verificado no apêndice A. Isso está em linha com a literatura existente que sugere que a incerteza da taxa de câmbio pode ter um efeito prejudicial sobre as exportações (Muinel-Gallo, Miranda e Mordecki, 2020; Khosa, Botha e Pretorius, 2015; Nguyen e Trinh, 2019).

Por exemplo, no estudo de Gallo, Miranda e Mordecki (2020), é analisado o impacto da incerteza da taxa de câmbio sobre os fluxos de exportação entre um painel de 27 países ao longo do período de janeiro de 1994 a dezembro de 2014. Os autores descobriram que a incerteza da taxa de câmbio tem um impacto negativo nas exportações em países exportadores de manufaturas. Em outro estudo, Nguyen e Trinh (2019) descobriram que a volatilidade da taxa de câmbio afeta negativamente o volume de exportação no longo prazo. Este resultado está em linha com o demonstrado pela figura 6, que mostra resultados similares para o longo prazo.

No entanto, os resultados também mostram que os choques na taxa de câmbio nominal, no índice de produção industrial e no índice de preços de commodities tendem a produzir choques positivos nas exportações de alta tecnologia, sendo que a restrição imposta apresentou significância estatística a 1%. Isso pode ser explicado pelo fato de que as flutuações na taxa de câmbio e nos preços das commodities podem criar oportunidades para as empresas ajustarem suas estratégias de exportação e aproveitarem as condições favoráveis do mercado. Por exemplo, no relatório da Organização Mundial do Comércio (OMC) sobre o comércio internacional de 2020 a 2021, é mencionado que o comércio foi mais resiliente em cadeias de valor para produtos de alta tecnologia durante a pandemia de COVID-19 (WORLD TRADE ORGANIZATION).

Em resumo, os resultados sugerem que a volatilidade da taxa de câmbio e as flutuações nos preços das commodities podem ter impactos complexos e variados nas exportações de alta tecnologia. Esses impactos podem depender de uma variedade de fatores, incluindo a natureza específica das mercadorias sendo exportadas, as características econômicas dos países envolvidos e o contexto global mais amplo.

Figura 6: Funções impulso-resposta para exportações de alta tecnologia – nominal, longo prazo.



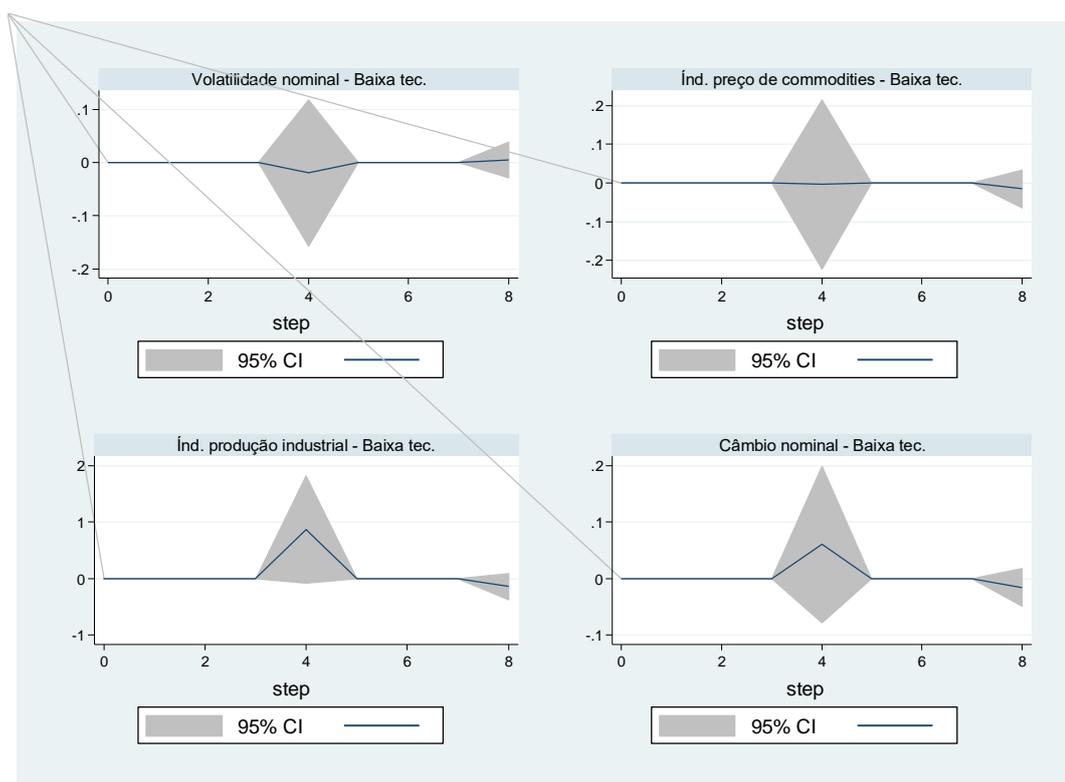
Fonte: elaboração própria.

As figuras 7 e 8 exibem as repostas das exportações de baixa tecnologia aos choques de curto e de longo prazo respectivamente. Os resultados do modelo SVAR estimado para o curto prazo indicam que a volatilidade do câmbio nominal produz um choque negativo nas exportações de baixa tecnologia do terceiro ao quarto mês, embora em menor dimensão do que para alta tecnologia. Isso está alinhado com estudos anteriores que mostram que a volatilidade cambial pode afetar negativamente setores com produtos essencialmente manufaturados ou com baixo valor agregado, como demonstrado por Souza et al (2021).

No entanto, é interessante notar que o padrão se repete com pequenas variações para os choques de câmbio nominal e IPI, mas produzindo choques positivos. Isso sugere que, embora a volatilidade cambial possa ter um impacto negativo inicial, outros fatores, como o desempenho da produção industrial, podem ter um efeito positivo nas exportações de baixa tecnologia (SOUZA ET AL, 2021).

Por outro lado, o choque do IPC não produziu qualquer efeito sobre as exportações de baixa tecnologia. Isso pode ser explicado pelo fato de que as commodities têm uma trajetória própria de preços, dadas suas condições de mercado. Além disso, setores de baixa tecnologia podem ser menos dependentes dos preços das commodities em comparação com setores de alta tecnologia (TEIXEIRA, CORONEL E OREIRO, 2018). Esses resultados destacam a complexidade das dinâmicas econômicas e a necessidade de considerar uma variedade de fatores ao analisar o impacto da volatilidade cambial e outros choques econômicos nas exportações. Além disso, eles reforçam a importância da estabilidade cambial e da robustez da produção industrial para o desempenho das exportações de baixa tecnologia (PIANCA, CAMPANI E NASCIMENTO, 2017).

Figura 7: Funções impulso-resposta para exportações de baixa tecnologia – nominal, curto prazo.

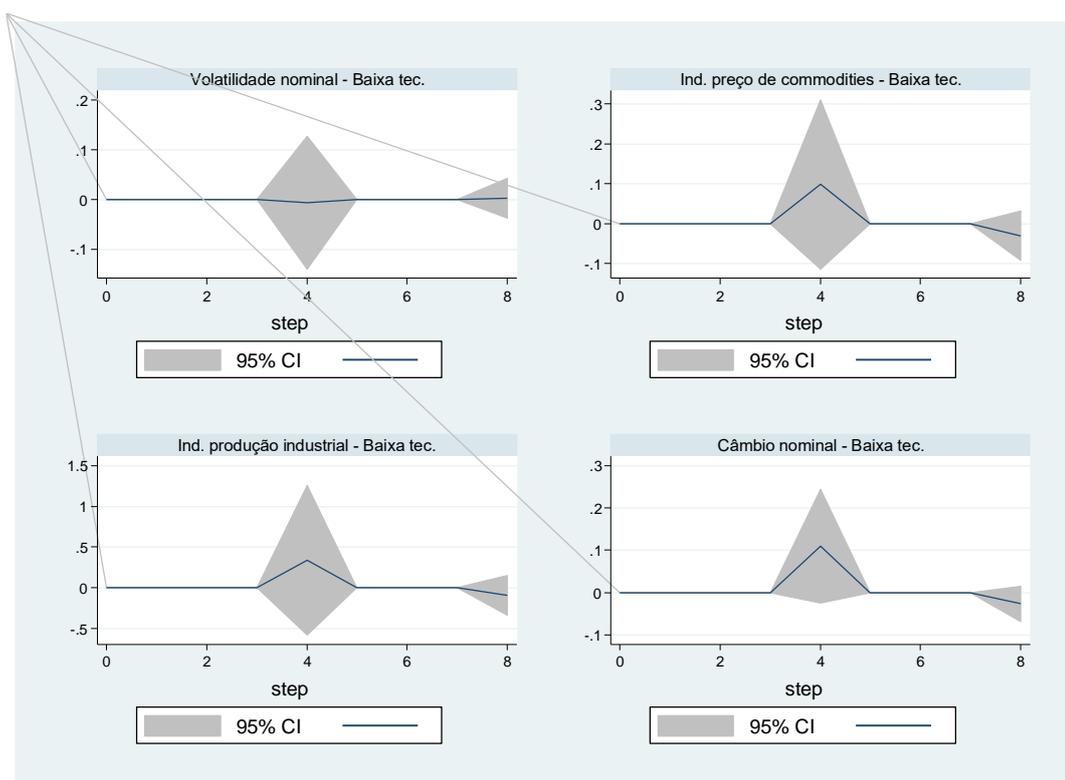


Fonte: elaboração própria.

A Figura 8 ilustra os choques de longo prazo sobre as exportações de baixa tecnologia. O impacto da volatilidade é negativo, embora menor do que no caso do curto prazo e estatisticamente insignificante. Isso está alinhado com a literatura existente, mencionada anteriormente, a qual sugere que a volatilidade cambial pode ter um impacto negativo nas exportações, especialmente em setores com produtos manufaturados ou com baixo valor agregado. No entanto, é importante notar que o impacto da volatilidade cambial tende a diminuir ao longo do tempo. Isso pode ser devido a uma série de fatores, incluindo a capacidade das empresas de se adaptarem às flutuações cambiais e a presença de mecanismos de hedge financeiro (OBSTFELD E ROGOFF, 1998; AGHION ET. AL., 2009).

As respostas aos choques de câmbio nominal e IPI também se comportaram de maneira semelhante às respostas em curto prazo. A exceção se deu no choque aos índices de preços de commodities, que sugere um efeito positivo do terceiro ao quinto mês. Isso sugere que, embora a volatilidade cambial possa ter um impacto inicial significativo, outros fatores econômicos podem desempenhar um papel importante na determinação do desempenho das exportações ao longo do tempo.

Figura 8: Funções impulso-resposta para exportações de baixa tecnologia – nominal, longo prazo.



Fonte: elaboração própria.

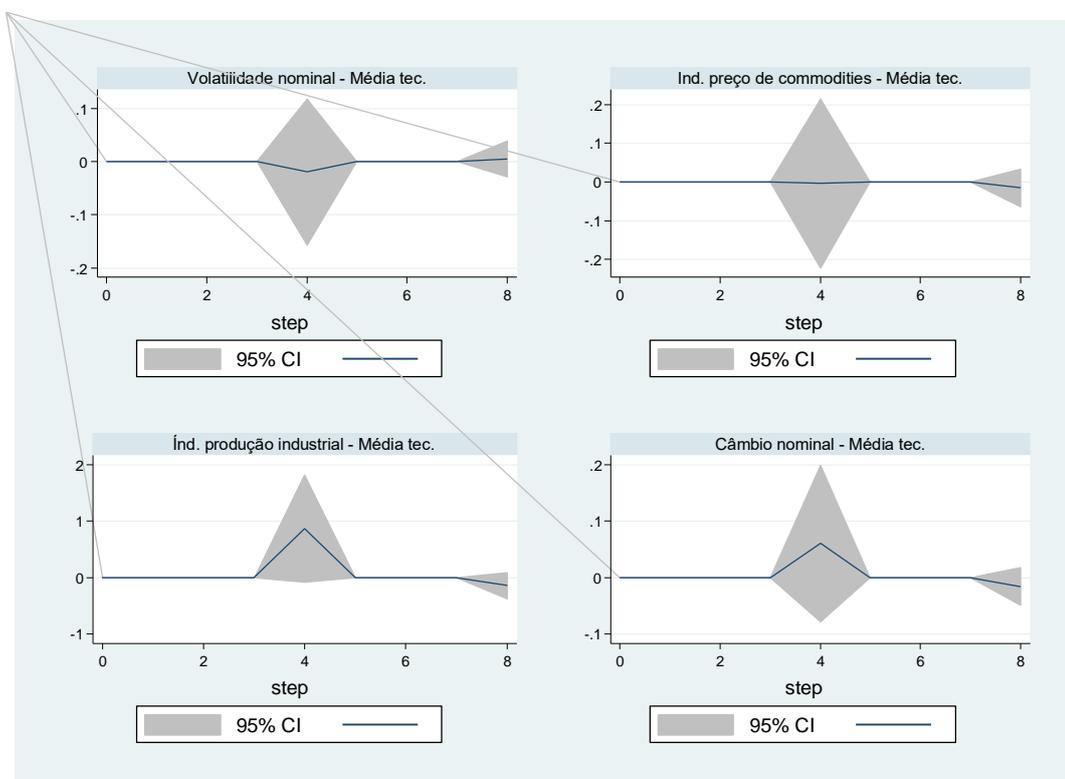
É interessante destacar a dinâmica presente entre choques de IPC e IPI com as exportações de alta e baixa tecnologia. As respostas aos choques em IPI e IPC no longo prazo são positivas, com as restrições impostas a essas variáveis estatisticamente significantes a 1% (APÊNDICE F), sugerindo que as exportações de baixa tecnologia se beneficiam dos aumentos de preços de commodities e produção industrial. Ainda assim, o cenário positivo do período de alta no preço das commodities explica a resposta da renda externa sobre a exportação de produtos manufaturados. Isso ocorre porque todos os países que são exportadores líquidos de commodities, uma realidade comum às economias da América do Sul, se beneficiaram durante esse período. Portanto, as exportações de alta tecnologia também foram beneficiadas pelo efeito renda dos países vizinhos (SINNOTT, NASHAT EDE LA TORRE, 2010; TEIXEIRA, CORONEL E OREIRO, 2018).

As Figuras 8 e 9 ilustram as respostas das exportações de média tecnologia aos choques de volatilidade cambial, IPC, IPI e câmbio nominal. A Figura 9 ilustra as funções impulso-resposta para exportações de média tecnologia no curto prazo. Similarmente ao caso das exportações de baixa tecnologia, os choques de curto prazo

de volatilidade cambial e de IPC não apresentaram influência sobre as exportações de média tecnologia. Isso está alinhado com a literatura existente que sugere que a volatilidade cambial pode ter um impacto negativo nas exportações, especialmente em setores com produtos manufaturados ou com baixo valor agregado (BAHMANI-OSKOOEE, HARVEY E HEGERTY, 2013; SOUZA ET AL, 2021). No entanto, é importante notar que o impacto da volatilidade cambial tende a diminuir ao longo do tempo.

Por outro lado, os choques de IPI e câmbio nominal tiveram um impacto positivo do terceiro ao quinto mês nas exportações de produtos de média tecnologia. Isso sugere que o desempenho da produção industrial pode desempenhar um papel importante na determinação do desempenho das exportações ao longo do tempo (GALA E LIBANIO, 2011). Além disso, a taxa de câmbio nominal pode ter um impacto significativo nas exportações de média tecnologia, confirmando resultados obtidos em estudos como Teixeira, Coronel e Oreiro (2018).

Figura 9: Funções impulso-resposta para exportações de média tecnologia – nominal, curto prazo.



Fonte: elaboração própria.

A figura 10 mostra que as exportações de média tecnologia parecem ser mais sensíveis ao choque da volatilidade do câmbio nominal no longo prazo, com uma resposta negativa de maior intensidade. Isso sugere que esses setores podem ser mais vulneráveis a flutuações cambiais, possivelmente devido à sua dependência de insumos importados e à natureza competitiva dos mercados internacionais.

No longo prazo, a incerteza associada à volatilidade cambial pode tornar mais difícil para as empresas planejar e tomar decisões de investimento, o que pode afetar negativamente suas exportações. Um estudo realizado por Aguirre, Ferreira e Notini (2007) e outros mostrou que a volatilidade cambial afetou significativamente - de maneira negativa - as exportações manufaturadas brasileiras no período de 1986 a 2021. Isso sugere que a volatilidade cambial pode criar um ambiente de negócios incerto, o que pode desencorajar as empresas de fazer investimentos que poderiam aumentar suas exportações.

Além disso, a volatilidade cambial pode aumentar os custos de transação para as empresas (Vo, Vo, Zhang, 2019). Por exemplo, se uma empresa precisa converter moedas para fazer negócios internacionais, a volatilidade cambial pode tornar o custo dessas transações imprevisível e potencialmente mais caro. A volatilidade cambial também pode afetar a competitividade das exportações de uma empresa. Se a moeda de um país se depreciar rapidamente, por exemplo, isso pode tornar as exportações desse país mais caras para os compradores estrangeiros, o que pode reduzir a demanda por essas exportações (Ozcelebi, 2018).

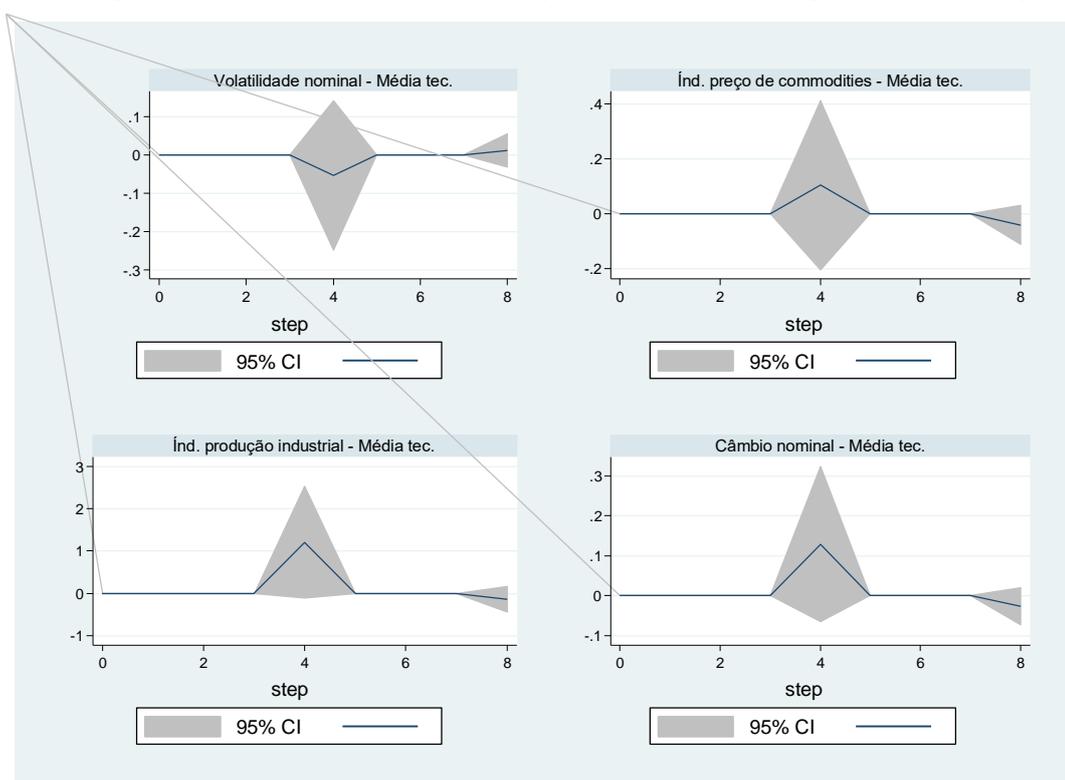
No curto prazo, um aumento nos preços das commodities pode levar a um aumento nos custos de produção, o que pode tornar as exportações menos competitivas. No entanto, no longo prazo, o aumento dos preços das commodities pode ter um impacto positivo nas exportações de produtos industrializados de média tecnologia, como demonstrado na figura 9 pela resposta das exportações a um choque nos preços de commodities.

IPC, IPI e câmbio nominal tiveram um impacto positivo sobre exportações de média tecnologia no longo prazo, porém apenas as restrições impostas sobre as duas primeiras variáveis apresentaram significância estatística (Apêndice D). Um choque no IPI pode levar a melhorias na eficiência e na produtividade, o que pode aumentar a competitividade das exportações. Pane e Panturu (2023) argumentam que o acesso a uma maior variedade de insumos tem um impacto maior do que um aumento no volume de importações sobre as exportações, sugerindo que os principais benefícios

da importação podem vir do acesso a uma gama mais ampla de alternativas de insumos. Além disso, o impacto é ainda maior quando as importações são originárias de países desenvolvidos, o que sugere um efeito positivo da tecnologia e da qualidade do produto. Além disso, o IPI é uma proxy para crescimento mundial, o que, naturalmente, acarreta em efeitos positivos sobre a demanda.

Já um choque na taxa de câmbio nominal pode levar a uma desvalorização da moeda, tornando as exportações mais competitivas. Além disso, os choques na taxa de câmbio podem ter um impacto significativo sobre a inflação. Uma desvalorização da moeda pode levar a um aumento nos preços internos, o que pode reduzir a demanda interna e incentivar as exportações (Messa, 2017).

Figura 10: Funções impulso-resposta para exportações de média tecnologia – nominal, longo prazo.



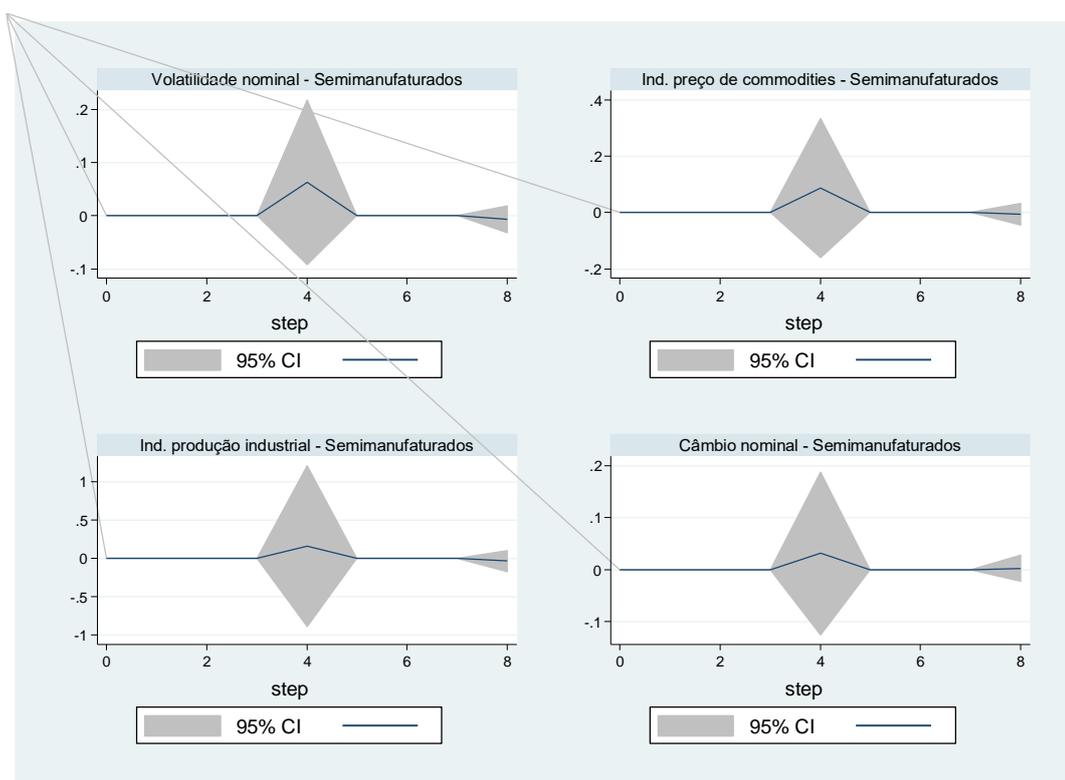
Fonte: elaboração própria.

No contexto da exportação de produtos semimanufaturados, o modelo SVAR estimado apresentou respostas positivas a vários choques, embora de baixa magnitude. A figura 11 traz as respostas de produtos semimanufaturados a choques nas variáveis de controle. A literatura indica que, no caso do Brasil, para os produtos semimanufaturados, a volatilidade cambial pode não ter um impacto significativo,

embora a restrição imposta no longo prazo tenha se apresentado significativa a 1%. Isso pode ser devido a vários fatores. Primeiro, os produtos semimanufaturados podem ter uma demanda mais inelástica em relação ao preço, o que significa que as flutuações na taxa de câmbio podem não afetar significativamente a quantidade demandada desses produtos. Além disso, as empresas que exportam produtos semimanufaturados podem ter mais capacidade para absorver as flutuações cambiais sem alterar significativamente seus preços de exportação (PIANCA, CAMPANI E NASCIMENTO, 2017; CORRÊA, VASCONCELOS E FÓFFANO, 2018; BITTENCOURT E CORRÊA, 2021).

Em relação ao choque no IPC, o modelo SVAR indicou uma resposta positiva das exportações de produtos semimanufaturados. Isso sugere que um aumento nos preços das commodities pode levar a um aumento nas exportações desses produtos, embora a magnitude dessa resposta seja relativamente pequena. É importante entender que os produtos semimanufaturados geralmente são commodities, como metais não ferrosos, produtos químicos básicos ou produtos agrícolas processados parcialmente. Portanto, seu valor de mercado muitas vezes está diretamente relacionado aos preços das matérias-primas subjacentes, que estão sujeitos a flutuações nos índices de preços de commodities. Quando os preços das commodities sobem, as exportações de produtos semimanufaturados tendem a aumentar no curto prazo, pois os exportadores buscam tirar proveito dos preços mais altos. No entanto, essa relação positiva entre os preços das commodities e as exportações pode persistir a longo prazo, à medida que os exportadores investem em capacidade de produção adicional para atender à demanda crescente.

Figura 11: Funções impulso-resposta para exportações de semimanufaturados – nominal, curto prazo.

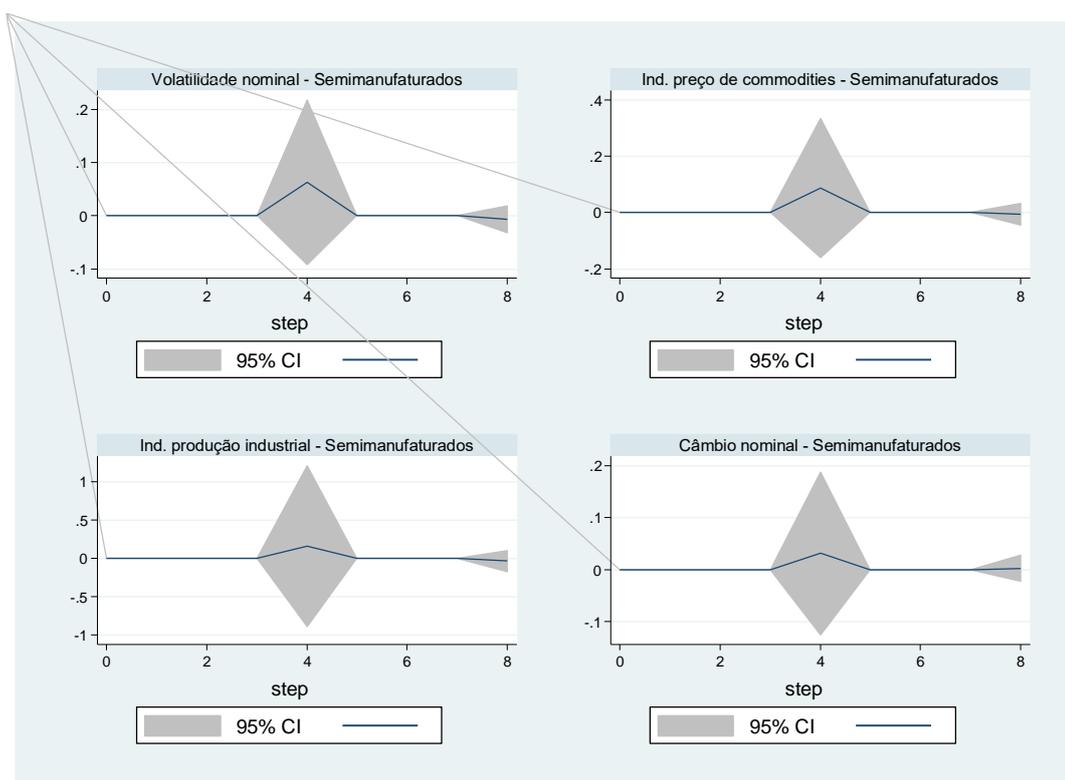


Fonte: elaboração própria.

Quanto ao choque no IPI, o modelo SVAR também mostrou uma resposta positiva das exportações de produtos semimanufaturados, mas apenas com a restrição de longo prazo apresentando significância estatística (APÊNDICE H). Isso implica que um aumento na produção industrial pode resultar em um aumento nas exportações desses produtos, embora a magnitude dessa resposta seja baixa. Finalmente, em relação ao choque no câmbio nominal, o modelo SVAR indicou uma resposta positiva das exportações de produtos semimanufaturados. Isso sugere que uma desvalorização da moeda doméstica pode levar a um aumento nas exportações desses produtos, embora a magnitude dessa resposta seja pequena.

As respostas aos choques no longo prazo foram similares às no curto prazo para todas as variáveis, como mostra a figura 12.

Figura 12: Funções impulso-resposta para exportações de semimanufaturados – nominal, longo prazo.



Fonte: elaboração própria

As figuras 13 e 14 a seguir trazem as respostas das exportações de produtos básicos a choques em volatilidade cambial, IPC, IPI e taxa de câmbio nominal. Os gráficos das funções de resposta ao impulso mostram uma insensibilidade a choques na volatilidade cambial, no IPC e na taxa de câmbio nominal, tanto em curto quanto em longo prazos. Isso pode ser atribuído a uma série de fatores inter-relacionados.

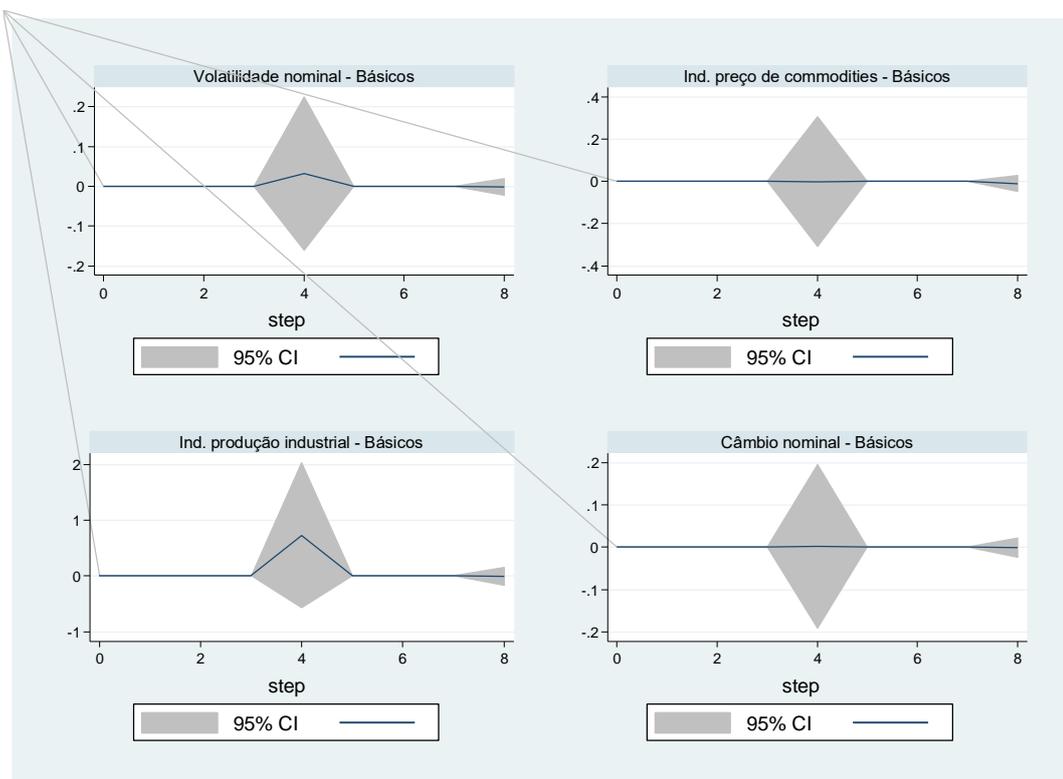
Primeiramente, já é estabelecido que a demanda por muitas commodities é frequentemente inelástica, o que significa que as mudanças nos preços têm pouco efeito sobre a quantidade demandada. Portanto, mesmo que os preços das commodities aumentem ou diminuam, o volume de exportações pode permanecer relativamente estável (IMF, 1951). Algumas commodities, como alimentos básicos (por exemplo, soja, milho, carne) e recursos naturais essenciais (por exemplo, minério de ferro, petróleo), têm uma demanda mundial constante ou até crescente devido ao aumento da população global e ao desenvolvimento econômico. Isso significa que os compradores ainda precisarão dessas commodities, independentemente das flutuações de preço. Além disso, o Brasil exporta uma ampla gama de commodities, incluindo soja, minério de ferro, petróleo bruto e carne bovina. Essa diversificação das

exportações pode ajudar a proteger a economia brasileira contra flutuações nos preços de uma única commodity (OLIVEIRA, JEGU E SANTOS, 2020).

Estes resultados segue em linha com a literatura, como Aslan, Çepni e Gül (2021), que encontraram evidências de que as exportações de commodities sofrem as menores respostas a choques na taxa de volatilidade cambial, Clark et al (2004), que encontra evidências de que há efeito negativo da volatilidade cambial sobre produtos diferenciados, mas não sobre produtos homogêneos (embora tais produtos nem sempre sejam commodities), Muínelo-Gallo, Miranda e Mordecki (2020), segundo os quais os países exportadores de commodities não são afetados pela volatilidade cambial e Votta (2017), que encontra efeitos positivos da volatilidade sobre as exportações de soja no longo prazo, porém, efeitos adversos no curto prazo.

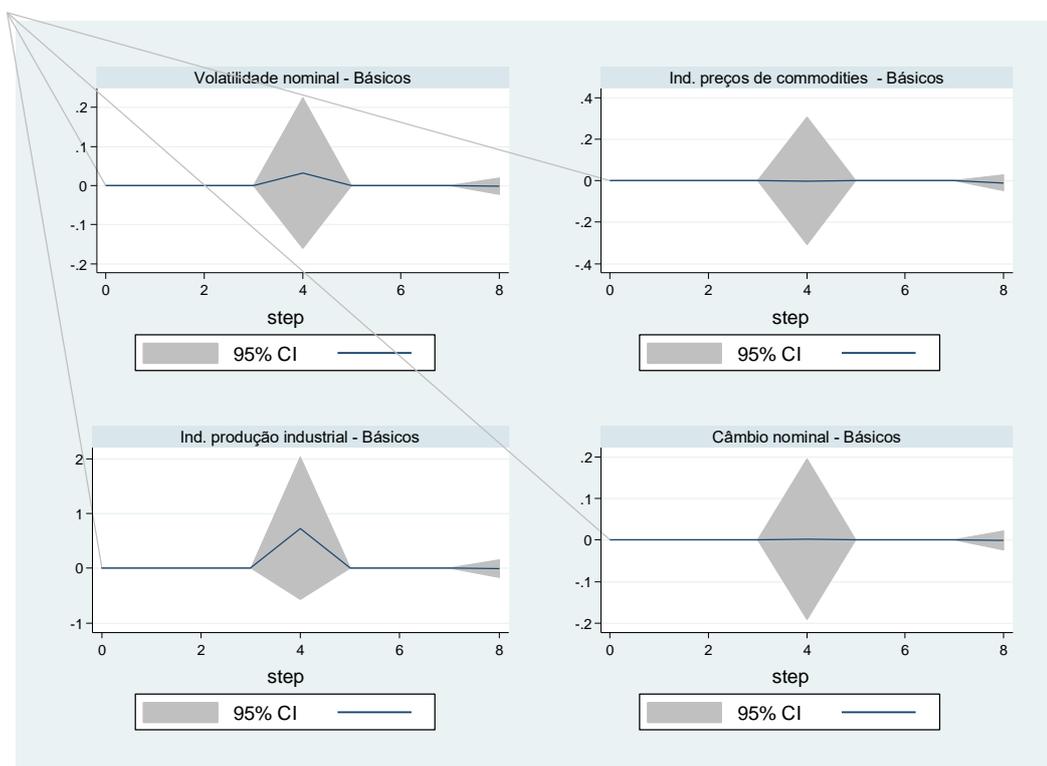
O único choque que aparenta impactar as exportações de produtos básicos é o de IPI da OCDE, e a restrição de longo prazo imposta sobre a variável se mostrou significativa a 1% (APÊNDICE J). Um aumento na produção industrial nos países da OCDE geralmente indica um crescimento econômico robusto nesses países. Isso pode levar a um aumento na demanda por matérias-primas ou commodities, muitas das quais são exportadas pelo Brasil. Além disso, o aumento da produção industrial pode levar a um aumento na renda e no consumo nos países da OCDE. Isso pode resultar em uma maior demanda por produtos agrícolas e alimentos, outro setor importante de exportação para o Brasil. Finalmente, o aumento da produção industrial pode levar a um aumento nas importações de energia para alimentar essa produção. O Brasil é um grande exportador de petróleo e outros produtos energéticos, portanto, qualquer aumento na demanda global por energia pode beneficiar as exportações brasileiras (PEROBELLI, BETARELLI E VALE, 2017).

Figura 13: Funções impulso-resposta para exportações de produtos básicos – nominal, curto prazo.



Fonte: elaboração própria.

Figura 14 Funções impulso-resposta para exportações de produtos básicos – nominal, longo prazo.



Fonte: elaboração própria.

Os resultados da função de impulso resposta para os choques de longo prazo expostos na figura 14 demonstram respostas relativamente semelhantes que as observadas no curto prazo. É possível que a mesma dinâmica discutida para o curto prazo esteja presente no longo prazo, o que explicaria a mesma magnitude dos choques sobre as respostas das variáveis.

#### 4.3.2. Resultados dos choques utilizando câmbio real.

Esta subseção apresenta os resultados dos modelos SVAR para funções de resposta ao impulso utilizando as variáveis de volatilidade do câmbio real e taxa de câmbio efetiva real. Alguns choques apresentaram padrões diferentes dos observados para o caso das variáveis de câmbio nominal, outros mostraram-se em linha com eles. No entanto, antes de apresentar os resultados, algumas ressalvas são necessárias.

A autocorrelação nas defasagens em um modelo O VAR subjacente aos resultados mostrou-se com autocorrelação nas defasagens utilizadas. Foram testadas de 2 a 9 defasagens, e todas apresentaram autocorrelação. Este fato pode ser problemático por várias razões.

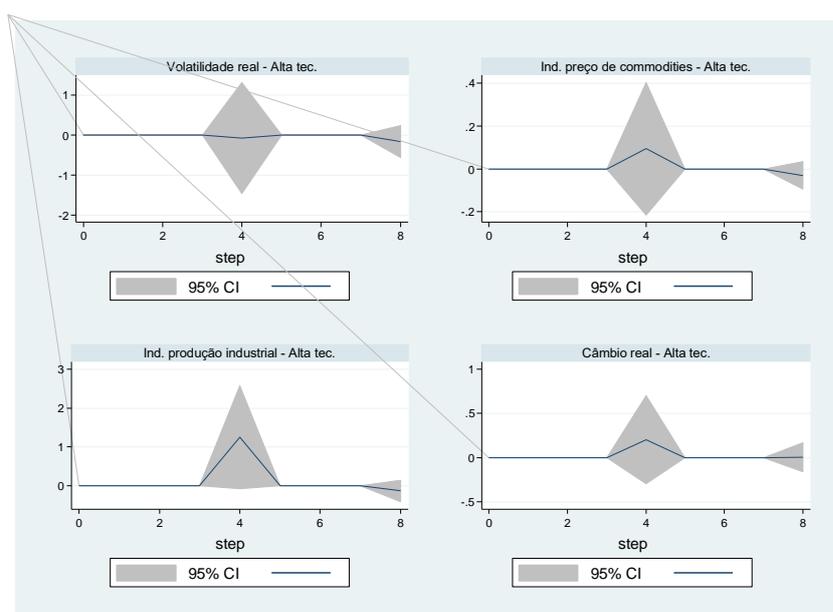
Primeiramente, a presença de autocorrelação nos resíduos de um modelo VAR pode indicar que o modelo não está capturando adequadamente toda a informação disponível na série temporal. Isso pode resultar em estimativas de parâmetros imprecisas e previsões menos confiáveis. Além disso, a autocorrelação nos resíduos pode violar as suposições clássicas dos modelos de regressão linear, que assumem que os erros (ou resíduos) são independentes e identicamente distribuídos (i.i.d.). Se essa suposição for violada, os testes de hipóteses padrão podem não ser válidos e as estimativas dos parâmetros podem ser enviesadas.

Finalmente, a presença de autocorrelação pode indicar a existência de variáveis omitidas ou a necessidade de incluir mais defasagens no modelo. Em outras palavras, se há autocorrelação nos resíduos, isso pode sugerir que o modelo atual não está capturando toda a dinâmica da série temporal. Portanto, os resultados abaixo apresentados podem não ser robustos.

Inicialmente, nas figuras 15 e 16, são apresentadas as respostas das exportações de alta tecnologia aos choques em volatilidade do câmbio real, IPC, IPI e taxa de câmbio real, respectivamente no curto e no longo prazos. Os resultados dos três últimos estão em linha com os obtidos para câmbio nominal, mas a volatilidade do câmbio real não apresentou nenhum efeito sobre as exportações, um resultado observado tanto em curto quanto em longo prazos. Isso pode se dar por uma série de razões.

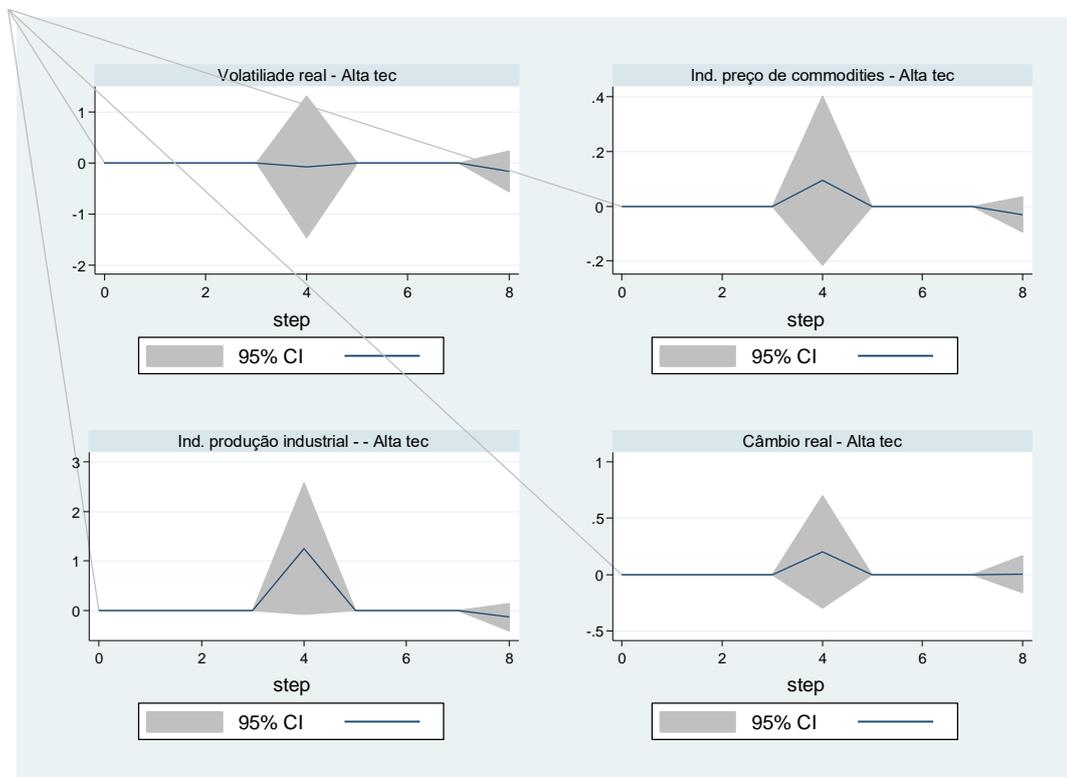
Produtos de alta tecnologia geralmente têm uma demanda inelástica, o que significa que as flutuações na taxa de câmbio têm pouco efeito sobre a quantidade demandada. Mesmo que o preço em moeda estrangeira desses produtos aumente devido à desvalorização da moeda local, a demanda por esses produtos pode não diminuir significativamente. Além disso, muitos produtos de alta tecnologia são vendidos em mercados globais onde os preços são determinados em uma moeda forte, como o dólar americano. Portanto, a volatilidade na taxa de câmbio da moeda local pode não afetar significativamente o preço desses produtos no mercado internacional. Outro ponto é que produtos de alta tecnologia muitas vezes competem com base na inovação e qualidade, em vez de preço. Logo, mesmo que a volatilidade da taxa de câmbio possa afetar o preço desses produtos, ela pode não ter um impacto significativo sobre a demanda se os produtos forem percebidos como superiores em termos de tecnologia ou qualidade.

Figura 15: Funções impulso-resposta para exportações de alta tecnologia – real, curto prazo.



Fonte: elaboração própria.

Figura 16: Funções impulso-resposta para exportações de alta tecnologia – real, longo prazo.



Fonte: elaboração própria.

A figura 17 traz as respostas das exportações de baixa tecnologia aos choques das variáveis de volatilidade do câmbio real e da taxa de câmbio efetiva real no curto prazo. Os resultados estão em linha com o observado na figura 6, referente às variáveis de câmbio nominal.

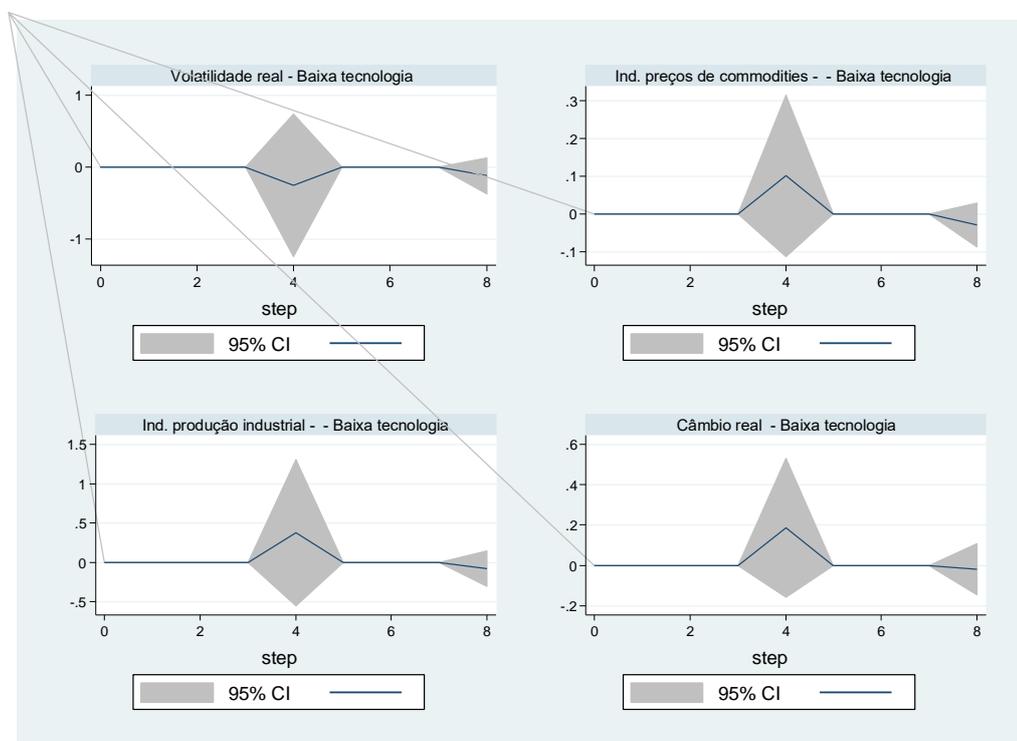
A taxa de câmbio nominal é o preço relativo entre duas moedas, sem levar em consideração as diferenças nos níveis de preços entre os países. Mudanças na taxa de câmbio nominal afetam diretamente os preços de exportação dos produtos, tornando-os mais caros quando a moeda local se valoriza e mais baratos quando a moeda se deprecia. Para produtos de baixa tecnologia, que muitas vezes competem com base em preços, uma taxa de câmbio nominal desvalorizada pode tornar esses produtos mais competitivos nos mercados internacionais e aumentar as exportações.

A taxa de câmbio real leva em consideração as diferenças de preços entre os países, ajustando a taxa de câmbio nominal pela taxa de inflação. Portanto, a taxa de câmbio real efetiva reflete a competitividade relativa das exportações de um país em relação aos seus parceiros comerciais. Uma taxa de câmbio real efetiva desvalorizada

significa que os produtos de um país estão mais competitivos em termos reais e pode impulsionar as exportações, independentemente das mudanças nos preços

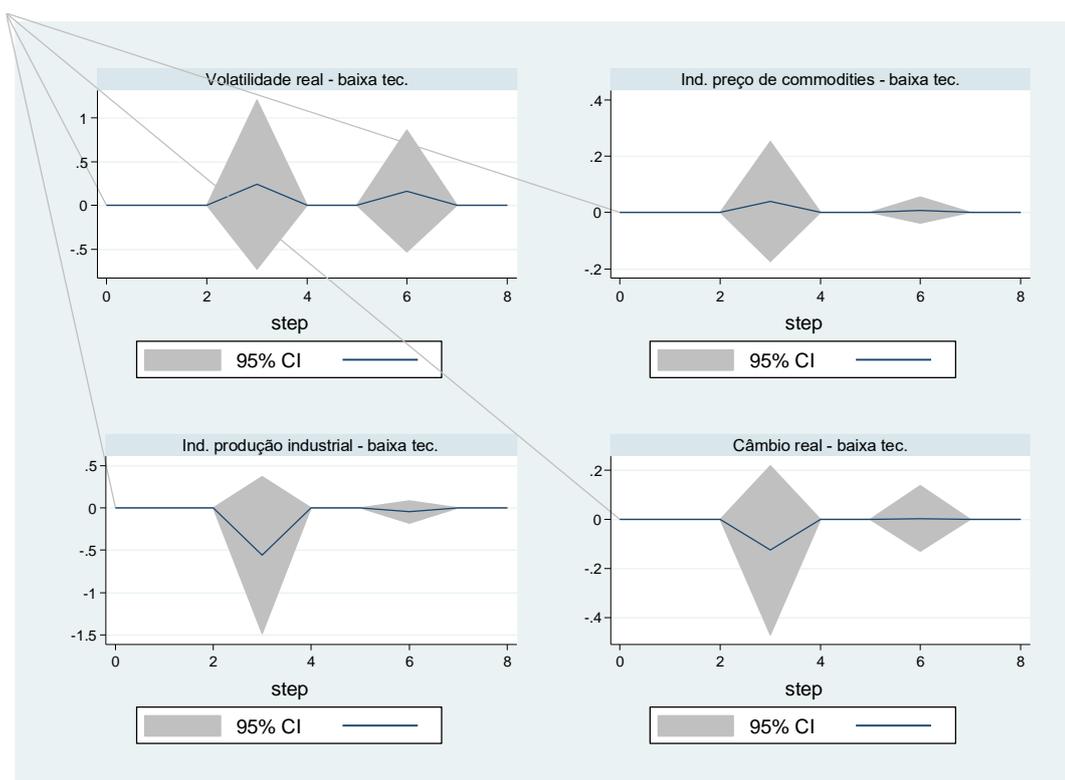
Quando a volatilidade cambial afeta a taxa de câmbio real efetiva, isso pode alterar a competitividade das exportações brasileiras em relação aos concorrentes internacionais. Uma taxa de câmbio mais favorável em relação a outras moedas pode impulsionar as exportações de produtos de baixa tecnologia no curto prazo. No entanto, a taxa de câmbio real é uma medida mais abrangente que leva em consideração não apenas os preços relativos, mas também as diferenças de preços entre os países, o que pode ter um impacto significativo nas exportações de longo prazo. A relativa ausência de trabalhos que utilizem a metodologia e as variáveis aqui expostas tornam difícil sua corroboração pela literatura, porém, essa dinâmica é observada na figura 17, que mostra os choques das variáveis de câmbio real sobre as exportações de baixa tecnologia. Enquanto a volatilidade cambial traz um impacto de pequena magnitude do segundo ao terceiro mês e do quinto ao sétimo mês, o impacto da taxa de câmbio efetiva real é negativo do segundo ao quarto mês, voltando para o equilíbrio a partir do quinto mês.

Figura 17: Funções impulso-resposta para exportações de baixa tecnologia – real, curto prazo



Fonte: elaboração própria.

Figura 18: Funções impulso-resposta para exportações de baixa tecnologia – real, longo prazo.

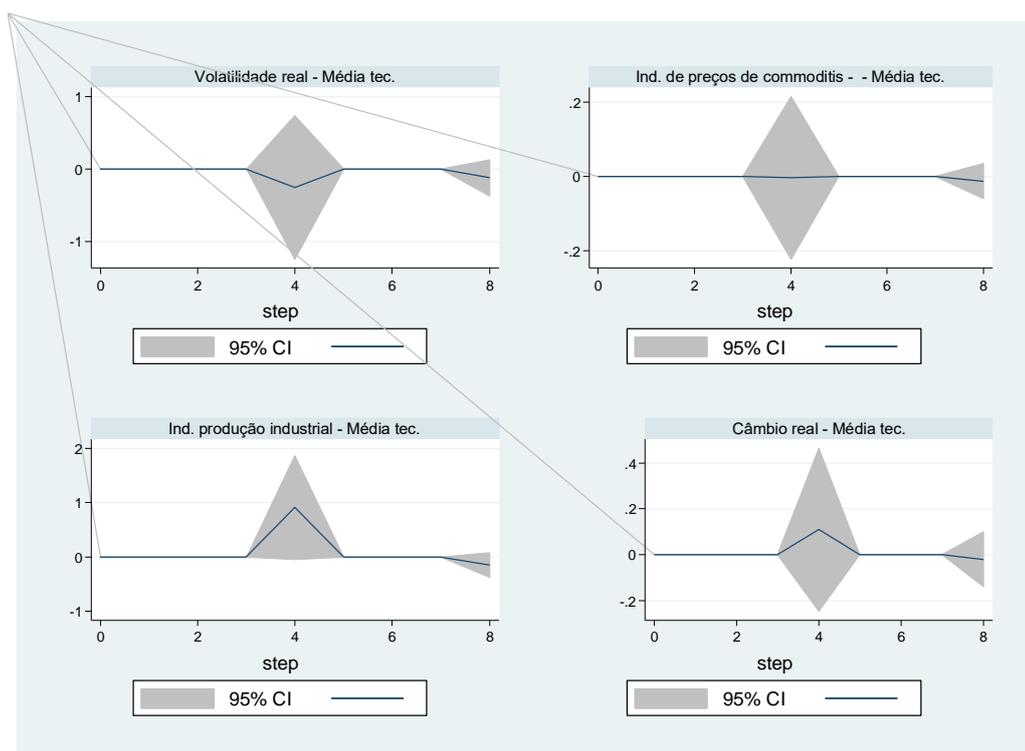


. Fonte: elaboração própria.

As exportações brasileiras de média tecnologia são aquelas que envolvem produtos como máquinas e equipamentos, veículos automotores, produtos químicos e farmacêuticos, entre outros. Esses produtos são sensíveis às variações cambiais, pois dependem da demanda externa e da competitividade internacional. Os choques da volatilidade de câmbio real e taxa de câmbio efetiva real sobre exportações de média tecnologia estão nas figuras 19 e 20.

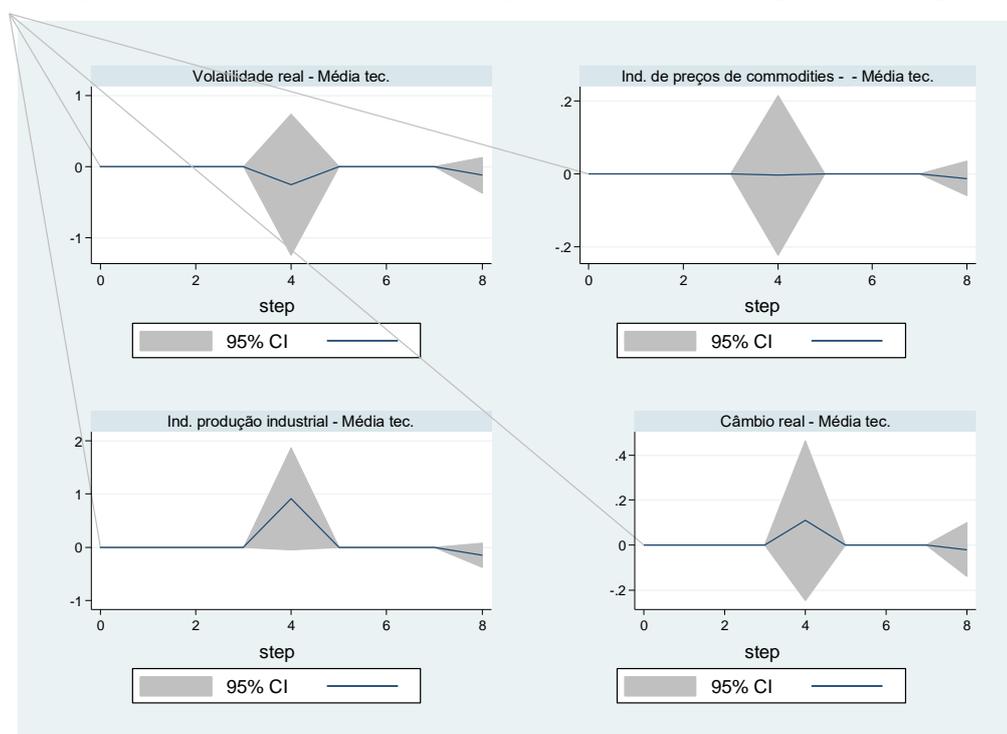
Os choques em volatilidade de câmbio nominal e taxa de câmbio nominal têm um efeito negativo sobre as exportações brasileiras de média tecnologia no curto prazo, mas esse efeito se dissipa no longo prazo. Isso significa que uma maior incerteza e uma maior desvalorização do real reduzem as exportações brasileiras de média tecnologia no início, mas depois elas se ajustam à nova situação cambial. Tal dinâmica foi observada tanto no curto como no longo prazo.

Figura 19 Funções impulso-resposta para exportações de média tecnologia – real, curto prazo



Fonte: elaboração própria.

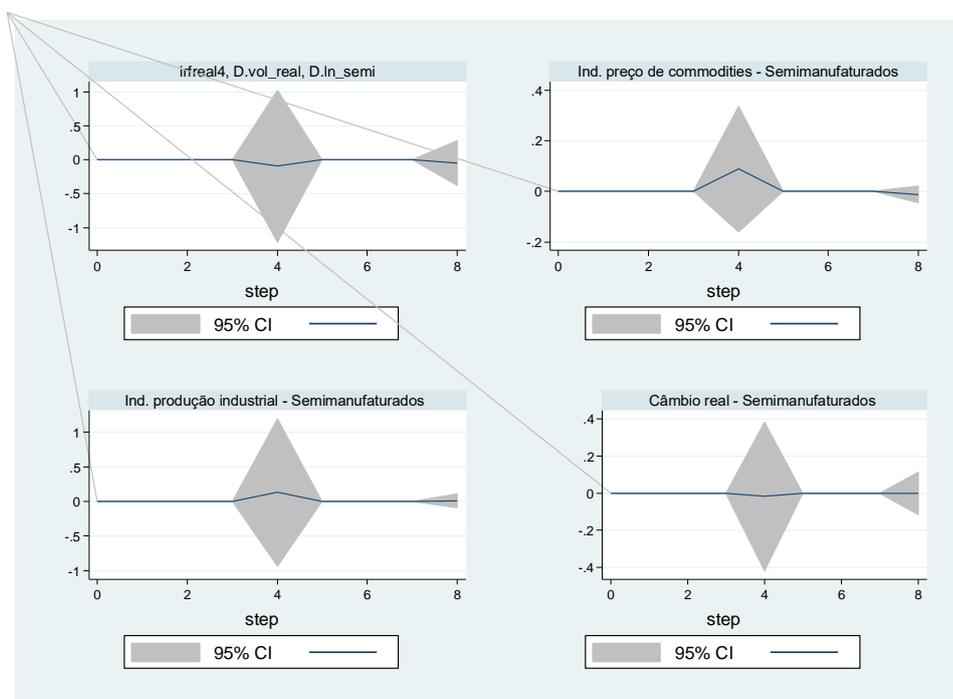
Figura 20 Funções impulso-resposta para exportações de média tecnologia – real, longo prazo.



Fonte: elaboração própria.

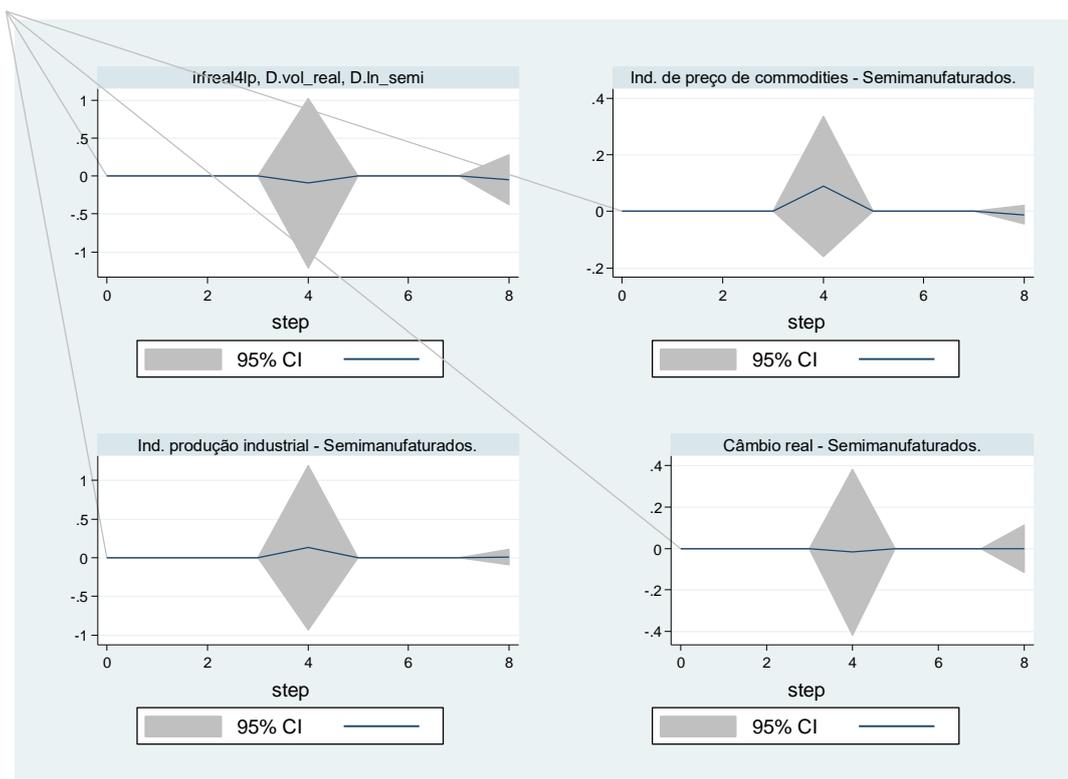
A Figura 21 apresenta as respostas das exportações de produtos semimanufaturados aos choques das variáveis de câmbio real. Ao contrário do que foi observado para a volatilidade nominal, a resposta obtida para o choque em volatilidade real não se repete neste caso. A função de impulso resposta não indica qualquer efeito significativo sobre as exportações de produtos semimanufaturados. Isso sugere que a volatilidade do câmbio real pode não ter um impacto direto sobre as exportações desses produtos.

No entanto, é importante notar que isso não significa necessariamente que a volatilidade cambial seja irrelevante para as exportações de produtos semimanufaturados. Pode ser que outros fatores, como as condições do mercado global ou as políticas comerciais, estejam desempenhando um papel mais significativo na determinação dos níveis de exportação. Além disso, a falta de resposta às flutuações cambiais pode ser vista como um sinal de resiliência por parte dos exportadores de produtos semimanufaturados. Eles podem ter desenvolvido estratégias eficazes para gerenciar o risco cambial, como o uso de instrumentos financeiros para proteger contra flutuações indesejadas na taxa de câmbio no longo prazo, um mecanismo observado por Obstfeld e Rogoff (1998) e Aghion et al. (2009).  
 Figura 21 Funções impulso-resposta para exportações de semimanufaturados – real, curto prazo



Fonte: elaboração própria.

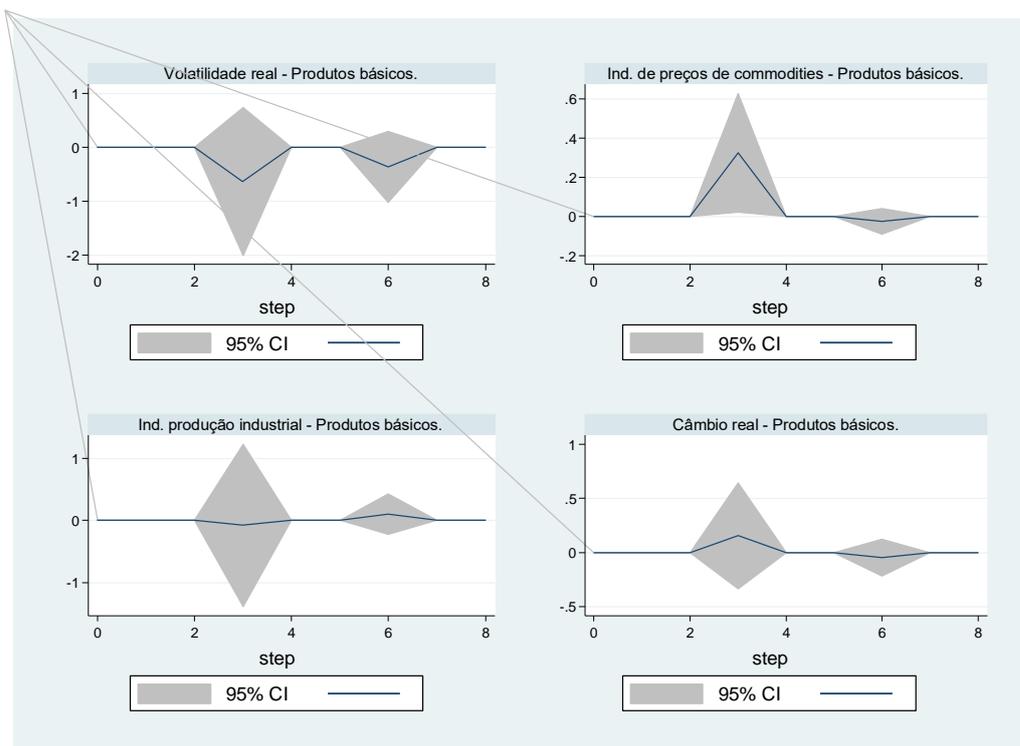
Figura 22: Funções impulso-resposta para exportações de semimanufaturados – real, longo prazo.



Fonte: elaboração própria.

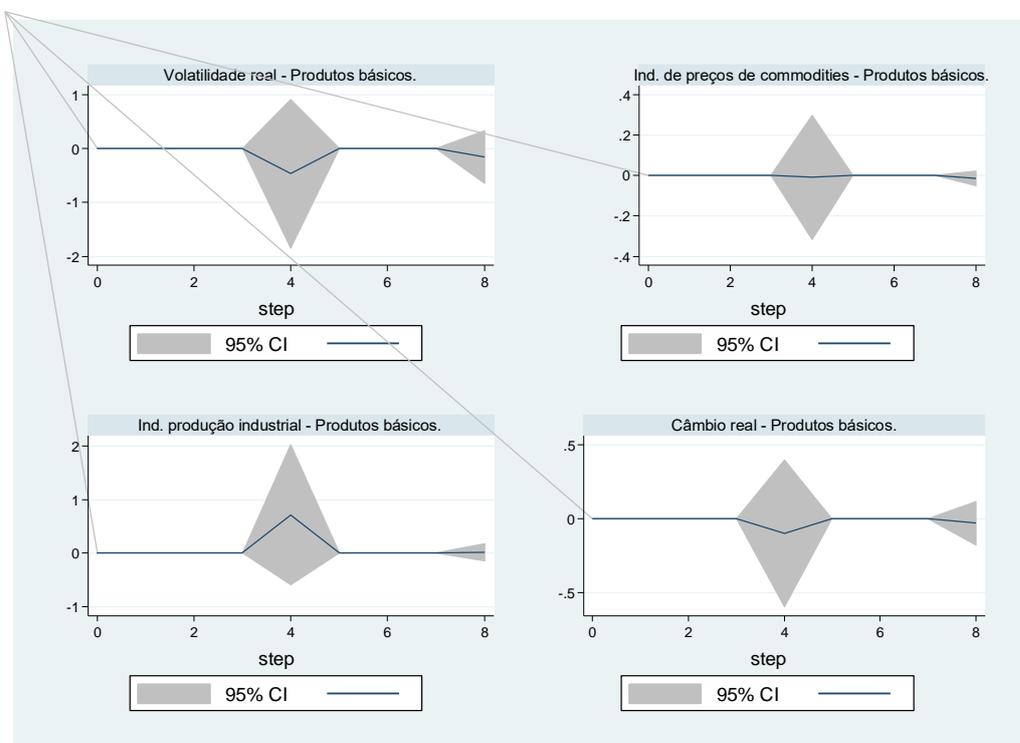
As figuras 23 e 24 ilustram as respostas das exportações de produtos básicos aos choques das variáveis de câmbio real no curto prazo. Volatilidade do câmbio real produziu um choque negativo em dois momentos do horizonte de previsão, embora ele não seja estatisticamente significativo de acordo com os resultados do SVAR no APÊNDICE S. Da mesma forma, o choque positivo do IPC não foi estatisticamente significativo. O IPI não provoca resposta das exportações, enquanto o câmbio provoca uma resposta de baixa magnitude, porém, sem significância estatística. No longo prazo, a volatilidade também não tem efeito estatístico sobre as exportações, mas, a restrição imposta sobre a variável foi significativa a 1%. Da mesma forma, a resposta de exportações a um choque em câmbio real no longo prazo foi significativa a 1%.

Figura 23: Funções impulso-resposta para exportações de produtos básicos – real, curto prazo.



Fonte: elaboração própria.

Figura 24 Funções impulso-resposta para exportações de produtos básicos – real, longo prazo.



Fonte: elaboração própria.

## 6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

As exportações são um componente da demanda agregada, por isso a maioria dos pesquisadores concorda que um aumento das exportações contribui positivamente para o crescimento econômico ao aumentar a demanda agregada. Além disso, as exportações aumentam as reservas de divisas, reduzem os custos de produção, aumentam o emprego, permitem a alocação adequada da divisão do trabalho e dos recursos e podem incentivar a implementação de novas tecnologias. Portanto, formas adequadas de alcançar um volume sustentável de exportações como um passo essencial para aumentar o bem-estar são amplamente pesquisadas na literatura econômica. Com a liberalização do comércio internacional e dos mercados de capitais e a transição para um regime de câmbio flutuante, os efeitos da taxa de câmbio e/ou da volatilidade cambial sobre o comércio exterior têm sido objeto de grande debate.

A economia brasileira é fortemente dependente das exportações de produtos primários, ou seja, bens que não passam por processos de transformação industrial, como soja, minério de ferro, petróleo, açúcar, carne e café. Esses produtos representam mais da metade das vendas externas do país e são responsáveis por gerar divisas, empregos e renda. No entanto, a dependência de produtos primários também expõe o Brasil a riscos e desafios, como a volatilidade dos preços internacionais, a concorrência de outros países produtores, a vulnerabilidade a choques climáticos e a baixa agregação de valor.

Nas últimas décadas, uma preocupação crescente entre pesquisadores e formuladores de políticas públicas tem sido a diminuição relativa da indústria no quadro de exportação e em termos de participação no PIB. A desindustrialização brasileira é considerada prematura, pois ocorreu antes que o país atingisse um nível elevado de renda per capita e de desenvolvimento tecnológico.

As causas da desindustrialização brasileira são diversas e complexas, envolvendo fatores históricos, políticos, econômicos e estruturais, e investigar o determinante destas causas não foi o propósito deste trabalho. Neste estudo, procuramos analisar o impacto da volatilidade cambial sobre as exportações brasileiras agregadas por intensidade tecnológica no período de 2002 a 2022.

A conexão entre a volatilidade cambial e as exportações foi feita utilizando a modelagem SVAR. As medidas de volatilidade cambial foram geradas utilizando a modelagem GARCH. Após os testes de estacionariedade, constatou-se a presença de raiz unitária na maior parte das séries, que foram, então, estimadas em primeira diferença, uma medida que não apenas corrigiu o problema de raiz unitária mas suavizou as quebras estruturais.

A partir dos resultados discutidos no capítulo 4 e, dentro das limitações deste estudo, a influência da volatilidade sobre as exportações brasileiras agregadas por intensidade tecnológica pode ser resumida como baixa ou negligenciável. A partir dos dados selecionados e da modelagem econométrica, não foram encontradas evidências suficientes que apontem um efeito estatisticamente significativo de volatilidade sobre exportações, tanto nos modelos utilizando variáveis de câmbio nominal quanto variáveis de câmbio real. Os modelos VAR subjacentes às funções de impulso resposta dos modelos SVAR estimados não trouxeram coeficientes estatisticamente significativos, o que, por sua vez, torna as funções impulso resposta espúrias. Ou seja, as relações observadas podem ocorrer ao acaso, estatisticamente falando.

No entanto, é importante notar que a significância estatística é apenas uma parte da avaliação de um modelo. A adequação do modelo, a validade das suposições do modelo e a relevância prática das relações observadas também devem ser consideradas. Nesse sentido, este trabalho seguiu os pressupostos teóricos propostos a partir de Ethier (1973) e Clark (1973), bem como a modelagem sugerida pela literatura mais recente sobre o tema. É importante frisar que muitas das relações de restrição propostas nos modelos SVAR provaram-se estatisticamente significativas.

Além disso, este trabalho buscou contribuir com a literatura sobre volatilidade cambial e exportações estimando um modelo que: i) não é comum na literatura internacional sobre o tema, embora tenha ganhado espaço nos últimos anos; ii) nunca havia sido proposto para investigar as relações entre volatilidade cambial e exportações brasileiras. O próprio tema deste trabalho é relativamente incomum na literatura econômica brasileira.

Visto que não foi encontrada significância estatística do efeito da volatilidade cambial sobre as exportações, alguns cuidados e sugestões para os próximos estudos devem ser levados em conta. Primeiro, as práticas de proteção cambial das empresas exportadoras (como contratos a termo, de opção e de swap) devem ser examinadas.

A literatura mostra que, quando tais instrumentos estão presentes, os efeitos da volatilidade cambial sobre as exportações podem ser mitigados. Em segundo lugar, outro arranjo para exportações pode ser utilizado. Uma sugestão é investigar setorialmente, ao invés de por intensidade tecnológica. E, mesmo se a escolha for por intensidade tecnológica, a escolha de utilizar os dados de exportação com detalhamento por capítulo (SH2) mostrou-se inadequada, devido às ambiguidades de setores como o químico, que podem ter produtos de alta, baixa e média tecnologia. Uma sugestão é detalhar os dados por posição ou subposição. A tipologia selecionada, a de Lall, pode não ser a mais adequada, portanto outras tipologias podem ser testadas.

Usar dados agregados de exportação pode causar vieses de agregação, por isso trabalhar com dados setoriais para eliminar possíveis vieses pode ser mais eficaz. As consequências das externalidades nacionais e internacionais, positivas e negativas, são diferentes para cada setor. Assim, estudos posteriores poderiam produzir evidências mais confiáveis ao prestar atenção aos dados de exportação setoriais e às quebras estruturais.

Outro ponto que pode ser abordado em estudos futuros é a desagregação das exportações por mercados. Cada mercado tem características específicas que podem impactar as exportações setoriais. Ao separar as exportações por mercados, as pesquisas poderiam identificar como diferentes mercados respondem à volatilidade cambial. Por exemplo, mercados com maior tolerância ao risco podem ser menos afetados pela volatilidade cambial do que mercados mais avessos ao risco.

Por fim, a metodologia utilizada pode não produzir os melhores resultados ao inferir choques da volatilidade sobre as exportações. A literatura utiliza a modelagem SVAR, mas é muito variada em termos de metodologia. Portanto, resultados diferentes serão obtidos selecionando outras metodologias econométricas. Além disso, vale destacar que a literatura sobre o tema traz resultados inconclusivos, mantendo o tema ainda aberto a profundas investigações.



## REFERÊNCIAS

- ABREU, Marcelo de Paiva; WERNECK, Rogério. Título do capítulo 15. In: ABREU, Marcelo de Paiva (Org.). *A Ordem do Progresso*. Cidade de publicação: Editora, 2014. p. 312-329.
- AGHION, P., BACCHETTA, P., RANCIERE, R., ROGOFF, K., Exchange rate volatility and productivity growth: the role of financial development. *J. Monet. Econ.* 56 (4), 494–513, 2009.
- AGUIRRE, Antonio; FERREIRA, Afonso; NOTINI, Hilton. The Impact of Exchange Rate Volatility on Brazilian Manufactured Exports. *Económica*, Instituto de Investigaciones Económicas, Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Nacional de La Plata, v. 0, n. 1-2, p. 3-19, Janeiro-Dezembro, 2007.
- AKHTAR, M. A. HILTON, R. S.. “Effects of Exchange Rate Uncertainty on German and U.S. Trade”, *Federal Reserve Bank of New York Quarterly Review*, Vol. 9; 7-16, 1984.
- ALMEIDA, Paulo Roberto de. As relações econômicas internacionais do Brasil dos anos 1950 aos 80. *Revista Brasileira de Política Internacional*, [S.l.], v. 50, n. 2, p. 5-27, dez. 2007. ISSN 1983-3121. Disponível em: <https://www.scielo.br/j/rbpi/a/sjW5MwpYwpYQR4vdkcbwy/>. Acesso em: [29/07/2022].
- ALORI, Alaba David; KUTU, Adebayo Augustine. Export Function of Cocoa Production, Exchange Rate Volatility and Prices in Nigeria. *Journal of Economics and Behavioral Studies*, [S.l.], v. 11, n. 2, p. 1-14, abr. 2019.
- ANDRIOTTA, Amanda de Brito. Padrão de especialização do comércio internacional brasileiro: uma análise das vantagens comparativas. *Dissertação (Mestrado em Economia) - Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2019.*
- ARAUJO, E. L.; ARAÚJO, E. C.; BRITO, E. C. Volatilidade da taxa de câmbio, incerteza e investimento: evidências para empresas brasileiras (1997-2019). *Revista de Economia Contemporânea*, v. 27, n. 1, p. 1-25, 2023.
- ARIZE, A.C. Foreign trade and exchange-rate risk in the G-7 countries: Cointegration and error-correction models. *Review of Financial Economics*, 6(1), 95–112, 1997.
- ARIZE, A. C.; OSANG, T.; SLOTTJE, D. J. Exchange-Rate Volatility and Foreign Trade: Evidence from Thirteen LDC's. *Journal of Business & Economic Statistics*, v. 18, n. 1, p. 10-17, jan. 2000.
- ASLAN, Çağlayan; ÇEPNI, Oğuzhan; GÜL, Selçuk. The impact of real exchange rate on international trade: Evidence from panel structural VAR model. *The Journal of International Trade & Economic Development*, [S.l.], v. 30, n. 6, p. 829-842, mar. 2021.

ASSOCIAÇÃO DO COMÉRCIO EXTERIOR DO BRASIL. Revisão da balança comercial 2018. Rio de Janeiro, 2018. Disponível em: <http://www.aeb.org.br/>. Acesso em: 12 nov. 2020

ASTERIOU, D., MASATCI, K., PILBEAM, K. Exchange rate volatility and international trade: international evidence from the MINT countries. *Econ. Modell.* 58, 133–140, 2016.

BACCHIOCCHI, E.; FANELLI, L. Identification in structural vector autoregressive models with structural changes. Departmental Working Papers, Department of Economics, Management and Quantitative Methods at Università degli Studi di Milano, 2012.

BACCHIOCCHI, E.; FANELLI, L. Identification in structural vector autoregressive models with structural changes, with an application to U.S. Monetary policy. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 77, n. 6, 2015.

BAHMANI-OSKOOEE, Mohsen; HEGERTY, Scott W. Exchange rate volatility and trade flows: a review article. *Journal of Economic Studies*, v. 34, n. 3, p. 211-255, 2007.

BAHMANI-OSKOOEE, M., AFTAB, M. On the asymmetric effects of exchange rate volatility on trade flows: new evidence from US-Malaysia trade at the industry level. *Econ. Modell.* 63, 86–103, 2017.

BAHMANI-OSKOOEE, M., GELAN, A. Exchange-rate volatility and international trade performance: evidence from 12 African countries. *Econ. Anal. Policy* 58, 14–21, 2018.

BAHMANI-OSKOOEE, M. HARVEY, H. Exchange-rate volatility and industry trade between the U.S. And Malaysia. *Research in International Business and Finance*, 25(2), 127-155, 2011.

BAHMANI-OSKOOEE, M., HARVEY, H., HEGERTY, S.W. The effects of exchange-rate volatility on commodity trade between the US and Brazil. *N. Am. J. Econ. Finance* 25, 70–93, 2013.

BAHMANI-OSKOOEE, M.; HARVEY, H.; HEGERTY, S.W. Exchange-rate volatility and commodity trade: the case of the us and Italy. *Economic Issues*, [s.l.], v. 20, n. 2, p. 1-27, 2015.

BAI, Jushan; NG, Serena. Panel unit root tests with cross-section dependence: a further investigation. *Econometrica*, v. 77, n. 4, p. 1229-1279, jul. 2009.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. (s.d.). Política Cambial. Disponível em: <https://www.bcb.gov.br/estabilidadefinanceira/politicacambial>. Acesso em: [05/07/2022].

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Relatório de Inflação. Brasília, DF: Banco Central do Brasil, mar. 2021. Disponível em: 1. Acesso em: 09 mar. 2023.

BANCO MUNDIAL. Exportações de bens e serviços (US\$ correntes). [S.l.], [2023]. Disponível em: [https://databank.worldbank.org/country/BRA/556d8fa6/Popular\\_countries#](https://databank.worldbank.org/country/BRA/556d8fa6/Popular_countries#) . Acesso em: 01/07/2023.

BANIASADI, M. AHMADI, S. The Structural Shocks Effect of Real Exchange Rate on Trade Balance of Iran Agricultural Sector Using the SVAR Model. *Journal of Agricultural Economics Research*, v. 14, n. 4, p. 13-26, 2023.

BARIS-TUZEMEN, Özge; TUZEMEN, Samet. Revisiting the role of exchange rate volatility in Turkey's exports: evidence from the structural VAR approach. *Economic Annals*, Belgrado, v. 66, n. 231, p. 127-150, out.-dez. 2021.

BARON, D. P. Flexible exchange rates, forward markets, and the level of trade. *American Economic Review*, v. 66, n. 3, p. 253-266, 1976.

BATTEN, D. S.; BELONGIA, M. T. Monetary policy, real exchange rates and U.S. agricultural exports. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 68, n. 2, p. 422-27, 1986.

BEGG, S. H.; WELSH, M. B.; BRATVOLD, R. B. Uncertainty vs. Variability: What's the Difference and Why is it Important?. *SPE Hydrocarbon Economics and Evaluation Symposium*. OnePetro, 2014.

BERGSTEN, C. Fred - Currency Wars, the Economy of the United States and. Reform of the Internacional Monetay System. [S.l]:Peterson Institute,. 2013

BERNANKE, B. Alternative explanations of money-income correlation. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, v. 25, p. 49-100, 1986.

BESSLER, D. A.; BABULA, R. A. Forecasting wheat exports: do exchange rates matter? *Journal of Business, Economics and Statistics*, v. 5, p. 397-406, 1987.

BITTENCOURT , M. V. L.; CORREA, N. Z. Como a Composição das Exportações é Afetada pela Volatilidade Cambial no Brasil. *Análise Econômica*, Porto Alegre, v. 39, n. 78, p. 109-143, mar. 2021.

BITTENCOURT, M. V. L; LARSON, D. W; THOMPSON, S. R. Impactos da volatilidade da taxa decâmbio no comércio setorial do MERCOSUL. *Estudos Econômicos*, v. 37, n. 4, p. 791-816, 2007.

BLÁZQUEZ-LIDOY, J.; RODRÍGUEZ, J.; SANTISO, J. Angel or devil? China's trade impact on Latin American emerging markets. Paris: OECD Development Centre, 2006. (Working Paper, n. 252).

BODIE, Z.; MERTON, R. C. *Finanças*. Porto Alegre: Bookman, 1999.

BOLLERSLEV, T. Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity. *Journal of Econometrics*, 31(1986), 307-327, 1986.

BOLLERSLEV, T. & Ghysels, E. Periodic Autoregressive Conditional Heteroscedasticity. *Journal of Business and Economic Statistics*, 14, 139-151, 1996.

BRASIL. Ministério da Economia. Brasil abre 2022 com recordes de exportações e corrente de comércio. Brasília, DF: Ministério da Economia, 01 fev. 2022. Disponível em: 2. Acesso em: 09 mar. 2023.

BRASIL. Ministério do Desenvolvimento, Indústria, Comércio e Serviços. Secretaria de Comércio Exterior. Resultados da Balança Comercial Brasileira de 2022. Brasília, DF: Ministério do Desenvolvimento, Indústria, Comércio e Serviços, 2022.

BROLL, U., ECKWERT, B. Exchange rate volatility and international trade. *South. Econ.*, 1999.

BROWNLEES, C. T.; GALLO, G. M. Comparison of Volatility Measures: a Risk Management Perspective. *Journal of Financial Econometrics*, v. 8, n. 1, p. 29-56, inverno 2010.

BUENO, R. D. L. da S. *Econometria de Séries Temporais*. São Paulo: Cengage Learning, 2008.

BYRNE, J. P. PERMAN, R. Unit Roots and Structural Breaks: A Survey of the Literature. *Business School - Economics, University of Glasgow*, 2006 (Working Paper, n 10) .

CABRAL, Joilson de Assis; CABRAL, Maria Viviana de Freitas; OLIVEIRA, Daniel Ribeiro de. Análise do conteúdo tecnológico das exportações brasileiras sob a lógica estruturalista-kaldoriana. *Revista Econômica do Nordeste, Fortaleza*, v. 41, n. 1, p. 9-28, jan./mar. 2010.

CAVALCANTI, Marco A. F. H. Identificação de modelos VAR e causalidade de Granger: uma nota de advertência. *Economia Aplicada*, v. 14, n. 2, p. 251-260, 2010.

CHAMBERS, R. G.; QUIGGIN, J. *Uncertainty, Production, Choice, and Agency: The State-Contingent Approach*. Cambridge, 2000.

CHORAFAS, D. N. *Treasury operations and the foreign exchange challenge*. New York: John Wiley, 1992.

CHOUDHARY, M. A.; LIMODIO, N. Liquidity Risk and Long-Term Finance: Evidence from a Natural Experiment. *The Review of Economic Studies*, v. 89, n. 3, p. 1278-1313, maio 2022.

CHI, J., CHENG, S.K. Do exchange rate volatility and income affect Australia's maritime export flows to Asia? *Transp. Policy* 47, 13–21, 2016.

CHIT, M.M., RIZOV, M., WILLENBOCKEL, D. Exchange rate volatility and exports: new empirical evidence from the emerging East Asian Economies. *World Econ.* 33 (2),239–263, 2010.

CLARK, M.P.B., WEI, S.-J., TAMIRISA, M.N.T., SADIKOV, M.A.M., ZENG, L. A New Look at Exchange Rate Volatility and Trade Flows - some new evidence. IMF Occasional Paper 23, 2004.

CLARK, P.B. Uncertainty, exchange risk, and the level of international trade. *Econ. Inq.* 11 (3), 302–313, 1973.

COMEX STAT [Internet]. Brasília (DF): Ministério da Economia, Secretaria de Comércio Exterior; [s.d.]. Disponível em: <http://comexstat.mdic.gov.br/pt/home>  
Acesso em 12 abr. 2023

CONT, R. Empirical properties of asset returns: stylized facts and statistical issues. *Quantitative Finance*, v. 1, n. 2, p. 223-236, 2001.

COPETTI, L. S. CORONEL, D. A. Transmissão da variação da taxa de câmbio para os preços de exportação brasileiros do arroz: um estudo comparativo do dólar e do baht. *Research, Society and Development*, v. 9, n. 8, 2020.

CORRÊA, A. C. C. Interdependência e assimetria de retornos e volatilidade dos ADRs da América Latina em relação aos mercados desenvolvidos durante a crise do subprime: um estudo multivariado. 2016. Tese (Doutorado em Administração de Organizações) - Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto, Universidade de São Paulo, Ribeirão Preto, 2016. Disponível em: <https://www.teses.usp.br/teses/disponiveis/96/96132/tde-01112016-110215/pt-br.php>  
. Acesso em: 10 mar. 2023.

CORRÊA, Karen Dias; VASCONCELOS, Claudio Roberto Fóffano; LIMA JÚNIOR, Luiz Antônio. Volatilidade da taxa de câmbio real efetiva e exportações brasileiras. *Análise Econômica*, v. 36, n. 70, 2018.

ĆORIC, Bruno; PUGH, Geoff. The effects of exchange rate variability on international trade: a meta-regression analysis. *Applied Economics*, [s.l.], v. 42, n. 20, p.2631-2644, ago. 2010.

CUNHA, André Moreira; LÉLIS, Marcos Tadeu Caputi; SANTOS, Clara do Carmo Rios dos; PRATES, Daniela Magalhães. A intensidade das exportações brasileiras no ciclo recente de alta nos preços das commodities. *Indicadores Econômicos FEE*. Porto Alegre, v. 39, n. 3, p. 57-70, 2012.

CUNHA, A. M., LÉLIS, M. T. C., BREDOW, S. M. S. e FRANKE, L. Effects of higher commodity prices on exports of manufactures: the case of Brazil. *CEPAL Review*, Nº 137, Agosto, 2022.

CUSHMAN, D.O. Has exchange risk depressed international trade? The impact of third-country exchange risk. *J. Int. Money Financ.* 5 (3), 361–379, 1986.

CUSHMAN, D.O. The effects of real exchange rate risk on international trade. *Journal of International Economics*, 15(1–2), 45–63, 1986.

DAVIDSON, R.; MACKINNON, J. G. *Econometric Theory and Methods*. New York: Oxford University Press, 2004.

DE VITA, G., ABBOTT, A. The impact of exchange rate volatility on UK exports to EU countries. *Scott. J. Political Econ.* 51 (1), 62–81, 2004.

DEVLIN, R.; ESTEVADEORDAL, A.; RODRÍGUEZ-CLARE, A. (Ed.). *The Emergence of China: opportunities and challenges for the Latin America and Caribbean*. Washington, DC: Inter-American Development Bank and Harvard University, 2006.

DI GIOVANNI, Julian; LEVCHENKO, Andrei A. Trade Openness and Volatility. *The Review of Economics and Statistics*, v. 91, n. 3, p. 558-585, ago. 2009.

EMBRAPA. Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária. SIRE. Secretaria de Inteligência e Relações Estratégicas. *O Agro no Brasil e no Mundo: uma síntese do período de 2000 a 2020*. Brasília, DF, 2020. Disponível em: <https://www.embrapa.br/documents/10180/62618376/O+AGRO+NO+BRASIL+E+-NO+MUNDO.pdf/41e20155-5cd9-f4ad-7119-945e147396cb>. Acesso em: 06 nov. 2022.

ENDERS, W. *Applied econometric time series*. 4. ed. New Jersey: Wiley, 2014.

ENGLE, R. Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. *Econometrica*, 55 (julho), 987-1007, 1982

ENGLE, R. *ARCH Selected Readings*. U. K. Oxford University Press, 1995.

ENGLE, Robert F. GARCH 101: An Introduction to the Use of ARCH/GARCH models in Applied Econometrics. NYU Working Paper No. FIN-01-030, 2001. Disponível em: [www.web-static.stern.nyu.edu/renge/GARCH101.PDF](http://www.web-static.stern.nyu.edu/renge/GARCH101.PDF). Acesso em 18/04/2023.

ENGLE III, R. F. RISK AND VOLATILITY: ECONOMETRIC MODELS AND FINANCIAL PRACTICE. Palestra do Prêmio Nobel, 8 de dezembro. New York University, Departamento de Finanças (Salomon Centre), 44 West Fourth Street, New York, NY 10012-1126, EUA, 2003.

ENGLE, Robert F.; FOCARDI, Sergio M.; FABOZZI, Frank J. ARCH/GARCH Models in Applied Financial Econometrics. *Handbook of Finance*, 2008.

ETHIER, Wilfrd. Trade and the Forward Exchange Market. *American Economic Review*, 1973, vol. 63, ed 3, 494-503.

FAMA, E. F. The Behavior of Stock-Market Prices. *Journal of Business*, v. 38, n. 1, p. 34-105, 1965.

FITRIANTI, S. The exchange rate volatility and export performance: the case of Indonesia's exports to Japan and US. *Bull. Monetary Econ. Bank.* 20 (1), 1–22, 2017.

FRIEDMAN, M. (1953). *The case for flexible exchange rates*. *Essays in Positive Economics*, University of Chicago Press, Chicago, pp. 157-203.

GALA, Paulo; LIBÂNIO, Gilberto. Taxa de câmbio, poupança e produtividade: impactos de curto e longo prazo. *Economia e Sociedade*, Campinas, SP, v. 20, n. 2, p. 229-242, 2011.

GRANVILLE, Brigitte; MALLICK, Sushanta; ZENG, Ning. Chinese exchange rate and price effects on G3 import prices. *Journal of Asian Economics*, [S.l.], v. 22, n. 6, p. 427-440, dez. 2011.

GRAUWE, P. D. Exchange rate variability and the slowdown in growth of international trade. *Staff Papers - International Monetary Fund*, 35(1), 63-84, 1988.

GOSPODINOV, Nikolay; HERRERA, Ana María; PESAVENTO, Elena. VAR Models in Macroeconomics – New Developments and Applications: Essays in Honor of Christopher A. Sims. In: *Advances in Econometrics*, v. 32. Bingley: Emerald Group Publishing Limited, pp. 81-115, 2013.

HALEY, S. L.; KRISOFF, B. U.S. grain exports and the value of the U.S. dollar. *Journal of Agricultural Economics Research*, v. 39, n. 2, p. 12-21, 1987.

HALL, S., HONDROYIANNIS, G., SWAMY, P., TAVLAS, G., ULAN, M. Exchange-rate volatility and export performance: do emerging market economies resemble industrial countries or other developing countries? *Econ. Modell.* 27 (6), 1514–1521, 2010.

HASSAN, Adamu; ABUBAKAR, Mika'ilu; DANTAMA, Yusuf Umar. Determinants of Exchange Rate Volatility: New Estimates from Nigeria. *European Journal of Economics and Finance*, v. 5, n. 1, p. 1-19, 2020.

HAYAKAWA, K., KIMURA, F. The effect of exchange rate volatility on international trade in East Asia. *J. Jpn. Int. Econ.* 23 (4), 395–406. The effect of exchange rate volatility on international trade in East Asia, 2009.

HEGERTY, S.W. Commodity-price volatility and macroeconomic spillovers: evidence from nine emerging markets. *N. Am. J. Econ. Finance* 35, 23–37. *BJ.* 178–185, 2016.

HÉERICOURT, Jérôme; PONCET, Sandra. Exchange Rate Volatility, Financial Constraints, and Trade: Empirical Evidence from Chinese Firms. World Bank Group, Policy Research Working Paper, n. 6638, out. 2013.

HOOPER, P.; KOHLHAGEN, S. W. The effect of exchange uncertainty on the prices and volume of international trade. *Journal of the Japanese and International Economy*, v. 8, p. 483-511, 1978.

HORNOK, A.; LARSSON, R. The finite sample distribution of the KPSS test. *Econometrics Journal*, v. 3, p. 108-121, 2000.

IMF. Price Elasticities of Demand for Individual Commodities Imported into the United States. *IMF Staff Papers*, 1(1), 3-13, 1951.

Irwin, D. A. The Missing Bretton Woods Debate over Flexible Exchange Rates In. National Bureau of Economic Research (No. w23037). Cambridge, MA:NBER. 189 páginas, 2017.

\_\_\_\_\_. The Nixon Shock after Forty Years: The Import Surcharge Revisited. *World Trade Review*, [S.l.], v. 11, n. 4, p. 675-700, out. 2012.

KAWAOKA, Fernando Ryu Ramos. MOEDAS DE INVOICE NAS EXPORTAÇÕES DO BRASIL: PADRÃO DE USO E EFEITO SOBRE A DINÂMICA DE PREÇOS. 2014. Dissertação (Mestrado) - Universidade de Brasília, Brasília, 2014. Orientador: Prof. Dr. Roberto Ellery.

KHOSA, J.; BOTHA, I.; PRETORIUS, M. The impact of exchange rate volatility on emerging market exports. *Acta Commercii*, v. 15, n. 1, p. 1-16, 2015.

KNIGHT, F. H. Risk, Uncertainty and Profit. 1 ed. Nova York: Hart, Schaffner and Marx, 1921.

KORAY, Faik; LASTRAPES, William D. Real Exchange Rate Volatility and U.S. Bilateral Trade: A VAR Approach. *The Review of Economics and Statistics*, [S.l.], v. 71, n. 4, p. 708-712, nov. 1989.

KÖSE, Nezir; ASLAN, Çağlayan. The effect of real exchange rate uncertainty on Turkey's foreign trade: new evidences from SVAR model. *Asia-Pacific Journal of Accounting & Economics*, [S.l.], v. 0, n. 0, p. 1-14, ago. 2020.

KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P. C. B.; SCHMIDT, P.; SHIN, Y. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. *Journal of Econometrics*, v. 54, p. 159-178, 1992.

LAFFONT, J. J. Essays in the Economics of Uncertainty. Harvard University Press, 1980.

LAGO, Luiz Aranha Corrêa do. A retomada do crescimento e as distorções do "milagre" 1967-1973. In: ABREU, Marcelo de Paiva (Org.). *A Ordem do Progresso*. Cidade de publicação: Editora, 2014. p. 212-239.

LEITE, K. V. B. S; PIMENTEL, D. M. Volatilidade cambial, expectativas e inflação. *Rev. Econ. Contemp.*, v. 25, n. 3, p. 1-27, 2021.

LEYBOURNE, S. J.; NEWBOLD, P. The behaviour of Dickey–Fuller and Phillips–Perron tests under the alternative hypothesis. *Econometrics Journal*, v. 2, p. 92-106, 1999.

LOPES, F. L. (2018). *A Inflação Brasileira na Década de 1980 e o Plano Real*. Rio de Janeiro: Editora FGV.

LÜTKEPOHL, H. Structural vector autoregressive analysis for cointegrated variables. European university institute department of economics, EUI Working Paper, ECO No. 2005 /2, 2005.

- MAO, R.; XING, M.; YU, X. Quality response to real exchange rate shocks: A panel SVAR analysis on China's agricultural exports. *Agricultural Economics*, v. 52, n. 5, p. 719-731, 2021.
- MENEZES, Albene Miriam F. et al.. 20 Anos da SECEX e 200 Anos de Comércio Exterior. 1a edição. Brasília: Ministério do Desenvolvimento Indústria e Comércio Exterior-MDIC, 2010.
- MENON, J. Exchange rate pass-through. *Journal of Economic Surveys*, v. 9, n. 2, p. 197-231, 1995.
- MERTON, Robert C. On Estimating the Expected Return on the Market: An Exploratory Investigation. *Journal of Financial Economics*, v. 8, n. 4, p 323-361, 1980
- MESSA, Alexandre. Impacto da taxa de câmbio sobre a competitividade da indústria brasileira. In: MESSA, Alexandre; OLIVEIRA, Ivan Tiago Machado (org.). *A política comercial brasileira em análise*. Brasília: Ipea, 2017. p. 373.
- MONSCHANG, V.; WILFLING, B. Sup-ADF-style bubble-detection methods under test. *Empir Econ*, v. 61, p. 145-172, 2021.
- MORDECKI, Gabriela; MIRANDA, Ronald. Real Exchange Rate Volatility and Exports: A Study for Four Selected Commodity Exporting Countries. *Panoeconomicus*, [s.l.], v. 66, n. 4, p. 411-437, 2019.
- MORETTIN, P. A. *Econometria Financeira: um Curso em Séries Temporais Financeiras*. São Paulo: Edgard Blücher, 2011.
- MUINELO-GALLO, L.; MIRANDA, L. R.; MORDECKI, G. The impact of exchange rate uncertainty on exports: a panel VAR analysis. *Estudios de Economía*, v. 47, n. 2, p. 157-192, dez. 2020.
- MUNDELL, R. Capital mobility and stabilization policy under fixed and flexible exchange rates. *Canadian Journal of Economics and Political Science*, 29: 475-485, November. 1963.
- MUTHURAMU, P; MAHESWARI, U. T. Tests for Structural Breaks in Time Series Analysis: A Review of Recent Development *Shanlax International Journal of Economics*, Vol. 7, No. 4, 2019.
- MWAMBA, J. M.; DUBE, S. The impact of exchange rate volatility on international trade between South Africa, China and USA: The case of the manufacturing sector. *Munich Personal RePEc Archive*, 2014.
- NARAYAN, P.K.; NARAYAN, S.; PRASAD, A. A structural var analysis of electricity consumption and real gdp: evidence from the g7 countries. *Energy Policy*, v. 36, n. 7, p. 2765-2769, 2008.
- NELSON, D. Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach. *Econometrics*, 59(2), 347-370, 1991.

NGONDO, M.; KHOBAL, H. The impact of exchange rate on exports in South Africa. Munich Personal RePEc Archive, 2018.

NGUYEN, T. T. V.; TRINH, T. T. D. The impact of exchange rate volatility on exports in Vietnam: A bounds testing approach. *Journal of Risk and Financial Management*, Basel, v. 12, n. 1, p. 1-14, 2019.

NISHIMURA, Y., HIRAYAMA, K. Does exchange rate volatility deter Japan-China trade? Evidence from pre-and post-exchange rate reform in China. *Jpn. World Econ.* 25, 90–101, 2013.

NONNENBERG, M. J. B., PADRÓN, A. D. R. S., ARAUJO, B. C., FERREIRA, P. A. A. (IPEA). Nota Técnica: Novos Cálculos da Taxa Efetiva Real de Câmbio para o Brasil. *Carta de Conjuntura*, set. 2015.

NYBO, Curtis. Sector Volatility Prediction Performance Using GARCH Models and Artificial Neural Networks. University of London, 2020.

NZEH, Innocent Chile; AKAOLISA, Chidiogo Jane; EZE, Millicent Adanne; OKAF, Bartholomew O.N.; YUSUF, Abubakar. Análises da volatilidade da taxa de câmbio: um caso de países SANE. *The Economics and Finance Letters*, [S.l.], v. 8, n. 2, p. 213-230, jun. 2021.

OBSTFELD, Maurice; DORNBUSCH, Rudiger; MCKINNON, Ronald. International Currency Experience: New Lessons and Lessons Relearned. *Brookings Papers on Economic Activity*, [s.l.], v. 1995, n. 1, p. 119-220, 1995.

OBSTFELD, M., ROGOFF, K. Risk and Exchange Rates. National bureau of economic research website, 1998

OECD. Globalisation and Competitiveness: Relevant Indicators. Paris: OECD Directorate for Science, Technology and Industry, 1994. (DSTI/EAS/IND/WP9(94)19). ORGANIZAÇÃO PARA A COOPERAÇÃO E DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO. Industrial production. [s.l.], c2021. Disponível em: <https://data.oecd.org/industry/industrial-production.htm> . Acesso em: 10 abr. 2023.

OKOT, Anjelo; KALTENBRUNNER, Annina; RUIZ, Daniel Perez. Determinants of the exchange rate, its volatility and currency crash risk in Africa's low and lower middle-income countries. European Investment Bank, 2022. Disponível em: [https://www.eib.org/attachments/lucalli/economics\\_working\\_paper\\_2022\\_12\\_en.pdf](https://www.eib.org/attachments/lucalli/economics_working_paper_2022_12_en.pdf) . Acesso em: 16 set. 2023.

OLIVEIRA, H. C. de, JEGU, E. SANTOS, V. E. Dynamics and determinants of export diversification in Brazil from 2003 to 2013. *Economia e Sociedade*, Campinas, 29(1), 29-51, 2020.

OZCELEBI, Oguzhan. Impacts of Exchange Rate Volatility on Macroeconomic and Financial Variables: Empirical Evidence from PVAR Modeling. In: BOBEK, Vito (Ed.). *Trade and Global Market*. IntechOpen, 2018. Cap. 7.

OZCELEBI, O.; YILDIRIM, N. Revisiting the relationship between exchange rates and output within SVAR Blanchard-Quah framework: empirical evidence from Turkey, Germany and Russia. *Ekonomika Istrazivanja-Economic Research*, v. 27, n. 1, p. 191-206, 2011.

PANE, Deasy D.; PATUNRU, Arianto A. The role of imported inputs in firms' productivity and exports: evidence from Indonesia. *Review of World Economics*, v. 159, p. 629-672, 2023.

PAUS, E. The rise of China: implications for Latin American development. *Development Policy Review*, v. 27, n. 4, p. 419-56, 2009.

PAVITT, K. Sectoral patterns of technical change: towards a taxonomy and a theory. *Research Policy*, v. 13, p. 343-73, 1984.

PEREIRA, Thiago Rabelo; MITERHOF, Marcelo. A dívida pública, o câmbio e a dinâmica privada de alocação da riqueza financeira: limites e possibilidades da política fiscal. *Economia e Sociedade*, Campinas, v. 31, n. 2, p. 1-29, 2022.

PEREIRA, Wellington; PORCILE, Gabriel; FURTADO, João. Competitividade internacional e tecnologia: uma análise da estrutura das exportações brasileiras. *Economia e Sociedade*, Campinas, v. 15, n. 2 (26), p. 1-25, ago. 2006.

PEROBELLI, Fernando Salgueiro; BETARELLI JUNIOR, Admir Antonio; VALE, Vinicius de Almeida; CUNHA, Ramon Goulart. Impactos Econômicos do Aumento das Exportações Brasileiras de Produtos Agrícolas e Agroindustriais para Diferentes Destinos. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, [S.l.], v. 55, n. 2, p. 343-366, abr./jun. 2017.

PERRON, Pierre. Unit Roots and Structural Breaks. *Econometrics*, v. 5, n. 2, p. 22, jun. 2017.

PHILLIPS, N. Consequences of an emerging China: is development space disappearing for Latin America and the Caribbean? Waterloo, ON: Centre for International Governance Innovation, 2007. (Working Paper, n. 14).

PIANCA, Osmar José Bertholini; CAMPANI, Carlos Heitor; NASCIMENTO, Rafael Cardoso do. Efeito da volatilidade da taxa de câmbio nas exportações brasileiras. *CONTEXTUS Revista Contemporânea de Economia e Gestão*, v. 15, n. 2, p. -, mai./ago. 2017.

PRATES Daniela M. O regime de câmbio flutuante no Brasil 1999-2012: especificidades e dilemas IPEA 2015.

RAMLÍ, Ishak. The Determinants of Exchange-Rate Volatility. In: 8th International Conference on Entrepreneurship and Business Management (ICEBM 2019), *Advances in Economics, Business and Management Research*, volume 145. 2020. Disponível em:

[https://www.researchgate.net/publication/342770237\\_The\\_Determinants\\_of\\_Exchange-Rate\\_Volatility](https://www.researchgate.net/publication/342770237_The_Determinants_of_Exchange-Rate_Volatility). Acesso em: 16 set. 2023.

RAVAZZOLO, Francesco; ROTHMAN, Philip. Forecasting the production of oil and gas in Norway. [s.l.], 2016. Disponível em: [https://www.ecb.europa.eu/pub/conferences/shared/pdf/20160603\\_forecasting/Paper\\_for\\_poster\\_5\\_Ravazzolo.pdf](https://www.ecb.europa.eu/pub/conferences/shared/pdf/20160603_forecasting/Paper_for_poster_5_Ravazzolo.pdf)> . Acesso em: 23 abr. 2023.

ROETT, R.; PAZ, G. China's expanding ties with Latin America. In: FREEMAN, C. Handbook on China and developing countries. Cheltenham: Edward Elgar, 2016.

ROYSTON, J. B. Some techniques for assessing multivariate based on the Shapiro-Wilk W. Applied Statistics, London, v. 32, n. 2, p. 121-133, 1983.

SALOMÃO, B. A.; SANTOS, J. F. C.; REIS, G. A. Volatilidade cambial, incerteza política e demanda agregada: duas décadas de regime de câmbio flutuante no Brasil. Revista de Administração, Contabilidade e Economia da Fundace, v. 12, n. 1, p. 1-20, 2021.

SARTE, P-D. G. On the identification of structural vector autoregressions. FRB Richmond Economic Quarterly, v. 83, n. 3, p. 45-67, 1997.

SERCU, P. VANHULLE, C. "Exchange Rate Volatility, International Trade, and the Value of Exporting Firms. Journal of Banking and Finance 16(1), pp 155-182, 1992.

SCHUH, G E. The exchange rate and U.S. agriculture. American Journal of Agricultural Economics, v. 56, n. 1, p. 1-13, 1974.

SHARMA, Chandan; PAL, Debdatta. Exchange rate volatility and India's cross-border trade: A pooled mean group and nonlinear cointegration approach. Economic Modelling, v. 74, p. 230-246, 2018.

SILVA, Orlando Monteiro da; DIAS, Júlia Maria NOVAES. Evaluation of technological intensity of exports in the forestry sector. Revista Árvore, Viçosa, v. 43, n. 1, p. 1-10, jan./fev. 2019.

SILVEIRA, A. G.; MATTOS, V. L. D.; NAKAMURA, L. R.; AMARAL, M. C.; KONRATH, A. C. SELEÇÃO de defasagens em testes de raiz unitária: uma revisão de literatura. Exacta, [S.l.], v. 21, n. 2, p. 297-315, abr./jun. 2023.

SILVESTRINI, Andrea; VEREDAS, David. Temporal Aggregation of Univariate and Multivariate Time Series Models: A Survey. Working Paper, Bank of Italy, 2008.

SIMS, Christopher A. Macroeconomics and Reality. Econometrica, [S.l.], v. 48, n. 1, p. 1-48, jan. 1980.

\_\_\_\_\_. Are forecasting models usable for policy analysis? Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review, v. 4, p. 3-16, 1986.

SINNOTT, E; NASHAT, B; DE LA TORRE, A. Natural resources in Latin America and the Caribbean: beyond booms and busts?. The World Bank, Washington, 2010.

SOUSA, F. L., AMBROZIO, A. M. H., CASAGRANDE, M. F., & FERREIRA, S. G. Exportações brasileiras e de outros países nas últimas décadas (Textos para Discussão, 140). BNDES, 2019.

SOUZA, D. M.; GAMA, F. J. C.; CARMO, J. G. S.; VASCONCELOS, C.R.F. Volatilidade do câmbio e seus efeitos sobre a exportação brasileira para os EUA. *Rev. econ. contemp.* 25 (2). Rio de Janeiro, 2021.

STOCK, James H.; WATSON, Mark W. Twenty Years of Time Series Econometrics in Ten Pictures. *Journal of Economic Perspectives*, v. 31, n. 2, p. 59-86, 2017.

SUGIHARTI, L. ESQUIVIAS, M. A. SETYORANI, B. The impact of exchange rate volatility on Indonesia's top exports to the five main export markets. *Heliyon*, 2020.

TEIXEIRA, Felipe Orsolin; CORONEL, Daniel Arruda; OREIRO, José Luis da Costa. Determinants of the technological intensity of state exports for the period of rising commodity prices. *Revista de Economia e Sociologia Rural (English Edition)*, Brasília, v. 56, n. 4, p. 673-692, oct./dec. 2018.

UNITED STATES DEPARTMENT OF AGRICULTURE. Brazil's Agricultural Competitiveness Under Currency Depreciation and Changing Macroeconomic Conditions. [S.l.], 2020. Disponível em: <https://www.ers.usda.gov>. Acesso em: [18/07/2022].

U.S. CENSUS BUREAU. X-12-ARIMA Reference Manual, Final Version 0.2. Washington, DC: U.S. Census Bureau, 2002.

VIAENE, J.-M., DE VRIES, C.G. International trade and exchange rate volatility. *Eur. Econ. Rev.* 36 (6), 1311–1321, 1992.

VIEIRA, Edson Roberto; REIS, Daniel Henrique Alves. Determinants of Brazilian Exports by Levels of Technological Intensity: A Gravity Model Analysis Using the PPML Estimator. *Journal of Business and Economics*, Los Angeles, v. 10, n. 9, p. 885-896, set. 2019.

VIEIRA, F. V.; DAMASCENO, A. O. Desalinhamento cambial, volatilidade cambial e crescimento econômico: Uma análise para a economia brasileira (1995-2011). *Brazilian Journal of Political Economy*, v. 36, n. 4, p. 704-725, 2016.

VO, Duc Hong; VO, Anh The; ZHANG, Zhaoyong. Exchange Rate Volatility and Disaggregated Manufacturing Exports: Evidence from an Emerging Country. *Journal of Risk and Financial Management*, v. 12, n. 1, p. 12, 2019.

VOTTA, T. B. Os impactos da volatilidade cambial nas exportações brasileiras de soja para a China. 2017. Dissertação (Mestrado em Administração) - Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2017. doi:10.11606/D.12.2017.tde-30112017-163441. Acesso em: 2023-02-14.

WESLEY, J.D. SHEN, Xuan. LI, Sheng. WILSON, Norbert L.W. Agricultural Trade Bias in Exchange Rate Volatility Effect Estimation: An Application of Meta-Regression Analysis, 2012 Annual Meeting, August 12-14, 2012, Seattle, Washington 124870, Agricultural and Applied Economics Association.

WHALEY, Robert E. Derivatives on Market Volatility: hedging tools long overdue. *The Journal of Derivatives*, v. 1, n. 1, p. 71-84, fall 1993.

WOLTERS, J.; HASSLER, U. Unit root testing. *Allgemeines Statistisches Arch*, v. 90, p. 43-58, 2006.

WORLD BANK. Commodity Markets. Disponível em: < <https://www.worldbank.org/en/research/commodity-markets> >. Acesso em: 12 abr. 2023.

WORLD BANK. World Integrated Trade Solution. Homepage. [S. l.], Disponível em: <http://wits.worldbank.org/>. Acesso em: 12 abr. 2023.

WORLD TRADE ORGANIZATION. World Trade Statistical Review 2021. Disponível em: [https://www.wto.org/english/res\\_e/statis\\_e/wts2021\\_e/wts2021\\_e.pdf](https://www.wto.org/english/res_e/statis_e/wts2021_e/wts2021_e.pdf). Acesso em: 15 set. 2023

ZIVANOMOYO, J.; MUSHUNJE, A.; BANDURA, W. N. The effects of exchange rate volatility on trade performance in Southern African Development Community countries: Pooled mean group approach. *Journal of Economic Policy and Management Issues*, [S.l.], v. 1, n. 1, p. 12-20, dez. 2022.

**APÊNDICE A – SVAR PARA CÂMBIO NOMINAL E EXPORTAÇÕES DE ALTA  
TECNOLOGIA: CURTO PRAZO**

	VARIABLES	Constant		Observations
-1	a_1_1	1	0	247
-2	a_2_1	-0.0876***	(0.0135)	247
-3	a_3_1	0.197*	(0.108)	247
-4	a_4_1	0	0	247
-5	a_5_1	-0.258*	(0.149)	247
-6	a_1_2	0	0	247
-7	a_2_2	1	0	247
-8	a_3_2	0.232	(0.473)	247
-9	a_4_2	0	0	247
-10	a_5_2	-1.633**	(0.644)	247
-11	a_1_3	0	0	247
-12	a_2_3	0	0	247
-13	a_3_3	1	0	247
-14	a_4_3	0	0	247
-15	a_5_3	-0.124	(0.0866)	247
-16	a_1_4	0	0	247
-17	a_2_4	0	0	247
-18	a_3_4	0	0	247
-19	a_4_4	1	0	247
-20	a_5_4	0.219**	(0.0860)	247
-21	a_1_5	0	0	247
-22	a_2_5	0	0	247
-23	a_3_5	0	0	247
-24	a_4_5	0	0	247
-25	a_5_5	1	0	247
-26	b_1_1	0.0260***	(0.00117)	247
-27	b_2_1	0	0	247
-28	b_3_1	0	0	247
-29	b_4_1	0	0	247
-30	b_5_1	0	0	247
-31	b_1_2	0	0	247
-32	b_2_2	0.00552***	(0.000248)	247

-33	b_3_2	0	0	247
-34	b_4_2	0	0	247
-35	b_5_2	0	0	247
-36	b_1_3	0	0	247
-37	b_2_3	0	0	247
-38	b_3_3	0.0410***	(0.00184)	247
-39	b_4_3	0	0	247
-40	b_5_3	0	0	247
-41	b_1_4	0	0	247
-42	b_2_4	0	0	247
-43	b_3_4	0	0	247
-44	b_4_4	0.0413***	(0.00186)	247
-45	b_5_4	0	0	247
-46	b_1_5	0	0	247
-47	b_2_5	0	0	247
-48	b_3_5	0	0	247
-49	b_4_5	0	0	247
-50	b_5_5	0.0558***	(0.00251)	247

LR test of identifying restrictions:  $\chi^2(3) = 52.28$  Prob >  $\chi^2 = 0.000$

Standard errors in parentheses

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

**APÊNDICE B – SVAR PARA CÂMBIO NOMINAL E EXPORTAÇÕES DE ALTA  
TECNOLOGIA: LONGO PRAZO**

	VARIABLES	Constant		Observations
-1	c_1_1	1	0	247
-2	c_2_1	0.0818	(0.0636)	247
-3	c_3_1	-0.199***	(0.0660)	247
-4	c_4_1	0	0	247
-5	c_5_1	0.522***	(0.136)	247
-6	c_1_2	0	0	247
-7	c_2_2	1	0	247
-8	c_3_2	-0.278***	(0.0636)	247
-9	c_4_2	0	0	247
-10	c_5_2	1.892***	(0.0643)	247
-11	c_1_3	0	0	247
-12	c_2_3	0	0	247
-13	c_3_3	1	0	247
-14	c_4_3	0	0	247
-15	c_5_3	0.148**	(0.0636)	247
-16	c_1_4	0	0	247
-17	c_2_4	0	0	247
-18	c_3_4	0	0	247
-19	c_4_4	1	0	247
-20	c_5_4	-0.167***	(0.0636)	247
-21	c_1_5	0	0	247

---

-22	c_2_5	0	0	247
-23	c_3_5	0	0	247
-24	c_4_5	0	0	247
-25	c_5_5	1	0	247

---

LR test of identifying restrictions:  $\chi^2(6) = 7853$  Prob >  $\chi^2 = 0.000$

Standard errors in parentheses

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \*

**APÊNDICE C – SVAR PARA CÂMBIO NOMINAL E EXPORTAÇÕES DE MÉDIA  
TECNOLOGIA: CURTO PRAZO**

	VARIABLES	Constant		Observations
-1	a_1_1	1	0	247
-2	a_2_1	-0.0876***	(0.0135)	247
-3	a_3_1	0.200*	(0.108)	247
-4	a_4_1	0	0	247
-5	a_5_1	-0.0706	(0.106)	247
-6	a_1_2	0	0	247
-7	a_2_2	1	0	247
-8	a_3_2	0.206	(0.472)	247
-9	a_4_2	-0.200	(0.404)	247
-10	a_5_2	-1.631***	(0.459)	247
-11	a_1_3	0	0	247
-12	a_2_3	0	0	247
-13	a_3_3	1	0	247
-14	a_4_3	-0.409***	(0.0583)	247
-15	a_5_3	0.0229	(0.0676)	247
-16	a_1_4	0	0	247
-17	a_2_4	0	0	247
-18	a_3_4	0	0	247
-19	a_4_4	1	0	247
-20	a_5_4	0.0454	(0.0670)	247
-21	a_1_5	0	0	247
-22	a_2_5	0	0	247
-23	a_3_5	0	0	247
-24	a_4_5	0	0	247
-25	a_5_5	1	0	247
-26	b_1_1	0.0260***	(0.00117)	247
-27	b_2_1	0	0	247
-28	b_3_1	0	0	247
-29	b_4_1	0	0	247
-30	b_5_1	0	0	247

---

-31	b_1_2	0	0	247
-32	b_2_2	0.00551***	(0.000248)	247
-33	b_3_2	0	0	247
-34	b_4_2	0	0	247
-35	b_5_2	0	0	247
-36	b_1_3	0	0	247
-37	b_2_3	0	0	247
-38	b_3_3	0.0409***	(0.00184)	247
-39	b_4_3	0	0	247
-40	b_5_3	0	0	247
-41	b_1_4	0	0	247
-42	b_2_4	0	0	247
-43	b_3_4	0	0	247
-44	b_4_4	0.0378***	(0.00170)	247
-45	b_5_4	0	0	247
-46	b_1_5	0	0	247
-47	b_2_5	0	0	247
-48	b_3_5	0	0	247
-49	b_4_5	0	0	247
-50	b_5_5	0.0398***	(0.00179)	247

---

LR test of identifying restrictions:  $\chi^2(1) = 6.269$  Prob >  $\chi^2 = 0.012$

Standard errors in parentheses

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \*

**APÊNDICE D – SVAR PARA CÂMBIO NOMINAL E EXPORTAÇÕES DE MÉDIA  
TECNOLOGIA: LONGO PRAZO**

	VARIABLES	Constant		Observations
-1	c_1_1	1	0	247
-2	c_2_1	0.0816	(0.0636)	247
-3	c_3_1	-0.202***	(0.0668)	247
-4	c_4_1	0	0	247
-5	c_5_1	0.247*	(0.139)	247
-6	c_1_2	0	0	247
-7	c_2_2	1	0	247
-8	c_3_2	-0.319***	(0.0636)	247
-9	c_4_2	0	0	247
-10	c_5_2	1.934***	(0.0636)	247
-11	c_1_3	0	0	247
-12	c_2_3	0	0	247
-13	c_3_3	1	0	247
-14	c_4_3	0	0	247
-15	c_5_3	-0.00996	(0.0636)	247
-16	c_1_4	0	0	247
-17	c_2_4	0	0	247
-18	c_3_4	0	0	247
-19	c_4_4	1	0	247
-20	c_5_4	-0.0748	(0.0636)	247

---

-21	c_1_5	0	0	247
-22	c_2_5	0	0	247
-23	c_3_5	0	0	247
-24	c_4_5	0	0	247
-25	c_5_5	1	0	247

---

LR test of identifying restrictions:  $\chi^2(8) = 8042$  Prob >  $\chi^2 = 0.000$   
Standard errors in parentheses  
\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

**APÊNDICE E – SVAR PARA CÂMBIO NOMINAL E EXPORTAÇÕES DE BAIXA  
TECNOLOGIA: CURTO PRAZO**

	VARIABLES	Constant		Observations
-1	a_1_1	1	0	247
-2	a_2_1	-0.0870***	(0.0135)	247
-3	a_3_1	0.196*	(0.108)	247
-4	a_4_1	0	0	247
-5	a_5_1	-0.0991	(0.103)	247
-6	a_1_2	0	0	247
-7	a_2_2	1	0	247
-8	a_3_2	0.210	(0.473)	247
-9	a_4_2	0	0	247
-10	a_5_2	-1.470***	(0.446)	247
-11	a_1_3	0	0	247
-12	a_2_3	0	0	247
-13	a_3_3	1	0	247
-14	a_4_3	0	0	247
-15	a_5_3	0.0187	(0.0600)	247
-16	a_1_4	0	0	247
-17	a_2_4	0	0	247
-18	a_3_4	0	0	247
-19	a_4_4	1	0	247
-20	a_5_4	0.0498	(0.0594)	247
-21	a_1_5	0	0	247
-22	a_2_5	0	0	247
-23	a_3_5	0	0	247
-24	a_4_5	0	0	247
-25	a_5_5	1	0	247
-26	b_1_1	0.0260***	(0.00117)	247
-27	b_2_1	0	0	247
-28	b_3_1	0	0	247
-29	b_4_1	0	0	247
-30	b_5_1	0	0	247
-31	b_1_2	0	0	247

-32	b_2_2	0.00551***	(0.000248)	247
-33	b_3_2	0	0	247
-34	b_4_2	0	0	247
-35	b_5_2	0	0	247
-36	b_1_3	0	0	247
-37	b_2_3	0	0	247
-38	b_3_3	0.0410***	(0.00184)	247
-39	b_4_3	0	0	247
-40	b_5_3	0	0	247
-41	b_1_4	0	0	247
-42	b_2_4	0	0	247
-43	b_3_4	0	0	247
-44	b_4_4	0.0414***	(0.00186)	247
-45	b_5_4	0	0	247
-46	b_1_5	0	0	247
-47	b_2_5	0	0	247
-48	b_3_5	0	0	247
-49	b_4_5	0	0	247
-50	b_5_5	0.0387***	(0.00174)	247

---

LR test of identifying restrictions:  $\chi^2(3) = 51.41$  Prob >  $\chi^2 = 0.000$

Standard errors in parentheses

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

**APÊNDICE F – SVAR PARA CÂMBIO NOMINAL E EXPORTAÇÕES DE BAIXA  
TECNOLOGIA: LONGO PRAZO**

	VARIABLES	Constant		Observations
-1	c_1_1	1	0	247
-2	c_2_1	0.0816	(0.0636)	247
-3	c_3_1	-0.196***	(0.0642)	247
-4	c_4_1	0	0	247
-5	c_5_1	0.326***	(0.108)	247
-6	c_1_2	0	0	247
-7	c_2_2	1	0	247
-8	c_3_2	-0.130**	(0.0636)	247
-9	c_4_2	0	0	247
-10	c_5_2	1.372***	(0.0637)	247
-11	c_1_3	0	0	247
-12	c_2_3	0	0	247
-13	c_3_3	1	0	247
-14	c_4_3	0	0	247
-15	c_5_3	0.0542	(0.0636)	247
-16	c_1_4	0	0	247
-17	c_2_4	0	0	247
-18	c_3_4	0	0	247
-19	c_4_4	1	0	247
-20	c_5_4	-0.0478	(0.0636)	247
-21	c_1_5	0	0	247
-22	c_2_5	0	0	247
-23	c_3_5	0	0	247
-24	c_4_5	0	0	247
-25	c_5_5	1	0	247

LR test of identifying restrictions:  $\chi^2(8) = 8080$  Prob >  $\chi^2 = 0.000$

Standard errors in parentheses

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

**APÊNDICE G – SVAR PARA CÂMBIO NOMINAL E EXPORTAÇÕES DE SEMIMANUFATURADOS: CURTO PRAZO**

	VARIABLES	Constant		Observations
-1	a_1_1	1	0	247
-2	a_2_1	-0.0884***	(0.0136)	247
-3	a_3_1	0.195*	(0.109)	247
-4	a_4_1	0	0	247
-5	a_5_1	0.0367	(0.125)	247
-6	a_1_2	0	0	247
-7	a_2_2	1	0	247
-8	a_3_2	0.236	(0.473)	247
-9	a_4_2	0	0	247
-10	a_5_2	-0.274	(0.537)	247
-11	a_1_3	0	0	247
-12	a_2_3	0	0	247
-13	a_3_3	1	0	247
-14	a_4_3	0	0	247
-15	a_5_3	0.0494	(0.0722)	247
-16	a_1_4	0	0	247
-17	a_2_4	0	0	247
-18	a_3_4	0	0	247
-19	a_4_4	1	0	247
-20	a_5_4	-0.0103	(0.0717)	247
-21	a_1_5	0	0	247
-22	a_2_5	0	0	247
-23	a_3_5	0	0	247
-24	a_4_5	0	0	247
-25	a_5_5	1	0	247
-26	b_1_1	0.0259***	(0.00116)	247
-27	b_2_1	0	0	247
-28	b_3_1	0	0	247
-29	b_4_1	0	0	247
-30	b_5_1	0	0	247
-31	b_1_2	0	0	247
-32	b_2_2	0.00552***	(0.000248)	247

---

-33	b_3_2	0	0	247
-34	b_4_2	0	0	247
-35	b_5_2	0	0	247
-36	b_1_3	0	0	247
-37	b_2_3	0	0	247
-38	b_3_3	0.0410***	(0.00185)	247
-39	b_4_3	0	0	247
-40	b_5_3	0	0	247
-41	b_1_4	0	0	247
-42	b_2_4	0	0	247
-43	b_3_4	0	0	247
-44	b_4_4	0.0413***	(0.00186)	247
-45	b_5_4	0	0	247
-46	b_1_5	0	0	247
-47	b_2_5	0	0	247
-48	b_3_5	0	0	247
-49	b_4_5	0	0	247
-50	b_5_5	0.0465***	(0.00209)	247

---

LR test of identifying restrictions:  $\chi^2(3) = 51.54$  Prob >  $\chi^2 = 0.000$

Standard errors in parentheses

\*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$

**APÊNDICE H – SVAR PARA CÂMBIO NOMINAL E EXPORTAÇÕES DE SEMIMANUFATURADOS: LONGO PRAZO**

	VARIABLES	Constant		Observations
-1	c_1_1	1	0	247
-2	c_2_1	0.0812	(0.0636)	247
-3	c_3_1	-0.191***	(0.0644)	247
-4	c_4_1	0	0	247
-5	c_5_1	0.240***	(0.0709)	247
-6	c_1_2	0	0	247
-7	c_2_2	1	0	247
-8	c_3_2	-0.152**	(0.0636)	247
-9	c_4_2	0	0	247
-10	c_5_2	0.488***	(0.0638)	247
-11	c_1_3	0	0	247
-12	c_2_3	0	0	247
-13	c_3_3	1	0	247
-14	c_4_3	0	0	247
-15	c_5_3	-0.0729	(0.0636)	247
-16	c_1_4	0	0	247
-17	c_2_4	0	0	247
-18	c_3_4	0	0	247
-19	c_4_4	1	0	247
-20	c_5_4	0.130**	(0.0636)	247
-21	c_1_5	0	0	247
-22	c_2_5	0	0	247
-23	c_3_5	0	0	247
-24	c_4_5	0	0	247
-25	c_5_5	1	0	247

LR test of identifying restrictions:  $\chi^2(8) = 7908$  Prob >  $\chi^2 = 0.000$

Standard errors in parentheses

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

**APÊNDICE I – SVAR PARA CÂMBIO NOMINAL E EXPORTAÇÕES DE  
PRODUTOS BÁSICOS: CURTO PRAZO**

	VARIABLES	Constant		Observations
-1	a_1_1	1	0	247
-2	a_2_1	-0.0876***	(0.0135)	247
-3	a_3_1	0.198*	(0.108)	247
-4	a_4_1	0	0	247
-5	a_5_1	-0.246	(0.152)	247
-6	a_1_2	0	0	247
-7	a_2_2	1	0	247
-8	a_3_2	0.234	(0.472)	247
-9	a_4_2	0	0	247
-10	a_5_2	-0.205	(0.658)	247
-11	a_1_3	0	0	247
-12	a_2_3	0	0	247
-13	a_3_3	1	0	247
-14	a_4_3	0	0	247
-15	a_5_3	-0.00998	(0.0886)	247
-16	a_1_4	0	0	247
-17	a_2_4	0	0	247
-18	a_3_4	0	0	247
-19	a_4_4	1	0	247
-20	a_5_4	0.134	(0.0877)	247
-21	a_1_5	0	0	247
-22	a_2_5	0	0	247
-23	a_3_5	0	0	247
-24	a_4_5	0	0	247
-25	a_5_5	1	0	247
-26	b_1_1	0.0260***	(0.00117)	247
-27	b_2_1	0	0	247
-28	b_3_1	0	0	247
-29	b_4_1	0	0	247
-30	b_5_1	0	0	247
-31	b_1_2	0	0	247
-32	b_2_2	0.00552***	(0.000248)	247

-33	b_3_2	0	0	247
-34	b_4_2	0	0	247
-35	b_5_2	0	0	247
-36	b_1_3	0	0	247
-37	b_2_3	0	0	247
-38	b_3_3	0.0410***	(0.00184)	247
-39	b_4_3	0	0	247
-40	b_5_3	0	0	247
-41	b_1_4	0	0	247
-42	b_2_4	0	0	247
-43	b_3_4	0	0	247
-44	b_4_4	0.0414***	(0.00186)	247
-45	b_5_4	0	0	247
-46	b_1_5	0	0	247
-47	b_2_5	0	0	247
-48	b_3_5	0	0	247
-49	b_4_5	0	0	247
-50	b_5_5	0.0570***	(0.00257)	247

LR test of identifying restrictions:  $\chi^2(3) = 51.21$  Prob >  $\chi^2 = 0.000$   
Standard errors in parentheses  
\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

**APÊNDICE J – SVAR PARA CÂMBIO NOMINAL E EXPORTAÇÕES DE  
PRODUTOS BÁSICOS: LONGO PRAZO**

	VARIABLES	Constant		Observations
-1	c_1_1	1	0	247
-2	c_2_1	0.0813	(0.0636)	247
-3	c_3_1	-0.202***	(0.0638)	247
-4	c_4_1	0	0	247
-5	c_5_1	0.331***	(0.0835)	247
-6	c_1_2	0	0	247
-7	c_2_2	1	0	247
-8	c_3_2	-0.0790	(0.0636)	247
-9	c_4_2	0	0	247
-10	c_5_2	0.848***	(0.0637)	247
-11	c_1_3	0	0	247
-12	c_2_3	0	0	247
-13	c_3_3	1	0	247
-14	c_4_3	0	0	247
-15	c_5_3	-0.0349	(0.0636)	247
-16	c_1_4	0	0	247
-17	c_2_4	0	0	247
-18	c_3_4	0	0	247
-19	c_4_4	1	0	247
-20	c_5_4	-0.135**	(0.0636)	247
-21	c_1_5	0	0	247
-22	c_2_5	0	0	247
-23	c_3_5	0	0	247
-24	c_4_5	0	0	247
-25	c_5_5	1	0	247

LR test of identifying restrictions:  $\chi^2(8) = 7787$  Prob >  $\chi^2 = 0.000$

Standard errors in parentheses

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

**APÊNDICE K – SVAR PARA CÂMBIO REAL E EXPORTAÇÕES DE ALTA  
TECNOLOGIA: CURTO PRAZO**

	VARIABLES	Constant		Observations
-1	a_1_1	1	0	247
-2	a_2_1	-0.0868***	(0.0135)	247
-3	a_3_1	0.131***	(0.0380)	247
-4	a_4_1	0	0	247
-5	a_5_1	-0.175	(0.153)	247
-6	a_1_2	0	0	247
-7	a_2_2	1	0	247
-8	a_3_2	0.340**	(0.166)	247
-9	a_4_2	0	0	247
-10	a_5_2	-1.542**	(0.658)	247
-11	a_1_3	0	0	247
-12	a_2_3	0	0	247
-13	a_3_3	1	0	247
-14	a_4_3	0	0	247
-15	a_5_3	0.212	(0.250)	247
-16	a_1_4	0	0	247
-17	a_2_4	0	0	247
-18	a_3_4	0	0	247
-19	a_4_4	1	0	247
-20	a_5_4	-0.191	(0.769)	247
-21	a_1_5	0	0	247
-22	a_2_5	0	0	247
-23	a_3_5	0	0	247
-24	a_4_5	0	0	247
-25	a_5_5	1	0	247
-26	b_1_1	0.0260***	(0.00117)	247
-27	b_2_1	0	0	247
-28	b_3_1	0	0	247
-29	b_4_1	0	0	247
-30	b_5_1	0	0	247
-31	b_1_2	0	0	247

---

-32	b_2_2	0.00551***	(0.000248)	247
-33	b_3_2	0	0	247
-34	b_4_2	0	0	247
-35	b_5_2	0	0	247
-36	b_1_3	0	0	247
-37	b_2_3	0	0	247
-38	b_3_3	0.0144***	(0.000647)	247
-39	b_4_3	0	0	247
-40	b_5_3	0	0	247
-41	b_1_4	0	0	247
-42	b_2_4	0	0	247
-43	b_3_4	0	0	247
-44	b_4_4	0.00468***	(0.000210)	247
-45	b_5_4	0	0	247
-46	b_1_5	0	0	247
-47	b_2_5	0	0	247
-48	b_3_5	0	0	247
-49	b_4_5	0	0	247
-50	b_5_5	0.0565***	(0.00254)	247

---

LR test of identifying restrictions:  $\chi^2(3) = 7.37$  Prob >  $\chi^2 = 0.061$

Standard errors in parentheses

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

**APÊNDICE L – SVAR PARA CÂMBIO REAL E EXPORTAÇÕES DE ALTA  
TECNOLOGIA: LONGO PRAZO**

	VARIABLES	Constant		Observations
-1	c_1_1	1	0	247
-2	c_2_1	0.0784	(0.0636)	247
-3	c_3_1	-0.176***	(0.0644)	247
-4	c_4_1	0	0	247
-5	c_5_1	0.494***	(0.151)	247
-6	c_1_2	0	0	247
-7	c_2_2	1	0	247
-8	c_3_2	-0.153**	(0.0636)	247
-9	c_4_2	0	0	247
-10	c_5_2	2.137***	(0.0664)	247
-11	c_1_3	0	0	247
-12	c_2_3	0	0	247
-13	c_3_3	1	0	247
-14	c_4_3	0	0	247
-15	c_5_3	-0.297***	(0.0636)	247
-16	c_1_4	0	0	247
-17	c_2_4	0	0	247
-18	c_3_4	0	0	247
-19	c_4_4	1	0	247
-20	c_5_4	0.129**	(0.0636)	247
-21	c_1_5	0	0	247
-22	c_2_5	0	0	247
-23	c_3_5	0	0	247
-24	c_4_5	0	0	247
-25	c_5_5	1	0	247

LR test of identifying restrictions:  $\chi^2(8) = 9186$  Prob >  $\chi^2 = 0.000$   
Standard errors in parentheses \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$

**APÊNDICE M – SVAR PARA CÂMBIO REAL E EXPORTAÇÕES DE MÉDIA  
TECNOLOGIA: CURTO PRAZO**

	VARIABLES	Constant		Observations
-1	a_1_1	1	0	247
-2	a_2_1	-0.0868***	(0.0135)	247
-3	a_3_1	0.132***	(0.0381)	247
-4	a_4_1	0	0	247
-5	a_5_1	-0.0491	(0.108)	247
-6	a_1_2	0	0	247
-7	a_2_2	1	0	247
-8	a_3_2	0.339**	(0.167)	247
-9	a_4_2	0	0	247
-10	a_5_2	-1.563***	(0.464)	247
-11	a_1_3	0	0	247
-12	a_2_3	0	0	247
-13	a_3_3	1	0	247
-14	a_4_3	0	0	247
-15	a_5_3	0.156	(0.176)	247
-16	a_1_4	0	0	247
-17	a_2_4	0	0	247
-18	a_3_4	0	0	247
-19	a_4_4	1	0	247
-20	a_5_4	-0.0751	(0.542)	247
-21	a_1_5	0	0	247
-22	a_2_5	0	0	247
-23	a_3_5	0	0	247
-24	a_4_5	0	0	247
-25	a_5_5	1	0	247
-26	b_1_1	0.0260***	(0.00117)	247
-27	b_2_1	0	0	247
-28	b_3_1	0	0	247
-29	b_4_1	0	0	247
-30	b_5_1	0	0	247
-31	b_1_2	0	0	247

-32	b_2_2	0.00550***	(0.000248)	247
-33	b_3_2	0	0	247
-34	b_4_2	0	0	247
-35	b_5_2	0	0	247
-36	b_1_3	0	0	247
-37	b_2_3	0	0	247
-38	b_3_3	0.0144***	(0.000649)	247
-39	b_4_3	0	0	247
-40	b_5_3	0	0	247
-41	b_1_4	0	0	247
-42	b_2_4	0	0	247
-43	b_3_4	0	0	247
-44	b_4_4	0.00468***	(0.000210)	247
-45	b_5_4	0	0	247
-46	b_1_5	0	0	247
-47	b_2_5	0	0	247
-48	b_3_5	0	0	247
-49	b_4_5	0	0	247
-50	b_5_5	0.0398***	(0.00179)	247

LR test of identifying restrictions:  $\chi^2(3) = 7.385$  Prob >  $\chi^2 = 0.061$

Standard errors in parentheses

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

**APÊNDICE N – SVAR PARA CÂMBIO REAL E EXPORTAÇÕES DE MÉDIA  
TECNOLOGIA: LONGO PRAZO**

	VARIABLES	Constant		Observations
-1	c_1_1	1	0	247
-2	c_2_1	0.0959	(0.0636)	247
-3	c_3_1	-0.152**	(0.0640)	247
-4	c_4_1	0	0	247
-5	c_5_1	0.248*	(0.146)	247
-6	c_1_2	0	0	247
-7	c_2_2	1	0	247
-8	c_3_2	-0.105*	(0.0636)	247
-9	c_4_2	0	0	247
-10	c_5_2	2.057***	(0.0646)	247
-11	c_1_3	0	0	247
-12	c_2_3	0	0	247
-13	c_3_3	1	0	247
-14	c_4_3	0	0	247
-15	c_5_3	-0.176***	(0.0636)	247
-16	c_1_4	0	0	247
-17	c_2_4	0	0	247
-18	c_3_4	0	0	247
-19	c_4_4	1	0	247
-20	c_5_4	0.129**	(0.0636)	247
-21	c_1_5	0	0	247
-22	c_2_5	0	0	247
-23	c_3_5	0	0	247
-24	c_4_5	0	0	247
-25	c_5_5	1	0	247

LR test of identifying restrictions:  $\chi^2(8) = 9375$  Prob >  $\chi^2 = 0.000$

Standard errors in parentheses

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

**APÊNDICE O – SVAR PARA CÂMBIO REAL E EXPORTAÇÕES DE BAIXA  
TECNOLOGIA: CURTO PRAZO**

	VARIABLES	Constant		Observations
-1	a_1_1	1	0	247
-2	a_2_1	-0.0863***	(0.0135)	247
-3	a_3_1	0.131***	(0.0380)	247
-4	a_4_1	0	0	247
-5	a_5_1	-0.122	(0.105)	247
-6	a_1_2	0	0	247
-7	a_2_2	1	0	247
-8	a_3_2	0.333**	(0.166)	247
-9	a_4_2	0	0	247
-10	a_5_2	-1.513***	(0.453)	247
-11	a_1_3	0	0	247
-12	a_2_3	0	0	247
-13	a_3_3	1	0	247
-14	a_4_3	0	0	247
-15	a_5_3	-0.134	(0.172)	247
-16	a_1_4	0	0	247
-17	a_2_4	0	0	247
-18	a_3_4	0	0	247
-19	a_4_4	1	0	247
-20	a_5_4	0.284	(0.528)	247
-21	a_1_5	0	0	247
-22	a_2_5	0	0	247
-23	a_3_5	0	0	247
-24	a_4_5	0	0	247
-25	a_5_5	1	0	247
-26	b_1_1	0.0260***	(0.00117)	247
-27	b_2_1	0	0	247
-28	b_3_1	0	0	247
-29	b_4_1	0	0	247
-30	b_5_1	0	0	247

-31	b_1_2	0	0	247
-32	b_2_2	0.00550***	(0.000248)	247
-33	b_3_2	0	0	247
-34	b_4_2	0	0	247
-35	b_5_2	0	0	247
-36	b_1_3	0	0	247
-37	b_2_3	0	0	247
-38	b_3_3	0.0144***	(0.000647)	247
-39	b_4_3	0	0	247
-40	b_5_3	0	0	247
-41	b_1_4	0	0	247
-42	b_2_4	0	0	247
-43	b_3_4	0	0	247
-44	b_4_4	0.00468***	(0.000210)	247
-45	b_5_4	0	0	247
-46	b_1_5	0	0	247
-47	b_2_5	0	0	247
-48	b_3_5	0	0	247
-49	b_4_5	0	0	247
-50	b_5_5	0.0389***	(0.00175)	247

LR test of identifying restrictions:  $\chi^2(3) = 7.392$  Prob >  $\chi^2 = 0.060$

Standard errors in parentheses

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

**APÊNDICE P – SVAR PARA CÂMBIO REAL E EXPORTAÇÕES DE BAIXA  
TECNOLOGIA: LONGO PRAZO**

	VARIABLES	Constant		Observations
-1	c_1_1	1	0	247
-2	c_2_1	0.0848	(0.0636)	247
-3	c_3_1	-0.167***	(0.0638)	247
-4	c_4_1	0	0	247
-5	c_5_1	0.320***	(0.112)	247
-6	c_1_2	0	0	247
-7	c_2_2	1	0	247
-8	c_3_2	-0.0773	(0.0636)	247
-9	c_4_2	0	0	247
-10	c_5_2	1.450***	(0.0640)	247
-11	c_1_3	0	0	247
-12	c_2_3	0	0	247
-13	c_3_3	1	0	247
-14	c_4_3	0	0	247
-15	c_5_3	0.114*	(0.0636)	247
-16	c_1_4	0	0	247
-17	c_2_4	0	0	247
-18	c_3_4	0	0	247
-19	c_4_4	1	0	247
-20	c_5_4	0.0989	(0.0636)	247
-21	c_1_5	0	0	247
-22	c_2_5	0	0	247
-23	c_3_5	0	0	247
-24	c_4_5	0	0	247
-25	c_5_5	1	0	247

LR test of identifying restrictions:  $\chi^2(8) = 9414$  Prob >  $\chi^2 = 0.000$

Standard errors in parentheses

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

**APÊNDICE Q – SVAR PARA CÂMBIO REAL E EXPORTAÇÕES DE PRODUTOS  
SEMIMANUFATURADOS: CURTO PRAZO**

	VARIABLES	Constant		Observations
-1	a_1_1	1	0	247
-2	a_2_1	-0.0876***	(0.0136)	247
-3	a_3_1	0.126***	(0.0382)	247
-4	a_4_1	0	0	247
-5	a_5_1	0.00619	(0.127)	247
-6	a_1_2	0	0	247
-7	a_2_2	1	0	247
-8	a_3_2	0.350**	(0.166)	247
-9	a_4_2	0	0	247
-10	a_5_2	-0.301	(0.544)	247
-11	a_1_3	0	0	247
-12	a_2_3	0	0	247
-13	a_3_3	1	0	247
-14	a_4_3	0	0	247
-15	a_5_3	-0.125	(0.207)	247
-16	a_1_4	0	0	247
-17	a_2_4	0	0	247
-18	a_3_4	0	0	247
-19	a_4_4	1	0	247
-20	a_5_4	-0.189	(0.635)	247
-21	a_1_5	0	0	247
-22	a_2_5	0	0	247
-23	a_3_5	0	0	247
-24	a_4_5	0	0	247
-25	a_5_5	1	0	247
-26	b_1_1	0.0259***	(0.00116)	247
-27	b_2_1	0	0	247
-28	b_3_1	0	0	247
-29	b_4_1	0	0	247
-30	b_5_1	0	0	247
-31	b_1_2	0	0	247
-32	b_2_2	0.00551***	(0.000248)	247

-33	b_3_2	0	0	247
-34	b_4_2	0	0	247
-35	b_5_2	0	0	247
-36	b_1_3	0	0	247
-37	b_2_3	0	0	247
-38	b_3_3	0.0144***	(0.000646)	247
-39	b_4_3	0	0	247
-40	b_5_3	0	0	247
-41	b_1_4	0	0	247
-42	b_2_4	0	0	247
-43	b_3_4	0	0	247
-44	b_4_4	0.00468***	(0.000210)	247
-45	b_5_4	0	0	247
-46	b_1_5	0	0	247
-47	b_2_5	0	0	247
-48	b_3_5	0	0	247
-49	b_4_5	0	0	247
-50	b_5_5	0.0467***	(0.00210)	247

LR test of identifying restrictions:  $\chi^2(3) = 7.547$  Prob >  $\chi^2 = 0.056$   
Standard errors in parentheses  
\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

**APÊNDICE R – SVAR PARA CÂMBIO REAL E EXPORTAÇÕES DE PRODUTOS  
SEMIMANUFATURADOS: LONGO PRAZO**

	VARIABLES	Constant		Observations
-1	c_1_1	1	0	247
-2	c_2_1	0.0838	(0.0636)	247
-3	c_3_1	-0.170***	(0.0640)	247
-4	c_4_1	0	0	247
-5	c_5_1	0.268***	(0.0660)	247
-6	c_1_2	0	0	247
-7	c_2_2	1	0	247
-8	c_3_2	-0.111*	(0.0636)	247
-9	c_4_2	0	0	247
-10	c_5_2	0.191***	(0.0649)	247
-11	c_1_3	0	0	247
-12	c_2_3	0	0	247
-13	c_3_3	1	0	247
-14	c_4_3	0	0	247
-15	c_5_3	-0.201***	(0.0636)	247
-16	c_1_4	0	0	247
-17	c_2_4	0	0	247
-18	c_3_4	0	0	247
-19	c_4_4	1	0	247
-20	c_5_4	0.245***	(0.0636)	247
-21	c_1_5	0	0	247
-22	c_2_5	0	0	247
-23	c_3_5	0	0	247
-24	c_4_5	0	0	247
-25	c_5_5	1	0	247

LR test of identifying restrictions:  $\chi^2(8) = 9244$  Prob >  $\chi^2 = 0.000$   
Standard errors in parentheses \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$

**APÊNDICE S – SVAR PARA CÂMBIO REAL E EXPORTAÇÕES DE PRODUTOS  
BÁSICOS: CURTO PRAZO**

	VARIABLES	Constant		Observations
-1	a_1_1	1	0	247
-2	a_2_1	-0.0868***	(0.0135)	247
-3	a_3_1	0.132***	(0.0381)	247
-4	a_4_1	0	0	247
-5	a_5_1	-0.181	(0.154)	247
-6	a_1_2	0	0	247
-7	a_2_2	1	0	247
-8	a_3_2	0.342**	(0.166)	247
-9	a_4_2	0	0	247
-10	a_5_2	-0.0947	(0.663)	247
-11	a_1_3	0	0	247
-12	a_2_3	0	0	247
-13	a_3_3	1	0	247
-14	a_4_3	0	0	247
-15	a_5_3	0.265	(0.251)	247
-16	a_1_4	0	0	247
-17	a_2_4	0	0	247
-18	a_3_4	0	0	247
-19	a_4_4	1	0	247
-20	a_5_4	-0.931	(0.777)	247
-21	a_1_5	0	0	247
-22	a_2_5	0	0	247
-23	a_3_5	0	0	247
-24	a_4_5	0	0	247
-25	a_5_5	1	0	247
-26	b_1_1	0.0260***	(0.00117)	247
-27	b_2_1	0	0	247
-28	b_3_1	0	0	247
-29	b_4_1	0	0	247
-30	b_5_1	0	0	247
-31	b_1_2	0	0	247
-32	b_2_2	0.00551***	(0.000248)	247

-33	b_3_2	0	0	247
-34	b_4_2	0	0	247
-35	b_5_2	0	0	247
-36	b_1_3	0	0	247
-37	b_2_3	0	0	247
-38	b_3_3	0.0144***	(0.000649)	247
-39	b_4_3	0	0	247
-40	b_5_3	0	0	247
-41	b_1_4	0	0	247
-42	b_2_4	0	0	247
-43	b_3_4	0	0	247
-44	b_4_4	0.00467***	(0.000210)	247
-45	b_5_4	0	0	247
-46	b_1_5	0	0	247
-47	b_2_5	0	0	247
-48	b_3_5	0	0	247
-49	b_4_5	0	0	247
-50	b_5_5	0.0570***	(0.00256)	247

LR test of identifying restrictions:  $\chi^2(3) = 7.412$  Prob >  $\chi^2 = 0.060$   
Standard errors in parentheses  
\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

**APÊNDICE T – SVAR PARA CÂMBIO REAL E EXPORTAÇÕES DE PRODUTOS  
BÁSICOS: LONGO PRAZO**

	VARIABLES	Constant		Observations
-1	c_1_1	1	0	247
-2	c_2_1	0.0943	(0.0636)	247
-3	c_3_1	-0.154**	(0.0638)	247
-4	c_4_1	0	0	247
-5	c_5_1	0.310***	(0.0900)	247
-6	c_1_2	0	0	247
-7	c_2_2	1	0	247
-8	c_3_2	-0.0742	(0.0636)	247
-9	c_4_2	0	0	247
-10	c_5_2	0.844***	(0.0723)	247
-11	c_1_3	0	0	247
-12	c_2_3	0	0	247
-13	c_3_3	1	0	247
-14	c_4_3	0	0	247
-15	c_5_3	-0.539***	(0.0636)	247
-16	c_1_4	0	0	247
-17	c_2_4	0	0	247
-18	c_3_4	0	0	247
-19	c_4_4	1	0	247
-20	c_5_4	0.631***	(0.0636)	247
-21	c_1_5	0	0	247
-22	c_2_5	0	0	247
-23	c_3_5	0	0	247
-24	c_4_5	0	0	247
-25	c_5_5	1	0	247

LR test of identifying restrictions:  $\chi^2(8) = 9127$  Prob >  $\chi^2 = 0.000$

Standard errors in parentheses

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

## APÊNDICE U – AUTOVALORES DO TESTE DE ESTABILIDADE DO VAR COM ALTA, MÉDIA E BAIXA TECNOLOGIA - NOMINAL

Eigenvalue stability condition

Eigenvalue	Modulus
$-.5031349 + .5031349i$	.71154
$-.5031349 - .5031349i$	.71154
$.5031349 + .5031349i$	.71154
$.5031349 - .5031349i$	.71154
$.4499527 + .4499527i$	.636329
$.4499527 - .4499527i$	.636329
$-.4499527 + .4499527i$	.636329
$-.4499527 - .4499527i$	.636329
$.5667448$	.566745
$-.5667448$	.566745
$-4.163e-16 + .5667448i$	.566745
$-4.163e-16 - .5667448i$	.566745
$-.3623709 + .3623709i$	.51247
$-.3623709 - .3623709i$	.51247
$.3623709 + .3623709i$	.51247
$.3623709 - .3623709i$	.51247
$-.4052811 + .2378279i$	.469909
$-.4052811 - .2378279i$	.469909
$.2378279 + .4052811i$	.469909
$.2378279 - .4052811i$	.469909
$.4052811 + .2378279i$	.469909
$.4052811 - .2378279i$	.469909
$-.2378279 + .4052811i$	.469909
$-.2378279 - .4052811i$	.469909
$6.549e-16 + .2220433i$	.222043
$6.549e-16 - .2220433i$	.222043
$-.2220433$	.222043
$.2220433$	.222043

All the eigenvalues lie inside the unit circle.

**APÊNDICE V – AUTOVALORES DO TESTE DE ESTABILIDADE DO VAR COM  
PRODUTOS SEMIMANUFATURADOS E BÁSICOS – NOMINAL**

Eigenvalue stability condition

Eigenvalue	Modulus
3.331e-16 + .6723902i	.67239
3.331e-16 - .6723902i	.67239
-.6723902	.67239
.6723902	.67239
-.4400335 + .4400335i	.622301
-.4400335 - .4400335i	.622301
.4400335 + .4400335i	.622301
.4400335 - .4400335i	.622301
.2146288 + .437398i	.487219
.2146288 - .437398i	.487219
.437398 + .2146288i	.487219
.437398 - .2146288i	.487219
-.2146288 + .437398i	.487219
-.2146288 - .437398i	.487219
-.437398 + .2146288i	.487219
-.437398 - .2146288i	.487219
.3084686 + .3084686i	.43624
.3084686 - .3084686i	.43624
-.3084686 + .3084686i	.43624
-.3084686 - .3084686i	.43624
.08671912 + .08671912i	.122639
.08671912 - .08671912i	.122639
-.08671912 + .08671912i	.122639
-.08671912 - .08671912i	.122639

All the eigenvalues lie inside the unit circle.

## APÊNDICE W – AUTOVALORES DO TESTE DE ESTABILIDADE DO VAR COM ALTA, MÉDIA E BAIXA TECNOLOGIA - REAL

Eigenvalue stability condition

Eigenvalue	Modulus
.5117063 + .5117063i	.723662
.5117063 - .5117063i	.723662
-.5117063 + .5117063i	.723662
-.5117063 - .5117063i	.723662
.4655618 + .4655618i	.658404
.4655618 - .4655618i	.658404
-.4655618 + .4655618i	.658404
-.4655618 - .4655618i	.658404
-.6165297 + .07011418i	.620504
-.6165297 - .07011418i	.620504
.6165297 + .07011418i	.620504
.6165297 - .07011418i	.620504
-.07011418 + .6165297i	.620504
-.07011418 - .6165297i	.620504
.07011418 + .6165297i	.620504
.07011418 - .6165297i	.620504
4.163e-16 + .5956924i	.595692
4.163e-16 - .5956924i	.595692
.5956924	.595692
-.5956924	.595692
.4455791	.445579
-.4455791	.445579
-2.776e-16 + .4455791i	.445579
-2.776e-16 - .4455791i	.445579
-.2100669 + .2100669i	.297079
-.2100669 - .2100669i	.297079
.2100669 + .2100669i	.297079
.2100669 - .2100669i	.297079

All the eigenvalues lie inside the unit circle.

**APÊNDICE X – AUTOVALORES DO TESTE DE ESTABILIDADE DO VAR COM  
PRODUTOS SEMIMANUFATURADOS E BÁSICOS – REAL**

Eigenvalue stability condition

Eigenvalue	Modulus
-.6859595 + .06896106i	.689417
-.6859595 - .06896106i	.689417
-.06896106 + .6859595i	.689417
-.06896106 - .6859595i	.689417
.06896106 + .6859595i	.689417
.06896106 - .6859595i	.689417
.6859595 + .06896106i	.689417
.6859595 - .06896106i	.689417
-.4460782 + .4460782i	.63085
-.4460782 - .4460782i	.63085
.4460782 + .4460782i	.63085
.4460782 - .4460782i	.63085
-.542855	.542855
1.749e-15 + .542855i	.542855
1.749e-15 - .542855i	.542855
.542855	.542855
-.1412054 + .4974622i	.517115
-.1412054 - .4974622i	.517115
-.4974622 + .1412054i	.517115
-.4974622 - .1412054i	.517115
.4974622 + .1412054i	.517115
.4974622 - .1412054i	.517115
.1412054 + .4974622i	.517115
.1412054 - .4974622i	.517115

All the eigenvalues lie inside the unit circle.