



INSTITUTO
UNIVERSITÁRIO
DE LISBOA

Impacto da Política Monetária no Crescimento Económico de São Tomé e Príncipe

Biana Morais Batista De Sousa

Mestrado em Economia Monetária e Financeira

Orientador:

Doutor Sérgio Miguel Chilra Lagoa, Professor Associado (com Agregação),
ISCTE- Instituto Universitário de Lisboa

Setembro, 2025

Departamento de Economia Política

Impacto da Política Monetária no Crescimento Económico de São Tomé e Príncipe

Biana Morais Batista de Sousa

Mestrado em Economia Monetária e Financeira

Orientador:

Doutor, Sérgio Miguel Chilra Lagoa, Professor Associado (com Agregação),
ISCTE- Instituto Universitário de Lisboa

Setembro, 2025

DEDICATÓRIA

Aos meus pais e a minha querida avó.

Agradecimentos

A realização deste trabalho só foi possível graças à ajuda de algumas pessoas, as quais expresso os meus agradecimentos.

Em primeiro lugar, à Deus pelas forças e por ser sempre o guia nos meus caminhos mais difíceis.

Aos meus pais e aos meus tios pelo suporte e encorajamento neste meu percurso universitário.

A todos os professores, colegas e colaboradores do ISCTE, que contribuíram cada um da sua forma para que eu pudesse chegar até aqui.

Em especial, quero agradecer ao meu orientador, Professor Doutor Sérgio Lagoa, pela dedicação, atenção e tempo dispensados na realização deste trabalho.

A minha amiga Ivania Castro, pela paciência, pelo tempo e pelas orações.

Por fim, um especial agradecimento a Osvaldo do Espírito Santo, pelo apoio incondicional, conhecimentos partilhados, companheirismo e tempo dedicado para ajudar-me nesta jornada.

A todos, os meus sinceros agradecimentos.

Resumo

Esta investigação aborda sobre o impacto da política monetária no crescimento económico de São Tomé e Príncipe, para o período compreendido entre 1991 e 2023. O objetivo central é analisar como as estratégias do Banco Central de São Tomé e Príncipe (BCSTP) influenciaram o crescimento económico do país no período específico. Neste sentido, utilizamos um modelo econométrico baseado em séries temporais anuais, com as seguintes variáveis: produto interno bruto a preços constantes (PIB), taxa de juro (TXJ), taxa de câmbio dólar/dobra (TXC), taxa de inflação (TXI) e taxa de desemprego (TXD).

Como metodologia, inicialmente aplicámos o teste de estacionaridade (ADF), onde as variáveis mostraram ser integradas em I (1), em seguida utilizamos o modelo VAR, para testar a cointegração (Johansen), depois de verificar a presença de cointegração entre as variáveis, optamos por estimar o modelo VECM, testamos a função impulso resposta, a decomposição da variância, causalidade a Granger e testes de robustez.

A recolha dos dados foi com recurso aos sites oficiais do BCSTP, Fundo Monetário Internacional (FMI) e do Banco mundial (BM). Ao analisarmos os resultados verificamos que devido às condições económicas que o país enfrenta, como a dependência externa, instabilidade económica, no período em análise, a política monetária através do seu canal de transmissão (TXJ), quase não afetou o crescimento económico do país ao longo prazo.

Em contrapartida a TXI, tende a reagir positivamente aos choques da TXJ. Este efeito pode resultar do canal do custo: quando a taxa de juro aumenta os custos das empresas aumentam, levando a um aumento da inflação.

Palavras-chave: Política Monetária, Crescimento Económico, PIB, Modelo VECM, São Tomé e Príncipe.

Abstract

This research addresses the impact of monetary policy on economic growth in São Tomé and Príncipe for the period between 1991 and 2023. The main objective is to analyse how the strategies of the Central Bank of São Tomé and Príncipe (CBSTP) influenced the country's economic growth during this specific period. To this end, we used an econometric model based on annual time series, with the following variables: gross domestic product at constant prices (GDP), interest rate (IR), dollar/dobra exchange rate (ER), inflation rate (CPI), and unemployment rate (UR).

As a methodology, we initially applied the stationarity test (Augmented Dickey-Fuller Test-ADF), where the variables proved to be integrated in $I(1)$. Then we used the VAR model to test for cointegration (Johansen). After verifying the presence of cointegration between the variables, we chose to estimate the VECM model, testing the impulse response function, variance decomposition, Granger causality, and robustness tests.

Data was collected from the official websites of the CBSTP, the International Monetary Fund (IMF), and the World Bank (WB). When analysing the results, we found that due to the economic conditions facing the country, such as external dependence and economic instability, during the period under review, monetary policy through its transmission channel (IR) had almost no effect on the country's long-term economic growth.

In contrast, CPI tends to react positively to IR shocks. This effect may result from the cost channel: when interest rates rise, business costs increase, leading to higher inflation.

Keywords: Monetary Policy, Economic Growth, GDP, VECM Model, São Tomé and Príncipe.

Índice

Agradecimentos	iii
Resumo	v
Abstract	vii
Índice de Figuras.....	xiii
Índice de Tabelas.....	xv
Glossário de Acrónimos.....	xvii
CAPÍTULO 1.....	1
Introdução	1
1.1. Contexto.....	1
1.2. Objetivo da dissertação	3
1.3. Relevância do tema.....	3
1.4. Estrutura da dissertação	4
CAPÍTULO 2.....	5
Enquadramento teórico e revisão da literatura.....	5
2.1. Política monetária - conceito e estratégia	5
2.1.1. Objetivo da política monetária.....	6
2.1.2. Mecanismo de transmissão da política monetária	7
2.1.2.1. Canal da taxa de juro	8
2.1.2.2. Canal da taxa de câmbio.....	8
2.1.2.3. Canal dos preços dos ativos.....	9
2.1.2.3.1. A teoria do investimento de Tobin	9
2.1.2.3.2. O efeito da riqueza no consumo.....	10
2.1.2.4. Canal de crédito	11
2.1.2.5. Canal de expectativas.....	12
2.2. Crescimento económico	13
2.3. A importância da Política Monetária no crescimento económico	13

2.4.	Diferentes abordagens sobre os efeitos da política monetária no crescimento económico	14
2.5.	Síntese da revisão da literatura	16
CAPÍTULO 3.....		17
Abordagem sobre São Tomé e Príncipe e a sua economia		17
3.1.	Dados gerais sobre o país	17
3.2.	Política Monetária do Banco Central de São Tomé e Príncipe	18
3.2.1.	Instrumentos da Política Monetária de São Tomé e Príncipe.....	18
CAPÍTULO 4.....		21
Dados e Metodologia		21
4.1.	Modelo	21
4.2.	Hipóteses a serem testadas	22
4.3.	Dados	22
4.3.1.	Variáveis.....	22
4.3.2.	Análise das variáveis	24
4.3.2.1.	Estatística descritiva	24
4.3.2.2.	Matriz de correlação das variáveis em estudo.....	25
4.4.	Metodologia.....	26
4.4.1.	Etapas de estimação	26
4.4.1.1.	Teste de raiz unitária	27
4.4.1.2.	Teste de cointegração	28
CAPÍTULO 5.....		29
Análise e discussão dos resultados		29
5.1.	Análise dos resultados	29
5.1.1.	Teste de raiz unitária	29
5.1.2.	Estimação do VAR.....	30
5.1.2.1.	Critério de seleção do Lag	31
5.1.2.2.	Teste de cointegração	31

5.1.3. Estimação do VECM	32
5.1.3.1. Teste de FIR do modelo VECM.....	34
5.1.3.2. Decomposição de Variância do modelo VECM	35
5.1.4. Teste de Causalidade a Granger.....	36
5.2. Discussão dos resultados	36
5.2.1. Testes das hipóteses formuladas	37
5.2.2. Comparação com os outros trabalhos da mesma temática.....	38
5.3. Análise de Robustez	39
CAPÍTULO 6.....	43
Conclusão	43
Referências Bibliográficas	47
Anexo A - Dados utilizados no trabalho.....	53
Anexo B - Figuras sobre a evolução das variáveis e resultados da estimação do VECM	87
Anexo C- Tabelas com resultados da análise de robustez do modelo VECM entre 1992 e 2022.....	91
Anexo D - Figuras da análise de robustez do modelo VECM entre 1992 e 2022.....	101

Índice de Figuras

Figura 1: PIB de São Tomé e Príncipe, entre 1991 e 2023, a preços constantes	2
Figura 2: Relação de cointegração do VECM de 1991 a 2023.	34
Figura B.3: Taxa do PIB a preços constantes de 1991 a 2023	87
Figura B.4: Taxa de juro do BCSTP de 1991 a 2023	87
Figura B.5: Taxa de câmbio USD/Dbs de 1991 a 2023	87
Figura B.6: Taxa de inflação de 1991 a 2023	88
Figura B.7: Taxa de desemprego de 1991 a 2023	88
Figura B.8: Função Impulso Resposta do modelo VECM de 1991 a 2023	89
Figura B.9: Decomposição da Variância do modelo VECM de 1991 a 2023	89
Figura B.10: Resíduos do modelo VECM de 1991 a 2023	89
Figura D.11: Relação de cointegração do VECM de 1992 a 2022 da análise de robustez	101
Figura 12: Função Impulso Resposta do modelo VECM de 1992 a 2022 da análise de robustez com ordenação de cholesky TXDI Log_PIB TXI TXJ Log_TXC	101
Figura D.13: Função Impulso Resposta do modelo VECM de 1992 a 2022 da análise de robustez com ordenação de cholesky TXD TXI Log_PIB TXJ Log_TXC	102
Figura 14: Decomposição de variância do modelo VECM de 1992 a 2022 da análise de robustez com ordenação de cholesky TXD Log_PIB TXI TXJ Log_TXC.	102
Figura D.15: Decomposição de variância do modelo VECM de 1992 a 2022 da análise de robustez com ordenação de cholesky TXD TXI Log_PIB TXJ Log_TXC	103
Figura D.16: Resíduos do modelo VECM de 1992 a 2022 da análise de robustez.....	103

Índice de Tabelas

Tabela 1: Sumário das variáveis escolhidas para o estudo	24
Tabela 2: Estatística descritiva	24
Tabela 3: Matriz de correlação	25
Tabela 4: Teste de ADF em nível	29
Tabela 5: Teste ADF nas primeiras diferenças	29
Tabela 6: Teste de escolha de ótimo Lag do modelo VAR	31
Tabela A.7: Resumo dos artigos usados na revisão da literatura	53
Tabela A.8: Estatísticas descritiva das variáveis em estudo.....	57
Tabela A.9: Matriz de Correlação das variáveis em estudo.....	57
Tabela A.10: Testes de raiz unitária ADF.....	57
Tabela A.11: Teste de cointegração de Johansen	77
Tabela A.12: Estimação do modelo VECM de 1991 a 2023.....	80
Tabela A.13: VEC Residual Serial Correlation LM Tests de 1991 a 2023.....	81
Tabela A.14: Teste de Heterocedasticidade do modelo VECM de 1991 a 2023.....	81
Tabela A.15: Teste de normalidade de resíduos do VECM 1991 a 2023	82
Tabela A.16: Função Impulso Resposta do modelo VECM de 1991 a 2023	83
Tabela A.17: Decomposição de variância do modelo VECM de 1991 a 2023	84
Tabela A.18: Teste de Causalidade a Granger do modelo VECM de 1991 a 2023	85
Tabela C.19: Teste de cointegração de Johansen da análise de robustez de 1992 a 2022.....	91
Tabela C.20: Estimação de VECM de 1992 a 2022.....	93
Tabela C.21: VEC Residual Serial Correlation LM Tests de 1992 a 2022 da análise de robustez	94
Tabela C.22: Teste de Heterocedasticidade do modelo VECM de 1992 a 2022 da análise de robustez.....	94
Tabela C.23: Teste de normalidade de resíduos do VECM de 1992 a 2022 da análise de robustez.....	95
Tabela C.24: Função Impulso Resposta do modelo VECM de 1992 a 2022 análise de robustez com ordenação de cholesky TXD Log_PIB TXI TXJ Log_TXC.....	96
Tabela 25: Função Impulso Resposta do modelo VECM de 1992 a 2022 análise de robustez com ordenação de cholesky TXD TXI Log_PIB TXJ Log_TXC.....	97
Tabela C.26: Decomposição de variância do modelo VECM de 1992 a 2022 da análise de robustez com ordenação de cholesky TXD Log_PIB TXI TXJ Log_TXC.....	98
Tabela 27: Decomposição de variância do modelo VECM de 1992 a 2022 da análise de robustez com ordenação de cholesky TXD TXI Log_PIB TXJ Log_TXC.....	99
Tabela C.28: Teste de Causalidade a Granger do modelo VECM de 1992 a 2022 da análise de robustez	100

Glossário de Acrónimos

ACE - Acordo de Cooperação Económica

ADF - *Augmented Dickey-Fuller*

AIC - *Akaike information criterion*

ARDL - *Autoregressive distributed lag*

BC - Banco Central

BCSTP - Banco Central de São Tomé e Príncipe

BM - Banco Mundial

CBSTP - Central Bank of São Tomé and Príncipe

Dbs - Dobra (denominação da moeda de São Tomé e Príncipe)

FIR - Função impulso resposta

FMI - Fundo Monetário Internacional

IPC - Índice de preços do consumidor

INESTP - Instituto Nacional de São Tomé e Príncipe

LOG - Logaritmo natural

OMA - Operações de Mercado Aberto

PIB - Produto Interno Bruto

RMC - Reservas Mínimas de Caixa

SC - *Schwarz information criterion*

TXC - Taxa de câmbio

TXD - Taxa de desemprego

TXI - Taxa de inflação

TXJ - Taxa de Juro

USD - Dólar americano

VAR - *Vector Autorregressive* (vetor autoregressivo)

VECM - *Vector Error Correction Model* (modelo de correção de erros vetorial)

CAPÍTULO 1

Introdução

Política monetária é vista como uma ponte usada pelo Estado (via Banco Central - BC) através dos seus mecanismos, para garantir estabilidade dos preços e impulsionar o crescimento económico do país, estabilizando o ciclo económico. Um dos mecanismos de transmissão da política monetária mais utilizados pelo BC é a taxa de juro (instrumento), cujo objetivo principal é controlar a inflação, que afeta a decisão de consumo dos agentes económicos.

Contudo, é importante ressaltar, que o impacto da política monetária não é sentido da mesma forma em todos países, tendo em conta que isso depende do nível de desenvolvimento de cada um. Um país sem problemas de instabilidade política e económica, com uma moeda valorizada e que não depende do exterior, tem mais probabilidade de reagir de forma positiva aos impactos da política monetária, por outro lado temos alguns países que enfrentam esses problemas acima mencionados, o que torna difícil que os canais de transmissão da política monetária sejam eficientes.

Pelos resultados obtidos nesta dissertação, verifica-se que em São Tomé e Príncipe a transmissão da política monetária não é eficiente, devido à sua dependência das entidades externas, fraca produtividade, e instabilidade política e económica nos vários sectores da administração pública.

Neste sentido, passamos para uma breve contextualização do país e os problemas que o mesmo enfrenta, o que servirá de sustentação aos elementos colocados acima.

1.1. Contexto

São Tomé e Príncipe, ou República Democrática de São Tomé e Príncipe, estado insular, composto por duas ilhas, de economia centralizada na agricultura, como a plantação do cacau e café, para exportação, e dependente de ajudas externas para o financiamento das suas políticas públicas. Localizado no Golfo da Guiné, com uma área de 1001 km² e pouco mais de 209 607 habitantes. (INESTP, 2024 e 2025)

Nos estudos feitos por Silveira (2022), refere que na segunda metade da década de 80, houve uma desaceleração na economia do país, tendo sido registada falência nas empresas públicas e elevado défice nas contas fiscais, o que provocou escassez de produtos de primeira necessidade no mercado.

Ainda segundo Silveira (2022), o FMI, destacou algumas causas da situação económica do país nesse período: *“a sobrevalorização da taxa de câmbio, a falta de disciplina e rigor nas finanças públicas, a ausência de prioridades nos investimentos no setor produtivo.”*

Com o propósito de melhorar esta situação, foram implementadas reformas em todos sectores de produção, para dar impulso ao crescimento económico. Entre o final da década de 90 e início do ano 2000, registou-se uma inflação alta, provocada por aumento da procura da moeda estrangeira o que levou a depreciação da moeda nacional.

São Tomé e Príncipe tem um alto nível de dependência externa. Em 2009 assinou um Acordo de Cooperação Económica (ACE) com Portugal, para ancorar a moeda nacional (Dobra) ao Euro suportado pelo tesouro português, com o intuito de mitigar os efeitos da inflação na economia são-tomense.

O acordo de paridade cambial começou a funcionar em janeiro de 2010, fixou a Dobra ao Euro ($1\text{€} = 24.500,00 \text{ STD}^1$). Já em 2018, a reforma monetária², implicou alteração da família da dobra e diminuição de 3 casas numéricas e a fixação da Dobra/Euro a ficou $1\text{€} = 24,50 \text{ STN}^3$. (BCSTP, 2017)

A adoção desta paridade cambial, ajudou a estabilizar a situação macroeconómica, reduzir a incerteza cambial e controlar a inflação. (BCSTP, 2025)

Na Figura 1 verificamos a evolução do PIB a preços constantes no período entre 1991 e 2023.

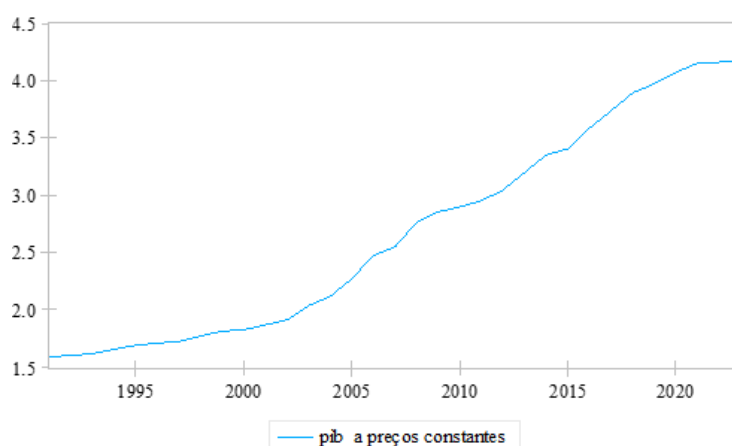


Figura 1: PIB de São Tomé e Príncipe, entre 1991 e 2023, a preços constantes

Fonte: WEO Data, (elaboração própria, com recurso ao software Eviews 12).

Na Figura 1 podemos ver a evolução do PIB de São Tomé e Príncipe a preços constantes entre os anos de 1991 e 2023. De referir que, o crescimento do PIB não foi igual ao longo do período em análise:

¹ Código de moeda para S. Tomé e Príncipe.

² Vale ressaltar, que a redução dos zeros não implica a alteração do nome da Dobra, nem o poder de compra.

³ Nova denominação da Dobra.

entre 1991-2002, houve um crescimento moderado de 1,91%, a seguir de 2003-2014, o crescimento foi acentuado, sendo que o PIB quase que duplicou e atingiu uma taxa média perto de 4,59% no final de 2014, e por fim, entre 2015 e 2023 teve um abrandamento com uma taxa média de crescimento de 2,61%.

1.2. Objetivo da dissertação

O principal objetivo desta dissertação é analisar como a estratégia de política monetária do BCSTP influenciaram o crescimento económico do país entre 1991 e 2023.

Neste sentido, para alcançar esse objetivo, recorreremos ao modelo VECM, onde foi possível fazer a análise a curto e longo prazo, entre as variáveis incluídas no modelo nomeadamente: produto interno bruto (PIB), taxa de juro do BC, taxa de câmbio USD/Db\$, taxa de inflação e taxa de desemprego. Esse estudo foi feito com dados de frequência anual, e devido as limitações existentes quanto aos dados, só foi possível trabalhar com 33 observações no total.

Para reforçar a questão de partida, temos as derivadas que a complementam e ajudar-nos á a alcançar os objetivos pré-definidos, conforme se segue:

- Como as Políticas Monetárias afetaram a inflação em São Tomé e Príncipe entre 1991 e 2023?
- Quais as implicações que as taxas de juros tiveram no crescimento económico de São Tomé e Príncipe naquele período?
- Que efeito a taxa de câmbio dólar/dobra teve no crescimento económico de São Tomé e Príncipe?
- Até que ponto a taxa de juro do BCSTP afetou o desemprego no país durante o período em análise?

1.3. Relevância do tema

Decidimos optar pelo presente tema, devido a sua importância para o BC e as ações do governo, no que refere aos efeitos da política monetária na economia. Mais ainda, para colmatar o défice de trabalhos desta natureza, que abordam sobre o tema em particular, e implementar os conhecimentos teóricos adquiridos ao longo do mestrado. Contamos, que o mesmo servirá de suporte para as futuras investigações de estudantes santomenses, bem como aqueles que venham a se interessar pelo tema.

1.4. Estrutura da dissertação

A estrutura desta dissertação está composta da seguinte forma:

- Capítulo 1 - contém a introdução e seus subpontos;
- Capítulo 2 - aborda sobre o enquadramento teórico e a revisão da literatura, sobre a política monetária e o crescimento económico, os mecanismos utilizados pelo BC para transmitir essa política, as teorias da política monetária e sua importância para o crescimento económico;
- Capítulo 3 - fala sobre São Tomé e Príncipe e sua economia, por meio de uma introdução sobre a economia do país, da política monetária do BCSTP e também dos mecanismos que a respectiva entidade utiliza para transmitir essa política;
- Capítulo 4 - aborda sobre o modelo e hipóteses, descreve o referido modelo, bem como as hipóteses e seus respectivos testes, consoante os dados existentes. Trata ainda dos dados e metodologia, faz um resumo das variáveis escolhidas, bem como a sua origem e justifica a escolha do modelo VECM;
- O capítulo 5 - refere-se a análise e discussão dos resultados, onde procuramos com clareza analisar os resultados obtidos, fazer comparação com outras literaturas e por fim a análise da robustez do modelo estimado; e
- Por fim o capítulo 6 - contém a conclusão da dissertação, descrição das limitações enfrentadas durante a elaboração desta investigação e sugestões para trabalhos futuros.

CAPÍTULO 2

Enquadramento teórico e revisão da literatura

O objetivo principal deste trabalho, é entender como as estratégias da política monetária do BCSTP, influenciaram o crescimento económico são-tomense no período em estudo. Abordamos sobre os conceitos ligados a política monetária e o crescimento económico. Mais ainda, compreender a relação entre a política monetária e o crescimento económico.

2.1. Política monetária - conceito e estratégia

A política monetária é um conjunto de medidas da competência das autoridades monetárias, geralmente dos bancos centrais, para controlar a quantidade de dinheiro e as taxas de juro numa dada economia.

Esta, consiste numa série de ações levadas a cabo pelo governo, por via do BC, para influenciar o desempenho económico do país, com o objetivo principal de assegurar a estabilidade macroeconómica. Nesta sequência de ideias, destacamos os seguintes pontos:

- Estabilidade de preço - controlar a inflação e garantir a estabilidade dos preços de bens e serviços;
- Crescimento económico - em certos países, como por exemplo os Estados Unidos da América, essa política igualmente procura promover o crescimento e reduzir o desemprego;
- Balança de pagamento - preservar o equilíbrio da balança de pagamentos, que é crucial para os países em crescimento.

Segundo Gontijo (2007), essas estratégias são aplicadas por meio de diversos instrumentos, como alteração das taxas de juros, controle da oferta monetária e operações de mercado aberto.

Fernandes e Mota (2014), argumentam que, para implementar a política monetária num determinado país, há necessidade de criar estratégias e tática. Na estratégia consta a identificação dos objetivos finais da política bem como a análise de informações sobre variáveis económicas e monetárias. Já a tática consiste na escolha de meios que permitam ao BC realizar com sucesso a sua estratégia.

Lyndon e Godspower (2019), definem a política monetária como atividades realizadas por autoridades monetárias, para monitorar o valor, a oferta e o custo do dinheiro na economia.

Ayodeji e Oluwole (2018, citados em Ogwuche e Obiaje, 2023), destacam que as políticas monetárias buscam manter o equilíbrio da balança de pagamentos, a estabilidade dos preços, o crescimento da produção, o desenvolvimento sustentável e a promoção do emprego.

2.1.1. Objetivo da política monetária

Abreu *et al.* (2018), associaram 6 objetivos a política monetária, sendo eles: estabilidade de preços, elevado nível de emprego, crescimento económico sustentado, estabilidade das taxas de juro, estabilidade dos mercados financeiros e estabilidade do mercado de câmbios.

Esses objetivos foram divididos pelos mesmos em complementares⁴ e conflitantes⁵.

Destes, o crescimento económico sustentado é compatível com o elevado nível de emprego, e a estabilidade das taxas de juro com a estabilidade dos mercados financeiros.

Quanto aos conflitantes, temos a estabilidade de preço com o elevado nível de emprego.

Abreu *et al.* (2018: p. 432), defendem que:

Uma política monetária restritiva com vista a contrariar pressões inflacionista, penaliza o investimento e o consumo privado, o que se traduz normalmente, no curto-prazo, num menor crescimento económico e numa menor criação de emprego.

Poderá haver conflitualidade entre a estabilidade das taxas de juros e a estabilidade no mercado de câmbio. Sempre que houver um aumento/diminuição das taxas de juros, originará um aumento das entradas/saídas de capitais, que por sua vez originará a valorização/desvalorização da moeda.

No caso da zona Euro, a estabilidade do preço é tida como principal objetivo da política monetária derivado dos elevados custos económicos e sociais da inflação. (Abreu *et al.*, 2018).

Em seguida iremos fazer uma síntese das teorias da política monetária:

A) Teoria quantitativa da moeda

Segundo Abreu *et al.* (2018), o principal autor desta teoria é o clássico Irving Fisher, que explica a relação entre a quantidade da moeda (M) e a despesa final nominal em bens e serviços que é o produto entre o nível geral de preço (P) e o produto real (Y).

⁴ Dois objetivos podem ser complementares, quando operam com instrumento semelhante de política monetária, com intuito de aumentar o grau de realização dos referidos. (Abreu *et al.*, 2018)

⁵ Dois objetivos são considerados conflitantes quando o aumento de grau de realização de um provoca a diminuição do grau de realização do outro. (Abreu *et al.*, 2018)

Por outras palavras, podemos definir esta relação como velocidade de moeda (V) - onde esta mede a rapidez com que uma dada moeda circula numa determinada economia e num período específico.

Assim sendo:

$$V = \frac{P \times Y}{M} \quad (1)$$

A partir da equação anterior, temos a da troca da moeda, a saber:

$$V \times M = P \times Y \quad (2)$$

De acordo com esta teoria, a rapidez com que a moeda circula, depende das instituições e de como os indivíduos preferem fazer os pagamentos. Desta forma, defende-se que o rendimento nominal estará dependente da quantidade de moeda existente na economia. (Abreu *et al.*, 2018)

B) Teoria keynesiana da preferência de liquidez

Keynes (1936, citado em Abreu *et al.*, 2018), explica como é que a preferência dos agentes económicos em ativos mais líquidos é determinada pelas taxas de juro.

Para esta teoria, o Keynes definiu três motivos:

- Motivo de transação - a moeda é usada nas trocas correntes de bens e serviços e por este motivo quanto maior for a procura da moeda maior será o rendimento;
- Motivo de precaução - a procura da moeda depende não só da incerteza na economia, mas também do rendimento positivo;
- Motivo de especulação - a moeda pode ser usada como ativo financeiro alternativo. A quantidade da moeda dependerá da taxa de juro atual. Por exemplo: se hoje a taxa de juro estiver baixa, os agentes económicos compram ativos alternativos, para vender a um preço mais elevado, o que estimula o aumento da quantidade de moeda procurada na economia.

2.1.2. Mecanismo de transmissão da política monetária

Para que haja eficiência na implementação de uma política monetária, as autoridades monetárias, a saber o BC, devem ter em atenção o efeito desta na economia, para compreender através de qual mecanismo a mesma afeta a economia. Os mecanismos de transmissão da política monetária, detalham os canais pelos quais os instrumentos da referida política têm implicações nos objetivos dos decisores da mesma. (Bernardino, *et al.*, 2004).

Nos pontos a seguir, abordamos de forma resumida cada um desses mecanismos:

2.1.2.1. Canal da taxa de juro

A transmissão da política monetária por via da taxa de juro, é vista como uma referência pela literatura económica há mais de 50 anos. No modelo básico dos manuais keynesianos, este mecanismo é considerado como o principal e tem permanecido como um suporte nos ensinamentos macroeconómicos.

Mishkin (1996), caracterizou o canal da taxa de juro, segundo a visão keynesiana pelo seguinte esquema:

$$M \uparrow \Rightarrow i, \downarrow \Rightarrow I \uparrow \Rightarrow Y \uparrow \quad (3)^6$$

O autor defende que, além das decisões das empresas acerca dos gastos com investimento pelos consumidores, sobre habitação e gastos duráveis influenciam diretamente o investimento.

Leão *et al.* (2019), descrevem três motivos nos quais uma redução na taxa de juro, afeta de modo positivo o consumo:

- Primeiro - se houver uma descida na taxa de juro, o custo do crédito fica mais acessível, o que conduz a um aumento da procura dos bens que geralmente são adquiridos através do crédito.
- Segundo - uma taxa de juro mais baixa, diminui as prestações mensais, por exemplo prestação de créditos habitação adquiridos pelas famílias. Dessa forma, as famílias irão liquidar as suas prestações no valor reduzido, que por sua vez aumenta os seus rendimentos.
- Terceiro - a descida da taxa de juro estimula o aumento dos preços das ações e obrigações, detidos pelas famílias, o que aumenta a riqueza e faz com que passem a consumir mais.

2.1.2.2. Canal da taxa de câmbio

Nos últimos anos, a internacionalização da economia em todo mundo tem estado a crescer. Tendo isso em conta, a atenção é redobrada no que diz respeito a transmissão da política monetária, através dos efeitos da taxa de câmbio nas exportações líquidas.

Neste canal, também se sente os efeitos da taxa de juro, por isso, quando há uma descida nas taxas de juros reais, os depósitos em moeda nacional de um respetivo país tornam-se menos atrativos em comparação com os depósitos em moedas de países terceiros, ou seja, a moeda nacional desse país deprecia ($E \downarrow$).

⁶ O $M \uparrow$ representa uma política expansionista, que leva a uma descida da taxa de juro real ($i \downarrow$), por outro lado, contribui para um aumento do investimento ($I \uparrow$), e com isso aumenta o nível da procura agregada, e conduz para a um aumento da produção ($Y \uparrow$).

A moeda nacional ao estar depreciada fará com que os bens nacionais fiquem mais baratos, quando convertidos em moeda estrangeira e, como consequência, a exportação líquida aumenta ($NX \uparrow$).

A seguir um esquema que explica o funcionamento do canal da taxa de câmbio:

$$M \uparrow \Rightarrow i_r \downarrow \Rightarrow E \downarrow \Rightarrow NX \uparrow \Rightarrow Y \uparrow \quad (4)^7$$

É importante referir que, este canal, tem um papel significativo no impacto que a política monetária tem na economia doméstica.

2.1.2.3. Canal dos preços dos ativos

Este canal encontra-se dividido em dois outros canais importantes, a saber:

2.1.2.3.1. A teoria do investimento de Tobin

Esta teoria é chamada de “*q de Tobin*” (1969), onde fornece um mecanismo mediante o qual, a política monetária afeta a economia por meio dos efeitos da avaliação das ações.

O “*q*” reflete a divisão entre valor de mercado das empresas e o custo de substituição do capital:

$$q = \frac{\text{valor de mercado da empresa}}{\text{custo de substituição do capital}} \quad (5)$$

Se o valor do “*q*” for elevado, então o valor do mercado das empresas será elevado em relação ao custo de substituição do capital e o capital para novas instalações e equipamentos será barato em relação ao valor de mercado das empresas.

As empresas podem emitir ações a um preço elevado em comparação com o custo de produção e dos equipamentos adquiridos. Desta forma, os gastos com investimento aumentam, o que permite a compra de novos bens de investimento com uma pequena emissão de capital.

Em contrapartida, se o “*q*” for baixo, as empresas não irão investir em novos bens devido o valor baixo do mercado em relação ao custo de capital. (Mishkin, 1995; Mishkin, 1996)

⁷ Onde: a oferta monetária cresce ($M \uparrow$), isso causa uma diminuição na taxa de juro (i_r), que por sua vez desvaloriza a moeda nacional ($E \downarrow$). Isso resulta em um aumento das exportações líquidas e também do produto. ($Y \uparrow$).

Se analisamos o mercado imobiliário conforme “q de Tobin”, um aumento do preço de imóveis, provoca um aumento do preço em relação ao custo de substituição, o que fará aumentar o investimento em habitação.

2.1.2.3.2. O efeito da riqueza no consumo

É importante analisarmos a relação entre estes dois pontos. Para falarmos dos mesmos, é crucial referirmos que as taxas de juros têm um papel essencial na criação da riqueza e do consumo.

Como sabemos, sempre que haja alteração da taxa de juro, isso afeta o valor da moeda, que por sua vez determina o custo do crédito e da poupança, bem como o valor dos ativos financeiros e imobiliários das famílias, ou seja, as pessoas ficarão mais “ricas” ou mais “pobres”.

A volatilidade das taxas de juros determina sobremaneira o custo do dinheiro: o aumento da taxa de juro encarece o dinheiro dado como empréstimo pelos agentes económicos (por ex.: entidades bancárias), o que desincentiva o consumo por meio de financiamento bancário. Por sua vez, a poupança torna-se mais atrativa, tendo em conta que os rendimentos com aplicações financeiras passam a ser mais rentáveis. Com os ativos (ações e imóveis), é ao contrário, a tendência é desvalorizar, porque nestas situações os investidores optam sempre por investimentos mais seguros, como os bilhetes do tesouro.

Portanto, com a perda do valor dos ativos, a riqueza das famílias diminui e consecutivamente o consumo.

Na situação em que temos uma taxa de juro baixa, o crédito será mais “barato”, que por sua vez incentiva o consumo dos agentes económicos (famílias e empresas). As poupanças deixam de ser tão rentáveis, o que influencia o aumento dos gastos e investimentos arriscados em ações e imóveis. (Mankiw, 2013)

Neste sentido, e para simplificar, deixamos a seguir um diagrama, que exemplifica a relação entre os pontos acima referidos:

Taxas de juro altas $\rightarrow$ riqueza $\downarrow \rightarrow$ consumo $\downarrow$ (6)

Taxas de juro baixas $\rightarrow$ riqueza $\uparrow \rightarrow$ consumo $\uparrow$

São considerados efeito riqueza, as preferências dos agentes económicos por motivos das alterações do valor patrimonial. (Pacheco, 2006).

Conforme o Mishkin (1995, 1996), este canal é defendido por Franco Modigliani e pelo seu modelo MIT-Penn-SSRC (MPS)⁸, dito de outra forma, modelo do ciclo de vida de Modigliani.

Modigliani (1971, citado em Mishkin (1995 e 1996), descreve que os gastos do consumo são definidos pelos recursos permanentes dos consumidores.

Ambos os canais, da riqueza e do “*q do Tobin*”, têm definições parecidas se adicionamos a habitação e terra no pacote dos ativos.

Igualmente, os preços da habitação e da terra são componentes extremamente importantes da riqueza. Neste sentido, o aumento dos preços da terra e da habitação através dos mecanismos acima descritos leva a um aumento da procura agregada. Logo, o mecanismo de transmissão monetária também opera através dos canais da terra e da habitação.

2.1.2.4. Canal de crédito

Farinha e Marques (2001), explicam que, este canal é considerado por alguns autores como um sistema secundário da política monetária. O depósito constitui um recurso financeiro crucial para os bancos.

Numa política monetária restritiva, a redução das reservas bancárias (depósitos no BC como dinheiro em caixa), implica a redução da facilidade em que os indivíduos têm na obtenção de créditos bancários.

Habitualmente, as empresas e particulares recorrem ao empréstimo bancário para financiar os seus projetos/o consumo, o que faz com que uma redução na oferta de empréstimos provoque redução da despesa agregada.

A relevância deste canal, depende da frequência com que os bancos recorrerem a depósitos como uma forma de financiamento e da forma como regulam a sua oferta de empréstimo.

O canal de crédito subdivide em dois outros canais:

- Canal de empréstimo bancário - assenta-se na ideia de que, os bancos são indispensáveis para o sistema financeiro, devido o facto dos mesmos conseguirem lidar com um determinado tipo de devedor com problemas de informação assimétrica, principalmente pequenas empresas. O foco é às pequenas empresas, porque as grandes podem recorrer à crédito diretamente aos mercados de crédito através dos mercados de ações e obrigações, sem passar pelos bancos.

⁸ O principal objetivo do modelo Fed MIT Penn (mais tarde MPS) é identificar e quantificar as ligações entre a política monetária e a procura agregada (Modigliani, 1966).

- Canal do balanço - atua por meio de património líquido da empresa.

Um mutuário com um património líquido baixo, tem menos possibilidades para aceder a um empréstimo.

Uma queda do capital próprio, provoca uma diminuição na oferta de empréstimo para servir de financiamento das despesas de investimento.

Portanto, se uma empresa tiver um menor valor líquido, consequentemente irá aumentar o problema do risco moral, isto indica que, os acionistas com menor participação na empresa terão maior chance de se envolverem em projetos de investimento de grandes riscos. (Mishkin, 1995)

2.1.2.5. Canal de expectativas

Segundo Mankiw (2013), a influência do BC na economia pode ser sentida, por meio das taxas de juro ou da quantidade da moeda, das expectativas dos agentes económicos (o que as pessoas, empresas e investidores esperam que irá acontecer no futuro com relação a inflação, juros, crescimento).

O BC exerce a sua influência junto dos agentes por meio:

- Da comunicação clara, quando anuncia a sua pretensão na alteração da taxa de juro para certo período - esta ação influencia as decisões dos agentes económicos de imediato.
- Metas de inflação bem definidas - faz com que os agentes económicos tomem decisões na confiança de que a inflação estará estável num futuro próximo.
- Ações coerentes com essas metas - a previsibilidade das ações do BC permite que os agentes consigam antecipar as suas decisões, permite ter maior confiança no mercado e estabilização das taxas de câmbio, dos investimentos e do consumo.

Pacheco (2006), ressalta que há presença desse canal em outras variáveis já supracitados neste trabalho, isto é, o impacto da política monetária depende das expectativas que os indivíduos têm sobre os preços dos ativos em relação a taxa de juro e inflação.

O que determina o controlo das autoridades monetárias é o poder que têm para influenciar as expectativas, principalmente as inflacionistas.

Essa expectativa, só é criada se houver uma política monetária credível, em outras palavras, essa política permite com que os agentes económicos tenham uma melhor percepção do comportamento do BC no que diz respeito as alterações da política monetária.

2.2. Crescimento económico

A evolução económica é um assunto de extrema importância para economia e é visto como uma das condições fundamentais para atingir resultados significativos no bem-estar social.

Dalpiaz *et al.* (2016), definem o crescimento económico como o aumento da produção e do consumo de bens e serviços, que ocorre em cada país em vários sectores (primário, secundário e terciário), em contrapartida esses bens são comercializados e contribuem como renda para a economia. Por isso, vale ressaltar que, este crescimento da economia reflete-se através do PIB.

Na teoria neoclássica, concretamente o modelo de *Solow*, criado por Robert Solow em 1956, o capital físico é considerado importante para o crescimento económico. Para que o crescimento seja notável, o referido autor clarifica a necessidade da introdução de uma variável externa como a tecnologia.

Esse modelo, analisa as alterações da produção na economia ao longo do tempo em relação a evolução tecnológica e nas taxas de poupança e do crescimento da população.

2.3. A importância da Política Monetária no crescimento económico

A política monetária é imprescindível, porque pode influenciar vários fatores da economia. Nos parágrafos a seguir, debruçamos sobre alguns destes fatores.

Os estudos do Smith (2020), destacam que, numa economia, a política monetária pode alterar o custo dos bens e serviços e a média ponderada dos preços de diferentes produtos e serviços. Sempre que houver indicações de uma descida da inflação abaixo do objetivo do BC, é conveniente adotar uma política monetária mais expansionista.

Neste sentido, Papademos (2003), argumenta que, a extensão e a duração do ciclo económico dependem da tecnologia, da expectativa dos agentes económicos e da situação económica do país.

As políticas monetárias, além de afetarem o ciclo através da procura e oferta agregada, também influenciam as decisões dos agentes económicos. Em suma, para que o efeito regulador da política monetária seja eficiente é importante ter em conta as expectativas dos cidadãos e das instituições.

Para dar mais ênfase a este ponto, Leão *et al.* (2019), argumentaram que, uma taxa juro baixa afeta de forma positiva o consumo das famílias e empresas, o investimento dos agentes económicos e as exportações, e por outro lado tem impacto negativo na importação.

Para explicar melhor, os autores atrás referidos, estabeleceram dois casos extremos:

- No primeiro - onde consideraram “a capacidade produtiva instalada por utilizar.” Neste caso, se os empresários detetarem um aumento da procura, são movidos a aumentar suas produções, isso os fará contratar mais mão de obra. O que significa que, uma diminuição da taxa de juro afeta positivamente o emprego.
Por outro lado, o aumento do emprego, faz com que as famílias aumentem os seus gastos, o que conduz para uma subida de preço por conta do referido aumento da procura.
- Já no segundo - “a não existência dessa capacidade produtiva de utilizar”. O aumento da procura, faz com que os empresários aumentem os preços dos produtos, que serão produzidos por eles. Isso acontece, quando os produtores não têm capacidade para responder ao aumento da procura. Portanto, uma redução da taxa de juro, implica um crescimento da produção na economia e uma subida geral de preços.

O sistema financeiro nas economias modernas, por meio dos intermediários financeiros, facilita a gestão de recursos, reduz os custos operacionais, diversifica os riscos e contribui para a estabilidade financeira e a implementação eficaz da política monetária, o que favorece o desenvolvimento sustentável (Lagoa, 2023; Saunders e Cornett, 2017). Mais ainda, importa destacar o impacto do racionamento de crédito sobre o crescimento económico, o que evidencia a importância de um sistema financeiro funcional para o desenvolvimento sustentável.

O racionamento de crédito é usado pelas instituições financeiras para reduzir riscos, especialmente quando há falta de informações sobre os mutuários: significa que na ausência de informações, até mesmo clientes com boa capacidade financeira e de crédito podem ter acesso limitado a financiamentos. Isso faz com que haja uma má alocação de recursos e dificulte o financiamento de projetos com alto potencial de retorno. O que determina a redução de investimentos e inovações, e por sua vez prejudica o crescimento económico. (Saunders e Cornett, 2021)

2.4. Diferentes abordagens sobre os efeitos da política monetária no crescimento económico

A tabela A.7, faz uma síntese de dez artigos de 2015 a 2024, em sequência temporal, com temas relacionados ao impacto da política monetária no crescimento económico em diferentes países, fortemente relacionados com este trabalho de investigação.

A pesquisa de Lut e Moolio (2015), analisa os dados de séries temporais referentes a Camboja de 2000 e 2012, onde utiliza o método OLS: chegou à conclusão de que, a oferta da moeda (M2) tem

impacto significativo no PIB, enquanto a taxa de juro não apresenta esse impacto. Essa ideia foi aprofundada por Aftab *et al.* (2016), dedicada à análise da situação paquistanesa com o método OLS, e concluíram que além do indicador monetário (M2), a taxa de juro e taxa de câmbio impactam de forma considerável o PIB, apesar do M2 e a inflação não mostrarem grandes relações com o PIB.

Num outro contexto, o estudo do Ayodeji e Oluwole (2018), fez análise da Nigéria entre os anos 1981 e 2016, através do modelo VECM, onde constataram que, apesar da política monetária ser uma estratégia para controlar a inflação, o seu efeito no crescimento económico é reduzido. Já no Sri Lanka, essa relação feita entre a política monetária e o crescimento económico foi aprofundada pelo Sugathadasa (2018), com aplicação do modelo regressão múltipla, onde aponta que M2, foi uma das variáveis com mais impacto no PIB entre 1985 e 2017.

O estudo de Sang (2019), focou no Vietname, com o auxílio do modelo VAR no período entre 2009 e 2018, o autor observou que, a incidência da política monetária não foi uniforme por causa do M2 ter um efeito significativo, já a taxa de câmbio não teve esse efeito no crescimento económico.

Liu (2020), por sua vez, fez uma análise de 15 províncias da China de 2001 a 2016, através do teste de correlação transversal, e verificou a importância da política monetária na qualidade do crescimento económico. O mesmo autor afirmou, que o desenvolvimento económico é afetado pela taxa do PIB e o M2 e argumentou que, para ter um crescimento económico sustentável, o país tem de adotar uma política monetária mais prudente.

Esta relação também foi vista no trabalho de Bandarcuk e Raboshuk (2020), onde os mesmos fizeram uma análise dos dados da Ucrânia de 2006 a 2019, com apoio do VAR. Constataram que a política monetária do BC, foi instável no período em análise. A taxa de juro, só começou a ter efeitos no PIB a partir de 2014 e a taxa de câmbio não teve impacto significativo no crescimento económico.

Analogamente, Joshi (2022), vem sustentar a ideia de que a política monetária tem impacto positivo no PIB, através da análise feita com os dados do Nepal de 1965 a 2020 com ajuda do VECM.

Shittu *et al.* (2023), analisam esse impacto na Nigéria no período entre 1981 e 2021 com auxílio do modelo *Autoregressive distributed lag* (ARDL), concluindo que a taxa de juro e o crédito ao sector privado, constituem uma alavanca para o crescimento económico, enquanto o M2 tem efeito negativo no crescimento económico e sugerem uma política mais eficaz.

Para finalizar, Malika (2024), no seu estudo sobre a Argélia, na qual, utilizou dados de 1980 a 2022, com o suporte do VAR, onde relacionou o impacto que a política monetária e a política fiscal têm no

crescimento económico. Concluiu que a política monetária desempenha um papel crucial no crescimento económico por via da redução da taxa de juro.

Portanto, esses artigos debruçam sobre o impacto da política monetária no crescimento económico, e mostram como esse efeito evoluiu no tempo para economias diferentes. Apesar da taxa de juro, e o M2, serem as variáveis mais usadas, cada estudo enfatiza que o efeito dessas variáveis é diferente para cada economia estudada.

2.5. Síntese da revisão da literatura

Por meio da revisão da literatura, observamos que a política monetária é considerada como uma arma utilizada pelo BC de qualquer país, para garantir a estabilidade económica do mesmo.

Para que os objetivos do BC sejam alcançados, são utilizados vários mecanismos, sendo que os que mais se destacam são: o canal de expectativa dos agentes económicos e o canal da taxa de juro. O BC utiliza a taxa de juro para controlar a inflação, que afeta as economias e a decisão de consumo das famílias e empresas.

Conforme já abordado ao longo do trabalho, a política monetária pode ter impacto positivo ou negativo na economia. O que é verificado no custo de bens e serviços através da alteração da inflação. O que se pode depreender, é que a política monetária influencia as decisões dos agentes económicos através da descida ou subida da taxa de juro. Neste sentido, cabe sempre ao BC, garantir a estabilidade dos preços através da política monetária.

É de salientar que, durante a pesquisa, não foi encontrado nenhum estudo que aborde sobre o impacto da política monetária no crescimento económico de São Tomé e Príncipe, o que faz com que o mesmo seja pioneiro e importante para futuras abordagens e investigações na área.

Para este trabalho, são incluídos no modelo: variáveis como o PIB a preços constantes, taxa de juro, taxa de câmbio USD/Dbs, taxa de inflação e taxa de desemprego.

CAPÍTULO 3

Abordagem sobre São Tomé e Príncipe e a sua economia

Este ponto aborda sobre a situação económica de São Tomé e Príncipe. Para isso, analisamos inicialmente a política monetária adotada pelo BCSTP, e depois identificamos os instrumentos dessa mesma política monetária.

3.1. Dados gerais sobre o país

De acordo com o Banco Mundial (BM, 2024), São Tomé e Príncipe é um país de rendimento médio-baixo, com baixa capacidade produtiva e limitações para grandes atividades económicas por causa da sua dimensão geográfica e da sua população⁹ reduzida.

Apesar do PIB per capita de 2.949,00 dólares¹⁰, o nível da pobreza continua alto e o país tem lidado com diversos problemas socioeconómicos. Mais ainda, temos a disparidade nos rendimentos de 40,7¹¹, o que tem propiciado uma grande onda de emigração da população ativa (predominantemente dos jovens).

O êxodo da população são-tomense para o exterior (com destaque para Portugal), explica-se pela falta de emprego. Entre 2019 e 2025, a emigração duplicou, e cerca de 52% destes emigrantes são jovens com menos de 30 anos. (RTP África, 2025)

De realçar, que o desenvolvimento de São Tomé e Príncipe tem sido graças as despesas públicas, financiadas maioritariamente pelos parceiros internacionais.

O BM (2024), sugere ainda que:

Para crescer de forma sustentável, São Tomé e Príncipe precisa promover um modelo de crescimento liderado pelo sector privado, centrado na melhoria do capital humano, das infraestruturas e do ambiente empresarial, a fim de libertar o seu potencial.

⁹ Conforme o último recenseamento geral da população, realizado pelo INE em 2024, a população residente de São Tomé e Príncipe é estimada em 209.617 habitantes.

¹⁰ Valor relativo ao ano de 2024. (BM,2024)

¹¹ Por outras palavras Índice de Gini.

3.2. Política Monetária do Banco Central de São Tomé e Príncipe

Segundo o BCSTP (2025), a Política Monetária visa manter a estabilidade dos preços, para equilibrar o sistema macroeconómico do país e desta forma contribuir para um crescimento sustentável.

Como referido no início deste trabalho, a melhor via encontrada para a estabilização dos preços foi a paridade cambial com o euro.

O referido acordo, tem contribuído para a redução da taxa de inflação e melhoria dos preços dos produtos comercializados no território são-tomense, que são importados da Europa (principalmente de Portugal).

Essa política, permitiu: reforçar as parcerias comerciais com outros países europeus, bem como a criação de uma barreira para deter a criação das políticas orçamentais expansionistas que promovem a inflação.

Contudo, apesar dos pontos positivos identificados, é importante referir que, a paridade cambial, faz com que o BCSTP, fique limitado quanto a utilização dos seus instrumentos - como a taxa de juro, *“para combater eventuais desequilíbrios macroeconómicos, passando a subordinar-se ao objetivo de manutenção da sustentabilidade da paridade cambial.”* (BCSTP, 2025)

3.2.1. Instrumentos da Política Monetária de São Tomé e Príncipe

Na implementação da política monetária, o BCSTP, usa três instrumentos:

- Reservas Mínimas de Caixa (RMC)

RMC é uma quantia mínima, considerada como reserva na conta do BCSTP. O objetivo do BCSTP com esta reserva, é para manter a liquidez bancária regulada. As reservas são aplicadas às instituições financeiras e monetárias com o apoio do BCSTP através de normas reguladoras existentes.

A base de incidência das reservas é formada por algumas rubricas dos bancos comerciais em moeda nacional e estrangeira e, está condicionada a um coeficiente, que dependendo da moeda, a percentagem varia, portanto, 18% para a moeda nacional e 21% para a estrangeira.

Contudo, vale ressaltar, que se a base de incidência for em euro, a RMC será formada com 10% em euros e 90% em dobras.

- Facilidades Permanentes

Este instrumento subdivide em facilidade permanente de absorção e cedência de liquidez do BCSTP.

Na facilidade permanente de absorção de liquidez - para controlar as taxas de juros, o BCSTP tem um prazo de concessão de depósitos em grandes quantias aos bancos comerciais de até cinco dias.

Quanto às facilidades permanentes de cedência de liquidez - o BCSTP pode dar por empréstimo a um período não superior a cinco dias, uma quantia desejada pelos bancos. Uma das condições propostas pelo BCSTP, é que esses bancos tenham colaterais para essa operação.

- Operações de Mercado Aberto (OMA)

Nas OMA - o BCSTP regula a quantidade de reserva que entra e sai do sistema bancário por meio de leilões. As instituições concorrentes, devem ter as RMC exigidas pelo BCSTP. Entretanto, nas OMA, as instituições bancárias fazem propostas por meio eletrónico ou através de cartas direcionadas à Direção de mercado e Gestão de Liquidez do BCSTP.

Para o período em análise, não existem informações das políticas monetárias levadas a cabo pelo BCSTP para todos os anos, contudo, das pesquisas efetuadas, conseguimos trazer as seguintes informações.

Neste sentido, e conforme mostramos a seguir, a política monetária de São Tomé e Príncipe entre 1991 e 2023 ficou marcada por fortes desafios, como a inflação elevada, instabilidade cambial e limitações estruturais na economia.

Na 1.^a década do período em análise, o país enfrentou uma subida muito acelerada da inflação, e como medida de correção, o BCSTP implementou uma política monetária restritiva, o que culminou tanto com a descida da inflação, como da taxa de juro. A variação da taxa de inflação pode ser verificada na Figura B.6¹².

Com o objetivo de estabilizar a inflação e aumentar a credibilidade da política monetária, em 2009, o governo através do BCSTP implementou um regime cambial fixo entre a dobra e o euro. Contudo, o resultado dessa adoção não foi eficiente, por causa do racionamento do crédito, à fraca capacidade institucional e o baixo nível de desenvolvimento da economia.

Anos atrás, entre 2022 e 2023, e em linha com o resto do mundo, o país volta a sofrer com a subida da taxa de inflação, que foi em cerca de 18%, por outro lado a taxa de juro nominal esteve a

¹² No anexo B.

10%. O que dificultou a poupança interna, e impediu que São Tomé e Príncipe tivesse um crescimento sustentável.

CAPÍTULO 4

Dados e Metodologia

4.1. Modelo

Para analisar o impacto da política monetária no crescimento económico de São Tomé e Príncipe, tivemos em conta o modelo econométrico, onde recorremos as seguintes variáveis: PIB, taxa de juro, taxa de câmbio, taxa de inflação e taxa de desemprego, todas elas, importantes para a política monetária e para a análise da conjuntura macroeconómica do país.

Mediante isso, e com base na Tabela A.7¹³, que debruça sobre os estudos dos outros investigadores, estimamos a equação de longo prazo que vai ajudar a analisar melhor esse impacto. Desta forma, o nosso modelo é assim especificado, conforme identificado a seguir nas representações 7 e 8:

$$\text{PIB} = f(\text{TXJ}, \text{TXC}, \text{TXI}, \text{TXD}) \quad (7)$$

$$\text{PIB} = \beta_0 + \beta_1 \text{TXJ} + \beta_2 \text{TXC}^{\text{USD/DbS}} + \beta_3 \text{TXI} + \beta_4 \text{TXD} + \varepsilon \quad (8)$$

Onde:

PIB - produto interno bruto a preços constantes,

TXJ - Taxa de juro do BC

TXC – Taxa de câmbio USD/ DbS

TXD – Taxa de desemprego

β_0 – constante

$\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4$ – coeficientes de regressão

ε – termo de erro

O modelo em causa foi estimado com recurso a dados de séries temporais anuais sobre São Tomé e Príncipe, e compreendidos entre os anos 1991¹⁴ e 2023.

Na escolha das variáveis tivemos ajuda dos artigos que debruçam sobre o impacto da política monetária no crescimento económico.

¹³ No anexo A.

¹⁴ É de referir que, a análise só começou em 1991, devido a disponibilidade dos dados.

4.2. Hipóteses a serem testadas

Quanto as hipóteses, temos as seguintes:

- H1: A taxa de juro do BCSTP tem um impacto negativo significativo no crescimento económico de São Tomé e Príncipe.
- São elaboradas duas hipóteses para o efeito da taxa de câmbio, dado que o seu impacto no crescimento económico é incerto:
- H2_a: A Taxa de câmbio tem impacto negativo significativo no crescimento económico de São Tomé e Príncipe.
- H2_b: A Taxa de câmbio tem impacto positivo significativo no crescimento económico de São Tomé e Príncipe.
- H3: Taxa de inflação alta tem impacto negativo no crescimento económico de São Tomé e Príncipe.

4.3. Dados

O presente trabalho visa, verificar o impacto da política monetária no crescimento económico de São Tomé e Príncipe.

A recolha dos dados foi com recurso a várias fontes, conforme verificamos na Tabela 1.

Conforme referido atrás, dentre essas variáveis, o PIB a preços constantes é uma variável de interesse e por isso, decidimos analisar o impacto em função das restantes como taxa de juro do BC, taxa câmbio USD/Db\$, taxa de inflação e taxa de desemprego, abrangendo o período de 1991 a 2023 em frequência anual.

4.3.1. Variáveis

Para melhor perceção do trabalho, colocamos abaixo uma breve caracterização das variáveis.

A nossa variável resposta é o crescimento económico a partir do PIB a preços constantes de 1991 a 2023 em frequência anual. Neste sentido, o PIB é considerado um valor acumulado de todos os bens e serviços produzidos num determinado país e em um tempo específico.

O PIB per capita não foi considerado nesta fase. A escolha recai no PIB a preços constantes por ser uma variável muito usado no estudo da política monetária e inflação.

De referir, que esta variável foi utilizada por alguns autores, entre eles Lut e Moolio (2015); Aftab *et al.* (2016) e Ayodeji e Oluwole (2018), nos seus trabalhos empíricos, para analisar o impacto da política monetária em algumas economias.

Por isso, para que o nosso estudo tivesse êxito, escolhemos as seguintes variáveis:

- Taxa de juro do BC (TXJ) - afeta o custo incorrido pelos mutuários para ceder fundos a um credor. Foi utilizada nos trabalhos de investigação de autores, como, Lut e Moolio (2015); Sugathadasa (2018); Bondarcuk e Raboshuk (2020) e Shittu *et al.* (2023). Prevê-se uma relação negativa com o crescimento económico, porque uma subida da taxa de juro implica uma redução do PIB.
- Taxa de câmbio (TXC) - descreve um valor relativo de uma moeda em relação a outra no mercado cambial. É um valor que indica quantas unidades de moeda são necessárias para comprar ou vender a outra. É utilizada nas investigações empíricas de Anwar *et al.* (2016); Sugathadasa (2018); Joshi (2022) e Malika (2024). Para o nosso estudo utilizamos a taxa de câmbio USD/Dbs, ou seja, quantas dobras são necessárias para comprar ou vender dólares americanos. Espera-se uma relação positiva ou negativa, que irá depender das informações recolhidas relativas ao período em análise.

O impacto é positivo quando a desvalorização da moeda nacional estimula a exportação e promove um aumento da procura dos produtos exportados e diminui a importação, por outro lado o efeito é negativo quando essa depreciação torna a inflação mais elevada.

- Taxa de inflação (TXI) - é a variação percentual do nível de preços em relação ao período anterior, que é avaliada através do índice de preços no consumidor. (Mankiw, 2013)
Esta variável é utilizada como independente no estudo de Sang (2019). E espera-se um impacto negativo no crescimento económico.

Uma inflação alta, implica que BC aumente a taxa de juro para fazer face a essa subida e também provoca uma diminuição no poder de compra no país.

Taxa de desemprego (TXD) - esta variável é calculada como proporção de pessoas em idade ativa sem trabalho, que estão disponíveis para trabalhar e que estejam a busca de emprego. (OIT, 2015). Dos artigos utilizados para a nossa revisão da literatura, esta é única variável que não consta, decidimos adicionar algo de novo para ver como a mesma se comporta perante o

PIB e a taxa de juro. Prevê-se uma relação negativa com o crescimento económico, isto é, um aumento da taxa de desemprego está relacionado com uma queda do crescimento económico.

Em seguida temos a Tabela 1, que sintetiza os acrónimos utilizados na parte empírica, fontes e unidades das variáveis utilizadas para presente estudo.

Tabela 1: Sumário das variáveis escolhidas para o estudo

Variáveis	Acrónimo	Unidade	Observação	Fonte
Produto Interno Bruto (a preços constantes)	PIB	Mil milhões de Dbs	As variáveis em % foram convertidas em casas decimais para facilitar na interpretação, e o PIB e a taxa de câmbio foram transformadas em log natural.	WEO DATA
Taxa de Inflação	TXI	%		BCSTP
Taxa de juro do BCSTP	TXJ	%		
Taxa de câmbio USD/Dbs	TXC	Dobra/USD		Word data bank
Taxa de desemprego	TD	%		

Fonte: elaboração própria.

4.3.2. Análise das variáveis

4.3.2.1. Estatística descritiva

A Tabela 2¹⁵, mostra a estatística descritiva das variáveis utilizadas para esta investigação, relativamente ao período de 1991 a 2023 (que contém 33 observações), cujo objetivo é caracterizar a distribuição dos dados a serem analisados. Podemos ver igualmente o resultado calculado da média, mediana, desvio padrão, dos valores mínimos, máximos, assimetria e o teste de *Jarque-Bera*.

Tabela 2: Estatística descritiva

	Média	Mediana	Mínimo	Máximo	Desvio Padrão	Assimetria	Jarque-Bera (p - valor)
PIB	2,679303	2,554000	1,589000	4,175000	0,917885	0,332218	3,129263 (0,209165)
TXJ	20,86970	15,50000	9,000000	55,00000	13,02705	1,190622	7,977117 (0,018526)
TXC	19,31027	18,71661	6,885000	73,26300	12,27901	2,768893	170,553 (0,000000)
TXI	19,26273	12,90000	3,960000	81,10000	16,19380	2,127752	58,32028 (0,000000)
TXD	13,34039	14,40000	8,714000	17,63000	2,756054	-0,550541	3,273488 (0,194613)

Fonte: Elaboração própria com auxílio do resultado do Eviews 12.

¹⁵ Com base no output do Eviews no anexo A.

A Tabela 2, descreve a estatística descritiva feita para as seguintes variáveis, PIB, TXJ, TXC, TXI E TXD, e serve de suporte para análise dos comportamentos dos dados em causa.

Conforme a Tabela 2, os dados do PIB estão distribuídos de forma regular e estáveis (com uma média de aproximadamente 2,7), e a segunda variável que segue o mesmo ritmo do PIB é a TXD considerada segunda variável com menor média e com um nível de estabilidade. Para estas variáveis, o teste de Jarque - Bera só é aceite para o PIB e TXD, porque são as variáveis que apresentam um p - valor acima de 5%, ou seja elas passam no teste de normalidade.

Em contrapartida, as variáveis TXJ, TXC e TXI, são as que apresentam ser instáveis, com desvio padrão alto (valores acima de 10%), com mais probabilidade de ter flutuações e muito voláteis.

4.3.2.2. Matriz de correlação das variáveis em estudo

Neste ponto, analisamos a matriz de correlação das 5 variáveis em estudo de 1991 a 2023, com cerca de 33 observações. Esta tabela, nos ajuda a analisar as relações fortes ou fracas entre estas variáveis.

Tabela 3: Matriz de correlação

	PIB	TXJ	TXC	TXI	TXD
PIB	1	-0,721474	-0,283840	-0,490148	-0,831365
TXJ	-0,721474	1	0,091692	0,828482	0,481936
TXC	-0,028384	0,091692	1	0,149633	-0,227380
TXI	-0,490148	0,828482	0,149633	1	0,289414
TXD	-0,831365	0,481936	-0,227380	0,289414	1

Fonte: elaboração própria com auxílio do resultado do Eviews (versão 12).

A Tabela 3¹⁶, apresenta a matriz de correlação das variáveis em estudo - podemos observar que, a variável PIB tem uma correlação negativa significativa com a TXJ (- 0,71474), isso vem confirmar as nossas previsões e o resultado com os estudos de Lut e Moolio (2015); Sugathadasa (2018) e Sang (2020), onde dizem, que um aumento da taxa de juro, provoca uma diminuição do PIB.

A segunda variável que está altamente correlacionada com o PIB, é TXD (- 0,831), isto significa que quanto mais alta for a TXD menor será o PIB. A TXI tem uma correlação negativa com o PIB de (- 0,49), o que confirma o estudo de Sang (2020), e apresenta ainda uma alta correlação com a variável

¹⁶ Com base no output do Eviews em anexo A.

TXJ. E por fim, a TXC tem uma correlação fraca e negativa com o PIB de (- 0,028), o que reflete um impacto reduzido no crescimento económico e positivo quando comparado com outras variáveis existentes no estudo.

É de salientar que, para obtenção dos melhores resultados e eliminarmos o problema de heterocedasticidade, as variáveis PIB e TXC foram transformadas em logaritmo natural e a TXJ, TXI e TXD, em casas decimais.

Então, o modelo foi transformado, para adaptar-se as mudanças feitas nas variáveis. E finalmente, apresentamos abaixo a equação a longo prazo que se pretende estimar:

$$\text{Log}_{\text{PIB}} = f(\text{TXJ}, \text{Log}(\text{TXC}), \text{TXI}, \text{TXD}) \quad (9)$$

$$\text{Log}(\text{PIB}) = \beta_0 + \beta_1 \text{TXJ} + \beta_2 \text{Log}(\text{TXC}^{\text{USD/DBS}}) + \beta_3 \text{TXI} + \beta_4 \text{TXD} + \varepsilon \quad (10)$$

4.4. Metodologia

4.4.1. Etapas de estimação

Neste ponto abordamos sobre a metodologia escolhida para este estudo, onde o propósito é compreender como as estratégias da política monetária do BCSTP influenciaram o crescimento económico do país entre 1991 e 2023. Foi escolhido modelo *vetor autoregressive* (VAR) para melhor analisar este impacto, e a aplicação do mesmo foi com recurso ao software Eviews (versão 12).

O modelo VAR é importante, porque permite captar as relações entre as várias séries temporais. Permite considerar diversas variáveis em simultâneo e depois a que cada uma seja explicada pelos seus próprios valores e pelos das outras variáveis. (Gujarati e Porter, 2011)

Este modelo só é estimado após a aplicação dos testes da estacionaridade, para verificar a existência da raiz unitária nas séries através do teste *Augmented Dickey – Fuller* (ADF). Por outras palavras, o mesmo é estimado se todas as variáveis estiverem estacionárias em nível ou em primeiras diferenças (neste caso estima-se o VAR em primeiras diferenças).

Perante isso, nos estudos dos autores Ayodeji e Oluwole, (2018) e Sang, (2019), em que foi aplicado o modelo VAR, as variáveis só se tornaram estacionárias nas primeiras diferenças.

A escolha deste modelo prende-se por vários motivos, a saber:

- Inicialmente pelo facto de termos variáveis com séries temporais;
- Porque pretendemos entender a interação entre as mesmas ao longo do período em análise;
- Para prevermos o comportamento dessas variáveis macroeconómicas;
- Existir um número reduzido de observações (apenas 33); e
- Por ser ideal na análise do impulso - resposta entre as variáveis e permitir que as variáveis sejam afetadas por todas as outras, como ocorre na economia real.

Antes de estimar o modelo VAR, testamos algumas técnicas como o teste raiz unitária *Augmented Dickey – Fuller* (ADF), para sabermos a estacionaridade das variáveis, em seguida o VAR (caso as variáveis estejam estacionárias na ordem 1.), o teste de cointegração de Johansen e estimação do modelo de correção dos erros (VECM).

Com base na estimação do VECM, fizemos os testes residuais, a saber, o de estabilidade, normalidade e heterocedasticidade (LM), para verificar se o modelo VECM estimado seria bom. Também testamos a causalidade a Granger, e fizemos a análise da Função Impulso Resposta (FIR) e a decomposição da variância, e por fim foi o teste de robustez do modelo.

Os resultados obtidos, são analisados de uma forma ampla, para fornecer resultados mais precisos sobre o impacto que a política monetária tem no crescimento económico, e que nos ajudam a testar as nossas hipóteses.

4.4.1.1. Teste de raiz unitária

Segundo *Joshi* (2022), raiz unitária é um teste feito para saber a estacionaridade das séries temporais. Se uma série tiver raiz unitária, elas são consideradas como não estacionária. O teste de raiz unitária divide-se em ADF (1979), Phillips Perron (1998), Ng e Perron, KPSS dentre outros. Para o nosso estudo foi utilizado o teste ADF.

Segundo o autor referido acima, a estacionaridade é uma condição quando uma série tem média, variância e auto- correlação constantes para cada defasagem. Este teste é importante porque ajuda a eliminar regressões espúrias¹⁷.

¹⁷ Regressão espúrias quando R^2 é muito elevado e as variáveis não têm nenhuma ligação.

Algumas séries temporais são consideradas estacionárias (integrada na ordem 0) quando se aplica o teste ADF em nível e as outras temos de aplicar as primeiras diferenças para torná-las estacionárias (integradas em ordem 1).

Mediante isso, a análise do resultado do teste ADF é feita através de duas hipóteses:

- H_0 : Há presença de raiz unitária, isto é, não estacionária; e
- H_1 : Não há presença de raiz unitária, isto é, estacionária.

Quando o p - valor > que o nível de significância (5%), não se rejeita a hipótese nula, isto é, a série é não estacionária, por outro lado se p- valor for < que o nível de significância (5%), rejeita a hipótese nula, e a série é considerada estacionária.

A seguir a equação do teste ADF ¹⁸:

$$y_t = \mu + \beta t + \gamma y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \gamma_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t. \quad (11)$$

4.4.1.2. Teste de cointegração

Depois da aplicação do teste de raiz unitária, aplica-se o de cointegração de Johansen para verificar se existe cointegração entre as séries analisadas (todas integradas em ordem 1).

A cointegração é uma propriedade estatística de séries temporais, cujo objetivo é analisar a relação de longo prazo, quando as variáveis não são estacionárias em nível, ou seja, depois de aplicar as primeiras diferenças (I1).

¹⁸ Segundo Greene, (2002), p. 671.

CAPÍTULO 5

Análise e discussão dos resultados

5.1. Análise dos resultados

5.1.1. Teste de raiz unitária

Este ponto analisa todos os testes e estimação realizados, para poder entender que impactos as variáveis escolhidas nesse estudo têm no crescimento económico de São Tomé e Príncipe.

Passamos a analisar em primeiro lugar os resultados do teste ADF nas Tabela 4 e Tabela 5.

Tabela 4¹⁹: Teste de ADF em nível

Nível (I0)										
Variáveis	Est. ADF com Constante	Prob	Valores Críticos		Decisão	Est. ADF com constante e tendência	Prob	Valores Críticos		Decisão
			1%	5%				1%	5%	
Log(PIB)	-0,996201	0,7417	-3,670170	-2,963972	não rejeitaH0	-2,360489	0,3909	-4,309824	-3,574244	não rejeitaH0
TXJ	-2,616928	0,1016	-3,689194	-2,971853	não rejeitaH0	-2,590906	0,2867	-4,323979	-3,580622	não rejeitaH0
Log(TXC)	-1,207421	0,6568	-3,689194	-2,971853	não rejeitaH0	-11,08959	0,0000	-4,309824	-3,574244	rejeitaH0
TXI	-3,523971	0,0137	-3,653730	-2,957110	rejeitaH0	-3,113474	0,1220	-4,309824	-3,574244	não rejeitaH0
TXD	-0,484726	0,8812	-3,661661	-2,960411	não rejeitaH0	-1,614274	0,7640	-4,284580	-3,562882	não rejeitaH0

Fonte: elaboração própria com base nos resultados dos testes realizados no Eviews (versão 12).

Tabela 5²⁰: Teste ADF nas primeiras diferenças

Primeiras Diferenças (I1)										
Variáveis	Est. ADF com Constante	Prob	Valores Críticos		Decisão	Est. ADF com constante e tendência	Prob	Valores Críticos		Decisão
			1%	5%				1%	5%	
DLog(PIB)	-3,434807	0,0172	-3,661661	-2,960411	rejeitaH0	-3,434807	-0,0172	-3,661661	-2,960411	rejeitaH0
DTXJ	-4,343649	0,0020	-3,689194	-2,971853	rejeitaH0	-4,343649	0,0020	-3,689194	-2,971853	rejeitaH0
DLog(TXC)	-3,716885	0,0089	-3,670170	-2,963972	rejeitaH0	-3,716885	0,0089	-3,600000	-2,963972	rejeitaH0
DTXI	-	-	-	-	rejeitaH0	-6,188028	0,0000	-3,670170	-2,963972	rejeitaH0
DTXD	-3,713842	0,0088	-3,661661	-2,960411	rejeitaH0	-3,785347	0,0311	-4,284580	-3,562882	rejeitaH0

Fonte: elaboração própria com base nos resultados dos testes realizados no Eviews (versão 12).

¹⁹ Nesta tabela, H0: significa série com raiz unitária, (rejeita quando p - valor for < 5%).

²⁰ Nesta tabela, H0: significa série com raiz unitária, (rejeita quando p - valor for < 5%).

As Tabela 4 e Tabela 5 representam os testes de raiz unitária através do teste ADF em nível e em primeiras diferenças, onde testamos as variáveis com constante e constante e tendências com máximo de 5 Lag.

A variável Log (PIB), transformada em logaritmo natural, testada a nível com constante e com constante e tendência, mostra ser não estacionária, isto é, os valores estatísticos do teste ADF foram superiores aos valores críticos com uma significância de 5%, o que traduz na não rejeição da hipótese nula, porque foi detetada raiz unitária na série. Já o Log (PIB), testado nas primeiras diferenças com constante e com contante e tendência mostra ser estacionário, e por isso rejeitamos a hipótese nula, isto é, os valores do teste de ADF são inferiores aos valores críticos com uma significância de 5%.

Relativamente as variáveis TXJ, Log (TXC) e TXD, também foram testadas a nível com constante e com contante e tendência, mostram ser não estacionárias, com uma estatística de ADF superior a p – valor. Em contrapartida, as mesmas varáveis em primeiras diferenças tornam-se estacionárias com uma estatística do ADF inferior ao p-valor, então rejeitamos a H_0 .

Já a variável TXI, testada a nível com constante mostra ser estacionária, neste sentido rejeitamos a hipótese nula da existência de raiz unitária. Mas quando testada com constante e tendência mostra ser não estacionária. Por outro lado, a variável TXI foi testada em primeira diferença com contante e tendência e onde tornou-se estacionária.

Com a base na Figura B.4²¹, a variável TXI apresenta tendência, por isso decidimos testar a raiz unitária com constante e tendência.

É de salientar que a escolha pela aplicação do teste ADF com constaste e com constante e tendência foi fundamentada nas observações apresentadas nas Figura 1, Figura B.3, Figura B.4, Figura B.5, Figura B.6 e Figura B.7.

Em resumo, com a base nas Tabela 4 e Tabela 5 podemos afirmar que as variáveis em análise são todas integradas na ordem 1(I1), o que justifica a aplicação do teste de cointegração de Johansen.

5.1.2. Estimação do VAR

Inicialmente, estimamos um VAR em níveis de forma provisória, para podermos escolher o número ideal de *Lag* através dos critérios de seleção dos *Lags* para poder explicar melhor o modelo.

²¹ Anexo B.

As variáveis incluídas neste modelo foram o Log (PIB), TXJ, Log (TxC), TXI e TXD, onde o Log (PIB). O log (PIB) é a variável que mais nos interessa perceber como reage às outras.

No modelo VAR, todas as variáveis são consideradas endógenas, ou seja, cada uma é explicada pelas defasagens das demais ao longo do tempo.

Para determinarmos o número ideal de defasagens na estimação do VAR, recorremos a Tabela 6, que colocamos no ponto a seguir, onde consta o critério de seleção do Lag.

5.1.2.1. Critério de seleção do Lag

Neste ponto, escolhemos o melhor número de Lag com base nos critérios mais utilizados, como o de *Akaike information criterion* (AIC), *schwarz information criterion* (SC ou BIC).

Tabela 6: Teste de escolha de ótimo Lag do modelo VAR

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	121.0804	NA	3.85e-10	-7.489055	-7.257767	-7.413661
1	302.8687	293.2070*	1.60e-14*	-17.60443*	-16.21670*	-17.15207*
2	317.7319	19.17836	3.52e-14	-16.95045	-14.40628	-16.12111

* indicates lag order selected by the criterion
 LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
 FPE: Final prediction error
 AIC: Akaike information criterion
 SC: Schwarz information criterion
 HQ: Hannan-Quinn information criterion

Fonte: elaboração própria com recurso ao software Eviews 12.

Com a base na Tabela 6, os critérios de informações LR, FPE, AIC, SC e HQ foram estimados no software Eviews 12 com um máximo de 2 Lag, devido o número reduzido de observações (33) de 1991 e 2023, onde indicam que o modelo mais adequado é o VAR com 1 defasagem.

Segundo Lutkepohl (2005), devemos escolher o critério com menores valores, neste sentido estimamos o VAR com 1 defasagem devido o número reduzido de observações disponíveis.

Como todas as variáveis são estacionárias em I (1), procedemos de seguida ao teste de cointegração de Johansen, para verificar se as variáveis estão cointegradas.

5.1.2.2. Teste de cointegração

O teste de cointegração dos dados utilizados foi com recurso ao método de Johansen, onde usamos o modelo 3 para a componente determinística. Os resultados do referido teste estão disponíveis na

Tabela A.11²², onde se verifica a existência de uma relação de longo prazo entre as variáveis Log (PIB), TXJ Log (TXC), TXI e TXD. O teste foi realizado com 0 Lag, menos 1 Lag do que o Lag do VAR estimado em níveis, os valores presentes são significativos ao nível 5%, o que revela a presença de 1 vetor de cointegração entre estas variáveis, o que significa que não se rejeita a H_0 ²³.

Com base no teste de cointegração de Johansen, podemos aferir que, dentre essas variáveis, a, a equação de longo prazo mais razoável (económica e estatisticamente) é uma equação de inflação (com a inflação como variável dependente).

Neste sentido e tendo em conta que o modelo VAR não é adequado devido à presença de cointegração, optamos por estimar o modelo VECM.

5.1.3. Estimação do VECM

Com base na Tabela A.12²⁴, este modelo visa explicar o impacto das variáveis exógenas presente neste estudo para o intervalo de 1991 a 2023, e mediante isso, a nossa equação de longo prazo é a seguinte:

(12)

$$TXI = 1,582TXJ + 0,188Log_PIB - 0,240TXD - 0,058Log_TXC (-1) - 1,122$$

Nesta equação de longo prazo, podemos verificar que o coeficiente da TXJ é positivo (1,582), o que significa que o aumento da TXJ, implica uma subida na TXI. Nesta situação, o BC aumenta a referida TXJ para estabilizar os preços, o que acompanha uma subida da inflação, e num contexto onde estas mesmas taxas de juros estiverem altas, terá um efeito negativo²⁵ no PIB. Também ocorre que uma subida da taxa de juro pode subir os custos financeiros das empresas, levando a um aumento dos preços.

O Log_PIB também apresenta um coeficiente positivo (0,188). Verificamos que ao longo prazo, um aumento do PIB em 1% faz subir a TXI em 0,188 pp, o que significa, que num caso de aumento da oferta os preços tendem a aumentar (é semelhante a uma curva AS de oferta agregada).

Já os coeficientes das TXD e Log_ TXC são negativos (-0,240 e -0,058, respetivamente), o que implica que uma subida da TXD está associada com a redução da TXI ao longo prazo, pois está associada a menos procura agregada. E por fim, o resultado da TXC mostra que, se a moeda nacional (dobra) desvalorizar em 1% face ao dólar americano, fará com que haja uma diminuição da inflação em 0,058

²² No anexo A.

²³ H_0 : Quando p-valor for maior que 0,05, isto significa que existe vetor de cointegração. (aceita H_0 ou vice-versa)

²⁴ No anexo A.

²⁵ Isto acontece, porque os agentes económicos reduzem os seus investimentos e consumos nestas situações.

pp - este resultado não era esperado. Neste sentido, a depreciação da moeda (dobra) pode ser vista como um sinal de enfraquecimento da economia e da procura externa, que se traduz em menos inflação.

No que concerne ao termo de correção de erro (ECT), o $D(TXI)$ revela ter um valor de $(-1,96)$, o que quer dizer, que ao longo prazo esta variável é a única significava e ajuda a corrigir o desequilíbrio dos canais da política monetária com rapidez.

Já no curto prazo, o modelo VECM, em relação a variável proxy do crescimento económico $D(\text{Log_PIB})$, mostra que nenhuma das variáveis exógenas ($D(TXI)$, $D(TXJ)$, $D(TXD)$ e $D(\text{Log_TXC})$) têm dados estatisticamente significativos. A curto prazo as variáveis endógenas não apresentam implicações significativas no crescimento económico entre 1991 e 2023, e só podem ser analisadas ao longo prazo. Estes resultados vêm confirmar o que já vimos no teste de cointegração de Johansen.

Em seguida analisamos alguns testes de resíduos do VECM para verificar se o modelo foi bem estimado e se os resultados são estatisticamente significativos:

- *VEC Residual Serial Correlation LM Tests*

A Tabela A.13²⁶, apresenta os resultados do teste de auto - correlação dos resíduos com o LM, com máximo de 1 Lag, em que mostra um p- valor de 0,22, isto é, superior a 0,05.

Por outras palavras, os resíduos estão bem distribuídos e o modelo não apresenta qualquer problema de auto - correlação.

- Teste de normalidade de resíduos do modelo VECM

Os resultados deste teste, presentes na Tabela A.15²⁷, revelam que foi aplicado o teste de Jarque-Bera, onde os resultados indicam ser superiores a 0,05.

Desta forma, podemos concluir que os resíduos do modelo VECM apresentados, estão distribuídos de forma normal e não se rejeita a hipótese nula da normalidade de resíduos.

- Teste de Heteroscedasticidade dos resíduos do modelo VECM

²⁶ No anexo A.

²⁷ Idem.

Com base na Tabela A.14²⁸, os resultados mostram que os resíduos do modelo VECM não são heteroscedásticos porque o p-valor é maior que 5%, isto quer dizer que não rejeitamos a hipótese nula dos resíduos serem homocedásticos.

Em seguida analisamos a Figura 2, que mostra a evolução da cointegração do modelo VECM de 1991 a 2023.

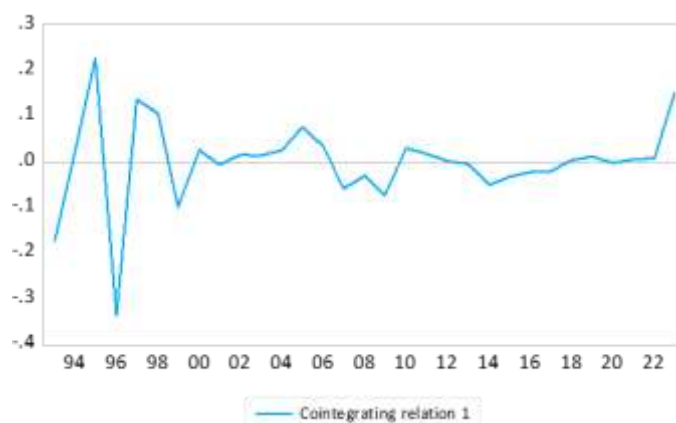


Figura 2: Relação de cointegração do VECM de 1991 a 2023.

Fonte: Elaboração própria, com recurso ao software Eviews 12.

Na Figura 2, verificamos uma relação de longo prazo das variáveis em análise. Esta, mostra a existência de alguns desvios nos primeiros anos e de uma forma geral, apresenta uma variação dos resíduos próximos do zero, o que demonstra que a relação não apresenta tendências. Isso vem confirmar o teste de cointegração de Johansen que mostra que há existência de pelo menos um vetor significativo de cointegração.

5.1.3.1. Teste de FIR do modelo VECM

A Tabela A.16²⁹ e a Figura B.8³⁰ mostram a função impulso resposta, através da seguinte ordem de Cholesky: TXD Log_PIB TXI TXJ Log_TXC, onde primeiro estão as variáveis que demoram mais tempo a reagir. Da análise dos resultados da FIR acumulada, temos o seguinte:

- Impacto no Log_PIB

Com base na Tabela A.16, o choque do Log_PIB não é muito notável, ou seja, esta variável quase não reage aos choques dos canais da política monetária incluídos na pesquisa (a resposta não é estatisticamente significativa).

²⁸ No anexo A.

²⁹ No anexo A.

³⁰ No anexo B.

A mesma reage de forma negativa aos choques do proxy da política monetária a curto prazo (uma subida da taxa de juro promove uma diminuição do produto), já a longo prazo os valores do Log_PIB continuam a ser negativos, mas não significativos, isto é, quase nulos. Por outras palavras, o Log_PIB, no período em análise mostra ser vulnerável aos choques dos canais de transmissão da política monetária.

Por outro lado, com a base nos resultados da Tabela A.16, dentre essas variáveis, a TXI tende a reagir positivamente aos choques da TXJ, e a FIR mostra que o efeito da política monetária é mais sentido na TXI. Este efeito pode resultar do canal do custo: quando a taxa de juro aumenta os custos das empresas aumentam, levando a um aumento da inflação.

Entretanto, os choques da TXJ foram sentidos nas outras variáveis escolhidas para estudo. Os choques são nulos na TXD, os resultados mostram que um aumento dos juros não tem implicações no desemprego.

Quanto ao Log_TXC, os resultados mostram que uma alta na TXJ, implica valorização na TXC (de forma estatisticamente significativa), o que promove os investimentos estrangeiros. Isso vem beneficiar a balança comercial de São Tomé e Príncipe, tendo em conta que grande parte dos produtos consumidos internamente serem importados.

Por fim, é importante frisar que devido ao número muito reduzido de observações, as repostas do Log_PIB com outras variáveis ao longo prazo não foi sentida, esses resultados podem ser confirmados na Figura B.8³¹ da FIR³².

5.1.3.2. Decomposição de Variância do modelo VECM

A ordem do Cholesky que usamos na FIR é a mesma utilizada na decomposição de variância, onde foi usado 10 períodos na análise e com base na Tabela A.17³³ obtivemos seguintes resultados:

- A política monetária tem impacto insignificante no Log_PIB de quase 1,1% e na TXD de 0,12, são resultados muito fracos, isto é, a TXJ quase não explica essas variáveis no tempo de análise. O PIB é quase só explicado por choques em si mesmo.
- Por outro lado, o Log_TXC mostra ser a variável com maior explicação (38,67%) por parte da TXJ e a segunda maior foi a TXI com 15,32%. Portanto, o teste reflete que a política monetária, tende a ter forte implicações na TXI e no Log_TXC. O impacto da taxa de juro na taxa de

³¹ No anexo B.

³² No anexo B.

³³ No anexo A.

câmbio resulta do período pré-indexação ao euro. Após a taxa de câmbio é determinada por fatores externos.

5.1.4. Teste de Causalidade a Granger

O objetivo deste teste é verificar se proxy (TXJ) da política monetária tem efeitos a Granger na nossa variável de interesse (PIB) no período em análise. Segundo a Tabela A.18³⁴, a variável TXJ não causa a Granger a Log_PIB, isto é, o valor do p-valor de 0,3871, que vem ser maior que a 5%. A restante também não causa a Granger ao PIB, pelo facto de terem todas valores superiores ao nível de aceitação (5%).

Também é de ressaltar, que a curto prazo, a TXI causa TXJ e, o Log_TXC causa a TXI. Mas como nosso principal objetivo é analisar o impacto da política monetária no PIB, enfatizamos que não há indícios da existência de quaisquer variáveis que cause Log_PIB no período em estudo. Estes resultados vêm confirmar o que vimos na FIR e a decomposição da variância.

5.2. Discussão dos resultados

A eficiência da política monetária, depende de alguns fatores, por exemplo a estabilidade económica e, neste sentido, os métodos utilizados pelo BC são adaptados tendo em conta a realidade de cada país, para alcançar os objetivos traçados.

De acordo com os resultados da estimação do modelo VECM, verificamos que o impacto da política monetária no crescimento económico de São Tomé e Príncipe para o período compreendido entre 1991 e 2023 é limitado ao longo prazo.

Com o teste de estacionaridade ADF, verificamos que as variáveis (Log_PIB, TXJ, Log_TXC, TXI e TXD) estavam integradas na ordem I (1).

Neste sentido, foi aplicado o teste de cointegração de Johansen, onde revelou a presença de uma cointegração entre as variáveis analisadas (uma relação de longo prazo). Em seguida fizemos o teste de causalidade a Granger, que veio indicar ausência de causalidade para o PIB. Apesar de existir relações ao longo prazo, nenhuma destas variáveis têm efeito a Granger no Log_PIB.

O teste mostrou ter valores acima do nível de aceitação de 5%, ou seja, no período em análise, os resultados demonstram que a política monetária não tem impacto significativo no crescimento económico de São Tomé e Príncipe.

³⁴ No anexo A.

Para dar suporte a afirmação anterior, fizemos o teste da função impulso resposta e, os resultados indicam que a variável Log_PIB não reage as outras variáveis ao longo do tempo (de forma estatisticamente significativa). O que significa que se houver alguma alteração nas outras variáveis, o PIB quase não responderá, ou seja, essas mudanças não implicam transformação significativa no Log_PIB.

Entretanto, as restantes variáveis interagem entre elas. Por exemplo, a TXI responde aos choques da TXJ: a TXJ ainda tem um grande impacto na TXI em São Tomé e Príncipe devido a abertura e a dependência que o país tem com o exterior ao nível financeiro.

Os resultados obtidos com os testes mostraram, que as estratégias impostas pelo BCSTP não tiveram impacto significativo no crescimento económico do país no período em análise. O que é explicado pelos diversos problemas estruturais e políticos do país, a saber: a instabilidade política, elevada dependência dos produtos importados, instabilidade financeira, fuga de recursos humanos qualificados ao exterior (para Europa, principalmente Portugal). Também se espera que a longo prazo a taxa de juro não tenha um efeito significativo no PIB.

Ainda que os testes do modelo VECM mostraram seguir os padrões da normalidade, é importante referir que o período em análise foi muito curto devido a indisponibilidade dos dados, e que as variáveis usadas não foram capazes de capturar esse impacto ao longo prazo. A inexistência de algumas variáveis, como o agregado monetário (M2), tem um impacto negativo no sentido que, a utilização do mesmo seria muito útil para uma análise mais global dos efeitos que a política monetária tem no crescimento económico.

Desta forma, os resultados obtidos mostram a urgência na reestruturação dos objetivos da política monetária do BCSTP para impulsionar o crescimento económico no país.

5.2.1. Testes das hipóteses formuladas

H1: A taxa de juro do BCSTP tem impacto significativo no crescimento económico de São Tomé e Príncipe.

Com base no teste de causalidade a Granger, a TXJ não causa o PIB, tendo em conta que apresenta um valor de 0,3871, maior que 5%, o que faz rejeitar H1. Na função impulso resposta, o choque da TXJ mostra ser negativo, no curto prazo e no longo prazo, ou seja, um aumento da mesma impacta negativamente o crescimento económico do país (apesar de não ser estatisticamente significativo). Na decomposição de variância o PIB quase não é explicado, onde representa 1,1%. Assim, de acordo com os resultados, esta hipóteses não é válida.

H2_a: A taxa de câmbio tem impacto positivo significativo no crescimento económico de São Tomé e Príncipe.

Como já foi dito na hipótese anterior (H1), nem a taxa de câmbio, mostrou-se causar a Granger o PIB porque tem um valor de 0,7617, que é superior a 5%. Quanto ao teste função de impulso-resposta, a variável mostra não ter impacto significativo no PIB a curto prazo e longo prazo. O modelo VECM não foi capaz de capturar, no que diz respeito a decomposição de variância o Log_TXC explica 0,29% o Log_PIB, quase nulo, isto quer dizer que também rejeitamos a H2_a porque o resultado não mostra valorização da Dobra e que pudesse ter impacto positivo no crescimento económico.

H2_b: A taxa de câmbio tem impacto negativo significativo no crescimento económico de São Tomé e Príncipe.

O resultado obtido nesta dissertação não mostra que a variável TXC tem impacto positivo no crescimento económico, os testes da causalidade a Granger e a FIR vem confirmar esta afirmação. Neste sentido rejeitamos a H2_b porque o resultado não mostra ter impacto positivo no crescimento económico.

Finalmente temos a H3: Taxa de inflação alta tem impacto negativo no crescimento económico de São Tomé e Príncipe. Os resultados mostram que a TXI não tem efeito a Granger no PIB, com um valor de 0,5458, maior que 5%, por isso rejeitamos a H3 porque não temos informações que uma elevada inflação pudesse ter impacto negativo no crescimento económico.

Por outro lado, a TXI é explicada pela TXJ com 15,32%, ela tem mais impacto na TXJ do BCSTP do que na nossa variável de interesse.

Por fim, é importante frisar que ao longo prazo nenhuma das variáveis usadas nesta análise mostrou ter impacto significativo no crescimento económico, em parte porque pode ser diretamente relacionado com o período em análise, bem como a situação do país, que não é favorável. Isto pode resultar da reduzida amostra disponível ou de alterações estruturais na economia que comprometem a significância estatística dos resultados. Mas é importante dizer que, sem considerarmos a significância estatística, a taxa de juro reduz o PIB.

5.2.2. Comparação com os outros trabalhos da mesma temática

Alguns autores como Ayodeji e Oluwole (2018), analisaram esse impacto no crescimento económico da Nigéria e utilizaram séries temporais e anuais com auxílio do modelo VECM.

Chegaram a conclusão de que as variáveis TXC e oferta monetária tiveram impacto positivo, mas não significativo no crescimento económico e as outras variáveis tiveram impacto negativo e significativo.

No teste de causalidade a Granger, mostraram que as variáveis causam o PIB, isto quer dizer que na Nigéria a política monetária tem efeito no crescimento económico. Mas refira-se que este estudo usou a oferta de moeda como indicador de política monetária, e o nosso trabalho usou a taxa de juro.

Um caso semelhante, é o estudo do Joshi (2022), que usou séries temporais e anuais na análise do impacto da política monetária no crescimento económico do Nepal. O mesmo recorreu ao modelo VECM e chegou a conclusão de que todas variáveis usadas para o estudo causam o PIB, mostrando uma relação da política monetária com o crescimento económico e ainda argumentou, que as autoridades monetárias devem centrar-se nas variáveis usadas nas pesquisas para que o Nepal tenha um crescimento sólido.

Já Malika (2024), usou o VAR como modelo, e recorreu as séries temporais e anuais, enfatizando que a política monetária tem maior impacto no crescimento económico da Argélia. Segundo o mesmo, uma taxa de juro baixa promove o investimento e estimula o consumo que promove o crescimento no país.

Portanto, de referir que os resultados sobre São Tomé e Príncipe contradizem os dos autores supracitados (Ayodeji e Oluwole (2018); Joshi (2022) e Malika (2024). O que significa que os canais de transmissão da política monetária de BCSTP utilizados nesta análise não foram capazes de afetar o crescimento económico do país no período escolhido e isso foi provado com o teste de causalidade a Granger, da função impulso resposta e na decomposição de variância, apesar que o modelo VECM escolhido para estimação tenha passado nos testes de normalidade. A diferença de resultados poderá resultar de diferente variável de política monetária usada, bem como de diferenças na estrutura económica.

5.3. Análise de Robustez

Para termos mais certeza do modelo VECM estimado, analisamos a sua robustez, bem como a estimação para o período compreendido entre 1992 e 2022³⁵ com Lag1. Optou-se por retirar uma observação

³⁵ Como temos poucas variáveis, não faria sentido aumentar ou diminuir o número de Lag, por isso mantivemos o mesmo Lag do modelo original e optámos pela diminuição do n.º de observações de 33 para 31. O objetivo desta análise era verificar se o modelo VECM é robusto depois das alterações feitas.

no início e no fim da amostra. A retirada de uma observação no início relaciona-se com o facto de, segundo o gráfico³⁶ da relação de cointegração, existir uma grande instabilidade no início da amostra.

Na primeira fase, foi aplicado o teste ADF, onde as variáveis mostraram estar integradas na ordem I (1), em seguida aplicamos o teste de cointegração, e segundo a Tabela C.19³⁷ há evidência de cointegração.

A seguir estimamos o modelo VECM com Lag 1, fizemos os testes dos resíduos para verificar a estabilidade, a heterocedasticidade, normalidade, função impulso resposta, variação de variância e causalidade a Granger.

Todos os testes feitos mostram que os resíduos do segundo modelo VECM, estão bem distribuídos, não apresentam problemas de auto-correlação e nem de heterocedasticidade.

Segundo a Tabela C.24³⁸ e a Figura D.13, onde temos a função impulso resposta com a ordem de cholesky TXD Log_PIB TXI TXJ Log_TXC, o Log_PIB, mostra resistir aos choques das outras variáveis, e que o impacto da política monetária através dos seus canais é quase nulo no crescimento económico, como já vimos no modelo original (que corresponde aos anos 1991 a 2023).

O teste de causalidade a Granger presente na Tabela C.28³⁹ teve o mesmo resultado do modelo original, o que significa que independentemente das alterações, as variáveis continuam a não causar o Log_PIB.

O resultado da análise de robustez⁴⁰ mostra que independentemente das alterações feitas, os resultados continuam inalterados: Log_PIB não reage de forma estatisticamente significativa a outras variáveis, e a TXJ não causa a Granger na nossa variável de interesse (Log_PIB). Os sinais dos impactos das variáveis no PIB, apesar de não estatisticamente significativos, permanecem idênticos segundo as FRI, designadamente a TXJ continua a diminuir o PIB.

Fizemos uma análise de robustez adicional para o modelo inicial de 1992 a 2022: para o teste da FIR⁴¹, usamos a ordenação diferente de cholesky, que foi: TXD TXI Log_PIB TXJ Log_TXC. Assumimos a hipótese de a inflação ser mais lenta a responder que o PIB. Contudo, esta ordenação de Cholesky obtém resultados idênticos aos que já temos, ou seja, que o PIB é diminuído pela TXJ.

³⁶ Figura 2: Relação de cointegração do VECM de 1991 a 2023.

³⁷ No anexo C.

³⁸ No anexo C.

³⁹ No anexo C.

⁴⁰ O output deste modelo está no anexo C.

⁴¹ Conforme se observa na Figura D.13.

Por conta da realidade do país no período em análise, a política monetária teve um impacto quase nulo no crescimento económico. Além disso, a limitação dos dados fez com que os resultados fossem estatisticamente não significativos.

CAPÍTULO 6

Conclusão

O objetivo central desta dissertação prende-se com a análise das estratégias da política do BCSTP e sua influência no crescimento económico de São Tomé e Príncipe. É um trabalho empírico de natureza econométrica, com séries temporais de frequência anual, onde inclui 5 variáveis, a saber: o PIB a preços constantes, taxa de juro do BCSTP, taxa de câmbio dólar/dobra, taxa de inflação e taxa de desemprego, com um horizonte temporal de 1991 a 2023.

Para alcançar o nosso objetivo, primeiramente recorremos aos testes ADF para averiguar a estacionaridade das variáveis, onde os resultados mostram que as variáveis são estacionárias nas primeiras diferenças, ou seja, são integradas em ordem 1 (1).

Testamos a cointegração de Johansen que veio confirmar a presença de 1 relação de cointegração entre as variáveis, e também mostrou que o alfa da variável inflação tem dados estatisticamente significativos. Entretanto, com o auxílio do modelo VECM, estimamos a equação de longo prazo onde a inflação esteve em primeiro lugar.

Em seguida fizemos vários testes dos resíduos do modelo VECM, e todos estavam normais sem nenhum problema de autocorrelação, normalidade, estabilidade e nem de heterocedasticidade.

Por outro lado, a FIR acumulada, mostrou que ao longo prazo a variável PIB reage de forma negativa aos choques da TXJ, mas essa reação é quase nula (não estatisticamente significativa), isto é, no período em análise o teste da FIR, não mostrou que os canais de transmissão da política monetária tivessem impactos direto no PIB. Apesar de não existir significância estatística neste impacto, o mesmo deve ser interpretado com alguma relevância. Isto porque com o reduzido número de observações anuais, torna-se difícil obter significância estatística no modelo VECM.

A decomposição de variância, vem confirmar o que foi visto no teste de FIR, que a política monetária tem impacto insignificantes no Log_PIB de quase 1,1%.

De igual forma foi testada a causalidade a Granger, cujo interesse era analisar se o PIB era causado a Granger pelo canal da política monetária e, o resultado foi de que a variável TXJ não causa Granger a PIB, isto porque o valor do p-valor é de 0,3871, superiores ao nível de aceitação (5%).

Os resultados mostram que no período em análise, a política monetária através do seu canal de transmissão, quase não afeta o crescimento económico de São Tomé e Príncipe ao longo prazo.

Em contrapartida a TXI, tende a reagir positivamente aos choques da TXJ de forma estatisticamente significativa. Este efeito pode resultar do canal do custo: quando a taxa de juro aumenta os custos das empresas aumentam, levando a um aumento da inflação.

Quanto a TXC, o resultado da FIR e da decomposição de variância mostram, que tem uma relação positiva com a TXJ e que é explicada a quase 39% pela TXJ.

E por fim, temos a TXD, os resultados mostram que não houve implicações estatisticamente significativas por parte da política monetária.

No final temos a análise de robustez, que prova que o modelo VECM é robusto, que os resíduos estão bem estruturados e os resultados dos testes de FIR e decomposição da variância mostraram-se inalterados.

A política monetária surge como mais eficaz para afetar a inflação do que o PIB. Para impactar este é necessário recorrer a outras políticas, como a orçamental e industrial. Devido as condições económicas que o país tem enfrentado, como a dependência externa, instabilidade económica e política, não foi possível verificar o impacto da política económica no crescimento económico e, nem na taxa de desemprego do país, para o período em análise. Por outro lado, verificamos os impactos da TXJ na TXI e os resultados mostram que a TXC não tem impacto no crescimento económico.

Neste sentido, sugerimos um maior investimento por parte dos Governos na reforma agrária, tendo em conta que esta é e tem sido um dos pilares da economia são-tomense. Mais ainda, o aumento do consumo e subvenção dos produtos nacionais em detrimento dos importados. A aposta no turismo é outro ponto que se deve ter em conta face ao elevado número de empreendimentos turísticos e de viajantes para as ilhas.

Para além do que já foi dito, é importante ressaltar que nos deparamos com algumas limitações, que condicionaram em parte a execução do presente trabalho:

- Número de observações: Estimamos o modelo VECM com 33 observações, porque não havia mais dados referente aos anos anteriores. O que não foi suficiente para analisar o impacto da política monetária no crescimento económico de São Tomé e Príncipe ao longo prazo;
- Periodicidade dos dados: Infelizmente não foi possível encontrar dados trimestrais nos sites do BCSTP, e de outras entidades públicas do país nem nos sites de organizações internacionais, o que limitou abrangência da análise e provocou ineficácia nos resultados.
- Disponibilidade dos dados: Não tivemos acesso de alguns dados, porque os mesmos não estavam disponíveis nos sites oficiais do país e nem nos sites das organizações internacionais, o que

levou a utilização de só 5 variáveis no modelo. Isso justifica o resultado que obtivemos, que por causa da ausência de algumas variáveis que fazem parte dos canais da política monetária.

Para terminar, colocamos algumas sugestões que podem servir de base/ideias para trabalhos futuros:

- Estimar outros modelos que ajudem a analisar com mais profundidade as implicações que a política monetária tem no crescimento económico;
- Analisar o impacto da política monetária na estabilização dos preços em São Tomé e Príncipe, porque no presente trabalho tivemos indícios que a taxa de juro tem um impacto significativo na inflação;
- Adicionar mais variáveis no estudo se possível como: a oferta da moeda (M2), base monetária, porque são proxys da política monetária e balança comercial devido a abertura do país;
- Utilizar por exemplo dados em painel para fazer uma comparação do impacto que a política monetária tem no crescimento económico dos estados insulares africanos.
- Comparar o impacto da política monetária nas variáveis macroeconómicas ao nível dos Países Africanos de Língua Oficial Portuguesa (PALOP).

Referências Bibliográficas

- Abdullahi, A., Omeiza, M., 2019. Impact of Monetary Policy and Fiscal Policy on Economic Growth in Nigeria, *Journal of Economics and Sustainable Development*, 10(24), ISSN 2222-2855, pp. 145-154. Disponível em: <https://core.ac.uk/download/pdf/276531444.pdf>. [Consultado em 20 de fevereiro de 2025].
- Abreu, M., Afonso, A., Escária, V. e Ferreira, C., (2018). *Economia Monetária e Financeira*, 3ª ed., Escolar Editora, pp. 385- 433.
- Anwar, A., Mohsin, A. Q. and Saboor, A. (2016) Impact of Monetary Policy on Economic Growth in Pakistan: Evaluation and Analysis, *Pakistan Journal of Social Sciences*, 36(1), pp. 131-140. Disponível em: <https://pjss.bzu.edu.pk/index.php/pjss/article/view/399>. [Consultado em 27 de março de 2025].
- Ayodeji, A. and Oluwole, A. (2018) Impact of Monetary Policy on Economic Growth in Nigeria. *Open Access Library Journal*, 5, (2), pp. 1-12. Disponível em: <https://www.scirp.org/journal/paperinformation?paperid=82481>. [Consultado em 24 de janeiro de 2025].
- Banco Central de São Tomé e Príncipe, (2017). Reforma Monetária 2018: Nova Família da Dobra, *Brochura*, p. 7. Disponível em: <https://bcstp.st/Bcstp/rm/brochura.pdf>. [Consultado em 8 de abril de 2025].
- Banco Central de São Tomé e Príncipe, (2025). Estratégia Operacional da Política Monetária. Disponível em: <https://bcstp.st/BancoCentral?x=FnXRfDgImztv8lL/9D03Og==&z=QiqVnyhLakjQX3aJkMEx8Q==>. [Consultado em 5 de março de 2025].
- Banco Mundial, (2024). São Tomé e Príncipe: Aspectos Gerais. Disponível em: <https://www.worldbank.org/pt/country/saotome/overview>. [consultado em 28 de fevereiro de 2025].
- Bernardino, A, Correia, I., Teles, P., 2004. The Monetary Transmission Mechanism: Is it Relevant for Policy? *Journal of the European Economic Association*, 2(2 e 3), pp. 310-319. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/40004906>. [Consultado em 4 de fevereiro de 2025].
- Bondarchuk, V., Raboshuk, A. (2020). The impacto of Monetary Policy on Economic Growth in Ukraine. *PAS Journal*, 1, pp. 95-113. Disponível em: https://www.researchgate.net/publication/361257435_The_Impact_of_Monetary_Policy_on_Economic_Growth_in_Ukraine. [Consultado em 26 de março de 2025].

Brown, (1959). Studies in the Quantity Theory of Money. *The Economic Journal* 69, pp. 773-775. Disponível em: <https://academic.oup.com/ej/article-abstract/69/276/773/5248941>. [Consultado em 23 de janeiro de 2025].

Dalpiaz, R., Ferreira, M., Malassise, R., 2016. *Teorias do Crescimento Econômico*. Editora e Distribuidora Educacional S.A., Londrina, Brasil, pp.13-24.

Espírito S., D., (2013). Mecanismos de transmissão da política monetária e crescimento económico: o caso de S. Tomé e Príncipe. [Dissertação de mestrado, Instituto Universitário de Lisboa]. Repositório do Iscte. [Consultado em 13 de dezembro de 2024].

Farinha, L. e Marques, R., C., (2001). The bank lending channel of monetary policy: identification and estimation using portuguese micro bank data. *European Central Bank Working Paper*. 102, pp. 7-9. Disponível em: https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=356641. [Consultado em 10 de fevereiro de 2025].

Fernandes, A. E Mota, P., (2014). *A teoria e a Política Monetária na Atualidade*. 2ª ed. Coimbra: Almedina, S.A. Editora, p. 105.

Gontijo, C., (2007). Os mecanismos de transmissão da política monetária: uma abordagem teórica. *Academia.edu Belo Horizonte: UFMG/ Cedeplar*, pp. 2-3. Disponível em: https://www.academia.edu/126655381/Os_mecanismos_de_transmiss%C3%A3o_da_pol%C3%ADtica_monet%C3%A1ria_uma_abordagem_te%C3%B3rica. [Consultado em 4 de fevereiro de 2025].

Gujarati, D.N. & Porter, D.C., 2011. *Econometria básica*. 5ª ed. Porto Alegre: AMGH. Cap. 21: Econometria de séries temporais: alguns conceitos básicos, pp. 737–800.

Joshi, U., L. (2022). The Impact of Monetary Policy on Economic Growth in Nepal: An Empirical Analysis. *International Research Journal of MMC*,3(3), ISSN 2717-4980, pp. 54–65. Disponível em: <https://nepjol.info/index.php/irjmmc/article/view/48635>. [Consultado em 27 de março de 2025].

Keynes, M. J., (1936). *The General Theory of Employment, Interest, and Money*. Edição 2007: Palgrave Macmillan, cap. IV. ISBN 978-023-000-476-4.

Lagoa, S. (2023). “Caracterização das principais Instituições Financeiras (1 aula)”. Apresentação em PowerPoint. Iscte. [Consultado em 14 de maio de 2025].

Leão, E., Leão, P., e Lagoa, S., (2019). *Política Monetária e Mercados Financeiros*. 3.ª ed. Lisboa: Edições Sílabo, pp. 269-274.

Liu, C. (2020). Impact of Monetary Policy on the Quality of Economic Growth in the New Normal. Empirical analysis based on Panel Data. *Academic journal of Business & Management*, 2(1), pp. 44-52, ISSN 2616-5902. Disponível em: <https://francispress.com/uploads/papers/uE8S4DZTdWbHUD2WibipYFDAPRpzCrLUG9b3kltb.pdf>. [Consultado em 27 de março de 2025].

Lutkepohl, H., (2005). *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Berlin: Edição Springer, p. 136-192.

Lut, M. e Moolio P., (2015). The Impact of Monetary Policy on Economic Growth in Cambodia. *Journal of Management for Global Sustainable Development*, 1, pp. 40-63, ISSN 2415-5799. [Consultado em 27 de março de 2025].

Lyndon, E. e Godspower, O., (2019). Monetary policy and economic growth nexus: further evidence from Nigeria. *Global Journal of Arts, Humanities and Social Sciences*, 7(8), pp. 24-27. Disponível em: <https://eajournals.org/qjahss/vol-7-issue-8-september-2019/monetary-policy-and-economic-growth-nexus-further-evidence-from-nigeria/>. [Consultado em 24 de janeiro de 2025].

Malika, M. (2024). Predicting the Impact of Fiscal and Monetary Policy on Economic Growth in Algeria during the period 1980-2022. *Journal of Al Maydine Al Iktissadia*, 6(1), pp. 487-508, ISSN 2716-8565. [Consultado em 26 de março de 2025].

Mankiw, N. G. (2013), *Introdução à Economia: tradução da 6ª. Edição norte-americana*. São Paulo: Cengage Learning, pp. 724-768.

Mishkin, F., (1995). Symposium on the Monetary Transmission Mechanism. *Journal of Economic Perspectives*, 9 (4), pp. 3-10. Disponível em: <https://pubs.aeaweb.org/doi/pdfplus/10.1257/jep.9.4.3>, [Consultado em 1 de fevereiro de 2025].

Mishkin, F., (1996). The Channels of Monetary Transmission: Lessons for Monetary Policy. *NBER Working Paper. No. W5464*. Disponível em: <https://www.nber.org/papers/w5464> [Consultado em 1 de fevereiro de 2025].

Modigliani, F., (1971). Monetary Policy and Consumption. In Federal Reserve Bank of Boston, Consumer Spending and Monetary Policy: the linkages. *Conference Series*, 5, pp. 9-84. [Consultado em 21 de fevereiro de 2025].

Ogwuche David D. e Obiaje, E. (2023). Impact of Monetary Policy on Economic Growth in Nigeria: 1985-2022. *Asian Journal of Economics, Business and Accounting*, 23(24), pp. 27–38. doi: 10.9734/ajeba/2023/v23i241184. [Consultado em 24 de janeiro de 2025].

Organização Internacional do Trabalho, 2015. Key Indicators of the Labour Market. Geneva. Disponível em: <https://www.ilo.org/publications/key-indicators-labour-market-2015-kilm-full-report>. [Consultado em 4 de junho de 2025].

Pacheco, Luís M., (2006). O Mecanismo de Transmissão da Política Monetária: o papel dos preços dos activos, Dissertação de Doutoramento em Economia. Lisboa, ISEG, pp. 55-57. [Consultado em 13 de dezembro de 2024].

Papademos, L., (2003). The Contribution of Monetary Policy to Economic Growth. [Em linha], *31st Economics Conference, Vienna, June*. Disponível em: https://www.ecb.europa.eu/press/key/date/2003/html/sp030612_3.en.html. [Consultado em 25 de fevereiro de 2025].

RTP África (2025). São Tomé e Príncipe - Cerca de 18% da população emigrou e mais de metade reside em Portugal - Estudo. Disponível em: <https://rtpafrica.rtp.pt/noticias/sao-tome-e-principe-cerca-de-18-da-populacao-emigrou-e-mais-de-metade-reside-em-portugal-estudo/>. [Consultado em 8 de abril de 2025].

Saunders, A. e Cornett, M. M. (2017). *Financial institutions management: a risk management approach*, chapter1: *Why are financial intermediaries special?* 9ª edição, New York: McGraw-Hill Education. pp. 2-21.

Saunders and Cornett (2021). *Financial Institutions Management, Chapter 10: Credit Risk: Individual Loan Risk*, 10ª edição, McGraw-Hill. pp. 278-302.

Sang, T., M. (2019). Impact of Monetary Policy on Economic Growth: Empirical Evidence in Vietnam. *International Journal of Social Science and Economics Invention*, 5(10), ISSN 2455- 6289, pp. 162- 165. Disponível em: <https://ijssei.in/index.php/ijssei/article/view/169/86>. [Consultado em 27 de março de 2025].

Shittu, I., M., Olorunfemi, T., F., Adejola, D., K. (2023). The impact of Monetary Policy variables on Economic Growth in Nigeria. *Journal of Economics and Allied Research*, 8(2), ISSN: 2536-7447, pp. 271-284. [Consultado 27 de março de 2025].

Silveira, M. C., (2022). Um olhar sobre o percurso económico de São Tomé e Príncipe (1975 -2020). *somos+*. Disponível em: <https://somosmais.org/um-olhar-sobre-o-percurso-economico-de-sao-tome-e-principe-1975-2020/>. [Consultado em 20 de março de 2025].

Smith, C., (2020). Understanding the role of Monetary Policy in the Economy. [Em linha]. *Federal Reserve Bank of ST. Louis*. Disponível em: <https://www.stlouisfed.org/open-vault/2020/march/understanding-role-monetary-policy-economy~>. [Consultado em 23 de fevereiro de 2025].

Sugathadasa R. (2018). The impact of Monetary Policy on Economic Growth in Sri Lanka: a study on panel data. *International Journal of Advance Research na Innovative Ideas in Education*, 4(5), pp. 192-200, ISSN- 2395-4393. [Consultado em 21 de fevereiro de 2025].

Tobin, J. (1969). A General Equilibrium Approach to Monetary Theory. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 1 (1), pp. 15-29. Disponível em: [https://mail.tku.edu.tw/niehcc/paper/T\(1969-jmcb\).pdf](https://mail.tku.edu.tw/niehcc/paper/T(1969-jmcb).pdf). [Consultado em 21 de fevereiro de 2025].

Anexo A

Anexo A - Dados utilizados no trabalho

Tabela A.7: Resumo dos artigos usados na revisão da literatura

Autor(es)	País a ser analisado	Dados Amostras e Metodologia	Variáveis dependentes	Variáveis independentes	Principais resultados
Lut, M., Moolio, P. (2015)	Camboja	Dados em séries temporais Dados trimestrais (2000-2012) Modelo: Regressão múltipla Método: OLS Teste: Augmented n Dickey-Fuller Durbin-Watson Breusch-Godfrey Serial Correlation LM	PIB	- Oferta da moeda (M2) - Taxa de juro	O estudo mostrou que a oferta da moeda tem um efeito significativo no PIB, já a variação da taxa de juro (aumento /descida) não tem efeito no PIB do referido país.
Aftab Anwar, Abdul Mohsin, Abdul Saboor (2016)	Paquistão	Dados em série temporais Dados trimestrais (1972-2011) Teste: Augmented Dickey-Fuller (ADF) Causalidade de Granger Modelo: Regressões lineares múltiplas Método: OLS	Taxa do crescimento do PIB real a preços constantes 1990-00	Índice de inflação média -Base monetária -M2 Taxa de juro real Taxa de câmbio real	A taxa de juro e de câmbio tem impacto significativo no crescimento económico do Paquistão enquanto o M2 e o nível doméstico da inflação, quase não influenciou conforme mostra os resultados empíricos. As autoridades paquistanesas não conseguem controlar as alterações da oferta da moeda.
Ayodeji e Oluwole (2018)	Nigéria	Dados em série temporais Dados anuais (1981-2016) Testes: Augmented Dickey-Fuller (ADF) Raiz unitária	Lg do PIB	-Lg da oferta da moeda -Lg da Taxa de câmbio Lg da Taxa de juro -Lg do Índice de liquidez	Os autores chegaram a conclusão de que, a política monetária está mais ligada com o controle da inflação do que o estímulo do crescimento económico. O resultado do estudo revela a existência de

		Co-integração de Johansen Causalidade de Granger Modelo: VECM			uma causalidade unidirecional entre oferta monetária e crescimento económico e uma causalidade bidirecional entre juros e crescimento económico.
Sugathadasa R. (2018)	Sri Lanka	Dados em painel Dados anuais (1985-2017) Modelo: Regressão múltipla Estatística descritiva	PIB	-Taxa de juro -Taxa de câmbio -Oferta da moeda(M2)	O estudo revela que, a oferta de moeda é a única variável que tem impacto significativo no crescimento económico de Sri Lanka nos últimos 33 anos.
Sang, T., M. (2019)	Vietnam	Dados em séries temporais Dados trimestrais (2009-2018) Modelo: VAR Teste: Raiz unitária	PIB	Oferta de moeda(M2) -Taxa de juro de mercado -Taxa de câmbio (USD/VND) -Taxa de inflação	O resultado do estudo revela que, a taxa de câmbio não tem impacto no crescimento económico do Vietnam, e a oferta da moeda tem efeito significativo no crescimento económico, por fim a taxa de juro do mercado afeta negativamente a economia.
Liu, C. (2020)	China (15 províncias e municípios)	Dados em painel Dados anuais (2001-2016) Teste: Correlação transversal Heterocedasticidade entre grupos	Lg da qualidade do crescimento económico	- Lg da oferta da moeda(M2) - Lg da taxa de crescimento do -Lg do PIB - Lg do índice do preço do consumidor	O autor chegou a conclusão que: Qualidade do crescimento económico é afetada pela taxa do PIB e pela oferta de moeda. Para alcançar o desenvolvimento sustentável da economia chinesa, a entidade competente, tem que implementar uma política monetária prudente e promover a reestruturação económica.
Vitalii Bondarcuk, Alina Raboshuk (2020)	Ucrânia	Dados em série temporais Dados trimestrais (2006- 2019) Teste:	PIB real	M3 -Taxa de câmbio (UAH/USD) -Taxa de câmbio (UAH/EUR)	Conforme o estudo, durante o período analisado a política do BC não foi consistente. De 2014 a 2019, ao longo prazo, o impacto

		Augmented Dickey-Fuller (ADF) (Raíz unitária) Modelo: VAR		-Taxa de juro (taxa básica do BC) -Índice do preço do produtor Empréstimos às empresas -Dívidas externas	da inflação no PIB só aumenta se houver aumento no índice do preço do consumidor (IPC). A taxa de câmbio UAH/USD, não teve impacto significativo no PIB apesar da Ucrânia usar o dólar americano como sua moeda de transação (importação e exportação). Por outro lado, desde 2014, taxa diretória do BC teve impacto significativo embora ter sido utilizada como instrumento para travar a inflação desde o ano 2014. Por fim o empréstimo às empresas também teve efeito insignificante no crescimento económico deve o facto que antes do ano 2015, os valores emprestados não foram devolvidos ao banco.
Joshi, U., L. (2022)	Nepal	Dados em séries temporais Dados anuais (1965-2020) Teste: Cointegração de Johansen Dickey-Fuller (Raíz unitária) Causalidade de Granger Modelo: VECM	PIB	-Oferta de moeda -Taxa de câmbio - Reserva cambial -Formação bruta de capital fixo.	O autor chegou a conclusão de que, com a base no teste de causalidade a Granger todas as variáveis exceto a formação bruta de capital causam o PIB. Com base nos testes feitos, a conclusão é de que existe relação entre a política monetária e o crescimento económico do Nepal, o que significa que as autoridades monetárias e os

					decisores políticos devem concentrar-se nas variáveis independentes usadas no estudo para promover um crescimento sólido.
Shittu, I., M et al (2023)	Nigéria	Dados em séries temporais Dados anuais (1981-2021) Teste: Augmented Dickey-Fuller (ADF) Modelo: Autoregressive distributed lag (ARDL)	PIB	-Taxa de juro -Oferta de moeda(M2) - Crédito ao setor privado	O estudo revelou que, a taxa de juro e o crédito ao sector privado foram as variáveis que tiveram efeito positivo no PIB da Nigéria, dentre elas a taxa de juro teve um impacto positivo e significativo. Por outro lado, a oferta da moeda e a taxa de câmbio impactuaram de forma negativa no PIB. Os autores frisaram ainda que, apesar da política monetária mostrar ter impacto significativo no crescimento económico, ela não é eficaz devido a sua implementação ineficiente no país.
Malika, M. (2024)	Argélia	Dados em séries temporais Dados anuais (1980-2022) Teste: Augmented n Dickey-Fuller Cointegração de Johansen Modelo: VAR	PIB	Taxa de câmbio -Oferta de moeda - Despesas de consumo final do governo geral	O estudo mostrou que a política monetária tem maior impacto no crescimento económico da Argélia do que na política orçamental. Segundo o autor, uma taxa de juro mais baixa promove o investimento e estimula os consumidores a gastar mais, leva o aumento da procura de bens e serviços e assim impulsiona o aumento da produção e criação de novos empregos.

Fonte: elaboração própria.

Tabela A.8: Estatísticas descritiva das variáveis em estudo

	PIB	TXJ	TXC	TXI	TXD
Mean	2.679303	20.86970	19.31027	19.26273	13.34039
Median	2.554000	15.50000	18.71661	12.90000	14.40000
Maximum	4.175000	55.00000	73.26300	81.10000	17.63000
Minimum	1.589000	9.000000	6.885000	3.960000	8.714000
Std. Dev.	0.917885	13.02705	12.27901	16.19380	2.756054
Skewness	0.332218	1.190622	2.768893	2.127752	-0.550541
Kurtosis	1.645617	3.362239	12.66289	7.930054	1.919105
Jarque-Bera	3.129263	7.977117	170.5530	58.32028	3.273488
Probability	0.209165	0.018526	0.000000	0.000000	0.194613
Sum	88.41700	688.7000	637.2389	635.6700	440.2330
Sum Sq. Dev.	26.96040	5430.530	4824.773	8391.652	243.0667
Observations	33	33	33	33	33

Fonte: Eviews 12.

Tabela A.9: Matriz de Correlação das variáveis em estudo

	PIB	TXJ	TXC	TXI	TXD
PIB	1.000000	-0.721474	0.028384	-0.490148	-0.831365
TXJ	-0.721474	1.000000	0.091692	0.828482	0.481936
TXC	0.028384	0.091692	1.000000	0.149633	-0.227380
TXI	-0.490148	0.828482	0.149633	1.000000	0.289414
TXD	-0.831365	0.481936	-0.227380	0.289414	1.000000

Tabela A.10: Testes de raiz unitária ADF

Este ponto está subdividido em várias partes, conforme podemos ver a seguir:

A.10.1 - Teste ADF do Log (PIB) a constante

a) A nível

Null Hypothesis: LOG_PIB has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 2 (Automatic - based on AIC, maxlag=5)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-0.996201	0.7417
Test critical values:	1% level		-3.670170	
	5% level		-2.963972	
	10% level		-2.621007	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LOG_PIB)				
Method: Least Squares				
Date: 06/13/25 Time: 16:21				
Sample (adjusted): 1994 2023				
Included observations: 30 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG_PIB(-1)	-0.011621	0.011665	-0.996201	0.3283
D(LOG_PIB(-1))	0.299337	0.186396	1.605917	0.1204
D(LOG_PIB(-2))	0.327730	0.195084	1.679946	0.1049
C	0.022528	0.011924	1.889399	0.0700
R-squared	0.245925	Mean dependent var		0.031597
Adjusted R-squared	0.158916	S.D. dependent var		0.021558
S.E. of regression	0.019771	Akaike info criterion		-4.885668
Sum squared resid	0.010163	Schwarz criterion		-4.698841
Log likelihood	77.28502	Hannan-Quinn criter.		-4.825900
F-statistic	2.826443	Durbin-Watson stat		2.084643
Prob(F-statistic)	0.058219			

b) Nas primeiras diferenças

Null Hypothesis: D(LOG_PIB) has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=5)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-3.434807	0.0172
Test critical values:	1% level		-3.661661	
	5% level		-2.960411	
	10% level		-2.619160	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LOG_PIB,2)				
Method: Least Squares				
Date: 06/13/25 Time: 16:21				
Sample (adjusted): 1993 2023				
Included observations: 31 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOG_PIB(-1))	-0.583543	0.169891	-3.434807	0.0018
C	0.018016	0.006370	2.828188	0.0084
R-squared	0.289179	Mean dependent var		-9.09E-05
Adjusted R-squared	0.264668	S.D. dependent var		0.023220
S.E. of regression	0.019912	Akaike info criterion		-4.932663
Sum squared resid	0.011498	Schwarz criterion		-4.840148
Log likelihood	78.45627	Hannan-Quinn criter.		-4.902505
F-statistic	11.79790	Durbin-Watson stat		2.228770
Prob(F-statistic)	0.001809			

A.10.1.1 - Teste ADF do Log (PIB) a constante e tendência

a) A nível

Null Hypothesis: LOG_PIB has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 3 (Automatic - based on AIC, maxlag=5)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-2.360489	0.3909
Test critical values:	1% level		-4.309824	
	5% level		-3.574244	
	10% level		-3.221728	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LOG_PIB)				
Method: Least Squares				
Date: 06/15/25 Time: 00:58				
Sample (adjusted): 1995 2023				
Included observations: 29 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG_PIB(-1)	-0.219521	0.092998	-2.360489	0.0271
D(LOG_PIB(-1))	0.285979	0.187090	1.528559	0.1400
D(LOG_PIB(-2))	0.343429	0.192671	1.782462	0.0879
D(LOG_PIB(-3))	0.235314	0.200113	1.175909	0.2517
C	0.074971	0.026421	2.837590	0.0093
@TREND("1991")	0.007723	0.003476	2.222006	0.0364
R-squared	0.388044	Mean dependent var		0.031928
Adjusted R-squared	0.255010	S.D. dependent var		0.021862
S.E. of regression	0.018869	Akaike info criterion		-4.920558
Sum squared resid	0.008189	Schwarz criterion		-4.637669
Log likelihood	77.34808	Hannan-Quinn criter.		-4.831960
F-statistic	2.916877	Durbin-Watson stat		1.966058
Prob(F-statistic)	0.035005			

b) Primeiras diferenças

Null Hypothesis: D(LOG_PIB) has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=5)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-3.434807	0.0172
Test critical values:	1% level		-3.661661	
	5% level		-2.960411	
	10% level		-2.619160	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LOG_PIB,2)				
Method: Least Squares				
Date: 06/11/25 Time: 16:16				
Sample (adjusted): 1993 2023				
Included observations: 31 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOG_PIB(-1))	-0.583543	0.169891	-3.434807	0.0018
C	0.018016	0.006370	2.828188	0.0084
R-squared	0.289179	Mean dependent var		-9.09E-05
Adjusted R-squared	0.264668	S.D. dependent var		0.023220
S.E. of regression	0.019912	Akaike info criterion		-4.932663
Sum squared resid	0.011498	Schwarz criterion		-4.840148
Log likelihood	78.45627	Hannan-Quinn criter.		-4.902505
F-statistic	11.79790	Durbin-Watson stat		2.228770
Prob(F-statistic)	0.001809			

A.10.2 - Teste ADF da TXJ a constante

a) A nível

Null Hypothesis: TXJ has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 4 (Automatic - based on AIC, maxlag=5)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-2.616928	0.1016
Test critical values:	1% level		-3.689194	
	5% level		-2.971853	
	10% level		-2.625121	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(TXJ)				
Method: Least Squares				
Date: 06/13/25 Time: 16:23				
Sample (adjusted): 1996 2023				
Included observations: 28 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TXJ(-1)	-0.294416	0.112504	-2.616928	0.0157
D(TXJ(-1))	-0.160457	0.160157	-1.001872	0.3273
D(TXJ(-2))	0.237113	0.161842	1.465093	0.1570
D(TXJ(-3))	-0.031079	0.150412	-0.206628	0.8382
D(TXJ(-4))	-0.321936	0.139329	-2.310616	0.0306
C	0.037075	0.025894	1.431765	0.1663
R-squared	0.510457	Mean dependent var		-0.014286
Adjusted R-squared	0.399198	S.D. dependent var		0.078016
S.E. of regression	0.060471	Akaike info criterion		-2.585896
Sum squared resid	0.080448	Schwarz criterion		-2.300423
Log likelihood	42.20254	Hannan-Quinn criter.		-2.498624
F-statistic	4.587981	Durbin-Watson stat		1.912499
Prob(F-statistic)	0.005115			

b) Nas primeiras diferenças

Null Hypothesis: D(TXJ) has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 3 (Automatic - based on AIC, maxlag=5)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-4.343649	0.0020
Test critical values:	1% level		-3.689194	
	5% level		-2.971853	
	10% level		-2.625121	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(TXJ,2)				
Method: Least Squares				
Date: 06/13/25 Time: 16:24				
Sample (adjusted): 1996 2023				
Included observations: 28 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(TXJ(-1))	-1.766080	0.406589	-4.343649	0.0002
D(TXJ(-1),2)	0.421516	0.341690	1.233622	0.2298
D(TXJ(-2),2)	0.517936	0.258317	2.005039	0.0569
D(TXJ(-3),2)	0.387749	0.153478	2.526418	0.0189
C	-0.022929	0.013476	-1.701514	0.1023
R-squared	0.794420	Mean dependent var	-0.006429	
Adjusted R-squared	0.758667	S.D. dependent var	0.137859	
S.E. of regression	0.067724	Akaike info criterion	-2.386315	
Sum squared resid	0.105491	Schwarz criterion	-2.148422	
Log likelihood	38.40842	Hannan-Quinn criter.	-2.313589	
F-statistic	22.21959	Durbin-Watson stat	1.650843	
Prob(F-statistic)	0.000000			

A.10.2.1 - Teste ADF da TXJ a constante e tendência

a) A nível

Null Hypothesis: TXJ has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 4 (Automatic - based on AIC, maxlag=5)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.590906	0.2867
Test critical values: 1% level	-4.323979	
5% level	-3.580622	
10% level	-3.225334	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(TXJ)
Method: Least Squares
Date: 06/11/25 Time: 16:18
Sample (adjusted): 1996 2023
Included observations: 28 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TXJ(-1)	-0.626164	0.241678	-2.590906	0.0171
D(TXJ(-1))	0.062418	0.212445	0.293808	0.7718
D(TXJ(-2))	0.414057	0.194643	2.127258	0.0454
D(TXJ(-3))	0.137278	0.182410	0.752578	0.4601
D(TXJ(-4))	-0.201025	0.156373	-1.285546	0.2126
C	0.193608	0.104795	1.847496	0.0788
@TREND("1991")	-0.004721	0.003068	-1.538589	0.1388
R-squared	0.560051	Mean dependent var	-0.014286	
Adjusted R-squared	0.434352	S.D. dependent var	0.078016	
S.E. of regression	0.058675	Akaike info criterion	-2.621280	
Sum squared resid	0.072298	Schwarz criterion	-2.288229	
Log likelihood	43.69793	Hannan-Quinn criter.	-2.519463	
F-statistic	4.455472	Durbin-Watson stat	1.908455	
Prob(F-statistic)	0.004652			

b) Nas primeiras diferenças

Null Hypothesis: D(TXJ) has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 3 (Automatic - based on AIC, maxlag=5)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-4.343649	0.0020
Test critical values:	1% level		-3.689194	
	5% level		-2.971853	
	10% level		-2.625121	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(TXJ,2)				
Method: Least Squares				
Date: 06/11/25 Time: 16:19				
Sample (adjusted): 1996 2023				
Included observations: 28 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(TXJ(-1))	-1.766080	0.406589	-4.343649	0.0002
D(TXJ(-1),2)	0.421516	0.341690	1.233622	0.2298
D(TXJ(-2),2)	0.517936	0.258317	2.005039	0.0569
D(TXJ(-3),2)	0.387749	0.153478	2.526418	0.0189
C	-0.022929	0.013476	-1.701514	0.1023
R-squared	0.794420	Mean dependent var		-0.006429
Adjusted R-squared	0.758667	S.D. dependent var		0.137859
S.E. of regression	0.067724	Akaike info criterion		-2.386315
Sum squared resid	0.105491	Schwarz criterion		-2.148422
Log likelihood	38.40842	Hannan-Quinn criter.		-2.313589
F-statistic	22.21959	Durbin-Watson stat		1.650843
Prob(F-statistic)	0.000000			

A.10.3 -Teste ADF do Log (TXC) a constante

a) A nível

Null Hypothesis: LOG_TXC has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 4 (Automatic - based on AIC, maxlag=5)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-1.207421	0.6568
Test critical values:	1% level		-3.689194	
	5% level		-2.971853	
	10% level		-2.625121	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LOG_TXC)				
Method: Least Squares				
Date: 06/14/25 Time: 19:40				
Sample (adjusted): 1996 2023				
Included observations: 28 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG_TXC(-1)	-0.115431	0.095601	-1.207421	0.2401
D(LOG_TXC(-1))	-0.097674	0.088804	-1.099888	0.2833
D(LOG_TXC(-2))	0.474112	0.088463	5.359409	0.0000
D(LOG_TXC(-3))	0.127517	0.094208	1.353558	0.1896
D(LOG_TXC(-4))	-0.205847	0.089405	-2.302414	0.0311
C	0.338246	0.261359	1.294180	0.2090
R-squared	0.680064	Mean dependent var		0.016661
Adjusted R-squared	0.607351	S.D. dependent var		0.251259
S.E. of regression	0.157443	Akaike info criterion		-0.672095
Sum squared resid	0.545344	Schwarz criterion		-0.386622
Log likelihood	15.40932	Hannan-Quinn criter.		-0.584823
F-statistic	9.352758	Durbin-Watson stat		1.956730
Prob(F-statistic)	0.000069			

b) Nas primeiras diferenças

Null Hypothesis: D(LOG_TXC) has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 1 (Automatic - based on AIC, maxlag=5)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-3.716885	0.0089
Test critical values:	1% level		-3.670170	
	5% level		-2.963972	
	10% level		-2.621007	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LOG_TXC,2)				
Method: Least Squares				
Date: 06/14/25 Time: 19:40				
Sample (adjusted): 1994 2023				
Included observations: 30 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOG_TXC(-1))	-1.103248	0.296821	-3.716885	0.0009
D(LOG_TXC(-1),2)	-0.213564	0.178256	-1.198072	0.2413
C	-0.025275	0.067915	-0.372154	0.7127
R-squared	0.717355	Mean dependent var		-0.010811
Adjusted R-squared	0.696418	S.D. dependent var		0.674895
S.E. of regression	0.371855	Akaike info criterion		0.954015
Sum squared resid	3.733460	Schwarz criterion		1.094135
Log likelihood	-11.31023	Hannan-Quinn criter.		0.998841
F-statistic	34.26308	Durbin-Watson stat		2.040643
Prob(F-statistic)	0.000000			

A.10.3.1 - Teste ADF do Log (TXC) a constante e tendência

a) A nível

Null Hypothesis: LOG_TXC has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 3 (Automatic - based on AIC, maxlag=5)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-11.08959	0.0000
Test critical values:	1% level		-4.309824	
	5% level		-3.574244	
	10% level		-3.221728	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LOG_TXC)				
Method: Least Squares				
Date: 06/14/25 Time: 19:43				
Sample (adjusted): 1995 2023				
Included observations: 29 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG_TXC(-1)	-0.733320	0.066127	-11.08959	0.0000
D(LOG_TXC(-1))	-0.278298	0.076044	-3.659716	0.0013
D(LOG_TXC(-2))	0.225856	0.075836	2.978218	0.0067
D(LOG_TXC(-3))	0.272270	0.073974	3.680633	0.0012
C	1.407832	0.174466	8.069391	0.0000
@TREND("1991")	0.031491	0.003401	9.259419	0.0000
R-squared	0.901556	Mean dependent var	-0.040486	
Adjusted R-squared	0.880155	S.D. dependent var	0.394442	
S.E. of regression	0.136550	Akaike info criterion	-0.962254	
Sum squared resid	0.428858	Schwarz criterion	-0.679365	
Log likelihood	19.95268	Hannan-Quinn criter.	-0.873657	
F-statistic	42.12695	Durbin-Watson stat	1.462153	
Prob(F-statistic)	0.000000			

b) Nas primeiras diferenças

Null Hypothesis: D(LOG_TXC) has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 1 (Automatic - based on AIC, maxlag=5)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-3.716885	0.0089
Test critical values:	1% level		-3.670170	
	5% level		-2.963972	
	10% level		-2.621007	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LOG_TXC,2)				
Method: Least Squares				
Date: 06/14/25 Time: 19:40				
Sample (adjusted): 1994 2023				
Included observations: 30 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOG_TXC(-1))	-1.103248	0.296821	-3.716885	0.0009
D(LOG_TXC(-1),2)	-0.213564	0.178256	-1.198072	0.2413
C	-0.025275	0.067915	-0.372154	0.7127
R-squared	0.717355	Mean dependent var		-0.010811
Adjusted R-squared	0.696418	S.D. dependent var		0.674895
S.E. of regression	0.371855	Akaike info criterion		0.954015
Sum squared resid	3.733460	Schwarz criterion		1.094135
Log likelihood	-11.31023	Hannan-Quinn criter.		0.998841
F-statistic	34.26308	Durbin-Watson stat		2.040643
Prob(F-statistic)	0.000000			

A.10.4 - Teste ADF da TXI a constante

- A nível

Null Hypothesis: TXI has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=5)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-3.523971	0.0137
Test critical values:	1% level		-3.653730	
	5% level		-2.957110	
	10% level		-2.617434	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(TXI)				
Method: Least Squares				
Date: 06/13/25 Time: 16:28				
Sample (adjusted): 1992 2023				
Included observations: 32 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TXI(-1)	-0.506447	0.143715	-3.523971	0.0014
C	0.086765	0.036239	2.394280	0.0231
R-squared	0.292759	Mean dependent var		-0.011144
Adjusted R-squared	0.269185	S.D. dependent var		0.153953
S.E. of regression	0.131611	Akaike info criterion		-1.157469
Sum squared resid	0.519644	Schwarz criterion		-1.065861
Log likelihood	20.51951	Hannan-Quinn criter.		-1.127104
F-statistic	12.41837	Durbin-Watson stat		1.946261
Prob(F-statistic)	0.001386			

A.10.4.1 - Teste ADF da TXI a constante e tendência

a) A nível

Null Hypothesis: TXI has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 3 (Automatic - based on AIC, maxlag=5)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-3.113474	0.1220
Test critical values:	1% level		-4.309824	
	5% level		-3.574244	
	10% level		-3.221728	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(TXI)				
Method: Least Squares				
Date: 06/11/25 Time: 16:25				
Sample (adjusted): 1995 2023				
Included observations: 29 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TXI(-1)	-0.928642	0.298266	-3.113474	0.0049
D(TXI(-1))	0.405631	0.280010	1.448631	0.1609
D(TXI(-2))	0.199159	0.228063	0.873261	0.3915
D(TXI(-3))	0.389596	0.189090	2.060368	0.0509
C	0.315592	0.127585	2.473574	0.0212
@TREND("1991")	-0.008459	0.004334	-1.951829	0.0632
R-squared	0.422067	Mean dependent var	-0.008783	
Adjusted R-squared	0.296429	S.D. dependent var	0.149402	
S.E. of regression	0.125317	Akaike info criterion	-1.133952	
Sum squared resid	0.361199	Schwarz criterion	-0.851063	
Log likelihood	22.44230	Hannan-Quinn criter.	-1.045354	
F-statistic	3.359398	Durbin-Watson stat	1.901695	
Prob(F-statistic)	0.020097			

b) Nas primeiras diferenças

Null Hypothesis: D(TXI) has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 1 (Automatic - based on AIC, maxlag=5)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-6.188028	0.0000
Test critical values:	1% level		-3.670170	
	5% level		-2.963972	
	10% level		-2.621007	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(TXI,2)				
Method: Least Squares				
Date: 06/11/25 Time: 16:26				
Sample (adjusted): 1994 2023				
Included observations: 30 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(TXI(-1))	-1.693671	0.273701	-6.188028	0.0000
D(TXI(-1),2)	0.352562	0.173287	2.034557	0.0518
C	-0.006829	0.025985	-0.262801	0.7947
R-squared	0.679297	Mean dependent var		-0.000820
Adjusted R-squared	0.655542	S.D. dependent var		0.241354
S.E. of regression	0.141652	Akaike info criterion		-0.976247
Sum squared resid	0.541763	Schwarz criterion		-0.836127
Log likelihood	17.64370	Hannan-Quinn criter.		-0.931421
F-statistic	28.59508	Durbin-Watson stat		1.845321
Prob(F-statistic)	0.000000			

A.10.5 - Teste ADF da TXD a constante

a) A nível

Null Hypothesis: TXD has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 1 (Automatic - based on AIC, maxlag=5)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-0.484726	0.8812
Test critical values:	1% level		-3.661661	
	5% level		-2.960411	
	10% level		-2.619160	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(TXD)				
Method: Least Squares				
Date: 06/11/25 Time: 16:40				
Sample (adjusted): 1993 2023				
Included observations: 31 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TXD(-1)	-0.022113	0.045620	-0.484726	0.6316
D(TXD(-1))	0.383754	0.184053	2.085024	0.0463
C	0.001852	0.006346	0.291820	0.7726
R-squared	0.135001	Mean dependent var		-0.001804
Adjusted R-squared	0.073215	S.D. dependent var		0.006750
S.E. of regression	0.006498	Akaike info criterion		-7.142821
Sum squared resid	0.001182	Schwarz criterion		-7.004048
Log likelihood	113.7137	Hannan-Quinn criter.		-7.097585
F-statistic	2.184981	Durbin-Watson stat		1.900145
Prob(F-statistic)	0.131287			

b) Nas primeiras diferenças

Null Hypothesis: D(TXD) has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=5)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-3.713842	0.0088
Test critical values:	1% level		-3.661661	
	5% level		-2.960411	
	10% level		-2.619160	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(TXD,2)				
Method: Least Squares				
Date: 06/11/25 Time: 16:40				
Sample (adjusted): 1993 2023				
Included observations: 31 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(TXD(-1))	-0.643125	0.173170	-3.713842	0.0009
C	-0.001168	0.001192	-0.979678	0.3353
R-squared	0.322313	Mean dependent var		-2.26E-05
Adjusted R-squared	0.298945	S.D. dependent var		0.007658
S.E. of regression	0.006412	Akaike info criterion		-7.198981
Sum squared resid	0.001192	Schwarz criterion		-7.106466
Log likelihood	113.5842	Hannan-Quinn criter.		-7.168823
F-statistic	13.79262	Durbin-Watson stat		1.882474
Prob(F-statistic)	0.000865			

A.10.5.1 - Teste ADF da TXD a constante e tendência

a) A nível

Null Hypothesis: TXD has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 1 (Automatic - based on AIC, maxlag=5)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-1.614274	0.7640
Test critical values:	1% level		-4.284580	
	5% level		-3.562882	
	10% level		-3.215267	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(TXD)				
Method: Least Squares				
Date: 06/13/25 Time: 16:30				
Sample (adjusted): 1993 2023				
Included observations: 31 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TXD(-1)	-0.101138	0.062652	-1.614274	0.1181
D(TXD(-1))	0.346218	0.178673	1.937719	0.0632
C	0.018059	0.011009	1.640434	0.1125
@TREND("1991")	-0.000333	0.000188	-1.770760	0.0879
R-squared	0.225003	Mean dependent var		-0.001804
Adjusted R-squared	0.138892	S.D. dependent var		0.006750
S.E. of regression	0.006264	Akaike info criterion		-7.188175
Sum squared resid	0.001059	Schwarz criterion		-7.003145
Log likelihood	115.4167	Hannan-Quinn criter.		-7.127860
F-statistic	2.612952	Durbin-Watson stat		1.890862
Prob(F-statistic)	0.071738			

b) Nas primeiras diferenças

Null Hypothesis: D(TXD) has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=5)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-3.785347	0.0311
Test critical values:	1% level		-4.284580	
	5% level		-3.562882	
	10% level		-3.215267	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(TXD,2)				
Method: Least Squares				
Date: 06/13/25 Time: 16:31				
Sample (adjusted): 1993 2023				
Included observations: 31 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(TXD(-1))	-0.689969	0.182274	-3.785347	0.0007
C	0.000731	0.002511	0.291000	0.7732
@TREND("1991")	-0.000117	0.000136	-0.860314	0.3969
R-squared	0.339765	Mean dependent var		-2.26E-05
Adjusted R-squared	0.292606	S.D. dependent var		0.007658
S.E. of regression	0.006441	Akaike info criterion		-7.160555
Sum squared resid	0.001162	Schwarz criterion		-7.021782
Log likelihood	113.9886	Hannan-Quinn criter.		-7.115319
F-statistic	7.204584	Durbin-Watson stat		1.856098
Prob(F-statistic)	0.002991			

Tabela A.11: Teste de cointegração de Johansen

Date: 06/14/25 Time: 19:54
Sample (adjusted): 1992 2023
Included observations: 32 after adjustments
Trend assumption: Linear deterministic trend
Series: LOG PIB TXJ LOG TXC TXI TXD
Lags interval (in first differences): 00 to

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.815213	99.52249	69.81889	0.0000
At most 1	0.513107	45.48877	47.85613	0.0820
At most 2	0.307316	22.45799	29.79707	0.2737
At most 3	0.265864	10.70817	15.49471	0.2301
At most 4	0.025246	0.818230	3.841465	0.3657

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.815213	54.03372	33.87687	0.0001
At most 1	0.513107	23.03078	27.58434	0.1722
At most 2	0.307316	11.74982	21.13162	0.5725
At most 3	0.265864	9.889940	14.26460	0.2192
At most 4	0.025246	0.818230	3.841465	0.3657

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b*S11*b=I):

LOG PIB	TXJ	LOG TXC	TXI	TXD
-2.041584	-15.71069	1.212245	9.097726	7.324903
1.277076	0.192884	0.957278	-5.283736	31.62042
-5.030974	-1.376182	0.291105	-3.954250	-48.19778
-2.765870	-8.663807	-1.246227	1.808748	-0.957679
0.633462	-3.898232	-0.926891	1.769564	-25.56063

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(LOG PIB)	D(TXJ)	D(LOG TXC)	D(TXI)	D(TXD)
-0.000757	0.007307	-0.007457	0.005937	-0.000912
0.058611	0.031518	0.012999	0.003403	-0.002127
-0.258839	0.033970	-0.023136	0.039033	0.040195
-0.018558	0.083888	0.048469	-0.004398	-0.005285
0.000406	-0.001998	0.002236	0.002236	4.27E-06

1 Cointegrating Equation(s):		Log likelihood	271.7920	
Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)				
LOG PIB	TXJ	LOG TXC	TXI	TXD
1.000000	7.695343	-0.593777	-4.456210	-3.587853
	(0.66617)	(0.09408)	(0.48640)	(2.07650)
Adjustment coefficients (standard error in parentheses)				
D(LOG PIB)	0.001545			
	(0.00791)			
D(TXJ)	-0.119660			
	(0.02201)			
D(LOG TXC)	0.528442			
	(0.11114)			
D(TXI)	0.037887			
	(0.05606)			
D(TXD)	-0.000829			
	(0.00244)			

2 Cointegrating Equation(s):		Log likelihood	283.3074	
Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)				
LOG PIB	TXJ	LOG TXC	TXI	TXD
1.000000	0.000000	0.776480	-4.130988	25.32754
		(0.31049)	(0.92801)	(6.25006)
0.000000	1.000000	-0.178063	-0.042262	-3.757518
		(0.04219)	(0.12610)	(0.84928)
Adjustment coefficients (standard error in parentheses)				
D(LOG PIB)	0.010876	0.013296		
	(0.00876)	(0.05718)		
D(TXJ)	-0.079409	-0.914743		
	(0.02196)	(0.14325)		
D(LOG TXC)	0.571824	4.073092		
	(0.13024)	(0.84975)		
D(TXI)	0.145019	0.307734		
	(0.05488)	(0.35805)		
D(TXD)	-0.003380	-0.006765		
	(0.00274)	(0.01789)		

3 Cointegrating Equation(s):		Log likelihood	289.1823	
Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)				
LOG PIB	TXJ	LOG TXC	TXI	TXD
1.000000	0.000000	0.000000	0.740110	10.77957
			(0.35081)	(2.14526)
0.000000	1.000000	0.000000	-1.159307	-0.421364
			(0.11999)	(0.73377)
0.000000	0.000000	1.000000	-6.273308	18.73580
			(1.21294)	(7.41726)
Adjustment coefficients (standard error in parentheses)				
D(LOG PIB)	0.048394	0.023559	0.003906	
	(0.01882)	(0.05323)	(0.00530)	
D(TXJ)	-0.144808	-0.932632	0.105006	
	(0.04910)	(0.13884)	(0.01384)	
D(LOG TXC)	0.688223	4.104932	-0.287993	
	(0.30073)	(0.85040)	(0.08475)	
D(TXI)	-0.098827	0.241032	0.071918	
	(0.11713)	(0.33121)	(0.03301)	
D(TXD)	-0.014628	-0.009842	-0.000769	
	(0.00593)	(0.01676)	(0.00167)	

4 Cointegrating Equation(s):		Log likelihood	294.1273	
------------------------------	--	----------------	----------	--

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)				
LOG_PIB	TXJ	LOG_TXC	TXI	TXD
1.000000	0.000000	0.000000	0.000000	13.34533
				(2.24373)
0.000000	1.000000	0.000000	0.000000	-4.440369
				(1.17260)
0.000000	0.000000	1.000000	0.000000	-3.012069
				(5.56635)
0.000000	0.000000	0.000000	1.000000	-3.466730
				(1.25088)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)				
D(LOG_PIB)	0.031972	-0.027880	-0.003493	-0.005262
	(0.01990)	(0.05751)	(0.00641)	(0.03638)
D(TXJ)	-0.154219	-0.962111	0.100766	0.321451
	(0.05467)	(0.15802)	(0.01761)	(0.09997)
D(LOG_TXC)	0.580262	3.766756	-0.336637	-2.372247
	(0.33273)	(0.96174)	(0.10721)	(0.60841)
D(TXI)	-0.086663	0.279135	0.077399	-0.811690
	(0.13064)	(0.37762)	(0.04209)	(0.23889)
D(TXD)	-0.020811	-0.029211	-0.003555	0.009452
	(0.00611)	(0.01766)	(0.00197)	(0.01117)

Tabela A.12: Estimação do modelo VECM de 1991 a 2023

Vector Error Correction Estimates					
Date: 07/19/25 Time: 15:51					
Sample (adjusted): 1993 2023					
Included observations: 31 after adjustments					
Standard errors in () & t-statistics in []					
Cointegrating Eq:	CointEq1				
TXI(-1)	1.000000				
TXJ(-1)	-1.582174 (0.09023) [-17.5342]				
LOG PIB(-1)	-0.188461 (0.04207) [-4.47984]				
TXD(-1)	0.239697 (0.43139) [0.55564]				
LOG TXC(-1)	0.057521 (0.01683) [3.41781]				
C	0.121821				
Error Correction:	D(TXI)	D(TXJ)	D(LOG PIB)	D(TXD)	D(LOG TXC)
CointEq1	-1.948055 (0.51618) [-3.77400]	-0.032140 (0.26348) [-0.12198]	0.055466 (0.09010) [0.61563]	0.019731 (0.02876) [0.68596]	-1.524053 (1.39824) [-1.08998]
D(TXI(-1))	1.041328 (0.34827) [2.99003]	0.301398 (0.17777) [1.69542]	-0.036724 (0.06079) [-0.60413]	-0.007103 (0.01941) [-0.36601]	-0.658400 (0.94339) [-0.69790]
D(TXJ(-1))	-1.662842 (0.53422) [-3.11268]	-0.354175 (0.27269) [-1.29883]	0.080639 (0.09324) [0.86482]	0.001048 (0.02977) [0.03519]	-0.034083 (1.44710) [-0.02355]
D(LOG PIB(-1))	0.024934 (1.15776) [0.02154]	0.342746 (0.59097) [0.57997]	0.420103 (0.20208) [2.07890]	-0.038906 (0.06452) [-0.60303]	1.435400 (3.13616) [0.45769]
D(TXD(-1))	2.623359 (3.46482) [0.75714]	1.012694 (1.76860) [0.57260]	0.192881 (0.60476) [0.31894]	0.309696 (0.19308) [1.60397]	-0.670604 (9.38559) [-0.07145]
D(LOG TXC(-1))	0.099792 (0.08383) [1.19047]	0.094120 (0.04279) [2.19965]	0.004437 (0.01463) [0.30323]	-0.002594 (0.00467) [-0.55533]	-0.194598 (0.22707) [-0.85700]
C	-0.009430 (0.04236) [-0.22264]	-0.021895 (0.02162) [-1.01269]	0.018811 (0.00739) [2.54440]	-8.36E-05 (0.00236) [-0.03542]	-0.062227 (0.11473) [-0.54236]
R-squared	0.464961	0.575652	0.208591	0.180811	0.445408
Adj. R-squared	0.331201	0.469565	0.010739	-0.023986	0.306760
Sum sq. resids	0.360572	0.093949	0.010985	0.001120	2.645788
S.E. equation	0.122572	0.062566	0.021394	0.006830	0.332026
F-statistic	3.476092	5.426217	1.054278	0.882878	3.212507
Log likelihood	25.05069	45.89722	79.16357	114.5571	-5.841309
Akaike AIC	-1.164561	-2.509498	-4.655714	-6.939171	0.828472
Schwarz SC	-0.840757	-2.185695	-4.331911	-6.615367	1.152275
Mean dependent	-0.003313	-0.011290	0.030939	-0.001804	-0.011193
S.D. dependent	0.149880	0.085906	0.021510	0.006750	0.398777
Determinant resid covariance (dof adj.)	1.59E-14				
Determinant resid covariance	4.43E-15				
Log likelihood	292.3359				
Akaike information criterion	-16.27973				
Schwarz criterion	-14.42943				
Number of coefficients	40				

Tabela A.13: VEC Residual Serial Correlation LM Tests de 1991 a 2023

VEC Residual Serial Correlation LM Tests

Date: 06/14/25 Time: 20:16

Sample: 1991 2023

Included observations: 31

Null hypothesis: No serial correlation at lag h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	30.00234	25	0.2242	1.252929	(25, 57.2)	0.2375

Null hypothesis: No serial correlation at lags 1 to h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	30.00234	25	0.2242	1.252929	(25, 57.2)	0.2375

*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.

Tabela A.14: Teste de Heterocedasticidade do modelo VECM de 1991 a 2023

VEC Residual Heteroskedasticity Tests (Includes Cross Terms)

Date: 07/19/25 Time: 15:44

Sample: 1991 2023

Included observations: 31

Joint test:

Chi-sq	df	Prob.
439.4471	405	0.1149

Individual components:

Dependent	R-squared	F(27,3)	Prob.	Chi-sq(27)	Prob.
res1*res1	0.960766	2.720878	0.2230	29.78374	0.3240
res2*res2	0.995089	22.51535	0.0127	30.84777	0.2774
res3*res3	0.957482	2.502176	0.2457	29.68195	0.3286
res4*res4	0.963563	2.938315	0.2037	29.87046	0.3200
res5*res5	0.999105	124.0154	0.0010	30.97225	0.2723
res2*res1	0.993493	16.96397	0.0192	30.79828	0.2795
res3*res1	0.947462	2.003777	0.3139	29.37133	0.3431
res3*res2	0.992435	14.57674	0.0238	30.76549	0.2809
res4*res1	0.864420	0.708411	0.7390	26.79701	0.4748
res4*res2	0.962765	2.872964	0.2092	29.84572	0.3211
res4*res3	0.944310	1.884064	0.3350	29.27361	0.3478
res5*res1	0.981634	5.938781	0.0832	30.43066	0.2952
res5*res2	0.997863	51.89219	0.0037	30.93376	0.2739
res5*res3	0.980621	5.622496	0.0895	30.39925	0.2965
res5*res4	0.976301	4.577300	0.1173	30.26533	0.3024

Tabela A.15: Teste de normalidade de resíduos do VECM 1991 a 2023

VEC Residual Normality Tests
 Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)
 Null Hypothesis: Residuals are multivariate normal
 Date: 07/19/25 Time: 16:26
 Sample: 1991 2023
 Included observations: 31

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.*
1	-0.491230	1.246751	1	0.2642
2	0.098015	0.049635	1	0.8237
3	0.695168	2.496833	1	0.1141
4	0.311039	0.499852	1	0.4796
5	-0.583536	1.759322	1	0.1847
Joint		6.052393	5	0.3012

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	3.827112	0.883648	1	0.3472
2	3.373621	0.180307	1	0.6711
3	2.779543	0.062777	1	0.8022
4	4.562093	3.151839	1	0.0758
5	2.919502	0.008370	1	0.9271
Joint		4.286941	5	0.5089

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	2.130398	2	0.3447
2	0.229943	2	0.8914
3	2.559609	2	0.2781
4	3.651691	2	0.1611
5	1.767692	2	0.4132
Joint	10.33933	10	0.4112

*Approximate p-values do not account for coefficient estimation

Tabela A.16: Função Impulso Resposta do modelo VECM de 1991 a 2023

Accumulated Response of TXI:					
Period	TXI	TXJ	LOG PIB	TXD	LOG TXC
1	0.120844 (7.8E-06)	0.000000 (1.5E-05)	0.012443 (0.00000)	0.016303 (0.00000)	0.000000 (0.00000)
2	0.205972 (5.5E-05)	0.049127 (0.00010)	0.038950 (9.7E-06)	0.038382 (8.0E-06)	-0.002741 (6.0E-06)
3	0.272404 (0.00019)	0.131884 (0.00033)	0.086753 (5.7E-05)	0.052382 (4.4E-05)	0.001970 (3.6E-05)
4	0.370153 (0.00047)	0.154671 (0.00075)	0.148405 (0.00015)	0.070052 (0.00011)	0.031760 (0.00010)
5	0.455450 (0.00091)	0.189404 (0.00136)	0.205734 (0.00028)	0.090056 (0.00021)	0.046224 (0.00020)
6	0.534458 (0.00152)	0.243086 (0.00220)	0.262764 (0.00047)	0.108146 (0.00035)	0.056847 (0.00035)
7	0.624064 (0.00232)	0.278742 (0.00325)	0.322348 (0.00069)	0.127423 (0.00052)	0.076401 (0.00053)
8	0.709544 (0.00330)	0.317800 (0.00452)	0.380282 (0.00097)	0.147253 (0.00073)	0.091644 (0.00075)
9	0.792706 (0.00447)	0.363235 (0.00602)	0.438077 (0.00129)	0.166274 (0.00098)	0.105561 (0.00102)
10	0.879444 (0.00583)	0.402640 (0.00773)	0.496729 (0.00167)	0.185624 (0.00127)	0.122467 (0.00132)

Accumulated Response of TXJ:					
Period	TXI	TXJ	LOG PIB	TXD	LOG TXC
1	0.051608 (0.00000)	0.032614 (1.5E-06)	0.012623 (0.00000)	0.005313 (0.00000)	0.000000 (0.00000)
2	0.115513 (1.2E-06)	0.033979 (8.9E-06)	0.038062 (9.9E-07)	0.019280 (8.1E-07)	0.020628 (6.4E-07)
3	0.153755 (8.1E-06)	0.071972 (2.7E-05)	0.067590 (5.6E-06)	0.030636 (4.1E-06)	0.028292 (3.6E-06)
4	0.204272 (2.5E-05)	0.094108 (6.2E-05)	0.104175 (1.5E-05)	0.041711 (1.0E-05)	0.047706 (9.9E-06)
5	0.258785 (5.5E-05)	0.103501 (0.00011)	0.140705 (2.8E-05)	0.055278 (2.0E-05)	0.067710 (2.0E-05)
6	0.304780 (9.8E-05)	0.128430 (0.00018)	0.175160 (4.7E-05)	0.068146 (3.4E-05)	0.080535 (3.4E-05)
7	0.354773 (0.00016)	0.149283 (0.00028)	0.211040 (7.1E-05)	0.080804 (5.1E-05)	0.097426 (5.3E-05)
8	0.406187 (0.00023)	0.165535 (0.00039)	0.246861 (0.00010)	0.094154 (7.2E-05)	0.114976 (7.5E-05)
9	0.454690 (0.00031)	0.186896 (0.00052)	0.281992 (0.00013)	0.107198 (9.8E-05)	0.130130 (0.00010)
10	0.504489 (0.00041)	0.206986 (0.00067)	0.317598 (0.00017)	0.120133 (0.00013)	0.146599 (0.00013)

Accumulated Response of LOG PIB:					
Period	TXI	TXJ	LOG PIB	TXD	LOG TXC
1	0.000000 (7.8E-05)	0.000000 (5.4E-05)	0.020977 (3.0E-05)	-0.004204 (0.00015)	0.000000 (0.00000)
2	0.001518 (0.00048)	-0.001997 (0.00039)	0.051185 (0.00013)	-0.008415 (0.00059)	0.001705 (6.2E-05)
3	0.003957 (0.00123)	-0.006314 (0.00113)	0.084824 (0.00051)	-0.011801 (0.00145)	0.004075 (0.00024)
4	0.005833 (0.00263)	-0.009844 (0.00243)	0.119352 (0.00096)	-0.014752 (0.00260)	0.005808 (0.00055)
5	0.007948 (0.00472)	-0.013513 (0.00444)	0.154232 (0.00163)	-0.017488 (0.00412)	0.007689 (0.00107)
6	0.010279 (0.00741)	-0.017669 (0.00706)	0.189167 (0.00259)	-0.020051 (0.00608)	0.009667 (0.00169)
7	0.012381 (0.01088)	-0.021453 (0.01030)	0.224026 (0.00368)	-0.022584 (0.00838)	0.011430 (0.00248)
8	0.014542 (0.01508)	-0.025250 (0.01428)	0.258902 (0.00501)	-0.025117 (0.01108)	0.013260 (0.00348)
9	0.016774 (0.01995)	-0.029213 (0.01892)	0.293777 (0.00659)	-0.027626 (0.01420)	0.015135 (0.00461)
10	0.018928 (0.02562)	-0.033052 (0.02420)	0.328627 (0.00835)	-0.030139 (0.01768)	0.016942 (0.00591)

Accumulated Response of TXD:					
Period	TXI	TXJ	LOG PIB	TXD	LOG TXC
1	0.000000 (0.00050)	0.000000 (0.00036)	0.000000 (0.00000)	0.008830 (0.00042)	0.000000 (0.00000)
2	4.15E-05 (0.00176)	-0.000646 (0.00162)	-0.001212 (0.00041)	0.016026 (0.00193)	-0.000326 (0.00023)
3	0.000111 (0.00407)	-0.001337 (0.00407)	-0.003592 (0.00159)	0.026043 (0.00488)	-0.001139 (0.00087)
4	3.64E-05 (0.00852)	-0.001609 (0.00867)	-0.006663 (0.00260)	0.036281 (0.00861)	-0.002254 (0.00182)
5	-1.96E-05 (0.01478)	-0.001817 (0.01531)	-0.010002 (0.00459)	0.046552 (0.01365)	-0.003357 (0.00335)
6	-5.78E-05 (0.02292)	-0.002080 (0.02372)	-0.013441 (0.00741)	0.056826 (0.02020)	-0.004439 (0.00529)
7	-0.000140 (0.03345)	-0.002273 (0.03452)	-0.016926 (0.01037)	0.067086 (0.02786)	-0.005554 (0.00771)
8	-0.000211 (0.04602)	-0.002471 (0.04753)	-0.020416 (0.01413)	0.077337 (0.03684)	-0.006655 (0.01068)
9	-0.000272 (0.06079)	-0.002695 (0.06254)	-0.023908 (0.01868)	0.087588 (0.04725)	-0.007748 (0.01413)
10	-0.000346 (0.07786)	-0.002896 (0.07981)	-0.027403 (0.02360)	0.097837 (0.05887)	-0.008852 (0.01810)

Accumulated Response of LOG TXC:					
Period	TXI	TXJ	LOG PIB	TXD	LOG TXC
1	-0.049704 (0.00235)	-0.231448 (0.00155)	0.064780 (0.00633)	0.005172 (0.00423)	0.223560 (0.00119)
2	-0.226430 (0.00864)	-0.320037 (0.00814)	0.150262 (0.01895)	-0.028384 (0.01320)	0.384017 (0.00465)
3	-0.312921 (0.02646)	-0.534292 (0.02453)	0.258651 (0.05073)	-0.061696 (0.03552)	0.600983 (0.01300)
4	-0.403280 (0.06007)	-0.767500 (0.05720)	0.353434 (0.09536)	-0.084678 (0.06770)	1.797029 (0.02640)
5	-0.533274 (0.10672)	-0.917968 (0.10261)	0.440307 (0.14639)	-0.114397 (0.10626)	0.964648 (0.04363)
6	-0.633702 (0.16749)	-1.110282 (0.15900)	0.536584 (0.21442)	-0.143848 (0.15578)	1.160515 (0.06559)
7	-0.735172 (0.24544)	-1.314062 (0.23236)	0.630460 (0.29594)	-0.170270 (0.21625)	1.352314 (0.09319)
8	-0.850339 (0.33802)	-1.490329 (0.32001)	0.721763 (0.38770)	-0.199020 (0.28513)	1.533628 (0.12515)
9	-0.955653 (0.44566)	-1.679952 (0.41997)	0.816050 (0.49418)	-0.227680 (0.36409)	1.724001 (0.16201)
10	-1.061054 (0.57074)	-1.873739 (0.53630)	0.909530 (0.61421)	-0.255270 (0.45343)	1.913208 (0.20448)

Cholesky One S.D. (d.f. adjusted)
Cholesky ordering: TXD LOG PIB TXI TXJ LOG TXC
Standard errors: Bootstrap (999 repetitions)

Tabela A.17: Decomposição de variância do modelo VECM de 1991 a 2023

Variance Decomposition of TXI:						
Period	S.E.	TXI	TXJ	LOG_PIB	TXD	LOG_TXC
1	0.122572	97.20029	0.000000	1.030587	1.769125	0.000000
2	0.160878	84.42271	9.324913	3.312879	2.910469	0.029029
3	0.199116	66.24268	23.36160	7.926485	2.394316	0.074917
4	0.233927	65.45497	17.87491	12.68873	2.305308	1.676081
5	0.259036	64.22340	16.37532	15.24619	2.476418	1.678673
6	0.282695	61.73461	17.35504	16.87094	2.488749	1.550660
7	0.305812	61.33939	16.18984	18.21279	2.524063	1.733924
8	0.326091	60.81895	15.67344	19.17442	2.589691	1.743497
9	0.345270	60.05128	15.71226	19.90535	2.613466	1.717649
10	0.363851	59.75732	15.32127	20.52266	2.636170	1.762574

Variance Decomposition of TXJ:						
Period	S.E.	TXI	TXJ	LOG_PIB	TXD	LOG_TXC
1	0.062566	68.03692	27.17161	4.070337	0.721129	0.000000
2	0.096271	72.80134	11.49657	8.701515	2.409288	4.591288
3	0.115030	62.04499	18.96178	12.67117	2.662227	3.659826
4	0.134589	59.41055	16.55632	16.65728	2.621856	4.753997
5	0.151962	59.47074	13.36903	18.84467	2.853630	5.461921
6	0.165369	57.95521	13.56180	20.25404	3.015232	5.213723
7	0.178924	57.31333	12.94295	21.32271	3.076112	5.344885
8	0.191548	57.21223	12.01303	22.10200	3.169765	5.502976
9	0.202814	56.75194	11.82486	22.71527	3.241028	5.466906
10	0.213830	56.47884	11.52051	23.20769	3.281632	5.511328

Variance Decomposition of LOG_PIB:						
Period	S.E.	TXI	TXJ	LOG_PIB	TXD	LOG_TXC
1	0.021394	0.000000	0.000000	96.13827	3.861726	0.000000
2	0.037379	0.165029	0.285560	96.80700	2.534319	0.208096
3	0.050699	0.321044	0.880130	96.64368	1.823492	0.331655
4	0.061565	0.310594	0.925616	96.99331	1.466362	0.304120
5	0.070964	0.322552	0.963941	97.16204	1.252285	0.299187
6	0.079306	0.344666	1.046456	97.19994	1.107194	0.301744
7	0.086793	0.346409	1.063790	97.28701	1.009582	0.293204
8	0.093691	0.350494	1.077156	97.34316	0.939436	0.289750
9	0.100124	0.356612	1.099834	97.36934	0.885417	0.288793
10	0.106152	0.358440	1.109292	97.40262	0.843753	0.285896

Variance Decomposition of TXD:						
Period	S.E.	TXI	TXJ	LOG_PIB	TXD	LOG_TXC
1	0.006830	0.000000	0.000000	0.000000	100.0000	0.000000
2	0.011541	0.001292	0.313547	1.103439	98.50184	0.079884
3	0.015503	0.002754	0.372107	2.966905	96.33921	0.319022
4	0.018866	0.003444	0.272070	4.654529	94.50523	0.564724
5	0.021768	0.003248	0.213558	5.848068	93.25425	0.680873
6	0.024341	0.002844	0.182439	6.673886	92.39842	0.742409
7	0.026668	0.003314	0.157238	7.267458	91.77877	0.793222
8	0.028804	0.003448	0.139512	7.697488	91.33366	0.825889
9	0.030793	0.003410	0.127327	8.021247	90.99925	0.848768
10	0.032661	0.003549	0.116994	8.275451	90.73522	0.868786

Variance Decomposition of LOG_TXC:						
Period	S.E.	TXI	TXJ	LOG_PIB	TXD	LOG_TXC
1	0.332026	2.240947	48.59198	3.806661	0.024266	45.33615
2	0.428370	18.36651	33.46920	6.268954	0.628203	41.26714
3	0.544811	13.87490	36.15724	7.833635	0.762236	41.37199
4	0.638210	12.11469	39.70114	7.914238	0.685132	39.58480
5	0.695257	13.70511	38.13712	8.230033	0.760031	39.16771
6	0.760890	13.18482	38.22978	8.472488	0.784385	39.32852
7	0.822845	12.79478	38.82280	8.546275	0.773823	39.06233
8	0.873753	13.08459	38.50037	8.671328	0.794542	38.94917
9	0.925443	12.95874	38.51800	8.767711	0.804171	38.95137
10	0.974888	12.84649	38.66122	8.820346	0.804759	38.86719

Cholesky One S.D. (d.f. adjusted)						
Cholesky ordering: TXD LOG_PIB TXI TXJ LOG_TXC						

Tabela A.18: Teste de Causalidade a Granger do modelo VECM de 1991 a 2023

VEC Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Date: 07/19/25 Time: 16:27

Sample: 1991 2023

Included observations: 31

Dependent variable: D(TXI)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(TXJ)	9.688788	1	0.0019
D(LOG PIB)	0.000464	1	0.9828
D(TXD)	0.573265	1	0.4490
D(LOG TXC)	1.417223	1	0.2339
All	17.77340	4	0.0014

Dependent variable: D(TXJ)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(TXI)	2.874463	1	0.0900
D(LOG PIB)	0.336364	1	0.5619
D(TXD)	0.327865	1	0.5669
D(LOG TXC)	4.838459	1	0.0278
All	9.848421	4	0.0431

Dependent variable: D(LOG PIB)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(TXI)	0.364972	1	0.5458
D(TXJ)	0.747906	1	0.3871
D(TXD)	0.101720	1	0.7498
D(LOG TXC)	0.091949	1	0.7617
All	1.010660	4	0.9082

Dependent variable: D(TXD)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(TXI)	0.133965	1	0.7144
D(TXJ)	0.001238	1	0.9719
D(LOG PIB)	0.363646	1	0.5465
D(LOG TXC)	0.308389	1	0.5787
All	1.173233	4	0.8825

Dependent variable: D(LOG TXC)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(TXI)	0.487071	1	0.4852
D(TXJ)	0.000555	1	0.9812
D(LOG PIB)	0.209483	1	0.6472
D(TXD)	0.005105	1	0.9430
All	1.198504	4	0.8783

Anexo B

Anexo B - Figuras sobre a evolução das variáveis e resultados da estimação do VECM

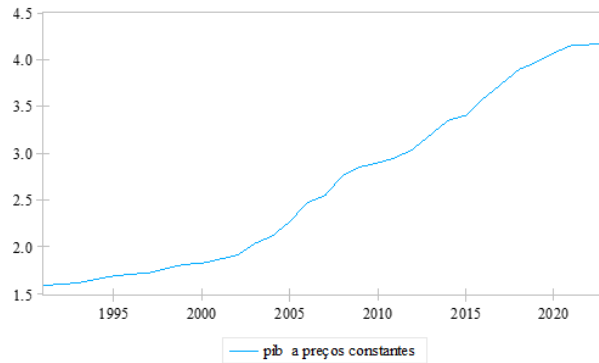


Figura B.3: Taxa do PIB a preços constantes de 1991 a 2023

Fonte: WEO Data, (elaboração própria, com recurso ao software Eviews 12).

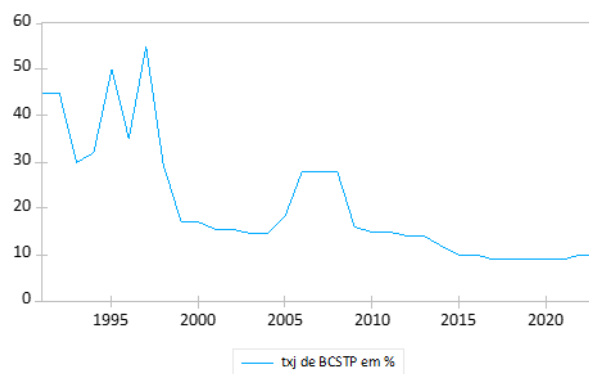


Figura B.4: Taxa de juro do BCSTP de 1991 a 2023

Fonte: BCSTP (elaboração própria, com recurso ao software Eviews 12).

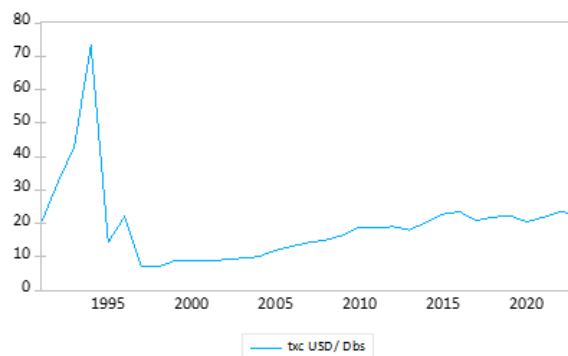


Figura B.5: Taxa de câmbio USD/Dbs de 1991 a 2023

Fonte: BCSTP (elaboração própria, com recurso ao software Eviews 12).

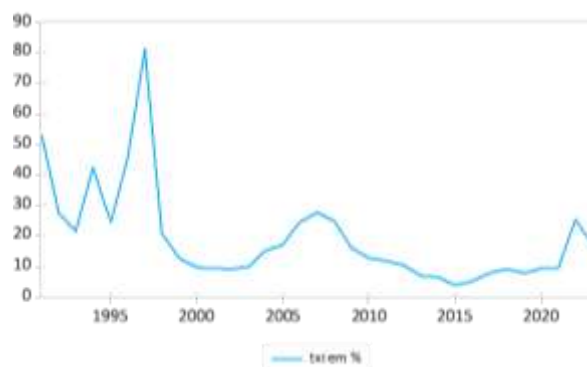


Figura B.6: Taxa de inflação de 1991 a 2023

Fonte: BCSTP (elaboração própria, com recurso ao software Eviews 12).

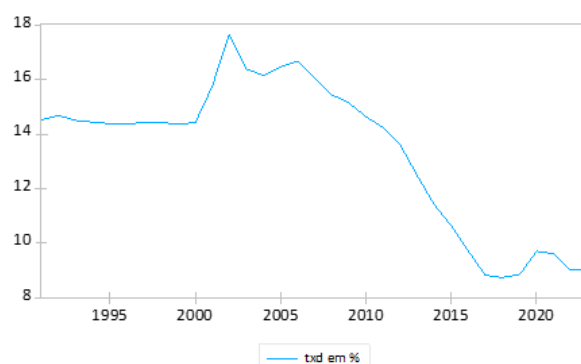


Figura B.7: Taxa de desemprego de 1991 a 2023

Fonte: Word Data Bank, (elaboração própria, com recurso ao software Eviews 12).

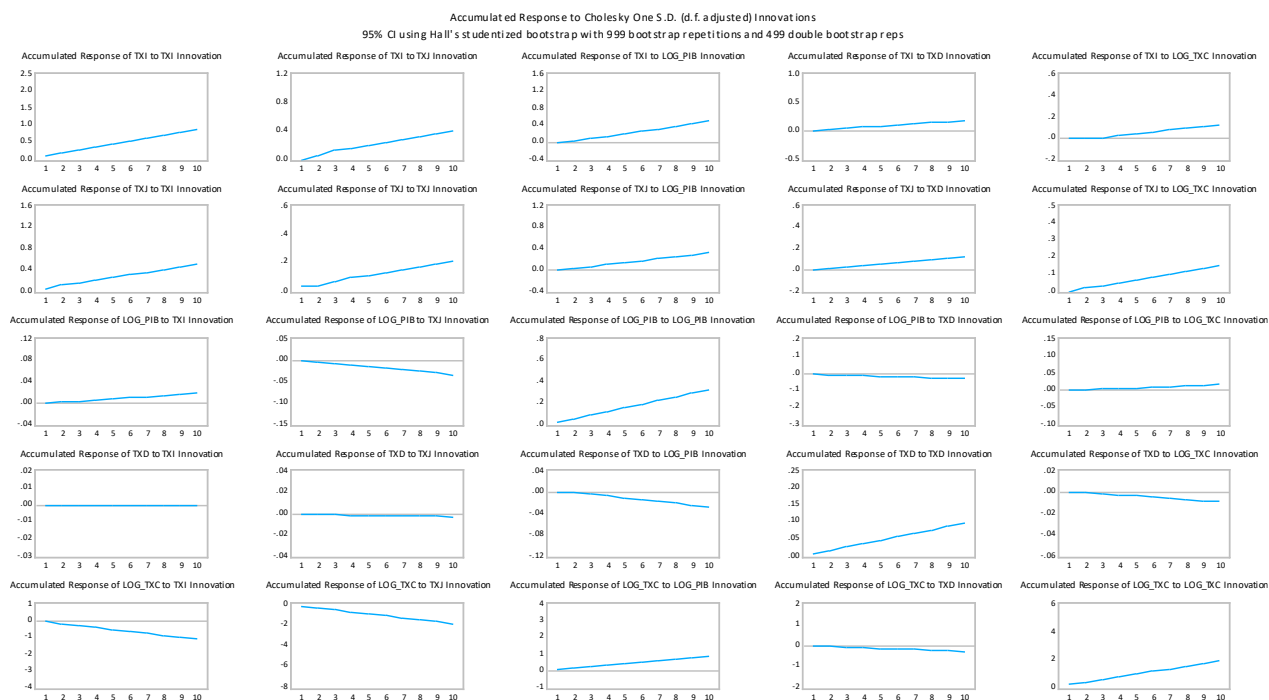


Figura B.8: Função Impulso Resposta do modelo VECM de 1991 a 2023

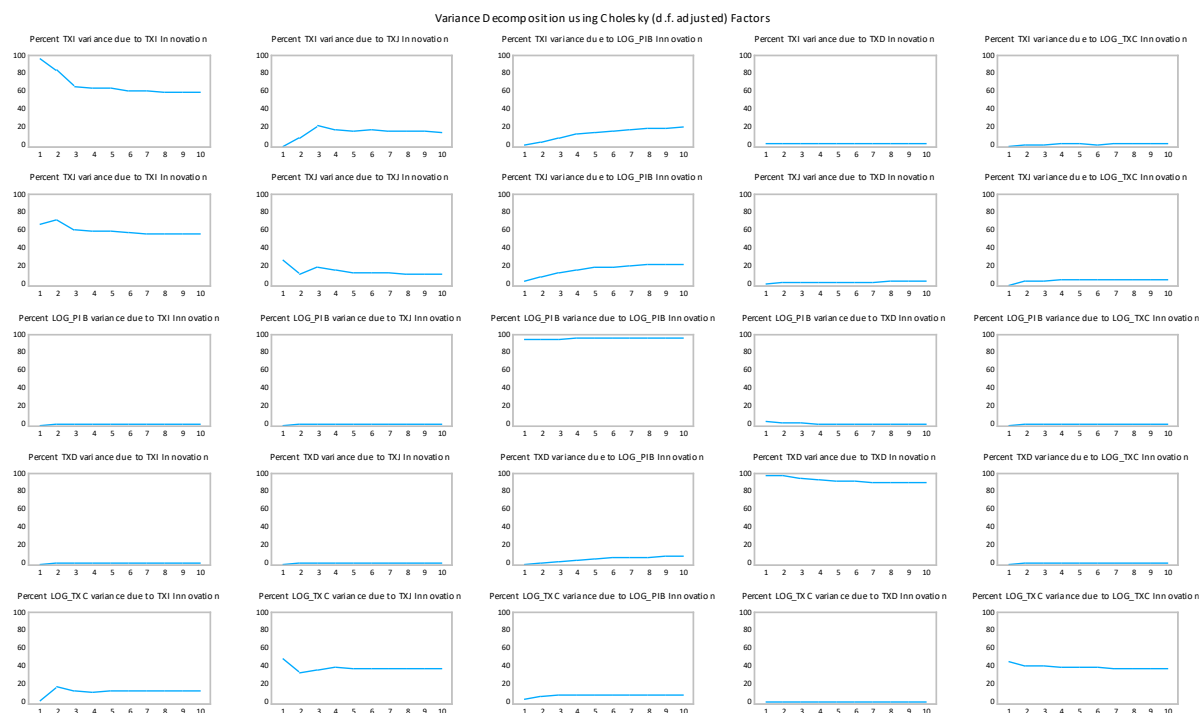


Figura B.9: Decomposição da Variância do modelo VECM de 1991 a 2023



Figura B.10: Resíduos do modelo VECM de 1991 a 2023

Anexo C

Anexo C- Tabelas com resultados da análise de robustez do modelo VECM entre 1992 e 2022

Tabela C.19:Teste de cointegração de Johansen da análise de robustez de 1992 a 2022

Date: 08/02/25 Time: 00:42
Sample: 1992 2022
Included observations: 31
Trend assumption: Linear deterministic trend
Series: TXI TXJ LOG PIB TXD LOG TXC
Lags interval (in first differences): No lags

Unrestricted Cointegration RankTest(Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.825455	97.89096	69.81889	0.0001
At most 1	0.506477	43.77829	47.85613	0.1147
At most 2	0.324355	21.88651	29.79707	0.3048
At most 3	0.260735	9.731808	15.49471	0.3019
At most 4	0.011760	0.366736	3.841465	0.5448

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration RankTest(Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.825455	54.11267	33.87687	0.0001
At most 1	0.506477	21.89178	27.58434	0.2260
At most 2	0.324355	12.15470	21.13162	0.5324
At most 3	0.260735	9.366070	14.26460	0.2570
At most 4	0.011760	0.366736	3.841465	0.5448

Max-eigen value test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b"S11"=1):

TXI	TXJ	LOG PIB	TXD	LOG TXC
9.463126	-15.95157	-1.848279	7.883420	1.197415
5.573929	-0.734279	-1.319203	-30.35019	-0.929974
-3.803584	-1.971094	-5.259275	-45.01873	0.268804
1.763230	-8.223421	-2.249451	2.946357	-1.270376
-2.238589	4.332797	-0.365133	30.70028	0.863556

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

	D(TXI)	D(TXJ)	D(LOG PIB)	D(TXD)	D(LOG TXC)
	-0.018536	-0.085383	0.048079	-0.006689	0.004096
	0.060150	-0.030926	0.014706	0.002490	0.001454
	0.000548	-0.006631	-0.007405	0.006287	0.000644
	0.000209	0.002008	0.002517	0.002084	2.08E-05
	-0.268360	-0.041224	-0.026539	0.048690	-0.026347

1 Cointegrating Equation(s):					Log likelihood	262.9896
Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)						
TXI	TXJ	LOG PIB	TXD	LOG TXC		
1.000000	-1.685656	-0.195314	0.833067	0.128635		
	(0.10650)	(0.05530)	(0.56783)	(0.01961)		
Adjustment coefficients (standard error in parentheses)						
D(TX I)	-0.175413					
	(0.28781)					
D(TX J)	0.589207					
	(0.10431)					
D(LOG PIB)	0.006182					
	(0.03888)					
D(TX D)	0.001978					
	(0.01168)					
D(LOG TXC)	-2.539626					
	(0.52387)					
2 Cointegrating Equation(s):					Log likelihood	273.9154
Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)						
TXI	TXJ	LOG PIB	TXD	LOG TXC		
1.000000	0.000000	-0.240180	-5.977256	-0.191715		
		(0.16320)	(2.22074)	(0.07678)		
0.000000	1.000000	-0.026617	-4.040183	-0.188799		
		(0.10037)	(1.36582)	(0.04722)		
Adjustment coefficients (standard error in parentheses)						
D(TX I)	-0.661330	0.358380				
	(0.25718)	(0.37392)				
D(TX J)	0.396826	-0.936779				
	(0.10334)	(0.15025)				
D(LOG PIB)	-0.031779	-0.003866				
	(0.04073)	(0.05922)				
D(TX D)	0.013158	-0.004806				
	(0.01292)	(0.01879)				
D(LOG TXC)	-2.769307	4.311037				
	(0.60215)	(0.87551)				
3 Cointegrating Equation(s):					Log likelihood	279.9928
Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)						
TXI	TXJ	LOG PIB	TXD	LOG TXC		
1.000000	0.000000	0.000000	-3.055978	-0.159594		
			(1.30725)	(0.06519)		
0.000000	1.000000	0.000000	-3.716429	-0.185239		
			(0.90608)	(0.04519)		
0.000000	0.000000	1.000000	12.16286	0.133735		
			(2.20575)	(0.11000)		
Adjustment coefficients (standard error in parentheses)						
D(TX I)	-0.834204	0.283611	-0.106955			
	(0.25180)	(0.34830)	(0.12401)			
D(TX J)	0.340890	-0.965766	-0.147719			
	(0.10485)	(0.14487)	(0.05158)			
D(LOG PIB)	-0.003613	0.010730	0.046680			
	(0.04003)	(0.05542)	(0.01973)			
D(TX D)	0.003583	-0.009768	-0.016272			
	(0.01255)	(0.01738)	(0.00619)			
D(LOG TXC)	-2.668362	4.363349	0.689966			
	(0.63466)	(0.87868)	(0.31281)			
4 Cointegrating Equation(s):					Log likelihood	284.6753
Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)						
TXI	TXJ	LOG PIB	TXD	LOG TXC		
1.000000	0.000000	0.000000	0.000000	-1.476261		
				(0.40292)		
0.000000	1.000000	0.000000	0.000000	-1.786460		
				(0.47753)		
0.000000	0.000000	1.000000	0.000000	5.374096		
				(1.52039)		
0.000000	0.000000	0.000000	1.000000	-0.430849		
				(0.12579)		
Adjustment coefficients (standard error in parentheses)						
D(TX I)	-0.845999	0.318620	-0.090918	0.261069		
	(0.25406)	(0.39051)	(0.13301)	(1.18741)		
D(TX J)	0.345281	-0.966245	-0.153321	0.758099		
	(0.10571)	(0.16248)	(0.05534)	(0.49405)		
D(LOG PIB)	0.007471	-0.040968	0.032539	0.557455		
	(0.03809)	(0.05855)	(0.01994)	(0.17803)		
D(TX D)	0.007258	-0.026904	-0.020959	-0.166419		
	(0.01185)	(0.01822)	(0.00620)	(0.06539)		
D(LOG TXC)	-2.582512	3.962954	0.580441	0.473798		
	(0.63306)	(0.97307)	(0.33142)	(2.96873)		

Tabela C.20: Estimação de VECM de 1992 a 2022

Vector Error Correction Estimates					
Date: 08/02/25 Time: 00:43					
Sample (adjusted): 1993 2022					
Included observations: 30 after adjustments					
Standard errors in () & t-statistics in []					
Cointegrating Eq:	CointEq1				
TXI(-1)	1.000000				
TXJ(-1)	-1.490508 (0.08124) [-18.3463]				
LOG_PIB(-1)	-0.164473 (0.03834) [-4.28981]				
TXD(-1)	0.178442 (0.38662) [0.46155]				
LOG_TXC(-1)	0.047787 (0.01523) [3.13685]				
C	0.121467				
Error Correction:	D(TXI)	D(TXJ)	D(LOG_PIB)	D(TXD)	D(LOG_TXC)
CointEq1	-2.277287 (0.50955) [-4.46921]	-0.119769 (0.28014) [-0.42753]	0.068518 (0.09489) [0.72204]	0.016740 (0.03079) [0.54368]	-2.083103 (1.44108) [-1.44552]
D(TXI(-1))	1.201872 (0.33395) [3.59896]	0.353997 (0.18360) [1.92812]	-0.039821 (0.06219) [-0.64028]	-0.005661 (0.02018) [-0.28054]	-0.433989 (0.94445) [-0.45951]
D(TXJ(-1))	-1.860011 (0.51338) [-3.62305]	-0.400479 (0.28224) [-1.41891]	0.091689 (0.09561) [0.95900]	-0.001003 (0.03102) [-0.03233]	-0.426106 (1.45192) [-0.29348]
D(LOG_PIB(-1))	0.275756 (1.12950) [0.24414]	0.266676 (0.62097) [0.42945]	0.363037 (0.21035) [1.72587]	-0.036424 (0.06825) [-0.53366]	2.555114 (3.19437) [0.79988]
D(TXD(-1))	3.416336 (3.35398) [1.01859]	1.004962 (1.84393) [0.54501]	0.070749 (0.62462) [0.11327]	0.321086 (0.20267) [1.58427]	2.159942 (9.48550) [0.22771]
D(LOG_TXC(-1))	0.075070 (0.07737) [0.97029]	0.097000 (0.04253) [2.28048]	0.005905 (0.01441) [0.40985]	-0.002281 (0.00468) [-0.48799]	-0.222628 (0.21881) [-1.01746]
C	-0.009147 (0.04210) [-0.21727]	-0.018524 (0.02315) [-0.80030]	0.020844 (0.00784) [2.65852]	-0.000286 (0.00254) [-0.11244]	-0.099545 (0.11907) [-0.83604]
R-squared	0.540043	0.580571	0.189254	0.175576	0.485181
Adj. R-squared	0.420054	0.471155	-0.022245	-0.039492	0.350880
Sum sq. resids	0.307045	0.092805	0.010649	0.001121	2.455847
S.E. equation	0.115541	0.063522	0.021518	0.006982	0.326766
F-statistic	4.500779	5.306074	0.894823	0.816376	3.612643
Log likelihood	26.16121	44.10865	76.58397	110.3508	-5.027273
Akaike AIC	-1.277414	-2.473910	-4.638932	-6.890055	0.801818
Schwarz SC	-0.950468	-2.146964	-4.311986	-6.563109	1.128764
Mean dependent	-0.000697	-0.011667	0.031834	-0.001890	-0.010552
S.D. dependent	0.151720	0.087349	0.021282	0.006848	0.405578
Determinant resid covariance (dof adj.)	1.56E-14				
Determinant resid covariance	4.13E-15				
Log likelihood	283.9700				
Akaike information criterion	-16.26467				
Schwarz criterion	-14.39641				
Number of coefficients	40				

Tabela C.21: VEC Residual Serial Correlation LM Tests de 1992 a 2022 da análise de robustez

VEC Residual Serial Correlation LM Tests
Date: 08/02/25 Time: 00:44
Sample: 1992 2022
Included observations: 30

Null hypothesis: No serial correlation at lag h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	29.86769	25	0.2293	1.248228	(25, 53.5)	0.2443
2	26.17692	25	0.3982	1.061206	(25, 53.5)	0.4151

Null hypothesis: No serial correlation at lags 1 to h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	29.86769	25	0.2293	1.248228	(25, 53.5)	0.2443
2	58.91216	50	0.1817	1.213202	(50, 44.4)	0.2573

*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.

Tabela C.22: Teste de Heterocedasticidade do modelo VECM de 1992 a 2022 da análise de robustez

VEC Residual Heteroskedasticity Tests (Includes Cross Terms)
Date: 08/02/25 Time: 00:33
Sample: 1992 2022
Included observations: 30

Joint test:

Chi-sq	df	Prob.
428.2793	405	0.2044

Individual components:

Dependent	R-squared	F(27,2)	Prob.	Chi-sq(27)	Prob.
res1*res1	0.916772	0.815940	0.6906	27.50316	0.4369
res2*res2	0.999668	222.8104	0.0045	29.99003	0.3146
res3*res3	0.953153	1.507117	0.4768	28.59459	0.3808
res4*res4	0.967935	2.236079	0.3559	29.03806	0.3591
res5*res5	0.999322	109.1338	0.0091	29.97965	0.3151
res2*res1	0.996921	23.98268	0.0408	29.90763	0.3183
res3*res1	0.946240	1.303789	0.5257	28.38720	0.3912
res3*res2	0.999851	496.2378	0.0020	29.99552	0.3144
res4*res1	0.875102	0.519001	0.8349	26.25305	0.5046
res4*res2	0.972470	2.616599	0.3140	29.17410	0.3525
res4*res3	0.954161	1.541897	0.4692	28.62484	0.3793
res5*res1	0.976235	3.042867	0.2773	29.28705	0.3471
res5*res2	0.998469	48.31980	0.0205	29.95408	0.3162
res5*res3	0.991555	8.697478	0.1082	29.74666	0.3257
res5*res4	0.972098	2.580683	0.3175	29.16293	0.3530

Tabela C.23: Teste de normalidade de resíduos do VECM de 1992 a 2022 da análise de robustez

VEC Residual Normality Tests Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl) Null Hypothesis: Residuals are multivariate normal Date: 09/18/25 Time: 19:05 Sample: 1992 2022 Included observations: 30				
Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.*
1	-0.183906	0.169107	1	0.6809
2	-0.221064	0.244346	1	0.6211
3	0.698751	2.441265	1	0.1182
4	0.371657	0.690645	1	0.4059
5	-0.667210	2.225843	1	0.1357
Joint		5.771206	5	0.3291
Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	2.937909	0.004819	1	0.9447
2	3.229178	0.065653	1	0.7978
3	2.837550	0.032987	1	0.8559
4	4.400959	2.453357	1	0.1173
5	3.190509	0.045367	1	0.8313
Joint		2.602184	5	0.7610
Component	Jarque-Bera	df	Prob.	
1	0.173926	2	0.9167	
2	0.309999	2	0.8564	
3	2.474253	2	0.2902	
4	3.144002	2	0.2076	
5	2.271210	2	0.3212	
Joint	8.373390	10	0.5924	
*Approximate p-values do not account for coefficient estimation				

Tabela C.24: Função Impulso Resposta do modelo VECM de 1992 a 2022 análise de robustez com ordenação de cholesky TXD Log_PIB TXI TXJ Log_TXC

Accumulated Response of TXD					
Period	TXJ	TXI	LOG_PIB	TXD	LOG_TXC
1	0.113492 (7.8E-05)	0.000000 (1.5E-05)	0.015498 (0.00000)	0.015805 (0.00000)	0.000000 (0.00000)
2	0.188573 (5.4E-05)	0.056361 (0.00010)	0.046304 (9.3E-05)	0.042451 (7.3E-05)	-0.007782 (8.7E-05)
3	0.280956 (0.00018)	0.136570 (0.00033)	0.090837 (5.2E-05)	0.086251 (3.9E-05)	0.003858 (3.7E-05)
4	0.341020 (0.00045)	0.159311 (0.00074)	0.149258 (0.0013)	0.073698 (9.3E-05)	0.040030 (0.00015)
5	0.414332 (0.00085)	0.156468 (0.00135)	0.205426 (0.0028)	0.055211 (0.0018)	0.051639 (0.00020)
6	0.485238 (0.00143)	0.258218 (0.00220)	0.281022 (0.0042)	0.113096 (0.0028)	0.085796 (0.00034)
7	0.559673 (0.00215)	0.280287 (0.00328)	0.319247 (0.0064)	0.131505 (0.0044)	0.093189 (0.00052)
8	0.644279 (0.00310)	0.332510 (0.00467)	0.375735 (0.0090)	0.152001 (0.0081)	0.107693 (0.00075)
9	0.715851 (0.00420)	0.360524 (0.00610)	0.432150 (0.0120)	0.170570 (0.0082)	0.129554 (0.00102)
10	0.795576 (0.00548)	0.417560 (0.00787)	0.489651 (0.0150)	0.189697 (0.0106)	0.147733 (0.00133)

Accumulated Response of TXJ					
Period	TXJ	TXI	LOG_PIB	TXD	LOG_TXC
1	0.052714 (0.00000)	0.032368 (1.8E-05)	0.013079 (0.00000)	0.006175 (0.00000)	0.000000 (0.00000)
2	0.112601 (1.4E-05)	0.038325 (8.3E-05)	0.040423 (1.0E-05)	0.020496 (8.1E-07)	0.021044 (7.6E-07)
3	0.148129 (5.6E-05)	0.044674 (2.9E-05)	0.072550 (5.7E-05)	0.034712 (4.3E-05)	0.027766 (4.3E-05)
4	0.197747 (3.0E-05)	0.106110 (5.7E-05)	0.110463 (1.5E-05)	0.045496 (1.0E-05)	0.052627 (1.2E-05)
5	0.249635 (5.6E-05)	0.121361 (0.00012)	0.149614 (2.9E-05)	0.059618 (2.0E-05)	0.074462 (2.4E-05)
6	0.291004 (0.00012)	0.166160 (0.00020)	0.195546 (4.9E-05)	0.074184 (3.4E-05)	0.086844 (1.8E-05)
7	0.340113 (0.00018)	0.177360 (0.00030)	0.224969 (7.4E-05)	0.087074 (5.0E-05)	0.109403 (6.3E-05)
8	0.368750 (0.00027)	0.197989 (0.00043)	0.263437 (0.0010)	0.101433 (7.0E-05)	0.127697 (9.1E-05)
9	0.403653 (0.00038)	0.220644 (0.00067)	0.301003 (0.0014)	0.115501 (9.4E-05)	0.143519 (0.00012)
10	0.461652 (0.00050)	0.248892 (0.00074)	0.336233 (0.0018)	0.128971 (0.0012)	0.163522 (0.00015)

Accumulated Response of LOG_PIB					
Period	TXJ	TXI	LOG_PIB	TXD	LOG_TXC
1	0.000000 (0.00010)	0.000000 (5.3E-05)	0.021158 (2.3E-05)	-0.004023 (0.00014)	0.000000 (0.00000)
2	0.001931 (0.00050)	-0.002189 (0.00042)	0.000773 (0.00013)	-0.006482 (0.00054)	0.002119 (5.6E-05)
3	0.004406 (0.00150)	-0.005836 (0.00122)	0.003807 (0.00054)	-0.012250 (0.00145)	0.004579 (0.00027)
4	0.006183 (0.00325)	-0.008070 (0.00272)	0.117362 (0.00104)	-0.015795 (0.00250)	0.006956 (0.00064)
5	0.008332 (0.00585)	-0.011147 (0.00502)	0.151542 (0.00176)	-0.018192 (0.00411)	0.008923 (0.00124)
6	0.010821 (0.00919)	-0.014572 (0.00797)	0.185821 (0.00277)	-0.022419 (0.00614)	0.011166 (0.00195)
7	0.012981 (0.01346)	-0.017253 (0.01173)	0.220034 (0.00395)	-0.025621 (0.00647)	0.013173 (0.00292)
8	0.015039 (0.01877)	-0.020375 (0.01634)	0.254262 (0.00540)	-0.028954 (0.01118)	0.015615 (0.00442)
9	0.017508 (0.02476)	-0.023590 (0.02167)	0.288548 (0.00710)	-0.032048 (0.01440)	0.017757 (0.00547)
10	0.019773 (0.03183)	-0.026440 (0.02781)	0.322770 (0.00901)	-0.035243 (0.01793)	0.019882 (0.00707)

Accumulated Response of TXD					
Period	TXJ	TXI	LOG_PIB	TXD	LOG_TXC
1	0.000000 (0.00058)	0.000000 (0.00036)	0.000000 (0.00000)	0.000882 (0.00033)	0.000000 (0.00000)
2	1.30E-05 (0.00190)	-0.005544 (0.00153)	-0.001118 (0.00044)	0.016397 (0.00152)	-0.000342 (0.00027)
3	3.40E-05 (0.00440)	-0.001637 (0.00385)	-0.003248 (0.00180)	0.025794 (0.00405)	-0.001218 (0.00094)
4	-1.96E-05 (0.00959)	-0.001352 (0.00851)	-0.005966 (0.00208)	0.037287 (0.00706)	-0.002347 (0.00198)
5	-2.97E-05 (0.01054)	-0.001837 (0.01490)	-0.008969 (0.00458)	0.047627 (0.01138)	-0.003480 (0.00370)
6	-5.95E-05 (0.02065)	-0.001924 (0.02314)	-0.012111 (0.00723)	0.058584 (0.01696)	-0.004628 (0.00579)
7	-0.000119 (0.03760)	-0.002144 (0.03368)	-0.015273 (0.01004)	0.069335 (0.02325)	-0.005655 (0.00950)
8	-0.000155 (0.05169)	-0.002404 (0.04671)	-0.018445 (0.01385)	0.079678 (0.03082)	-0.006953 (0.01187)
9	-0.000198 (0.08826)	-0.002654 (0.06153)	-0.021521 (0.01819)	0.090523 (0.03671)	-0.008112 (0.01570)
10	-0.000250 (0.08704)	-0.002838 (0.07662)	-0.024801 (0.02291)	0.101186 (0.04641)	-0.009479 (0.02015)

Accumulated Response of LOG_TXC					
Period	TXJ	TXI	LOG_PIB	TXD	LOG_TXC
1	-0.084229 (0.00291)	-0.159490 (0.00145)	0.032033 (0.00525)	0.001098 (0.00539)	0.230553 (0.00138)
2	-0.285595 (0.01093)	-0.248030 (0.00522)	0.194940 (0.01574)	0.020450 (0.01342)	0.389525 (0.00510)
3	-0.382252 (0.03385)	-0.442056 (0.02485)	0.325943 (0.04405)	-0.055192 (0.03648)	0.626586 (0.01475)
4	-0.510877 (0.07715)	-0.542199 (0.06768)	0.460712 (0.09452)	-0.089018 (0.07227)	0.819896 (0.02878)
5	-0.669423 (0.13953)	-0.744258 (0.10305)	0.591151 (0.12851)	-0.087313 (0.15945)	0.983278 (0.04695)
6	-0.786988 (0.21228)	-0.920259 (0.16002)	0.710079 (0.18905)	-0.111005 (0.18918)	1.197473 (0.07078)
7	-0.914670 (0.31043)	-1.091812 (0.23567)	0.837635 (0.26085)	-0.127849 (0.21889)	1.389904 (0.09563)
8	-1.058130 (0.42556)	-1.223915 (0.32472)	0.981473 (0.33857)	-0.147348 (0.28494)	1.569746 (0.13335)
9	-1.181596 (0.55940)	-1.391989 (0.42714)	1.095241 (0.43571)	-0.168824 (0.38557)	1.772823 (0.17308)
10	-1.313604 (0.71455)	-1.553011 (0.54702)	1.215838 (0.54104)	-0.190555 (0.45382)	1.963312 (0.21795)

Cholesky One S.D. (s.f. adjusted)
Cholesky ordering: TXD LOG_PIB TXI TXJ LOG_TXC
Standard errors: Bootstrapped (999 replications)

Tabela 25: Função Impulso Resposta do modelo VECM de 1992 a 2022 análise de robustez com ordenação de cholesky TXD TXI Log_PIB TXJ Log_TXC

Accumulated Response of TXI					
Period	TXI	TXJ	LOG_PIB	TXD	LOG_TXC
1	0.114455 (0.11E-05)	0.000000 (0.7E-05)	0.000000 (0.2E-05)	0.015805 (0.00018)	0.000000 (0.00000)
2	0.152977 (0.00013)	0.056381 (0.00040)	0.019429 (0.00022)	0.042451 (0.00094)	-0.007732 (0.00005)
3	0.260947 (0.00050)	0.136570 (0.00119)	0.050391 (0.00099)	0.060251 (0.00181)	0.002818 (0.00025)
4	0.358675 (0.00099)	0.183551 (0.00270)	0.101657 (0.00216)	0.073638 (0.00344)	0.040630 (0.00058)
5	0.438276 (0.00180)	0.198488 (0.00405)	0.147917 (0.00390)	0.090211 (0.00552)	0.051638 (0.00113)
6	0.517088 (0.00282)	0.255316 (0.00760)	0.150323 (0.00641)	0.113098 (0.00841)	0.005796 (0.00174)
7	0.607031 (0.00377)	0.286297 (0.01179)	0.239181 (0.00958)	0.131598 (0.01182)	0.003189 (0.00287)
8	0.689187 (0.00511)	0.332010 (0.01645)	0.280594 (0.01336)	0.152001 (0.01579)	0.107899 (0.00302)
9	0.771411 (0.00574)	0.380534 (0.02188)	0.330805 (0.01801)	0.170670 (0.02049)	0.120664 (0.00483)
10	0.850481 (0.00657)	0.417560 (0.02815)	0.379947 (0.02333)	0.189897 (0.02577)	0.147723 (0.00613)
Accumulated Response of TXJ					
Period	TXI	TXJ	LOG_PIB	TXD	LOG_TXC
1	0.053899 (0.00000)	0.032368 (1.4E-05)	0.006325 (0.00000)	-0.00175 (0.00000)	0.000000 (0.00000)
2	0.117030 (0.00007)	0.039325 (0.7E-05)	0.026114 (1.2E-05)	0.020496 (0.4E-07)	0.021044 (0.00003)
3	0.158984 (0.00005)	0.044874 (2.8E-05)	0.051838 (0.00005)	0.034712 (0.00005)	0.027788 (0.00005)
4	0.210679 (1.3E-05)	0.108110 (0.2E-05)	0.082708 (0.1E-05)	0.045499 (0.1E-05)	0.052927 (1.0E-05)
5	0.280590 (0.00001)	0.121361 (0.00011)	0.114538 (0.00001)	0.059819 (0.00001)	0.074462 (2.1E-05)
6	0.313594 (4.4E-05)	0.155148 (0.00019)	0.140550 (0.00011)	0.074194 (0.00001)	0.085844 (0.00001)
7	0.367431 (0.00002)	0.177965 (0.00027)	0.170855 (0.00017)	0.087074 (0.00001)	0.103453 (0.00001)
8	0.420823 (0.00002)	0.197969 (0.00038)	0.208408 (0.00021)	0.101433 (0.00011)	0.121697 (0.00001)
9	0.470287 (0.00013)	0.220644 (0.00052)	0.239906 (0.00034)	0.115591 (0.00015)	0.143619 (0.00011)
10	0.523335 (0.00015)	0.248892 (0.00097)	0.270906 (0.00048)	0.128971 (0.00020)	0.163622 (0.00014)
Accumulated Response of LOG_PIB					
Period	TXI	TXJ	LOG_PIB	TXD	LOG_TXC
1	0.002880 (0.00000)	0.000000 (1.4E-05)	0.000944 (0.00000)	-0.004323 (0.1E-05)	0.000000 (0.00000)
2	0.008794 (0.7E-05)	-0.002109 (0.0E-05)	0.000945 (0.0E-05)	-0.008482 (0.00012)	0.002116 (0.00005)
3	0.019679 (4.8E-05)	-0.005638 (0.00013)	0.002342 (0.00027)	-0.012296 (0.00025)	0.004479 (0.00005)
4	0.022077 (0.00012)	-0.008070 (0.00075)	0.015444 (0.00049)	-0.018754 (0.00073)	0.000388 (0.00005)
5	0.028981 (0.00023)	-0.011147 (0.00138)	0.048964 (0.00090)	-0.019152 (0.00121)	0.008833 (0.00013)
6	0.030986 (0.00038)	-0.014572 (0.00211)	0.082834 (0.00198)	-0.022419 (0.00185)	0.011165 (0.00031)
7	0.042636 (0.00056)	-0.017393 (0.00341)	0.116323 (0.00342)	-0.029521 (0.00286)	0.013173 (0.00047)
8	0.049679 (0.00082)	-0.020375 (0.00438)	0.145882 (0.00446)	-0.028904 (0.00380)	0.015618 (0.00088)
9	0.056493 (0.00110)	-0.023696 (0.00687)	0.180511 (0.00472)	-0.032048 (0.00471)	0.017757 (0.00092)
10	0.063289 (0.00143)	-0.026440 (0.00757)	0.217125 (0.00520)	-0.035243 (0.00595)	0.019682 (0.00121)
Accumulated Response of TXD					
Period	TXI	TXJ	LOG_PIB	TXD	LOG_TXC
1	0.000000 (0.00000)	0.000000 (0.00035)	0.000000 (0.00000)	0.000982 (0.00031)	0.000000 (0.00003)
2	-0.000126 (0.00005)	-0.000044 (0.00018)	-0.001109 (0.00004)	0.016997 (0.00173)	-0.000242 (0.00027)
3	-0.000406 (0.00142)	-0.001087 (0.00368)	-0.003321 (0.00242)	0.026704 (0.00495)	-0.001216 (0.00088)
4	-0.000826 (0.00232)	-0.001352 (0.00824)	-0.008931 (0.00490)	0.037287 (0.00882)	-0.002387 (0.00178)
5	-0.001247 (0.00410)	-0.001637 (0.01402)	-0.008909 (0.00931)	0.047927 (0.01458)	-0.003490 (0.00334)
6	-0.001697 (0.00883)	-0.001924 (0.02277)	-0.011882 (0.01590)	0.058894 (0.02232)	-0.004628 (0.00520)
7	-0.002184 (0.00919)	-0.002144 (0.03365)	-0.015117 (0.02297)	0.069235 (0.03105)	-0.006808 (0.00757)
8	-0.002650 (0.01287)	-0.002404 (0.04940)	-0.018254 (0.03247)	0.079878 (0.04180)	-0.008953 (0.01058)
9	-0.003122 (0.01671)	-0.002894 (0.06133)	-0.021795 (0.04689)	0.089823 (0.05430)	-0.009112 (0.01393)
10	-0.003604 (0.02103)	-0.003836 (0.07893)	-0.024538 (0.05688)	0.101100 (0.06825)	-0.009279 (0.01787)
Accumulated Response of LOG_TXC					
Period	TXI	TXJ	LOG_PIB	TXD	LOG_TXC
1	-0.072353 (0.00587)	-0.189490 (0.00135)	0.050277 (0.00032)	0.001098 (0.00481)	0.239553 (0.00134)
2	-0.288680 (0.01145)	-0.248030 (0.00755)	0.231798 (0.01090)	-0.020502 (0.01472)	0.380828 (0.00603)
3	-0.344006 (0.04853)	-0.442090 (0.02321)	0.379960 (0.03430)	-0.055192 (0.04211)	0.625666 (0.01437)
4	-0.443834 (0.08016)	-0.542199 (0.05838)	0.525008 (0.07410)	-0.089518 (0.07977)	0.915896 (0.02933)
5	-0.504524 (0.13738)	-0.744258 (0.10295)	0.690393 (0.12332)	-0.087313 (0.12283)	0.983278 (0.04656)
6	-0.662650 (0.20427)	-0.902099 (0.16123)	0.809905 (0.15000)	-0.111605 (0.18483)	1.197473 (0.07084)
7	-0.792907 (0.28212)	-1.091812 (0.23977)	0.953705 (0.27643)	-0.127849 (0.20598)	1.388854 (0.10003)
8	-0.918296 (0.38935)	-1.323519 (0.30264)	1.096817 (0.37915)	-0.147348 (0.33772)	1.609748 (0.13488)
9	-1.023699 (0.47305)	-1.591989 (0.40891)	1.239167 (0.49640)	-0.168834 (0.43540)	1.772823 (0.17802)
10	-1.138893 (0.58915)	-1.983011 (0.50408)	1.382412 (0.63620)	-0.189585 (0.54352)	1.963312 (0.22232)

Cholesky One S.D. (Std. adjusted)
Cholesky ordering: TXD TXJ LOG_PIB TXI LOG_TXC
Standard errors: Both (no 1999-replications)

Tabela C.26: Decomposição de variância do modelo VECM de 1992 a 2022 da análise de robustez com ordenação de cholesky TXD Log_PIB TXI TXJ Log_TXC

Variance Decomposition of TXI:						
Period	S.E.	TXI	TXJ	LOG_PIB	TXD	LOG_TXC
1	0.115541	96.33182	0.000000	1.796908	1.871276	0.000000
2	0.154409	77.63793	13.33260	4.749741	4.025701	0.254024
3	0.191310	61.20954	26.25466	8.756404	3.304562	0.474835
4	0.224052	61.00147	19.74230	13.17152	2.896414	3.188298
5	0.247386	58.66387	19.43765	15.96654	3.118689	2.813242
6	0.270634	56.08714	20.65088	17.55497	3.042702	2.664301
7	0.292646	56.15386	18.78181	18.97191	3.000413	3.092013
8	0.311563	55.22982	18.72303	20.02515	3.077355	2.944645
9	0.330065	54.41250	18.84418	20.76458	3.058521	2.920211
10	0.347710	54.32698	18.13811	21.44529	3.055427	3.034198

Variance Decomposition of TXJ:						
Period	S.E.	TXI	TXJ	LOG_PIB	TXD	LOG_TXC
1	0.063522	68.86673	25.94898	4.239162	0.945119	0.000000
2	0.095214	70.21294	12.08493	10.13468	2.682478	4.884973
3	0.116892	55.82256	23.06884	14.27789	3.259045	3.571672
4	0.137344	53.48671	19.62171	17.97051	2.977544	5.943525
5	0.154498	53.28930	16.24224	20.61642	3.212119	6.639915
6	0.168829	50.80550	17.60617	22.07611	3.413951	6.098277
7	0.183137	50.36823	16.51385	23.14495	3.396735	6.576237
8	0.195859	50.20379	15.48552	24.08942	3.507242	6.714026
9	0.207508	49.38710	15.72794	24.73797	3.584203	6.562796
10	0.219024	49.19506	15.22479	25.25155	3.595395	6.733208

Variance Decomposition of LOG_PIB:						
Period	S.E.	TXI	TXJ	LOG_PIB	TXD	LOG_TXC
1	0.021518	0.000000	0.000000	96.50504	3.494963	0.000000
2	0.037068	0.271358	0.342370	96.43527	2.625033	0.325974
3	0.049923	0.395419	0.728075	96.42453	2.028932	0.423041
4	0.060457	0.355996	0.633165	96.92214	1.713870	0.374825
5	0.069686	0.381606	0.671483	97.00660	1.531809	0.408504
6	0.077875	0.399685	0.731080	97.05411	1.398347	0.416782
7	0.085210	0.392243	0.710400	97.18453	1.309190	0.403642
8	0.092008	0.400439	0.723706	97.21774	1.247074	0.411042
9	0.098334	0.405272	0.738845	97.24744	1.196624	0.411819
10	0.104252	0.403700	0.733386	97.29641	1.158574	0.407927

Variance Decomposition of TXD:						
Period	S.E.	TXI	TXJ	LOG_PIB	TXD	LOG_TXC
1	0.006982	0.000000	0.000000	0.000000	100.0000	0.000000
2	0.011792	0.000122	0.213048	0.898090	98.80485	0.083894
3	0.015839	0.000243	0.235469	2.304174	97.10976	0.350353
4	0.019282	0.000825	0.177754	3.577319	95.65665	0.587454
5	0.022257	0.000659	0.149803	4.510462	94.64359	0.695485
6	0.024901	0.000661	0.132977	5.168905	93.92887	0.766590
7	0.027293	0.001035	0.117207	5.644614	93.41170	0.825447
8	0.029490	0.001041	0.108140	5.991706	93.04068	0.858434
9	0.031535	0.001090	0.101368	6.254156	92.75761	0.885777
10	0.033455	0.001218	0.094957	6.460300	92.53483	0.908693

Variance Decomposition of LOG_TXC:						
Period	S.E.	TXI	TXJ	LOG_PIB	TXD	LOG_TXC
1	0.326766	6.644237	37.27073	6.302397	0.001069	49.78156
2	0.432787	25.42763	22.50462	10.39872	0.251747	41.41728
3	0.559248	18.86870	25.51569	12.05506	0.532914	43.02763
4	0.649567	17.32083	28.40608	12.98860	0.440325	40.84416
5	0.706416	19.68241	26.10535	13.88901	0.439378	39.88386
6	0.778896	18.42862	26.57939	14.16430	0.458688	40.36901
7	0.840126	18.18709	27.01549	14.48015	0.431646	39.88562
8	0.890114	18.79953	26.26908	14.83500	0.432503	39.66389
9	0.945469	18.37808	26.44316	14.97496	0.434992	39.76881
10	0.994886	18.34833	26.50099	15.14344	0.425085	39.58216

Cholesky One S.D. (d.f. adjusted)
Cholesky ordering: TXD LOG_PIB TXI TXJ LOG_TXC

Tabela 27: Decomposição de variância do modelo VECM de 1992 a 2022 da análise de robustez com ordenação de cholesky TXD TXI Log_PIB TXJ Log_TXC

Variance Decomposition of TXI:						
Period	S.E.	TXI	TXJ	LOG_PIB	TXD	LOG_TXC
1	0.115541	98.12872	0.000000	0.000000	1.871276	0.000000
2	0.154409	80.80442	13.33260	1.583247	4.025701	0.254024
3	0.191310	65.26198	26.25466	4.703959	3.304562	0.474835
4	0.224052	66.60743	19.74230	7.565561	2.896414	3.188298
5	0.247386	64.98831	19.43765	9.642107	3.118689	2.813242
6	0.270634	62.78292	20.65088	10.85920	3.042702	2.664301
7	0.292646	63.32933	18.78181	11.79643	3.000413	3.092013
8	0.311563	62.67593	18.72303	12.57904	3.077355	2.944645
9	0.330065	62.05075	18.84418	13.12633	3.058521	2.920211
10	0.347710	62.18333	18.13811	13.58894	3.055427	3.034198

Variance Decomposition of TXJ:						
Period	S.E.	TXI	TXJ	LOG_PIB	TXD	LOG_TXC
1	0.063522	72.26499	25.94898	0.840909	0.945119	0.000000
2	0.095214	75.99588	12.08493	4.351744	2.682478	4.884973
3	0.116892	61.86856	23.06884	8.231884	3.259045	3.571672
4	0.137344	60.44247	19.62171	11.01475	2.977544	5.943525
5	0.154498	60.95651	16.24224	12.94922	3.212119	6.639915
6	0.168829	58.66333	17.60617	14.21828	3.413951	6.098277
7	0.183137	58.50035	16.51385	15.01284	3.396735	6.576237
8	0.195859	58.57858	15.48552	15.71463	3.507242	6.714026
9	0.207508	57.87077	15.72794	16.25429	3.584203	6.562796
10	0.219024	57.80910	15.22479	16.63750	3.595395	6.733208

Variance Decomposition of LOG_PIB:						
Period	S.E.	TXI	TXJ	LOG_PIB	TXD	LOG_TXC
1	0.021518	1.767175	0.000000	94.73786	3.494963	0.000000
2	0.037068	3.149040	0.342370	93.55758	2.625033	0.325974
3	0.049923	3.643983	0.728075	93.17597	2.028932	0.423041
4	0.060457	3.580351	0.633165	93.69779	1.713870	0.374825
5	0.069686	3.690314	0.671483	93.69789	1.531809	0.408504
6	0.077875	3.764331	0.731080	93.68946	1.398347	0.416782
7	0.085210	3.756871	0.710400	93.81990	1.309190	0.403642
8	0.092008	3.791557	0.723706	93.82662	1.247074	0.411042
9	0.098334	3.813810	0.738845	93.83890	1.196624	0.411819
10	0.104252	3.815608	0.733386	93.88451	1.158574	0.407927

Variance Decomposition of TXD:						
Period	S.E.	TXI	TXJ	LOG_PIB	TXD	LOG_TXC
1	0.006982	0.000000	0.000000	0.000000	100.0000	0.000000
2	0.011792	0.013764	0.213048	0.884448	98.80485	0.083894
3	0.015839	0.036101	0.235469	2.268316	97.10976	0.350353
4	0.019282	0.071850	0.177754	3.506295	95.65665	0.587454
5	0.022257	0.089689	0.149803	4.421432	94.64359	0.695485
6	0.024901	0.104345	0.132977	5.065222	93.92887	0.768590
7	0.027293	0.118745	0.117207	5.526904	93.41170	0.825447
8	0.029490	0.126627	0.108140	5.866120	93.04068	0.858434
9	0.031535	0.133109	0.101368	6.122138	92.75761	0.885777
10	0.033455	0.139082	0.094957	6.322436	92.53483	0.908693

Variance Decomposition of LOG_TXC:						
Period	S.E.	TXI	TXJ	LOG_PIB	TXD	LOG_TXC
1	0.326766	4.902748	37.27073	8.043887	0.001069	49.78156
2	0.432787	20.90896	22.50462	14.91740	0.251747	41.41728
3	0.559248	14.96749	25.51569	15.95628	0.532914	43.02763
4	0.649567	13.45646	28.40608	16.85298	0.440325	40.84416
5	0.706416	15.34988	26.10535	18.22154	0.439378	39.88386
6	0.778896	14.20993	26.57939	18.38299	0.458688	40.36901
7	0.840126	13.93646	27.01549	18.73078	0.431646	39.88562
8	0.890114	14.39949	26.26908	19.23504	0.432503	39.66389
9	0.945489	14.00558	26.44316	19.34745	0.434992	39.76881
10	0.994886	13.94555	26.50099	19.54621	0.425085	39.58216

Cholesky One S.D. (d.f. adjusted)						
Cholesky ordering: TXD TXI LOG_PIB TXJ LOG_TXC						

Tabela C.28: Teste de Causalidade a Granger do modelo VECM de 1992 a 2022 da análise de robustez

VEC Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests			
Date: 08/02/25 Time: 00:47			
Sample: 1992 2022			
Included observations: 30			
Dependent variable: D(TXI)			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(TXJ)	13.12646	1	0.0003
D(LOG_PIB)	0.059605	1	0.8071
D(TXD)	1.037529	1	0.3084
D(LOG_TXC)	0.941469	1	0.3319
All	23.07480	4	0.0001
Dependent variable: D(TXJ)			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(TXI)	3.717646	1	0.0538
D(LOG_PIB)	0.184429	1	0.6676
D(TXD)	0.297037	1	0.5857
D(LOG_TXC)	5.200595	1	0.0226
All	11.21742	4	0.0242
Dependent variable: D(LOG_PIB)			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(TXI)	0.409964	1	0.5220
D(TXJ)	0.919688	1	0.3376
D(TXD)	0.012829	1	0.9098
D(LOG_TXC)	0.167974	1	0.6819
All	1.070770	4	0.8989
Dependent variable: D(TXD)			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(TXI)	0.078705	1	0.7791
D(TXJ)	0.001045	1	0.9742
D(LOG_PIB)	0.284797	1	0.5936
D(LOG_TXC)	0.238136	1	0.6256
All	0.897927	4	0.9249
Dependent variable: D(LOG_TXC)			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(TXI)	0.211153	1	0.6459
D(TXJ)	0.086130	1	0.7692
D(LOG_PIB)	0.639808	1	0.4238
D(TXD)	0.051852	1	0.8199
All	1.425760	4	0.8397

Anexo D

Anexo D - Figuras da análise de robustez do modelo VECM entre 1992 e 2022

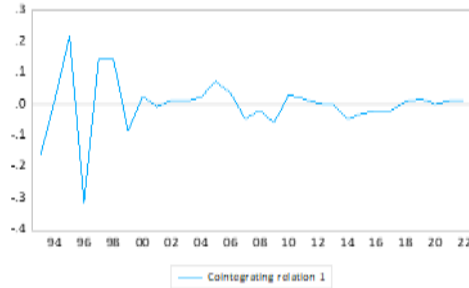


Figura D.11: Relação de cointegração do VECM de 1992 a 2022 da análise de robustez

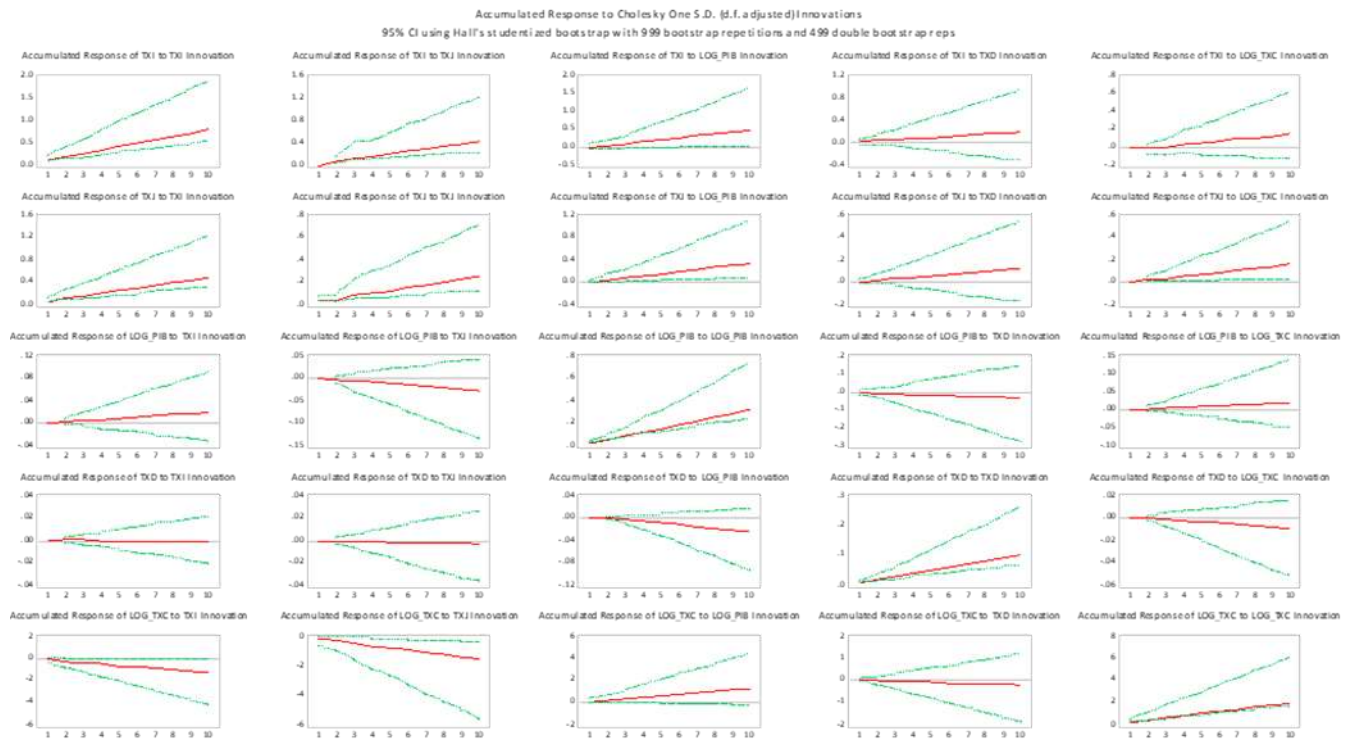


Figura 12: Função Impulso Resposta do modelo VECM de 1992 a 2022 da análise de robustez com ordenação de cholesky TXDI Log_PIB TXI TXJ Log_TXC

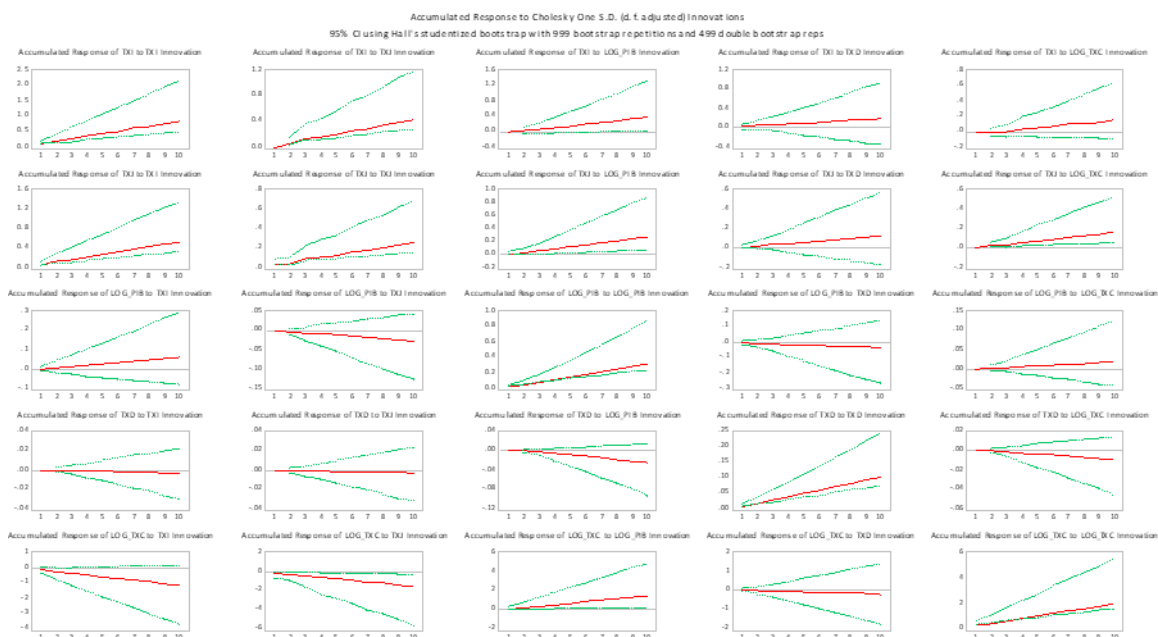


Figura D.13: Função Impulso Resposta do modelo VECM de 1992 a 2022 da análise de robustez com ordenação de cholesky TXD TXI Log_PIB TXJ Log_TXC

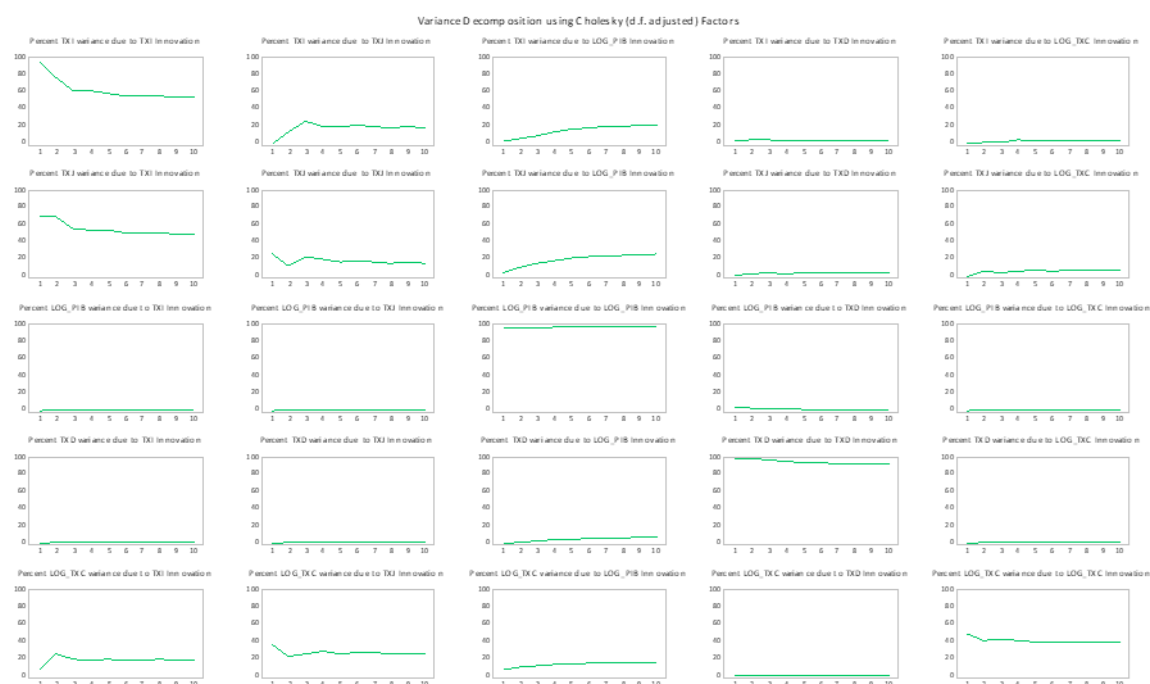


Figura 14: Decomposição de variância do modelo VECM de 1992 a 2022 da análise de robustez com ordenação de cholesky TXD Log_PIB TXI TXJ Log_TXC.

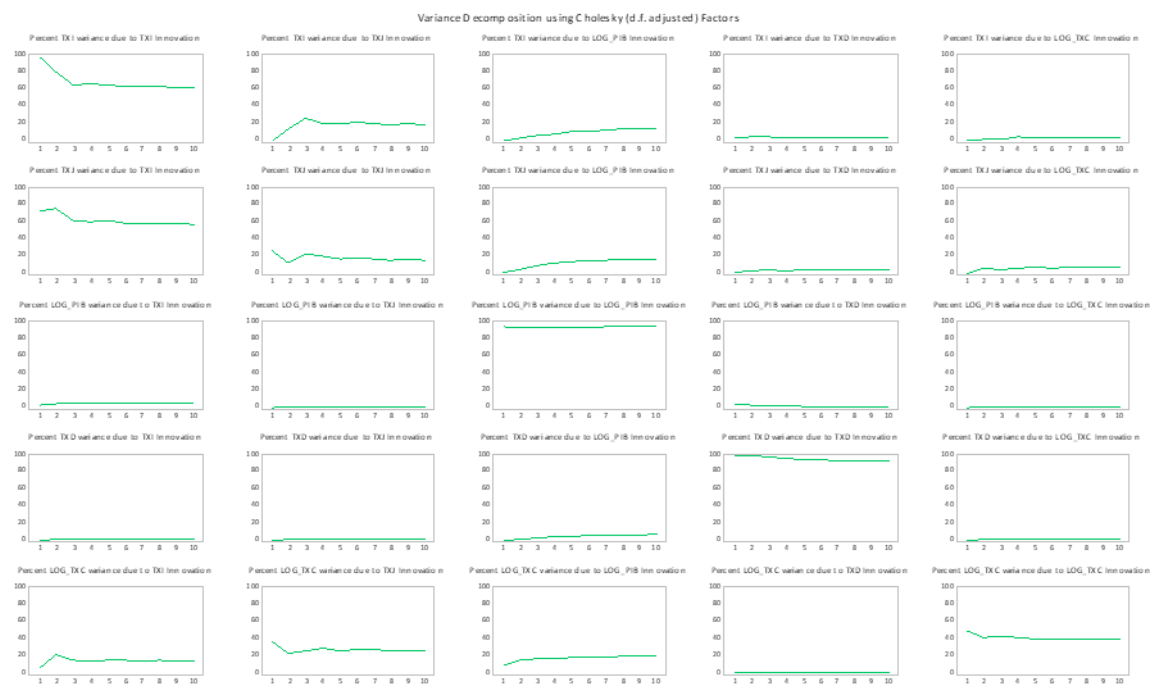


Figura D.15: Decomposição de variância do modelo VECM de 1992 a 2022 da análise de robustez com ordenação de cholesky TXD TXI Log_PIB TXJ Log_TXC



Figura D.16: Resíduos do modelo VECM de 1992 a 2022 da análise de robustez