



O Efeito do Défice Orçamental sobre a Taxa de Juro em Moçambique (2005-2023)

Por:

EDMILSON JALANE

Supervisor: Doutor Simeão Nhabinde

**FACULDADE DE ECONOMIA
UNIVERSIDADE EDUARDO MONDLANE**

MAPUTO, MAIO DE 2024

O Efeito do Défice Orçamental sobre a Taxa de Juro em Moçambique (2005-2023)

EDMILSON JALANE

**FACULDADE DE ECONOMIA
UNIVERSIDADE EDUARDO MONDLANE**

Trabalho de Licenciatura submetido em cumprimento parcial dos requisitos para a obtenção do grau de Licenciatura em Economia na Faculdade de Economia da Universidade Eduardo Mondlane.

Supervisor: Doutor Simeão Nhabinde

MAPUTO, MAIO DE 2024

DECLARAÇÃO

Eu, Edmilson Jalane, declaro por minha honra que este trabalho é da minha autoria e resulta da minha investigação. Esta é a primeira vez que o submeto para obter um grau académico numa instituição educacional.

Maputo, aos _____ de _____ de 2024

(Edmilson Jalane)

Aprovação do Júri

Este trabalho foi aprovado com _____ valores no dia _____ de _____ de 2024 por nós, membros do Júri examinador da Faculdade de Economia da Universidade Eduardo Mondlane.

(Presidente do Júri)

(Arguente)

(Supervisor)

DEDICATÓRIA

Dedico este trabalho aos meus pais, Constantino Salvador Jalane e Isabel Francisco Manjate, pelo apoio incondicional e fé que depositaram ao longo da minha vida académica.

AGRADECIMENTOS

À Deus pelo dom da vida, pelas bênçãos proporcionadas e por ser uma fonte infinita de força.

Aos meus pais, Constantino Salvador Jalane e Isabel Francisco Manjate, pelo apoio material, emocional e psicológico. A fé deles tornou possível a obtenção deste importante grau de educação.

Ao meu irmão Elísio Constantino Jalane, pelas lições, conselhos, ensinamentos e preocupação com a minha saúde mental e financeira. As experiências profissionais e académicas partilhadas foram fundamentais para a busca por resultados melhores ao longo da minha formação.

Ao Doutor Simeão Nhabinde, meu supervisor, pela vontade mostrada de cooperar para esta realização em cada uma das versões desta pesquisa. A acessibilidade, paciência e confiança depositados neste trabalho foram fundamentais para o seu desenvolvimento e conclusão.

Meu sincero agradecimento ao corpo docente do curso de economia pelos ensinamentos que foram transferidos ao longo da minha formação e aos colegas da academia, verdadeiros companheiros das diversas “batalhas” travadas e superadas.

Especiais agradecimentos aos meus amigos e colegas Gabriel Manguete, Marcelo Mucocana, Yuston Chichava, Euclides Matlombe, Teresa Boene e Salma Valá, pelos contributos diversos de ordem motivacional essenciais para manter-me focado dia e noite.

Por último, a todos que não pude mencionar, mas que contribuíram directa ou indirectamente no meu percurso académico de modo geral e na realização desta pesquisa em particular.

ÍNDICE

DECLARAÇÃO	i
DEDICATÓRIA	ii
AGRADECIMENTOS	iii
ÍNDICE	iv
RESUMO	vi
ABSTRACT	vii
LISTA DE ABREVIATURAS E ACRÓNIMOS	viii
LISTA DE TABELAS	ix
LISTA DE GRÁFICOS	ix
CAPÍTULO I: INTRODUÇÃO	1
1.1 Contextualização.....	1
1.2 Motivação	3
1.3 Problema de Pesquisa	5
1.4 Fundamentação do Problema de Pesquisa	7
1.5 Objectivos do Estudo	9
CAPÍTULO II: REVISÃO DA LITERATURA	10
2.1 Enquadramento Teórico.....	10
2.1.1 Definição de Conceitos Básicos	10
2.1.2 Teorias sobre o Défice orçamental e Taxa de Juro Real	12
2.2 Estudos Empíricos	15
2.3 Crítica à Literatura Empírica	17
CAPÍTULO III: METODOLOGIA	19
3.1 Especificação do Modelo Econométrico	19
3.2 Hipóteses e Resultados Esperados	20
3.3 Métodos e Procedimentos de Estimação	21
3.4 Descrição de Dados	30

CAPÍTULO IV: APRESENTAÇÃO, ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS	34
4.1 Financiamento do Défice Orçamental em Moçambique	34
4.2 Análise da Matriz de Correlação	35
4.3 Resultados da regressão <i>Stepwise</i>	36
4.4 Análise da Estacionaridade	37
4.5 Resultados da Estimação do Modelo ARDD	38
4.5.1 Resultados do Teste de Cointegração.....	41
4.6 Resultados dos Testes Diagnósticos do Modelo ARDD.....	41
4.6.1 Teste de Estabilidade.....	42
4.7 Teste de Causalidade de Granger.....	43
4.8 Resultados dos Testes Diagnósticos do Modelo VAR	43
4.9 Discussão dos Resultados	45
CAPITULO V: CONCLUSÕES E RECOMENDAÇÕES	48
5.1 Conclusões	48
5.2 Recomendações	49
BIBLIOGRAFIA	50
ANEXOS	54

RESUMO

O presente estudo tem como objectivo geral analisar o efeito do défice orçamental sobre a taxa de juro em Moçambique, no período de 2005 a 2023. Para alcançar esse objectivo, adoptou-se uma análise descritiva baseada no método gráfico e a estimação de um modelo baseado no método Autorregressivo de Desfasagem Distribuída (ARDD), e o teste de causalidade de Granger. Os resultados principais do estudo indicam que em Moçambique, o défice orçamental não tem efeito sobre a taxa de juro real no curto prazo. No entanto, há uma influência notável observada no longo prazo que sugere que aumentos permanentes do défice orçamental tem um efeito positivo sobre a taxa de juro real. Os resultados indicam ainda que a direcção causal entre essas variáveis é bidireccional. Consequentemente, o estudo concluiu que o défice orçamental tem efeito positivo sobre a taxa de juro real em Moçambique. No entanto, o efeito varia dependendo do horizonte temporal específico em análise, evidenciando a dinâmica complexa existente entre essas variáveis à medida que o tempo avança. Recomenda-se uma gestão das finanças públicas prudente e que o Governo considere o impacto adverso do défice orçamental sobre a taxa de juro real no longo prazo. Recomenda-se ainda que o Governo financie o défice orçamental com base nos recursos externos e não por meio do crédito interno, ademais, que coordene efectivamente com as autoridades monetárias para evitar instabilidade macroeconómica no longo prazo e reduzir a ineficiência dos défices orçamentais elevados em Moçambique.

Palavras-chaves: Défice Orçamental, Taxa de Juro, Orçamento do Estado.

ABSTRACT

The general aim of this study is to analyze the effect of the budget deficit on the interest rate in Mozambique between 2005 and 2023. To achieve this objective, a descriptive analysis based on the graphical method was adopted, as well as the estimation of a model based on the Autoregressive Distributed Lag (ARDL) method and the Granger causality test. The main results of the study indicate that in Mozambique, the budget deficit has no effect on the real interest rate in the short term. However, there is a notable influence observed in the long term which suggests that permanent increases in the budget deficit have a positive effect on the real interest rate. The results also indicate that the causal direction between these variables is bidirectional. Consequently, the study concluded that the budget deficit has a positive effect on the real interest rate in Mozambique. However, the effect varies depending on the specific time horizon under analysis, highlighting the complex dynamics that exist between these variables as time progresses. It is recommended that public finances are managed prudently and that the government considers the adverse impact of the budget deficit on the real interest rate in the long term. It is also recommended that the government finance the budget deficit from external resources and not through domestic credit, and that it coordinate effectively with the monetary authorities to avoid macroeconomic instability in the long term and reduce the inefficiency of high budget deficits in Mozambique.

Keywords: Budget deficit, Interest rate, State budget.

LISTA DE ABREVIATURAS E ACRÓNIMOS

ARDD	Autoregressivo de Desfasagem Distribuída
ARDL	<i>Autoregressive Distributed Lag</i>
BdPESOE	Balço do Plano Económico e Orçamento do Estado
BIC	<i>Bayesian Information Criteria</i>
CGE	Conta Geral do Estado
CUSUM	<i>Cumulative Sum of Recursive Residuals</i>
CUSUMSQ	<i>Cumulative Sum of Squares of Recursive Residuals</i>
DFA	Dickey-Fuller Aumentado
FIV	Factor de Inflação da Variância
IPC	Índice de Preços no Consumidor
JB	Jarque-Bera
MCE	Modelo de Correção de Erros
MQO	Mínimos Quadrados Ordinários
PIB	Produto Interno Bruto
PMEs	Pequenas e Médias Empresas
PP	Phillips–Perron
REO	Relatório de Execução do Orçamento
SADC	<i>Southern African Development Community</i>
TLC	Teorema de Limite Central
VAR	Vector Autoregressivo

LISTA DE TABELAS

Tabela 3.1: Sinais Esperados	21
Tabela 3.2: Sumário Estatístico.....	31
Tabela 4.1: Sumário dos Resultados da Regressão Stepwise.....	36
Tabela 4.2: Testes de Raiz Unitária ao Nível de Significância de 5%	37
Tabela 4.3: Resultados da Estimação do Modelo de Curto Prazo.....	38
Tabela 4.4: Resultados da Estimação do Modelo de Longo Prazo.	40
Tabela 4.5: Resultados do Teste de Cointegração ao Nível de Significância de 5%. ...	41
Tabela 4.6: Resultados dos Testes Diagnóstico ao Nível de Significância de 5%	42
Tabela 4.7: Resultados do Teste de Causalidade de Granger ao Nível de Significância de 5%	43
Tabela 4.8: Resultados dos Testes Diagnóstico ao Nível de Significância de 5%	44

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1.1: Défices Orçamentais em Moçambique, 2005-2023.	1
Gráfico 1.2: Evolução da Taxa de Juro Real em Moçambique, 2005-2023.....	3
Gráfico 1.3: Correlação entre Défice Orçamental e Taxa de Juro Real em Moçambique, 2005-2023.....	6
Gráfico 4.1: Estrutura do Financiamento do Défice Orçamental em Moçambique, 2005-2023.	34
Gráfico 4.2: Soma Cumulativa dos Resíduos Recursivos e Soma Cumulativa do Quadrado dos Resíduos Recursivos	43
Gráfico 4.3: Raízes da Matriz Companheira	44

CAPÍTULO I: INTRODUÇÃO

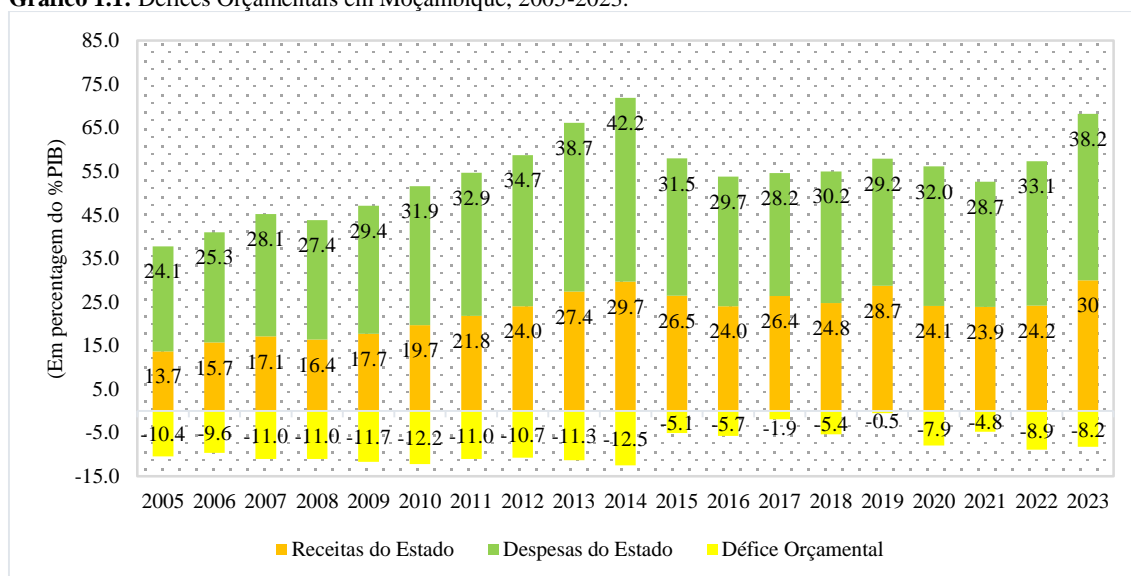
Nas secções que seguem, descreve-se o contexto no qual está inserido o tema da pesquisa, apresentam-se as motivações do estudo, declara-se o problema de pesquisa, fundamenta-se o tema de pesquisa e definem-se os objectivos do estudo.

1.1 Contextualização

Como consequência do nível das despesas superior ao das receitas do Estado, o défice orçamental é um dos desafios macroeconómicos que diversas economias enfrentam. O relatório anual recente da *Southern African Development Community*¹ (2023) indica que os países membros do bloco têm enfrentado aumentos dos défices orçamentais quando medidos em termos de percentagem do Produto Interno Bruto (PIB), de 4,8% para 5,2%, observados entre 2021 e 2022. Embora alguns países tenham registado êxito na redução dos seus défices, a deterioração orçamental ocorrida mostra uma tendência persistente de desvios em relação a meta de convergência de 3% do PIB estabelecida pelo bloco.

No contexto moçambicano, a tendência histórica das contas públicas também mostra que há um desafio de gestão orçamental face aos níveis deficitários crónicos e elevados ao longo do período entre 2005 e 2023, tal como ilustra o Gráfico (1.1).

Gráfico 1.1: Défices Orçamentais em Moçambique, 2005-2023.



Fonte: Governo de Moçambique (2005-2023).

¹ Significa Comunidade para o Desenvolvimento da África Austral.

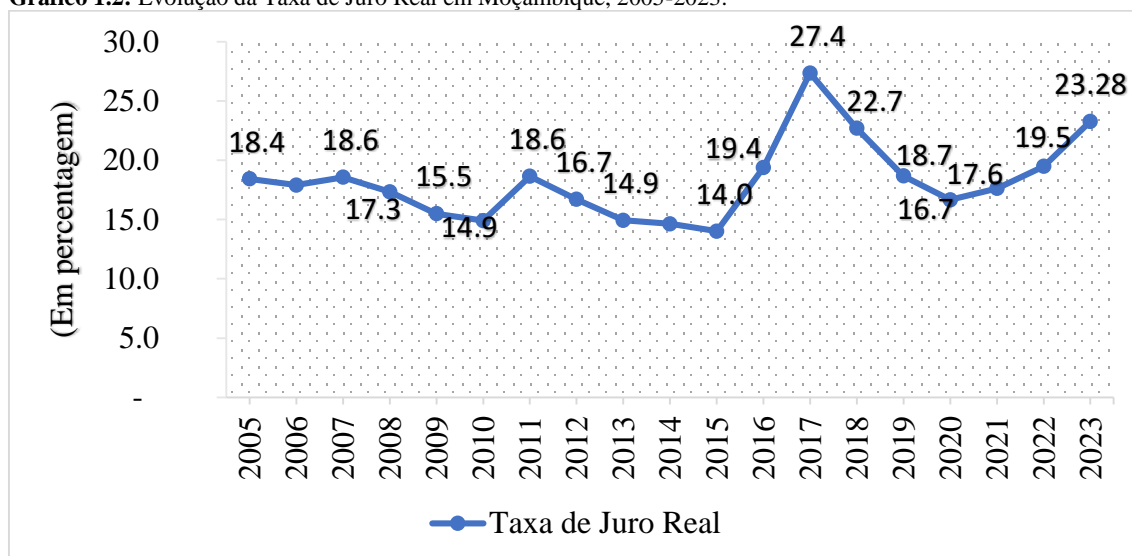
O Gráfico (1.1) mostra que o orçamento do Estado moçambicano apresentou défices elevados e persistentes em termos percentuais em relação ao PIB entre 2005 e 2023. Os défices orçamentais mantiveram-se acima de 10% do PIB durante os primeiros dez anos, foi durante esse subperíodo que o país experimentou a pior deterioração do saldo orçamental, com o défice a situar-se em 21,1% do PIB em 2014. Contudo, foi nos últimos nove anos que se verificou uma melhoria significativa caracterizada por défices orçamentais próximos da meta de 3% do PIB, com o défice orçamental a registar uma melhoria para 1,88% do PIB em 2017 e a ascender a 0,5% do PIB em 2019, sendo essa última a taxa mais baixa observada em toda a série em análise.

De acordo com Mankiw (2015), o défice orçamental é um indicador do aumento da procura por empréstimos por parte do Governo ao longo de um determinado período. Assim, seu financiamento resulta no aumento do *stock* da dívida pública, juntamente com os respectivos encargos. Como os recursos financeiros disponíveis para empréstimos são concorridos entre os setores público e privado, pode-se inferir que o financiamento do défice orçamental tenderá a reduzir a oferta de recursos financeiros para empréstimos ao setor privado deficitário, o que pode elevar as taxas de juro reais.

Em relação às tentativas de testar a validade das previsões teóricas sobre o tema em questão, Shetta e Kamaly (2014) e Saleh (2003) argumentam que é um dos temas mais amplamente estudados entre economistas e formuladores de políticas económicas. Todavia, os resultados empíricos obtidos não são homogéneos, uma vez que, de acordo com Ussher (1998), pode-se encontrar várias conclusões que defendem que os défices aumentam, diminuem ou não têm efeito sobre as taxas de juro.

Por outro lado, e ainda no contexto moçambicano, o comportamento da taxa de juro real também não tem testemunhado alguma sustentabilidade. Essa tendência é ilustrada pelo Gráfico (1.2).

Gráfico 1.2: Evolução da Taxa de Juro Real em Moçambique, 2005-2023.



Fonte: Elaborado pelo autor, dados do Banco de Moçambique (2005-2023) e do Instituto Nacional de Estatística (2005-2023).

O Gráfico (1.2) mostra um padrão de evolução volátil da taxa de juro real ao longo do período analisado, aumentando de 18,43% em 2005 para 23,28% em 2023. Diversos factores contribuíram para essa instabilidade, destacando-se a postura do Banco de Moçambique na orientação da sua política monetária. Conforme apontado por Chivulele (2017), a política monetária mostrou um grau considerável de volatilidade, alternando entre períodos expansionistas e medidas restrictivas de forma abrupta e repentina. Isso criou um ambiente de imprevisibilidade e incerteza na economia.

Assim, tendo em consideração a tendência do défice orçamental e da taxa de juro real analisados nos Gráficos (1.1) e (1.2), bem como a falta de convergência dos resultados dos estudos empíricos, surge a questão: Será que no contexto moçambicano existe alguma relação entre o défice orçamental e a taxa de juro?

1.2 Motivação

Este estudo tem três motivações principais: A motivação académica, a profissional e a social. A motivação académica surge da compreensão dos conceitos fundamentais obtidos ao longo da formação, especialmente sobre a estabilidade macroeconómica e solidez financeira do Governo.

O desafio contínuo à compreensão que esses temas impõem, com ênfase na complexa interacção entre as variáveis macroeconómicas fundamentais, sobretudo entre

a taxa de juro e o défice orçamental, tem sido impulsionador de debates acirrados sobre os efeitos adversos da intervenção do Governo na esfera económica privada.

O questionamento da relação entre essas variáveis emerge notavelmente quando se considera o possível efeito adverso do financiamento do défice orçamental por meio de endividamento público. Alguns autores como Ibraimo (2019), defendem que os efeitos do financiamento dos défices orçamentais por meio de empréstimos podem ser mais severos quando conjugados com a dependência do país em importações, principalmente para consumo e investimento, como é o caso de Moçambique, dado que nessas economias, conforme defendido por Ibraimo, os níveis de endividamento elevados têm efeitos adversos na estabilidade dos preços, estabilidade política e social, ademais, provocam retracção do investimento e emprego principalmente para as pequenas e médias empresas (PMEs).

Por outro lado e ainda ao nível académico, as teorias neoclássica, keynesiana e ricardiana conforme discutidas por Barro (1989), Bernheim (1989) e Yellen (1989) e apresentadas na Subsecção (2.1.2) fornecem diferentes explicações sobre o possível efeito da relação entre a taxa de juro e o défice orçamental. No entanto, no cômputo geral, não há convergência no debate sobre o tema.

Ao nível profissional, a motivação deve-se a aspiração de desempenhar um papel relevante em instituições condutoras de política económica como o Banco Central e nas áreas de finanças públicas. Uma compreensão sólida dessas temáticas é fundamental para resolver desafios que os formuladores de políticas macroeconómicas enfrentam e promover o crescimento da produção e do emprego consistentes com a estabilidade macroeconómica. Portanto, a produção desta pesquisa não é meramente mais um passo académico, mas uma preparação estratégica e consciente de se tornar um profissional qualificado para a definição de políticas eficazes em resposta às dinâmicas económicas no País.

Ao nível social este estudo é motivado porque a economia moçambicana, tal como muitas outras economias em vias de desenvolvimento, têm enfrentado desafios de gestão fiscal complexos que tornam crucial uma análise aprofundada das políticas orçamentais e dos possíveis impactos que essas podem exercer sobre a taxa de juro real e estabilidade do sistema financeiro nacional. Dos principais problemas enfrentados, destacam-se os défices orçamentais crónicos que o país tem registado e conseqüente aumento da dívida pública e dos respectivos encargos que, além de comprometerem a sustentabilidade fiscal e o alcance das metas e prioridades governamentais, são motivo de preocupação por

poderem causar pressões sobre a taxas de juro. Da mesma forma que os défices orçamentais elevados e crónicos são um problema para os Governos nacionais porque não conseguem materializar integralmente as suas políticas públicas, taxas de juro instáveis são também um problema social porque colocam a economia sempre na incerteza, com efeitos negativos sobre as expectativas, consumo e investimento dos agentes económicos.

1.3 Problema de Pesquisa

O Orçamento do Estado moçambicano enfrenta restrições caracterizadas por uma tendência de défices elevados e persistentes ao longo do tempo. O aumento excessivo da despesa pública acompanhado de um crescimento lento das receitas fiscais é visto como um conjunto de factores estruturais dessa tendência deficitária do Orçamento do Estado (Ibraimo, 2019).

Assim, embora o financiamento do Orçamento do Estado através de receitas fiscais tenha sido a forma mais priorizada pelo Governo moçambicano, Ibraimo esclarece que o Governo tem a dívida pública como um instrumento alternativo de financiamento da sua estratégia de desenvolvimento nacional.

Por seu turno, enquanto a teoria clássica defende que a política fiscal não exerce efeito algum sobre as variáveis macroeconómicas, a teoria neoclássica defende que essas formas alternativas de financiamento do défice podem produzir efeitos adversos na economia, sendo que um dos mais importantes é o aumento das taxas de juro que, por sua vez, pode resultar no efeito comumente conhecido como *crowding-out*² do investimento privado.

De acordo com Castel-Branco (2011), embora o financiamento do défice através da dívida interna seja uma alternativa atractiva, uma vez que reduz a dependência da ajuda externa e esforços de um rápido crescimento da base tributária por via da tributação do capital, aumenta a concorrência por recursos financeiros entre o Estado e o sector privado. Isso, por sua vez, pode afectar os custos do capital financeiro para a economia e conduzir a aumentos nos custos financeiros de investimentos necessários para o alargamento, diversificação e articulação da base produtiva.

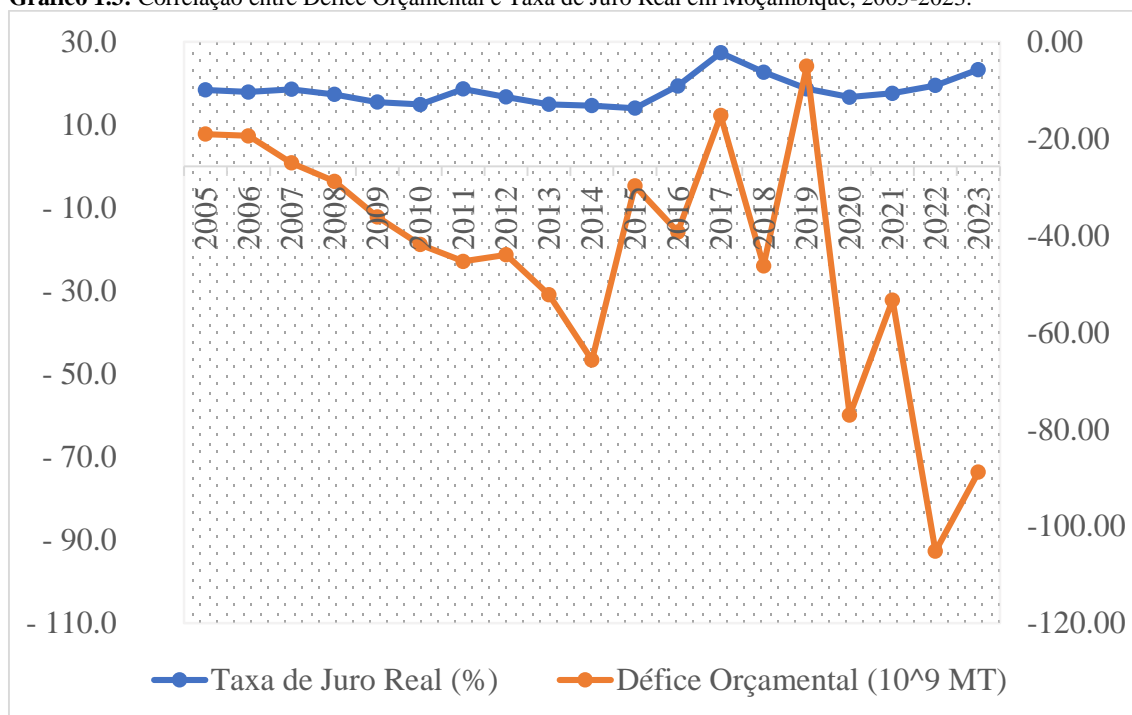
² Quando o Governo contrai empréstimos internamente para financiar seu défice orçamental, reduz a poupança nacional e diminui a oferta de fundos para empréstimos, a taxa de juro de empréstimos aumenta e o investimento privado é reprimido.

Na mesma linha de ideias, Ibraimo (2019), avança que o impacto do financiamento do Governo, particularmente através de títulos de dívida, estende-se ao sector financeiro doméstico que, em vez de apoiar o desenvolvimento da base produtiva, tende a se concentrar predominantemente no mercado de títulos de dívida. Essa orientação limitada pode resultar em uma alocação de poupanças menos eficiente, prejudicando o apoio necessário às empresas, especialmente às PME's com necessidades de financiamento para viabilizar seus projectos produtivos e impulsionar a actividade económica no País.

Apesar dos argumentos teóricos tradicionais defenderem que os défices orçamentais persistentes aumentam as taxas de juro, enquanto outros defendem a neutralidade entre as variáveis referidas, no contexto moçambicano, as tendências históricas sugerem que quando o défice orçamental aumenta e atinge um nível máximo, a taxa de juro real tende a registar um aumento ligeiro.

Na década de 2005-2014, a tendência de aumento gradual do défice foi acompanhada por uma tendência de queda da taxa de juro real. No entanto, no restante período (2015-2023), o défice interrompeu a tendência de previsibilidade que vinha apresentando e, coincidentemente, foi durante o período referido que a taxa de juro real registou um comportamento volátil, conforme ilustrado no Gráfico (1.3).

Gráfico 1.3: Correlação entre Déficit Orçamental e Taxa de Juro Real em Moçambique, 2005-2023.



Fonte: Elaborado pelo autor, dados do Banco de Moçambique (2005-2023), do Governo de Moçambique (2005-2023) e do Instituto Nacional de Estatística (2005-2023).

Observando o Gráfico (1.3) e, de um modo geral, a taxa de juro real mostra-se aparentemente positiva e, possivelmente, fracamente correlacionada com o défice orçamental, o que sugere uma possível tendência de movimento conjunto ascendente ao longo do tempo (em termos absolutos) na economia moçambicana. Contudo, o padrão instável apresentado pela taxa de juro real quando comparado com a volatilidade apresentada pelo défice orçamental em alguns períodos, sugere que as variações da taxa de juro real pouco ou até mesmo nada tiveram a ver com o comportamento do défice orçamental. Essas evidências transmitem a ideia de que os défices orçamentais persistentes não aumentam, necessariamente, a taxa de juro real em Moçambique. O que levanta dúvidas sobre a possibilidade de existência de algum efeito do défice orçamental sobre a taxa de juro real.

Dado que uma análise da correlação entre as séries baseada apenas no método gráfico é limitada, uma vez que não vai além de uma análise comparativa do comportamento das tendências das séries, a possibilidade de existência de uma relação tanto no curto como no longo prazos, bem como uma relação de causa e efeito entre essas variáveis em Moçambique é também passível de questionamento, e a busca de possíveis esclarecimentos é o principal interesse do presente estudo.

Num contexto caracterizado pela tendência de reduzir a dependência dos recursos financeiros externos através do aumento de empréstimos contraídos internamente para financiar os défices orçamentais que, segundo Ibraimo (2020), concorre para enxugar a liquidez disponível no mercado financeiro nacional e, conseqüentemente, cria pressões sobre a taxa de juro comercial, mostra-se necessário estudar a influência que o défice orçamental exerce sobre a taxa de juro real para reduzir a escassez das evidências empíricas sobre essa temática na literatura nacional.

Neste contexto, este estudo procura responder a seguinte pergunta: *Qual é o efeito do défice orçamental sobre a taxa de juro em Moçambique durante o período de 2005 a 2023?*

1.4 Fundamentação do Problema de Pesquisa

Estudos sobre os efeitos que os défices orçamentais exercem sobre a taxa de juro são necessários para a compreensão dos efeitos das políticas orçamentais sobre as variáveis macroeconómicas, bem como para orientar os decisores de política fiscal e monetária na definição de estratégias para o crescimento, desenvolvimento e estabilidade

macroeconómica. Tal como referido nas Secções anteriores deste estudo, a literatura tanto teórica como empírica não encontra um consenso sobre a relação entre os défices orçamentais e a taxa de juro.

A falta de consenso empírico pode ser explicada como sendo consequência de diversos factores, sendo alguns deles as diferentes formas de financiamento que cada país adopta e o tipo de gastos a que o financiamento é destinado (Shetta e Kamaly, 2014). Porém, conforme avança Barro (1989), embora a maioria dos economistas continue confiante de que os défices orçamentais aumentam as taxas de juro, no cômputo geral, os resultados empíricos suportam a visão ricardiana da neutralidade da política fiscal.

No caso de Moçambique, os défices orçamentais têm sido financiados por via da emissão de títulos de dívida pública interna e com recurso a donativos e empréstimos externos (Ibraimo, 2019). No entanto, o crescente recurso ao financiamento do défice orçamental através de empréstimos públicos, num contexto em que as finanças públicas apresentam problemas estruturais associados ao fraco alargamento e crescimento da base tributária é motivo de preocupação. Isso deve-se ao facto dessa estratégia de financiamento ser percebida como um factor gerador de um fardo inter-geracional, na medida em que pode aumentar a taxa de juro, reduzir o investimento privado e conduzir a um menor *stock* de capital para as gerações futuras (Bernheim, 1989; Castel-Branco, 2011; Ibraimo, 2019).

Ainda no contexto moçambicano, apesar de existirem estudos que fornecem algumas evidências sobre os efeitos das formas alternativas de financiamento dos défices orçamentais na economia [como por exemplo, estudos de Massarongo (2010), Castel-Branco (2011), Massarongo (2017) e Ibraimo (2019)], esses estudos não são empíricos e tudo sugere que o assunto ainda não mereceu uma abordagem mais ampla, já que carecem de uma análise que vá além da contribuição das diferentes formas de financiamento do défice orçamental, e inclua uma análise econométrica para medir a magnitude do efeito e determine a direcção causal da relação entre o défice orçamental e a taxa de juro.

Nesse sentido, com este estudo será possível saber se existe uma relação entre o défice orçamental e a taxa de juro de forma empírica e a direcção da causalidade. Caso exista essa relação de causalidade permitirá tomar medidas de políticas fiscais discricionárias alinhadas com as políticas monetárias para a manutenção da estabilidade macroeconómica. Se forem independentes entre si, ou seja, se não houver efeito, o Governo poderá evitar envidar esforços por exemplo na redução de uso de recursos extrafiscais como os empréstimos públicos, tal como sugerido por autores como Castel-

Branco (2011) e Ibraimo (2020), com o objectivo de aliviar as pressões sobre a taxa de juro de empréstimo no mercado financeiro nacional, e estimular desse modo o consumo e investimento privados no curto prazo e aumentar as taxas de acumulação do *stock* de capital no longo prazo.

Assim, a relevância e a justificação deste estudo assentam na necessidade de alargar os estudos empíricos sobre o assunto no contexto global e moçambicano, de forma a traçar algumas conclusões e recomendações sobre a definição de políticas fiscais e monetárias sólidas, importantes para evitar que as taxas de juro sejam um problema macroeconómico causado pelos défices orçamentais persistentes.

1.5 Objectivos do Estudo

O objectivo geral deste estudo é analisar o efeito do défice orçamental sobre a taxa de juro em Moçambique entre 2005 e 2023. Este objectivo será alcançado através dos seguintes objectivos específicos:

- Identificar as principais formas de financiamento do défice orçamental em Moçambique;
- Estimar o efeito de curto e longo prazos do défice orçamental sobre a taxa de juro em Moçambique, e;
- Testar a causalidade Granger entre o défice orçamental e a taxa de juro em Moçambique.

CAPÍTULO II: REVISÃO DA LITERATURA

Nas secções que se seguem, descreve-se o enquadramento teórico da análise, apresentam-se alguns estudos anteriores relacionados com o estudo e avalia-se criticamente a literatura empírica revista.

2.1 Enquadramento Teórico

Nas subsecções que se seguem, definem-se os conceitos básicos usados no presente estudo e apresentam-se as teorias fundamentais sobre a relação entre o défice orçamental e a taxa de juro.

2.1.1 Definição de Conceitos Básicos

Segundo Keynes (1936), a taxa de juro pode ser definida como a recompensa que se deve pagar aos detentores de riquezas para que renunciem à liquidez ou para que não entesourem moeda. É o preço que equilibra o desejo de poupar dinheiro com a quantidade de moeda disponível no sistema financeiro.

Por seu turno, Barata (2005) conceitua a taxa de juro de duas maneiras equivalentes: Uma do ponto de vista de quem pede um capital de empréstimo (devedor), e outra do ponto de vista do emprestador (credor). Assim, segundo a primeira opção de Barata, taxa de juro é o preço a pagar pela utilização de uma unidade de capital alheio, disponibilizado durante um certo período de tempo, normalmente um ano. Quanto à segunda opção, taxa de juro é definida como a taxa de rendibilidade de um capital durante um certo período de tempo.

Na mesma linha de ideias, Faure (2014) enfatiza a importância de expressar as taxas de juro em termos percentuais ao ano, por exemplo, 6,525% ao ano, de modo a torná-las comparáveis. Faure elucida ainda que, embora as taxas de juro sejam comumente entendidas como o preço do dinheiro emprestado, essa definição pode não ser particularmente útil em situações práticas. Em vez disso, as taxas de juro podem ser especificamente consideradas como taxas pagas pelos mutuários sobre as suas dívidas e pelos credores sobre os seus depósitos.

Nos conceitos de taxa de juro acima apresentados, pode-se notar dois aspectos comuns e essenciais para a identificação da taxa de juro: a existência de um capital, que é possível devido à renúncia de liquidez imediata por parte do credor em favor de

rendimentos futuros; e o pagamento de uma recompensa ao credor devido ao uso desse capital por parte do mutuário durante um certo período de tempo.

No estudo do papel da taxa de juro na economia, importa ainda distinguir dois outros conceitos: A taxa de juro nominal e a taxa de juro real.³ Segundo Mankiw (2015), a taxa de juro nominal é a taxa de juro que os investidores geralmente pagam para tomar dinheiro emprestado, essa taxa não considera a deterioração do poder de compra provocada pela inflação. Como os preços aumentam ao longo do tempo numa economia, a taxa de juro real é a taxa de juro nominal corrigida da inflação, cujo cálculo consiste na diferença entre a taxa de juro nominal e a taxa de inflação. Por conseguinte, a taxa de juro real reflecte, de forma mais acurada, o retorno real da poupança e o custo real dos empréstimos (Mankiw, 2015).

Neste estudo, adopta-se o conceito da taxa de juro real proposto por Mankiw, uma vez que o foco da pesquisa está direccionado ao impacto real das mudanças dessa taxa no custo real de crédito bancário, isolando os efeitos da inflação. Essa escolha pode permitir analisar as possíveis mudanças percebidas pelos agentes deficitários nas decisões de investimento privados em resposta a um aumento imediato no custo real de empréstimo. Além disso, essa abordagem é respaldada pela consistência com os estudos empíricos de Kelikume (2016) e de Hango (2021), apresentados na Subsecção (2.2), reforçando a escolha pela taxa de juro real como a medida apropriada para analisar o efeito do défice orçamental sobre a taxa de juro em Moçambique e comparar os resultados produzidos com os desses estudos.

O conceito do défice orçamental está directamente ligado ao conceito do saldo orçamental do Governo. Segundo Pereira *et al.* (2012), o saldo orçamental é a diferença entre as receitas e as despesas públicas efectivas. Consequentemente, o défice orçamental é o resultado negativo dessa diferença. Ainda de acordo com Pereira *et al.*, essas medidas são geralmente expressas em termos de percentagem do PIB quando se pretende ter uma ideia da dimensão do sector público e da magnitude relativa do saldo orçamental.

O Governo pode antecipar situações de incapacidade de financiar suas despesas através de recursos próprios em suas projecções para um dado ano, nesses casos, e de acordo com Mankiw (2015), o défice orçamental indica o montante de empréstimos que o Governo precisará tomar durante o ano para financiar suas despesas previstas.

³ Essa distinção foi primeiramente formalizada por Fisher (1930).

2.1.2 Teorias sobre o Défice orçamental e Taxa de Juro Real

Na análise teórica da relação entre as variáveis fiscais e a taxa de juro, a literatura económica aponta a existência de três escolas de pensamento distintas e com diferentes posicionamentos sobre assunto, nomeadamente a teoria neoclássica, keynesiana e teoria clássica. Apesar das diferentes abordagens que cada uma dessas escolas apresenta para explicar os efeitos dos défices orçamentais sobre as variáveis macroeconómicas, de acordo com Castro e Nunes (2009), o ponto de partida pode ser analisado com base na seguinte identidade macroeconómica entre a poupança e investimento:

$$S_{\text{Privada}} + S_{\text{Pública}} = I + \text{IEL}, \quad (2.1)$$

onde $S_{\text{Pública}}$ é a poupança pública, S_{Privada} é a poupança privada, I é investimento interno e IEL é investimento externo líquido. A Equação (2.1) diz que a poupança nacional é a combinação da poupança privada e da poupança pública que, por sua vez, são utilizadas para financiar tanto o investimento interno (I), como o investimento externo líquido (IEL).

Assim, de acordo com Castro e Nunes, a identidade dada pela Equação (2.1) indica que se os défices orçamentais não forem acompanhados por um aumento na poupança privada, os seus aumentos e o respectivo financiamento por meio da poupança privada doméstica reduzem a poupança nacional. Para manter essa identidade, é necessário que a redução da poupança nacional implique num aumento da taxa de juro e consequente repressão do investimento interno, externo ou de ambos.

Desse modo, e conforme ainda avançam Castro e Nunes, a manutenção da identidade acima descrita após a ocorrência de défices orçamentais depende da capacidade de pelo menos uma variável compensar a deterioração orçamental ocorrida. No entanto, as abordagens teóricas não são consensuais em relação ao processo de restabelecimento do equilíbrio.

A mais antiga teoria que busca explicar a relação entre as variáveis fiscais e a taxa de juro é sem dúvida a teoria clássica de David Ricardo, mais conhecida por equivalência ricardiana. Segundo essa teoria os défices orçamentais permanentes não afectam o consumo corrente das famílias e, por conseguinte, não afectam a poupança nacional, pelo que os défices não têm efeito sobre a taxa de juro (Barro, 1989; Bernheim, 1989; Yellen, 1989).

Segundo Yellen, os défices orçamentais não têm efeito sobre o consumo corrente porque os consumidores racionais baseiam suas decisões de consumo na renda vitalícia,

que depende do valor presente dos gastos do Governo, mas não do momento da arrecadação de impostos. Em outras palavras, ao financiar seus gastos correntes através de empréstimos, ou através de cortes nos impostos actuais sem reduzir os gastos correntes, o Governo apenas transfere a obrigação tributária ao longo do tempo, os consumidores racionais e prospectivos preveem isso e mantêm o seu comportamento como se de um aumento imediato das taxas de tributação se tratasse, reduzindo o consumo presente.

Em virtude da hipótese de que existe uma equivalência entre os gastos presentes e impostos futuros (valores presentes dos impostos descontados), assume-se que em qualquer uma das alternativas acima referidas para financiar o défice orçamental, as famílias ajustam o seu comportamento de consumo e preparam-se para o potencial aumento das obrigações fiscais futuras, abdicando do consumo presente e poupando mais para pagar impostos mais elevados no futuro. Nesse sentido, quaisquer mudanças na taxa de tributação não afectariam a poupança nacional desejada. Conforme sustentado por Barro (1989), assumindo que a poupança nacional desejada não muda, a taxa de juro real não precisa aumentar para equilibrar a poupança nacional desejada e a procura por investimento.

De acordo com Bernheim (1989), a ideia central subjacente à equivalência ricardiana é baseada na noção de que os défices somente adiam os impostos. As decisões de consumo são independentes do momento de arrecadação dos impostos, bem como do pressuposto de pleno emprego de recursos. Por conseguinte, o argumento da equivalência ricardiana depende, em grande medida, da extensão dos horizontes de planificação dos consumidores.

Uma nota importante é que a equivalência ricardiana está baseada em sete pressupostos fundamentais, nomeadamente:

- As gerações sucessivas têm de estar ligadas por transferências motivadas altruisticamente;
- Os mercados de capitais têm de ser perfeitos ou falharem de maneiras específicas;
- Os consumidores são considerados racionais e prospectivos;
- O adiamento de impostos não redistribui recursos entre famílias com propensões marginais a consumir sistematicamente diferentes;
- Os impostos não são distorcivos;
- O uso de défices não pode criar valor (nem mesmo por meio de bolhas), e;

- A disponibilidade de financiamento do défice como instrumento fiscal não pode alterar o processo político.

Por outro lado, os modelos neoclássicos assumem que se o Governo financiar as suas despesas através da emissão de títulos de dívida, o consumo agregado aumentará e, por consequência, a poupança nacional irá reduzir. Com isso, a escola neoclássica defende firmemente a noção de que para fazer face às despesas públicas, o financiamento dos défices orçamentais através de empréstimos afecta os níveis de consumo, poupança e investimento privados (Bernheim, 1989; Yellen, 1989).

Estudos teóricos de Barro (1989), de Bernheim (1989) e de Yellen (1989), discutem o mecanismo pelo qual esse efeito ocorre. O ponto de partida é o argumento segundo o qual o financiamento dos défices orçamentais permanentes⁴ para fazer face ao seu programa de gastos implica que inevitavelmente o Governo sentir-se-á obrigado a aumentar os impostos em um momento futuro para pagar a dívida pública contraída.

Assim, ao transferir os impostos para as gerações futuras, os défices orçamentais aumentam o consumo presente. Ao assumir o pleno emprego dos recursos de tal maneira que a produção permanece constante, o aumento do consumo implicará numa redução da poupança e conseqüente diminuição da oferta de fundos para empréstimos. Ao assumir que os consumidores têm acesso a mercados de capitais perfeitos, as taxas de juro tenderão a subir para equilibrar o mercado de capitais no curto prazo, taxas de juro mais altas estimulam a poupança privada e reduzem os investimentos privados. No longo prazo, os défices permanentes decrementam significativamente a acumulação de capital. É nessa perspectiva neoclássica que os défices orçamentais permanentes geram indirectamente um efeito *crowding-out* do *stock* de capital privado.

As perspectivas teóricas keynesianas e neoclássicas são até certo ponto semelhantes, entretanto, distinguem-se essencialmente pelo facto de a teoria keynesiana assumir dois pressupostos fundamentais contraditórios aos pressupostos neoclássicos, nomeadamente, que os recursos não devem estar totalmente empregues e que deve existir um número considerável de indivíduos míopes ou com restrições de liquidez (Bernheim, 1989).

⁴ Em seu trabalho seminal, Bernheim (1989) delinea os défices orçamentais em duas classificações distintas: permanentes e não permanentes. Os primeiros indicam a média de longo prazo dos défices orçamentais, enquanto os segundos são os desvios dos défices orçamentais no curto prazo.

Tal como na teoria neoclássica, na teoria keynesiana o financiamento do défice orçamental significa que o Governo está a adoptar uma postura fiscal expansionista, pelo que ao aumentar os seus gastos sem aumentar os impostos, o Governo estimula a actividade económica por via do aumento da procura agregada que, por conseguinte, aumenta a procura por moeda. Assumindo que a oferta de moeda mantém-se constante, a taxa de juro tenderá a aumentar para restabelecer o equilíbrio no mercado de bens e serviços (Mankiw, 2015). Por outro lado, e de acordo com Bernheim, assumindo que existe uma fracção de indivíduos com restrições de liquidez, a propensão marginal a consumir é consideravelmente alta e a sensibilidade da poupança à taxa de juro é menor. Nessas condições, são necessários maiores aumentos da taxa de juro para equilibrar o mercado de capitais. Por sua vez, altas taxas de juro reduzem o investimento e a produção compensando parcialmente o efeito multiplicador keynesiano (Bernheim, 1989).

Apesar da relativa semelhança entre a perspectiva neoclássica e keynesiana, há no entanto que notar ainda que, contrariamente à teoria neoclássica, a teoria keynesiana considera que o défice orçamental não têm necessariamente um efeito *crowding-out* sobre o investimento privado, sobretudo em períodos de recessão, onde os défices podem ser instrumentos importantes para reverter cenários de baixos níveis de investimento privado e altos níveis de desemprego por via do efeito multiplicador.

A respeito do não-*crowding-out* a teoria keynesiana defende que, assumindo a rigidez de preços no curto prazo, ao financiar os gastos públicos e, conseqüentemente aumentar a procura agregada, os défices orçamentais podem aumentar a lucratividade dos investimentos privados e conduzir a um nível mais elevado de investimento a qualquer taxa de juro. É nesse contexto que os défices podem revitalizar a economia e promover um ambiente económico propício para estimular a poupança e o investimento agregados, apesar de elevarem a taxa de juro (Bernheim, 1989).

2.2 Estudos Empíricos

Mukhtar e Zakaria (2008), conduziram um estudo empírico para analisar a relação de longo prazo entre a taxa de juro nominal e os défices orçamentais no Paquistão usando dados trimestrais de séries temporais para o período de 1960 a 2005. O objectivo dos autores era de investigar a natureza da relação causal que existe entre o défice orçamental e a taxa de juro nominal no Paquistão. Para alcançar esse objectivo eles usaram como metodologia o Modelo de Correção de Erros (MCE) e o teste de causalidade do tipo Granger convencional. Eles usaram como variável dependente a taxa de juro nominal. As

variáveis explicativas foram o déficit orçamental e a relação déficit orçamental/PIB. Os resultados obtidos por Mukhtar e Zakaria sugerem que os défices orçamentais não têm efeito significativo sobre a taxa de juro nominal, entretanto, passam a ser significativos quando eles são medidos em termos de percentagem do PIB. Os mesmos concluíram que, por um lado, esses resultados revelam a existência da neutralidade ricardiana do déficit no Paquistão, por outro lado, os resultados confirmam a presença da hipótese convencional de *crowding-out*.

Obi e Nurudeen (2009), investigaram se os efeitos dos défices fiscais aumentam a taxa de juro na Nigéria usando dados anuais de séries temporais no horizonte de 1981 a 2006. Eles tinham como objectivo principal estudar os efeitos dos défices fiscais e da dívida pública sobre a taxa de juro na Nigéria. Para alcançar os seus objectivos eles usaram como metodologia a abordagem de Vector Autoregressivo (VAR). Os autores usaram como variável dependente a taxa de juro nominal e o déficit fiscal global e a dívida total do Estado como variáveis explicativas de maior interesse. As outras variáveis explicativas são a taxa de inflação e a taxa de juro internacional. Obi e Nurudeen obtiveram como resultados principais segundo os quais existem efeitos positivos dos défices fiscais e da dívida sobre a taxa de juro na Nigéria, e que a inflação e a taxa de juro internacional têm efeitos negativos sobre a taxa de juro. As conclusões fundamentais de Obi e Nurudeen foram de que o financiamento de défices leva a um enorme *stock* da dívida e tende a expulsar o investimento do sector privado, reduzindo o acesso dos investidores a fundos e aumentando assim as taxas de juro (e/ou empréstimos). Por sua vez, o aumento da taxa de juro reduz a procura por investimentos e a produção de bens e serviços.

Kelikume (2016), investigou o efeito do déficit orçamental sobre a taxa de juro na África Subsaariana usando dados de painel para 18 países durante o período de 2000 a 2014. O objectivo dos autores era de investigar o efeito do financiamento do déficit sobre a taxa de juro. Para alcançar o seu objectivo, Kelikume usou como metodologia a abordagem de painel de um VAR. Ele usou como variável dependente a taxa de juro real e o déficit orçamental como a variável explicativa de maior relevância medida em termos de percentagem do PIB. As outras variáveis explicativas do modelo foram a taxa de câmbio, a taxa de inflação e a oferta de moeda medida em termos de percentagem do PIB. Os resultados principais de Kelikume indicaram que a resposta da taxa de juro ao déficit orçamental é neutra ou insensível e que a taxa de juro respondeu positivamente à taxa de câmbio, à inflação e à oferta monetária. As conclusões fundamentais de Kelikume foram

de que a evidência empírica confere legitimidade à teoria da equivalência ricardiana, a qual ressalta a neutralidade da política fiscal sobre a taxa de juro e que, desde que os índices de sustentabilidade da dívida mantenham-se dentro do limite aceite, os países da África Subsaariana não precisam de se preocupar com os efeitos do aumento do endividamento do Governo sobre as taxas de juro.

Por último, Hango (2021), analisou o efeito do défice orçamental sobre variáveis macroeconómicas na Namíbia usando dados anuais de séries temporais para o período de 1990 a 2018. O objectivo da autora era analisar o efeito da dinâmica do défice orçamental sobre o crescimento económico (produto interno bruto), desemprego e taxa de juro. Para o efeito, Hango usou o modelo Autoregressivo de Desfasagem Distribuída (ARDD), o teste de limites (*bounds testing*) para a abordagem de cointegração e o MCE para capturar os efeitos de curto prazo do défice orçamental. Ela usou a taxa de juro real, a taxa de desemprego e o PIB real como variáveis dependentes. As variáveis explicativas foram o défice orçamental a taxa de câmbio, a receita fiscal, a despesa total do Estado e o saldo da conta corrente. Os resultados obtidos por Hango indicaram que existe uma relação negativa e significativa entre o défice orçamental e o crescimento económico tanto no curto quanto no longo prazo, implicando que défices elevados deterioram a taxa de crescimento económico. Os resultados indicaram ainda uma relação directa, mas insignificante, entre o défice e a taxa de desemprego no curto e no longo prazo na Namíbia e que existe uma relação negativa, mas insignificante, entre o défice orçamental e a taxa de juro real, tanto no curto quanto no longo prazos. Assim, a conclusão fundamental de Hango foi de que a teoria neoclássica se sustenta na Namíbia.

No contexto moçambicano tal como foi referido neste estudo, há escassez de estudos empíricos sobre a relação entre o défice orçamental e a taxa de juro e que usam dados recentes e uma amostra mais abrangente para a economia nacional. Por essa razão, este estudo é um contributo para sanar essa escassez literária.

2.3 Crítica à Literatura Empírica

Pode-se encontrar na literatura empírica apresentada na subsecção anterior resultados que dão suporte às teorias apresentadas na Subsecção (2.1.2), o que implica que não há consenso empírico sobre qual é o real efeito do défice orçamental sobre a taxa de juro. Entretanto, a divergência de resultados e as conclusões obtidas por alguns estudos podem ter sofrido influência de alguns aspectos merecedores de atenção, dentre eles, o reduzido tamanho da amostra e o critério de selecção das variáveis explicativas adoptado.

A título de exemplo, o estudo de Obi e Nurudeen (2009), abrange o período de 1981 a 2006, perfazendo um total de 26 observações anuais, o que pode ser considerado relativamente curto para avaliar adequadamente as tendências económicas de médio e longo prazos. Uma análise mais abrangente ou uma amostra mais larga poderia oferecer uma perspectiva mais robusta das dinâmicas fiscais e da taxa de juro na Nigéria. Ainda no estudo de Obi e Nurudeen, a inclusão do défice orçamental e da dívida pública no modelo de taxa de juro como variáveis explicativas também é merecedora de questionamento. A inclusão da dívida pública não parece adequada uma vez que o seu financiamento aumenta a dívida pública, ou seja, quando o défice é financiado por via de empréstimos, o *stock* da dívida pública é uma função da dívida anterior não amortizada e dos novos empréstimos contraídos para financiar o défice. Dessa forma, pode-se afirmar que mudanças no *stock* da dívida pública dependem principalmente das ocorrências dos défices orçamentais. Com isso, pode-se estar perante o problema da multicolinearidade, uma vez que o défice orçamental e a dívida pública são variáveis altamente correlacionadas.

De modo semelhante, ao incluir a receita fiscal e a despesa total do Estado como variáveis explicativas, o estudo de Hango (2021), pode sofrer do problema da multicolinearidade. A inclusão dessas variáveis no modelo de regressão não parece adequada dado que a despesa do Estado é uma função directa da receita fiscal, mais precisamente, a despesa do Estado depende primariamente e maioritariamente da receita fiscal, pelo que pode-se estar diante daquela situação em que a receita fiscal e a despesa do Estado são variáveis altamente correlacionadas, resultando no problema da multicolinearidade.

No geral, embora as variáveis escolhidas sejam relevantes, a inclusão de variáveis explicativas fortemente dependentes uma da outra nos estudos acima mencionados pode ter produzido conclusões e recomendações de política sem ter em conta a possível distorção dos sinais dos coeficientes estimados e da inferência estatística causada pelos efeitos do problema da multicolinearidade, em vez disso, os estudos poderiam beneficiar-se, por exemplo, da inclusão de indicadores fiscais mais amplos que capturam o efeito combinado dos défices e da dívida pública, ou das receitas e despesas públicas para explicar as dinâmicas da taxa de juro.

CAPÍTULO III: METODOLOGIA

O objectivo geral deste trabalho é analisar o efeito do défice orçamental sobre a taxa de juro em Moçambique entre 2005 e 2023. Para alcançar esse objectivo, o estudo concentra a análise nos seguintes objectivos específicos: Apresentar as principais formas de financiamento do défice orçamental em Moçambique; Estimar o efeito de curto e longo prazos do défice orçamental sobre a taxa de juro em Moçambique; Testar a causalidade Granger entre o défice orçamental e a taxa de juro em Moçambique. Para alcançar o primeiro objectivo foi feita uma análise gráfica, mais concretamente, foi feita uma plotagem de um gráfico de barras usando dados anuais para analisar as magnitudes dos pesos das diferentes formas de financiamento no défice orçamental. O gráfico é apresentado e interpretado na Subsecção (4.1). Para o segundo e o terceiro objectivos foram desenhados e estimados modelos econométricos especificados nas Secções (3.1) e (3.3) usando dados trimestrais.

3.1 Especificação do Modelo Económico

Devido a limitada disponibilidade de dados numa série temporal longa, para analisar o efeito do défice orçamental sobre a taxa de juro em Moçambique, foi adoptado e estimado o seguinte modelo:

$$TJR_t = \alpha_0 + \alpha_1 DO_t + \alpha_n K_t + \varepsilon_t, \quad (3.1)$$

Onde:

- TJR = Taxa de juro real;
- α = Parâmetros a estimar;
- t = Período temporal;
- DO = Défice orçamental;
- K = Vector de variáveis que na literatura económica também explicam a taxa de juro real, e;
- ε = Termo erro idiossincrático.

No modelo dado pela Equação (3.1), a variável DO é o regressor de maior interesse neste estudo. O vector K é constituído pelos seguintes regressores: Despesa total do Estado e taxa de inflação.

A despesa total do Estado foi incluída no modelo porque segundo Hango (2021), a despesa do Estado afecta positivamente a taxa de juro, sugerindo que um aumento da despesa total do Estado leva a um aumento da taxa de juro.

A inflação foi, também, incluída no modelo porque, teoricamente, de acordo com Fisher (1930), a taxa de juro real é determinada positivamente pela taxa de juro nominal e negativamente pela taxa de inflação esperada.⁵ Sob perfeita antecipação da inflação, variações na expectativa de inflação causam variações na taxa de juro real. Logo, um aumento na taxa de inflação esperada reduz a taxa de juro real numa economia. Similarmente, uma queda na taxa de inflação esperada irá, eventualmente, causar uma subida na taxa de juro real.

3.2 Hipóteses e Resultados Esperados

Conforme defendido por Barro (1989), Bernheim (1989) e Yellen (1989), referidos na Subsecção (2.1.2) deste estudo, na teoria da equivalência ricardiana, o défice orçamental tem um efeito nulo sobre a taxa de juro, enquanto as teorias neoclássicas tradicionais defendem um efeito positivo. No entanto, o estudo realizado por Obi e Nurudeen (2009), referidos na Subsecção (2.1.2) deste trabalho demonstram que o défice orçamental tem um efeito positivo sobre a taxa de juro, enquanto os estudos de Mukhtar e Zakaria (2008), de Kelikume (2016) e de Hango (2021), também referidos na mesma subsecção demonstram que o défice orçamental tem um efeito nulo. Assim, espera-se que o coeficiente estimado da variável défice orçamental possa ter um sinal positivo ($\alpha_1 > 0$). Significando que um aumento no défice orçamental aumenta a taxa de juro real, *ceteris paribus*.

A teoria da equivalência ricardiana postula que a despesa do Estado não tem efeito sobre a taxa de juro, enquanto as teorias neoclássica e keynesiana defendem um efeito positivo. No entanto, o estudo realizado por Hango (2021), referido na Subsecção (2.1.2) deste trabalho demonstra que a despesa do Estado tem um efeito positivo sobre a taxa de juro real. Assim, espera-se que o coeficiente estimado da variável despesa total do Estado possa ter um sinal positivo ($\alpha_2 > 0$). Sugerindo que um aumento na despesa total do Estado aumenta a taxa de juro real, *ceteris paribus*.

⁵ Na especificação descrita na Equação (3.1), a utilização da taxa de inflação corrente é preferível à taxa de inflação esperada, uma vez que esta última não é observada. Assume-se, portanto, a premissa subjacente das expectativas adaptativas no modelo.

De acordo com Fisher (1930), a taxa de inflação é negativamente relacionada com a taxa de juro real. O estudo realizado por Kelikume (2016), referido na Subsecção (2.1.2) deste estudo demonstra que a taxa de inflação tem um efeito positivo sobre a taxa de juro real, enquanto o estudo de Obi e Nurudeen (2009), também referido na mesma subsecção demonstra que a taxa de inflação tem um efeito negativo. Assim, espera-se que o coeficiente a ser estimado da variável taxa de inflação possa ter um sinal negativo ($\alpha_3 < 0$). Sugerindo que um aumento na taxa de inflação ora diminui a taxa de juro real, *ceteris paribus*.

Os resultados e os sinais esperados acima descritos estão resumidos na Tabela (3.1).

Tabela 3.1: Sinais Esperados

Variável	Coefficiente	Sinal esperado
DO	α_1	+
DT	α_2	+
TI	α_3	-

3.3 Métodos e Procedimentos de Estimação

Para estimar o modelo especificado na Equação (3.1), foram seguidos os seguintes métodos e procedimentos: Primeiro foi feita a matriz de correlação para analisar se o coeficiente de correlação de Pearson não é igual ou maior que 0,80, limiar imposto por Gujarati e Porter (2011), para evitar regredir variáveis altamente correlacionadas capazes de causar viés nos resultados. Nos casos onde esses casos ficaram verificados, as variáveis altamente colineares foram regredidas com base no método de regressão *Stepwise* com o objectivo de não excluir variáveis importantes para o modelo.

A teoria económica exige que as variáveis sejam estacionárias antes da aplicação das técnicas econométricas padrão para evitar resultados enganosos ou uma regressão espúria, onde os resultados não têm significado económico. Para evitar essa situação, as séries devem passar por um processo de diferenças de modo a torná-las estacionárias. Nesse sentido, o segundo procedimento que foi seguido foi realizar o teste de estacionaridade, para verificar se as variáveis têm ou não uma raiz unitária e estimar as variáveis não estacionárias nas respectivas diferenças.

Para a análise da estacionaridade, foi adoptado o teste de Dickey-Fuller Aumentado (DFA) desenvolvido por Dickey e Fuller (1981), e o teste de Phillips-Perron

(PP) desenvolvido por Phillips e Perron (1988). A equação geral do teste DFA é a seguinte:

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 Y_{t-1} + \sum_{i=1}^q \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (3.2)$$

Onde:

- Y = Variável dependente;
- Δ = Operador de primeira diferença;
- t = Termo de tendência temporal linear;
- α = Parâmetros a estimar;
- q = Número máximo de defasagens, e;
- ε = Termo de erro de ruído branco puro.

A hipótese nula por detrás do teste DFA é $H_0: \alpha_2 = 0$ (a série temporal é não estacionária), essa hipótese é testada contra a hipótese alternativa $H_1: \alpha_2 < 0$ (a série temporal é estacionária). Essa hipótese é rejeitada quando o *p-value* é menor que o nível de significância convencional de 5%, o que significa que a série temporal não possui raiz unitária, isto é, ela é estacionária. Contrariamente, essa hipótese não é rejeitada quando o *p-value* é maior que o nível de significância convencional de 5%, o que significa que a série temporal possui raiz unitária, isto é, ela é não estacionária.

Conforme avança Cochrane (1991), qualquer teste para raiz unitária ou estacionaridade deve ter uma potência arbitrariamente baixa comparativamente a algumas alternativas de diferente classe. A título de exemplo, os testes do tipo Dickey e Fuller possuem maior probabilidade de cometimento do Erro tipo II, ou seja, maior é a probabilidade de não rejeitar a H_0 quando ela é falsa (Baumohl e Lyocsa, 2009). Por isso, os testes do tipo Dickey e Fuller tendem a não rejeitar a H_0 de não estacionaridade (a séries possui raiz unitária) com maior frequência do que seria seguro.

Para reduzir a incerteza associada a baixa potência dos testes, alguns estudos empíricos empregam pelo menos dois testes de estacionaridade dos vários disponíveis para esse fim, onde a conclusão é tomada com base no que é denominado por “análise confirmatória”. Essa análise consiste em realizar pelo menos dois testes de raiz unitária com hipóteses idênticas e/ou distintas, onde a confirmação dos resultados dos testes é feita mediante o cruzamento dos resultados obtidos (Nusair, 2003).

É nesse contexto, e dada a vantagem de permitir superar o problema de correlação serial sem adicionar o termo desfasado em diferença da variável dependente, que o teste não paramétrico de PP também foi implementado. O teste é estimado da seguinte forma:

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 Y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (3.3)$$

Onde:

- Y = Variável dependente;
- Δ = Operador de primeira diferença;
- t = Termo de tendência temporal linear;
- α = Parâmetros a estimar, e;
- ε = Termo de erro de ruído branco puro.

A H_0 por detrás do teste PP é $H_0: \alpha_1 = 0$ (A série temporal é não estacionária), ela é testada contra a $H_1: \alpha_1 < 0$ (A série temporal é estacionária).

Dado que a distribuição assintótica do teste PP é a mesma da estatística do teste DFA, a H_0 é testada com base na abordagem *p-value*. Assim, essa hipótese é rejeitada quando o *p-value* é menor que o nível de significância convencional de 5%.

Uma vez constatado que as variáveis são integradas no máximo de ordem um [I(1)], mostra-se necessária uma análise de cointegração das séries para aferir se as séries possuem (ou não) relação de longo prazo.

Diferentemente dos testes de cointegração tradicionais que exigem com que as variáveis sejam estacionárias em primeiras diferenças, ou por outra, que sejam I(1), o teste de limites do modelo Autorregressivo de Desfasagem Distribuída (ARDD) tem a vantagem de poder ser aplicado para testar quaisquer relações de longo prazo entre variáveis com ordens de integração diferentes. O teste pode admitir variáveis integradas no máximo I(1), permitindo também que as séries sejam mutuamente integradas [I(0) e I(1)]. Além disso, permite evitar os problemas de endogeneidade e autocorrelação, uma vez que as variáveis podem ser incluídas no modelo com seus termos desfasados (Pesaran *et al.*, 2001). Assim, a análise de cointegração das séries foi realizada com base no teste de limites do modelo ARDD, comumente conhecido como *Bounds testing*, desenvolvido por Pesaran *et al.* (2001).

Antes da análise da relação de longo prazo entre as variáveis, seguiu-se com o terceiro procedimento, que consistiu na estimação de um modelo ARDD (p,q1,q2,q3) restricto, cuja especificação geral é representada da seguinte maneira:

$$\Delta TJR_t = \alpha_0 + \sum_{i=0}^{q_1} \alpha_1 \Delta DO_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_2} \alpha_2 \Delta DT_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_3} \alpha_3 \Delta TI_{t-i} + \sum_{i=1}^p \alpha_4 \Delta TJR_{t-i} + \beta_1 DO_{t-i} + \beta_2 DT_{t-i} + \beta_3 TI_{t-i} + \beta_4 TJR_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (3.4)$$

onde Δ é o operador de diferença, α_0 é o intercepto, α_j e β_j são coeficientes parciais que capturam as dinâmicas de curto prazo e de longo prazo, respectivamente, ε_t é o termo de erro idiossincrático, p e q denotam o número máximo de defasagens a serem incluídas no modelo. O número máximo de defasagens foi selecionado automaticamente pelo *software Stata 17* com base no Critério de Informação Bayesiano.

A estimação dos parâmetros da relação de equilíbrio de longo prazo entre a variável dependente e as variáveis explicativas é dada pela Equação (3.5) especificada abaixo:

$$TJR_t = \beta_0 + \sum_{i=0}^{q_1} \beta_1 DO_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_2} \beta_2 DT_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_3} \beta_3 TI_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_4 TJR_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (3.5)$$

Segundo Kripfganz e Schneider (2023), a presença de uma relação de longo prazo entre as séries não isenta o modelo a choques exógenos que podem afectar o modelo no curto prazo e causar desvios em relação ao equilíbrio de longo prazo, entretanto, é essencial entender o propósito dessa relação. Quando a cointegração é mantida de forma consistente, indica a existência de um mecanismo que rectifica esses choques e retorna o modelo ao equilíbrio de longo prazo. De acordo com Engle e Granger (1987), essa função crucial é atribuída ao que é designado por Mecanismo de Correção de Erros (MCE).

Desse modo, e segundo a recomendação de Kripfganz e Schneider, reparametrizando o modelo ARDD incluindo convenientemente o MCE, pode-se discernir a relação de longo prazo da dinâmica de curto prazo entre a variável dependente e as variáveis explicativas. Assim, a especificação do modelo ARDD de correcção de erros para este estudo é descrita da seguinte maneira:

$$\Delta TJR_t = \beta_0 + \sum_{i=0}^{q_1} \beta_1 \Delta DO_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_2} \beta_2 \Delta DT_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_3} \beta_3 \Delta TI_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_4 \Delta TJR_{t-i} + \beta_5 MCE_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (3.6)$$

onde MCE_{t-1} é o mecanismo de correção de erros que define a eficácia do *feedback* ou o período de correção do desequilíbrio e estabilização do modelo, e β_5 o respectivo coeficiente. Para garantir a existência de uma cointegração e ajustamento do desequilíbrio no curto é necessário que o coeficiente de β_5 seja negativo e estatisticamente significativo (McKenzie, 2001).

Conforme explicado por Kripfganz e Schneider (2023), um $\beta_5 = 1$ implicaria que na ausência de quaisquer outras flutuações de curto prazo, qualquer desvio da taxa de juro real em relação ao nível de equilíbrio seria totalmente corrigido no período imediatamente posterior à ocorrência do desvio. Em contraste, um $\beta_5 = 0$ implicaria que o processo nunca retorna à sua trajectória de equilíbrio após a ocorrência de um desvio.

Os valores entre esses dois extremos reflectem um processo de ajustamento parcial, onde o desvio em relação ao equilíbrio é gradualmente eliminado à medida que o tempo passa. Nesse sentido, quanto mais próximo de 1 for a magnitude do coeficiente associado ao termo MCE, melhor será a velocidade de ajustamento ao equilíbrio após um desvio.

O quarto procedimento que foi seguido consistiu no teste da hipótese de (não) cointegração de modo a determinar se existe uma relação constante e de longo prazo entre as variáveis do modelo e confirmar a presença (ou não) de um mecanismo de correção de erros no processo dinâmico da taxa de juro real. Desse modo, foi testada a $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$ (Não-cointegração), contra $H_1: \beta_1 \neq \beta_2 \neq \beta_3 \neq 0$ (Cointegração), com base no teste de limites do modelo ARDD.

Essa hipótese é testada com base nas estatísticas t e F de limites. Quando as propriedades estatísticas de cointegração não são conhecidas, a estatística de teste t e F de limites possuem uma distribuição assintótica para dois casos diferentes que formam um par de limites inferior (*lower bound*) e superior (*upper bound*), onde, no primeiro caso, assume-se que as variáveis de longo prazo são $I(0)$ e no segundo caso, que as variáveis são $I(1)$ e que não são mutuamente cointegradas.

Dessa forma, a H_0 estabelecida anteriormente é rejeitada quando as estatísticas dos testes t e F forem simultaneamente maiores que os valores críticos máximos ao nível de significância de 5%, o que significa que há evidências suficientes para concluir que as

séries exibem uma relação de longo prazo. Se as estatísticas dos testes t e F forem menores que os valores críticos mínimos, não se rejeita a H_0 de não cointegração, o que significa que não existe uma relação de longo prazo entre as séries. O teste é inconclusivo se os valores das estatísticas t e F situarem-se no intervalo entre os valores críticos máximos e os valores críticos mínimos.

O quinto procedimento foi a realização dos testes diagnósticos do modelo ARDD estimado para detectar os principais problemas econométricos de regressão em séries temporais. Cinco testes foram realizados: O teste de multicolinearidade, heterocedasticidade, autocorrelação serial, normalidade dos erros e o teste de estabilidade dos coeficientes.

O teste de multicolinearidade visa medir o nível de inflação da variância dos coeficientes. Para o efeito, fez-se o cálculo do factor de inflação da variância (FIV) com base na seguinte fórmula:

$$FIV = \frac{1}{1 - R^2_i}, \quad i = 1, \dots, k. \quad (3.7)$$

onde R^2_i é o coeficiente de determinação.

Para detectar a presença do problema da multicolinearidade, foram aplicadas as regras do polegar propostas por Chatterjee *et al.* (1999), segundo as quais, se os valores dos FIVs excederem a 10 e a respectiva média for consideravelmente maior que 1, a multicolinearidade está presente no modelo estimado.

De seguida foi testada a hipótese de heterocedasticidade para verificar se o modelo satisfaz a propriedade de variância constante do termo de erro, conhecida como homocedasticidade, com base no teste de White (1980). Embora não cause viés e inconsistência nos estimadores dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), a heterocedasticidade torna os estimadores das variâncias dos coeficientes tendenciosas. As estatísticas t tornam-se inflacionadas e os intervalos de confiança mais amplos, tornando a inferência estatística ineficiente.

A H_0 do teste de White é $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_i = 0$ (Homocedasticidade). Esta hipótese é testada contra a H_1 : pelo menos um dos β_i é diferente de zero (Heterocedasticidade). A hipótese nula é rejeitada quando o *p-value* da estatística χ^2 é maior que o nível de significância de 5%, o que significa que os erros são heterocedásticos.

A presença da correlação serial embora não cause viés dos estimadores, torna a variância e os erros padrão sobrestimados ou subestimados, dependendo do sinal da autocorrelação, o que torna as estatísticas t e F inflacionadas ou deflacionadas, aumentando as chances de cometimento do Erro tipo II ou Erro tipo I (não rejeitar a H_0 quando ela é falsa). Dessa forma, na presença do problema de autocorrelação serial os estimadores dos MQO são ineficientes e as inferências estatísticas com base nas estatísticas t e F são inválidas. Para detectar a presença da autocorrelação dos erros foi realizado o teste de Breusch-Godfrey desenvolvido por Breusch (1978) e Godfrey (1978).

A H_0 do teste de Breusch-Godfrey é $H_0: \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_i = 0$ (não autocorrelação serial). Essa hipótese é testada contra a H_1 : pelo menos um dos $\rho_i \neq 0$ (autocorrelação serial). Ela é rejeitada quando o *p-value* da estatística χ^2 é menor que o nível de 5%. O que significa que os erros são serialmente correlacionados.

A condição de normalidade implica que os erros são independentes dos regressores e são idêntica e normalmente distribuídos com média zero e variância constante. Quando os erros apresentam uma distribuição diferente da normal, os testes t, F e LM não serão normalmente distribuídos, o que significa que as estatísticas t não terão distribuições t, as estatísticas F não terão distribuições F e as estatísticas LM não terão distribuições *qui-quadrado* (χ^2) assintótica, pelo que as inferências estatísticas com base nestes testes serão inválidas para os estimadores dos MQO (Wooldridge, 2012). A H_0 de normalidade dos erros foi testada com base no teste de normalidade de Jarque-Bera (JB), desenvolvido por Jarque e Bera (1980). A equação do teste JB é dada por:

$$JB = n \left[\frac{S^2}{6} + \frac{(K - 3)^2}{24} \right], \quad (3.8)$$

Onde:

- n = Número de observações;
- S = Coeficiente de assimetria, e;
- K = Coeficiente de curtose.

A estatística do teste JB tem distribuição χ^2 com 2 graus de liberdade. Para uma variável normalmente distribuída, S=0 e K=3.

Sob a H_0 de que os resíduos são normalmente distribuídos, se o *p-value* da estatística JB for maior que o nível de significância convencional de 5%, não se rejeita a

H_0 de que a distribuição dos resíduos é normal, o que significa que o valor da estatística JB está muito próximo de zero. Se for menor que o nível de significância de 5%, a H_0 de normalidade é rejeitada, significando que o valor da estatística JB é consideravelmente diferente de zero.

Uma vez estimado o modelo de correção de erros, é testada também a estabilidade dos coeficientes, para o efeito, foram realizados os testes de soma acumulada dos resíduos recursivos (*Cumulative Sum of Recursive Residuals* - CUSUM) e a soma acumulada dos quadrados dos resíduos recursivos (*Cumulative Sum of Squares of Recursive Residuals* - CUSUMSQ), conforme sugerido por Brown *et al.* (1975) e Pesaran *et al.* (2001). O teste é aplicado sobre os resíduos do modelo. O teste CUSUM atualiza recursivamente os resíduos e plota-os em relação aos limites críticos. Se o gráfico das estatísticas CUSUM permanecer dentro do nível de significância de 5%, então as estimativas são estáveis. O mesmo se aplica às estatísticas CUSUMSQ, que se baseiam nos resíduos recursivos quadrados (Brown *et al.*, 1975).

A H_0 dos testes CUSUM e CUSUMSQ é H_0 : Não há quebra estrutural, contra H_1 : Há quebra estrutural. A H_0 é rejeitada quando as linhas das estatísticas CUSUM e CUSUMSQ extrapolam as linhas que indicam o intervalo de confiança ao nível de significância de 5%. O que significa que o modelo apresenta quebra estrutural. Se as linhas das estatísticas CUSUM e CUSUMSQ não extrapolarem as linhas que indicam o intervalo de confiança ao nível de significância de 5%, não se rejeita a H_0 , o que significa que o modelo não apresenta quebra estrutural.

O quinto procedimento consistiu no teste de causalidade no sentido de Granger entre a taxa de juro real e o défice orçamental. A causalidade no sentido de Granger entre as variáveis envolve avaliar até que ponto o valor presente de uma variável pode ser causado por seus próprios valores passados, bem como pelo grau em que a inclusão de valores passados de uma segunda variável pode contribuir para explicar esse valor actual (Gujarati e Porter, 2011). Conforme explicam Gujarati e Porter, a motivação fundamental por detrás desse conceito está na noção de que, se um evento é realmente a causa do outro evento, a ocorrência do primeiro evento deve preceder logicamente o último evento, mas o contrário não é aplicável. O teste é realizado sobre um modelo VAR, especificado e estimado através do seguinte par de regressões:

$$TJR_t = \sum_{i=1}^d \alpha_j TJR_{t-i} + \sum_{i=1}^d \beta_j DO_{t-i} + \varepsilon_{1t} \quad (3.9)$$

e

$$DO_t = \sum_{i=1}^d \delta_j DO_{t-i} + \sum_{i=1}^d \gamma_j TJR_{t-i} + \varepsilon_{2t}, \quad (3.10)$$

em que se supõe que os termos de erro ε_{1t} e ε_{2t} não estejam correlacionados.

A H_0 de que o déficit orçamental não causa taxa de juro real é $H_0: \beta_i = 0, \forall i = 1, 2, \dots, k$. Da mesma forma, a taxa de juro real não causa déficit orçamental se $H_0: \gamma_i = 0, \forall i = 1, 2, \dots, k$.

Se apenas uma das hipóteses acima estabelecidas é rejeitada, então conclui-se que a relação de causalidade é unidireccional. Se ambas hipóteses forem rejeitadas então diz-se que as séries são independentes uma da outra. Contrariamente, se ambas não forem rejeitadas, então diz-se que a relação de causalidade é bidireccional, significando que essas séries se influenciam mutuamente.

A hipótese acima estabelecida é testada com base na estatística de teste de Wald, que segue uma distribuição χ^2 . Logo, se o *p-value* da estatística χ^2 for menor que o nível de significância de 5% na Equação (3.9), rejeita-se a H_0 , o que significa que o déficit orçamental causa taxa de juro real (no sentido de Granger). Da mesma forma, na Equação (3.10) rejeita-se a H_0 se o *p-value* da estatística χ^2 for menor que o nível de significância de 5%, o que significa que a taxa de juro real causa déficit orçamental.

Por último, o sexto procedimento consistiu nos testes diagnósticos do modelo VAR (d) estimado para a causalidade de Granger, especificado nas equações (3.9) e (3.10). Quatro testes foram realizados: Teste do número óptimo de defasagens, estabilidade, autocorrelação e normalidade. O número óptimo de defasagens (d) foi selecionado em função da indicação da maioria dos critérios de informação. Para satisfazer o pressuposto básico de um processo VAR e garantir a validade da inferência estatística, é necessário que a condição de estabilidade seja estritamente satisfeita. Esse teste pode ser realizado e interpretado visualmente com base no método gráfico. Assim, e segundo Lütkepohl (2005), o VAR é estável se o gráfico indicar que os autovalores (*eigenvalues*) estão todos dentro do círculo unitário, o que significa que as séries geradas com base nesse processo flutuam em torno de suas médias constantes e a sua variabilidade (variância) não muda ao longo do tempo. Portanto, nessas condições, as dinâmicas do sistema representado pelo modelo VAR são bem comportadas e as perturbações no sistema tendem a se dissipar ao longo do tempo. Se os valores estiverem fora do círculo unitário então o VAR não é estável.

Conforme proposto por Johansen (1995), para testar a autocorrelação nos modelos VAR foi implementado o teste de autocorrelação baseado na estatística LM. Por último, para testar a hipótese de normalidade foi feito o teste de normalidade de Jarque e Bera (1980).

3.4 Descrição de Dados

A estimação dos modelos especificados nas Secções (3.1) e (3.3) usou dados trimestrais de séries temporais de Moçambique. O conjunto de dados consiste em 76 observações trimestrais no horizonte temporal de 2005 a 2023, apresentados no Anexo (A) deste estudo. O horizonte temporal é justificado pela disponibilidade de dados de frequência trimestral das séries em análise nas bases de dados consultadas até ao momento.

Esses dados foram extraídos dos relatórios do Governo de Moçambique (2005-2023), nomeadamente: Relatório de Execução do Orçamento (REO), Conta Geral do Estado (CGE) e Balanço do Plano Económico e Social e Orçamento do Estado (BdPESOE) da base de dados do Banco de Moçambique (2005-2023) (<https://www.bancomoc.mz>), da base de dados do Fundo Monetário Internacional (2005-2023) (<https://data.imf.org>) e do Instituto Nacional de Estatística (2005-2023).

Os dados sobre a taxa de juro real foram calculados com base nos dados da taxa de juro nominal obtidos da base de dados do Banco de Moçambique (2005-2023). À semelhança dos estudos empíricos apresentados na Subsecção (2.2), para a taxa de juro nominal é usada a taxa de juro de empréstimos bancários, comumente conhecida como *prime rate* no sistema financeiro moçambicano. Assim, para obter a taxa de juro real, na *prime rate* foi subtraída a inflação.

Os dados sobre taxa de inflação foram obtidos da base de dados do Instituto Nacional de Estatística (2005-2023). A taxa de inflação é a variação percentual do índice geral de preços no consumidor (IPC). Essa taxa mostra a variação percentual no custo médio do consumidor para adquirir uma cesta básica de bens e serviços. Os dados do IPC computados pelo Instituto Nacional de Estatística nos três principais centros de recolha que servem de referência no País (Cidade de Maputo, Nampula e Beira), foram obtidos na frequência mensal, 2016 é o ano base, tendo sido posteriormente transformadas para a frequência trimestral através de médias simples.

Os dados usados para o cálculo do défice orçamental estão expressos em milhões de meticais e foram extraídos dos REOs, BdPESOs e CGEs. Para o efeito, o défice

orçamental (global) consiste na diferença entre as receitas do Estado, despesas de funcionamento, despesas de investimento e despesas com operações financeiras activas, respectivamente. As receitas do Estado não incluem os créditos e donativos. Já as despesas de funcionamento incluem os encargos da dívida mas não incluem as amortizações dos empréstimos (internos e externos).⁶ Os dados recolhidos dos REOs e BdPESOs foram extraídos na forma acumulada, para obter os dados trimestrais foram feitas diferenças trimestrais.

A selecção dessas variáveis de interesse é justificada pela necessidade de consistência com os estudos empíricos apresentados na Subsecção (2.2) desta pesquisa, o que permitirá uma análise comparativa e a discussão dos resultados produzidos.

A Tabela (3.2) apresenta o sumário estatístico das variáveis incluídas nos modelos econométricos especificados na Subsecção (3.1).

Tabela 3.2: Sumário Estatístico

Variável	Número de observações	Média	Desvio padrão	Mínimo	Máximo
Taxa de juro real	76	18,25	3,53	12,41	28,23
Défice orçamental	76	-9,48	11,29	-80,19	22,86
Despesa total do Estado	76	46,73	29,64	7,61	147,64
Taxa de inflação	76	0,63	0,79	-0,95	2,90

Fonte: Adaptado pelo autor com base nos *outputs* do *Stata 17*.

Nota: A taxa de juro real e a taxa de inflação são medidas em percentagem. O défice orçamental e a despesa total do Estado são medidos em mil milhões de meticais.

A Tabela (3.2) mostra que o modelo tem 4 variáveis sendo que a taxa de juro real e o défice orçamental são as variáveis de maior interesse no estudo. Todas as variáveis possuem 76 observações.

O sumário estatístico mostra também que todas as séries usadas sofreram variações consideráveis, com particular destaque para o défice orçamental e a taxa de inflação, com um desvio padrão de 11,29 mil milhões de meticais e de 0,70%, respectivamente. De um modo geral, o elevado desvio-padrão de ambas as variáveis mostra que a dispersão dos dados em torno das suas médias é consideravelmente elevada.

As amplitudes dos dados para cada uma das séries também é elevada uma vez que a diferença entre as suas médias e os valores máximos é consideravelmente diferente entre

⁶ O cálculo adoptado é consistente com àquele efectuado no recente relatório da Conta Geral do Estado (2023).

as médias e os mínimos. O Déficit orçamental apresentou uma média de -11,29 mil milhões de meticais, variando entre -80,19 mil milhões de meticais e 22,86 mil milhões de meticais. Quanto a taxa de juro real, apresentou uma média de 18,16%, a sua amplitude oscilou entre 18,90% e 75,55%. Enquanto, a média da taxa de inflação é de 0,63%, que variou entre -0,95% e 2,90%. A despesa total do Estado, por sua vez, apresentou uma média de 46,73 mil milhões de meticais, tendo variado entre 7,61 mil milhões de meticais e 147,64 mil milhões de meticais.

Assim, as amplitudes apresentadas pelas variáveis selecionadas sugerem que os valores extremos distorcem as respectivas médias. Dito doutro modo, essas variáveis apresentam observações extremas ou atípicas e, por conseguinte, a média não é representativa da amostra recolhida. Essa ilação é também reforçada pela análise visual baseada nos gráficos *box plot* apresentados no Anexo (C).

Para evitar produzir estimativas enganosas, as variáveis que possuem uma distribuição de observações atípica (*outlier*) na amostra foram tratadas com base no método Winsor, que foi originalmente proposto por Winsor (1946), como uma solução viável para enfrentar os desafios associados ao cálculo de medidas estatísticas com base em um conjunto de dados que apresentam observações discrepantes (Pusparum *et al.*, 2017).

A “winsorização” é uma técnica estatística que permite mitigar os efeitos das observações atípicas convertendo o (s) valor (es) dos pontos de dados que são extremamente altos (baixos) para o valor do ponto de dados mais próximo (alto ou baixo), porém, não suspeito de ser considerado discrepante (Dixon, 1960; Tukey, 1962).

Comparativamente às outras opções de tratamento de observações atípicas, e conforme explicam Pusparum *et al.*, a winsorização pode ser uma alternativa vantajosa ao permitir que as estimativas derivadas dos dados tratados permaneçam robustas e resistentes à influência potencial de valores discrepantes. Isso ocorre porque ela permite manter o número de observações ao mesmo tempo que confere à variável propriedades estatísticas de distribuição mais desejáveis para a análise. Das principais desvantagens de recorrer a esse método pode-se destacar a alteração do comportamento natural da variável, o que exige uma interpretação ponderada dos resultados produzidos.

Dado que todas as variáveis apresentadas na Tabela (3.2) possuem pelo menos uma observação atípica, para efeitos desta pesquisa foi aplicada a winsorização de 10%, convertendo 10% dos extremos inferiores das observações para o percentil 10 e 90% dos extremos superiores para o percentil 90, nos dados sobre a taxa de juro real e o déficit

orçamental, e de 5%, convertendo 5% dos extremos inferiores das observações para o percentil 5 e 95% dos extremos superiores para o percentil 95, nos dados sobre a despesa total do Estado e taxa de inflação.

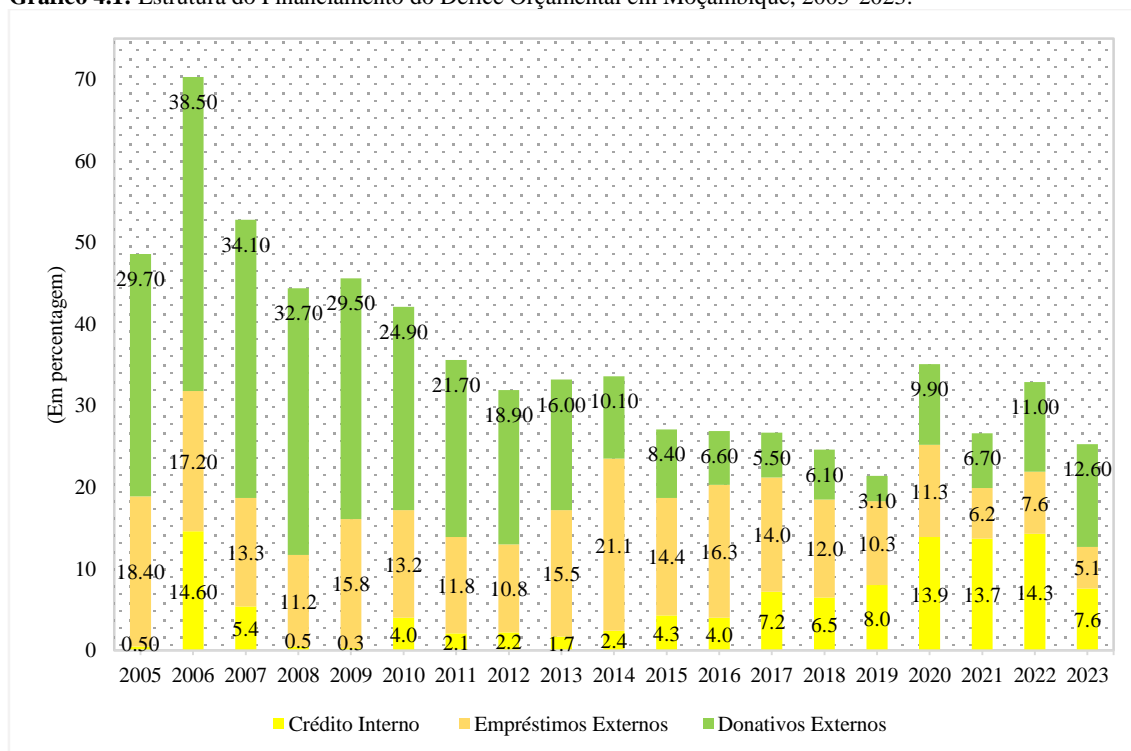
CAPÍTULO IV: APRESENTAÇÃO, ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

Nas secções que se seguem, analisam-se as formas de financiamento do défice orçamental em Moçambique, analisa-se a correlação entre as variáveis e a estacionaridade de cada uma das variáveis, apresentam-se, interpretam-se e analisam-se os resultados da estimação dos modelos dados pelas equações (3.1), (3.9) e (3.10), apresentam-se os testes diagnósticos, determina-se a relação causal entre taxa de juro real e défice orçamental e, por fim, discutem-se os resultados produzidos.

4.1 Financiamento do Déficit Orçamental em Moçambique

Esta subsecção apresenta os resultados da análise do financiamento do défice orçamental em Moçambique com vista a responder o primeiro objectivo específico deste estudo. Sumariamente, e segundo os relatórios das contas do Governo de Moçambique os meios mais convencionais para cobrir o défice orçamental traduzem-se numa combinação de poupanças internas na forma de créditos, e externas na forma de donativos e empréstimos, cujas dinâmicas do respectivo peso no défice orçamental para o horizonte temporal em análise são apresentadas no Gráfico (4.1).

Gráfico 4.1: Estrutura do Financiamento do Déficit Orçamental em Moçambique, 2005-2023.



Fonte: Governo de Moçambique (2005-2023).

O Gráfico (4.1) mostra que no financiamento do déficit orçamental, as poupanças externas foram dominantes tanto isoladamente como conjuntamente face as poupanças internas ao longo do período de 2005 a 2016, e conjuntamente no restante período. Em relação as fontes externas, nos primeiros nove anos da série, os donativos constituíram a maior fonte de financiamento comparativamente aos empréstimos externos, representando cerca de 27,33% do déficit orçamental, enquanto os empréstimos externos tiveram uma contribuição de cerca de 14,13% do déficit orçamental. Entretanto, a partir de 2015 a 2019 os empréstimos externos passaram a dominar o financiamento do déficit orçamental numa média de 14,80%. Já o crédito interno, embora o seu contributo tenha apresentado uma tendência crescente desde 2009 em diante, só passou a ter maior representatividade no período de 2020 a 2022, com um peso de cerca de 13,97% no financiamento do déficit orçamental. Essa estrutura pode ser, em parte, reflexo da manutenção da dependência excessiva das finanças públicas ao financiamento externo, em que a variabilidade da contracção dos empréstimos não depende da dinâmica fiscal interna, mas sim da disponibilidade ou não de donativos externos (Massarongo e Muianga, 2011).

A análise acima sugere que, durante o período analisado, houve uma mudança considerável no financiamento do déficit orçamental, com uma diminuição do financiamento por recursos externos e um aumento persistente do financiamento por crédito interno. Essa tendência de substituição dos recursos externos por internos para financiar o déficit orçamental suscita preocupações entre alguns economistas como Castel-Branco (2011) e Ibraimo (2019), que apontam essa estratégia de financiamento como um dos principais factores causadores dos aumentos das taxas de juro e repressão do investimento e consumo privados.

4.2 Análise da Matriz de Correlação

Conforme se pode notar na matriz de correlação apresentada no Anexo (D), as variáveis RT (Receita Total do Estado), DT (Despesa Total do Estado), TC (Taxa de Câmbio) e M3⁷ (Massa Monetária) apresentam coeficientes de correlação positivos e consideravelmente altos, uma vez que excedem o limiar de 0,80. Dado o alto grau de associação entre essas variáveis indicado pelo coeficiente de correlação de Pearson,

⁷ Agregado monetário constituído pelas notas e moedas em circulação e pelos depósitos de residentes denominados em moeda nacional e estrangeira.

optou-se por remover todas, com exceção da DT. Isto é para evitar gerar o problema da multicolinearidade que daí pode resultar.

4.3 Resultados da regressão *Stepwise*

A Tabela (4.1) sumariza os resultados da regressão *Stepwise* para selecção das variáveis do modelo de taxa de juro real. As decisões foram tomadas assumindo os níveis de significância convencionais de 1%, 5% e 10%.

Tabela 4.1: Sumário dos Resultados da Regressão *Stepwise*

Variável Dependente: Taxa de Juro Real						
	1	2	3	4	5	6
DO	0,0616 (0,93)	0,180** (2,66)	0,067 (0,92)	0,032 (0,45)	0,040 (0,53)	-0,149 (-1,10)
DT		0,0506*** (3,96)	-0,023 (-0,91)	-0,047 (-1,78)	-0,035 (-0,78)	-0,193 (-1,86)
TC			0,110** (3,29)	0,139*** (4,02)	0,147*** (3,53)	0,152*** (3,70)
TI				-1,003* (-2,39)	-0,999* (-2,36)	-1,091** (-2,69)
M3					-0,002 (-0,33)	0,001 (0,16)
RT						0,123 (1,69)
C	18,61*** (28,25)	17,32*** (25,34)	14,88*** (15,16)	15,05*** (15,77)	14,85*** (13,17)	14,72*** (13,19)

Fonte: Adaptado pelo autor com base nos *outputs* do *Stata 17*.

Nota: TJR = Taxa de juro real; DO = Défice Orçamental; DT=Despesa total do Estado; TC=Taxa de câmbio; TI = Taxa de inflação; M3=Massa monetária; RT=Receita total do Estado. Os números entre parênteses curvos são as estatísticas *t* dos coeficientes. (*), (**) e (***) indicam que o coeficiente é estatisticamente significativo ao nível de significância de 5%, 10% e 1%, respectivamente.

As estimativas apresentadas na Tabela (4.1) mostram que o DO não tem efeito directo sobre a taxa de juro real, uma vez que apresenta um *p-value* menor a todos os níveis de significância convencionais, no entanto, adicionando outras variáveis de forma incremental, o seu coeficiente é estatisticamente significativo ao nível de significância de 5% quando inclui-se somente a DT, o que significa que, o controle da DT no modelo influencia no efeito do DO sobre a TJR. Com a inclusão da TC, TI, M3 e RT, uma de

cada vez, tanto o DO como a DT apresentam coeficientes estatisticamente insignificantes, indicando que, controlando essas variáveis, o efeito do DO e da DT sobre a taxa de juro real é reprimido. De um modo geral, depreende-se dos resultados apresentados na Tabela (4.1) que a DT, a TC e a TI são variáveis relevantes para explicar a TJR e que, contrariamente, a M3 e a RT podem ser excluídas do modelo. A TC, embora seja estatisticamente significativa, não foi incluída no modelo devido a correlação alta entre esta e a DT.

4.4 Análise da Estacionaridade

A Tabela (4.2) mostra os resultados obtidos e conclusões tiradas do teste de estacionaridade DFA e PP em níveis e em primeira diferença. O teste DFA indica que, em níveis, com excepção da despesa total do Estado e da taxa de juro real, todas as variáveis são estacionárias, uma vez que apresentam *p-values* menores que o nível de significância de 5%, o que significa que essas variáveis são I(0). A despesa total do Estado e a taxa de juro real só se tornam estacionárias após a primeira diferença, o que significa que essas séries são I(1). Esse resultado não constitui motivo de inquietação uma vez que pode ser reflexo do baixo poder do teste DFA apontado na literatura como sendo sensível a não rejeitar com frequência a H_0 de raiz unitária. Em contraste, o teste PP indica que, em níveis, exceptuando a taxa de juro real, todas as variáveis são estacionárias, uma vez que apresentam *p-values* menores que o nível de significância de 5%. Após a primeira diferença, a taxa de juro real torna-se estacionária, o que significa que essa variável é I(1).

Tabela 4.2: Testes de Raiz Unitária ao Nível de Significância de 5%

Variáveis	Níveis		Primeira Diferença		Ordem de Integração
	DFA	PP	DFA	PP	
Taxa de Juro Real*	0,3109	0,3553	0,0000	0,0000	I(1)
Défi ce Orçamental**	0,0000	0,0024	-	-	I(0)
Despesa Total do Estado**	0,4235	0,0000	0,0000	-	I(0)
Taxa de Inflação*	0,0332	0,0000	-	-	I(0)

Fonte: Adaptado pelo autor com base nos *outputs* do *Stata 17*.

Nota: (*) e (**) indicam que o teste foi especificado com intercepto e sem tendência e com intercepto e com tendência determinística, respectivamente. A selecção dos pressupostos determinísticos foi feita empiricamente e suportada pela análise gráfica. O número óptimo de desfasagens foi definido segundo a indicação da maioria dos critérios de informação.

Os resultados apresentados na Tabela (2.2) implicam que as séries seleccionadas apresentam propriedades estatísticas válidas para a estimação do modelo ARDD uma vez que a ordem de integração das séries não é superior a um. Dado que nessas condições o modelo ARDD é particularmente robusto pelo facto de suas propriedades assintóticas permitirem uma estimação eficiente mesmo quando as variáveis são integradas de ordem mista mas inferior a dois, procedeu-se à análise de cointegração após a estimação do modelo ARDD.

4.5 Resultados da Estimação do Modelo ARDD

A estimação da Equação (3.1), com base no modelo ARDD (2, 0, 0, 3), produziu resultados apresentados no Anexo (F), e sumarizados na Tabela (4.3) e na Tabela (4.4).

A Tabela (4.3) apresenta as estimativas de curto prazo e o coeficiente de correcção de erros.

Tabela 4.3: Resultados da Estimação do Modelo de Curto Prazo.

Variável Dependente: Taxa de Juro Real	
Variáveis independentes	Coefficientes estimados
$\Delta TJR(-1)$	0,235* (0,039)
ΔTI	-1,842*** (0,000)
$\Delta TI(-1)$	-0,415** (0,093)
$\Delta TI(-2)$	-0,551**** (0,005)
$MCE(-1)$	-0,169**** (0,000)
R²	0,63

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos *outputs* do *Stata 17*.

Nota: TJR = Taxa de juro real; DO = Défice orçamental; DT=Despesa total do Estado; TI = Taxa de inflação e MCE=Mecanismo de correcção de erros. Os números entre parênteses curvos são os *p-values* das estatísticas *t* dos coeficientes. (*), (**) e (***) indicam que o coeficiente é estatisticamente significativo ao nível de significância de 5%, 10% e 1%, respectivamente.

A Tabela (4.3) mostra que o modelo estimado têm um poder explicativo forte, uma vez que o coeficiente de determinação (0,63) pode ser considerado alto. Esse coeficiente indica que cerca de 63% das variações que ocorreram na taxa de juro real em Moçambique são explicadas pelas variações nas variáveis DO, DT e TI incluídas no modelo de taxa de juro real. Os restantes 37% são explicados por outros factores relevantes não incluídos explicitamente no modelo mas captados implicitamente pelo termo de erro idiossincrático.

No que concerne aos coeficientes parciais de curto prazo, as estimativas mostram que a taxa de juro real apresenta sinal positivo esperado, sugerindo que a taxa de juro real é afectada positivamente por seus valores passados. O seu coeficiente (0,235) é estatisticamente significativo uma vez que apresenta um *p-value* maior que o nível de significância de 5%. A magnitude desse coeficiente indica que, em média, um aumento em 1% nos valores passados da taxa de juro real aumenta a taxa de juro real em 0,235%, *ceteris paribus*.

Em relação a taxa de inflação, os seus coeficientes estimados apresentam sinais negativos esperados para todas as defasagens, sugerindo que aumentos na taxa de inflação reduzem a taxa de juro real. Em relação a significância estatística desses coeficientes, somente para a primeira e terceira defasagem são estatisticamente significativos, dado que apresentam *p-values* maiores que o nível de significância de 5%. O coeficiente com maior magnitude nessa variável é de 1,842 observado na primeira defasagem e mostra que, em média, um aumento em 1% na taxa de inflação reduz a taxa de juro real em 1,842%, *ceteris paribus*.

Em relação ao coeficiente de ajustamento (-0.169), apresenta um sinal negativo e é estatisticamente significativo ao nível de significância de 5%, confirmando a existência de uma convergência para o equilíbrio de longo prazo após ocorrência de choques que causam desvios no modelo.

De acordo com as estimativas de curto prazo ilustradas na Tabela (4.3), pode-se concluir que a velocidade de ajustamento trimestral após um choque no modelo é relativamente lenta, conforme evidenciado pela magnitude do coeficiente de ajustamento, indicando que quaisquer desvios de curto prazo na taxa de juro real em relação ao seu nível desejado são gradualmente corrigidas, convergindo lentamente para o seu nível de equilíbrio de longo prazo numa velocidade de ajustamento de cerca de 17% trimestralmente.

Dito de outro modo, após um choque no modelo que cause desvios na taxa de juro real em relação ao seu equilíbrio de longo prazo, levam cerca de seis trimestres (=1/0,169) para o restabelecimento total do equilíbrio.

A Tabela (4.4), apresenta de forma sumária os resultados das estimativas do modelo de longo prazo. Em relação aos coeficientes parciais, as estimativas revelam que todos os coeficientes associados a taxa de inflação apresentam sinais contrários àqueles observados nas estimativas de curto prazo. Entretanto, são estatisticamente significativos ao nível de significância de 5%, conforme ilustrado na Tabela (4.4).

Tabela 4.4: Resultados da Estimação do Modelo de Longo Prazo.

Variável Dependente: Taxa de Juro Real	
Variáveis independentes	Coefficientes estimados
DO	0,298* (0,033)
DT	0,109*** (0,000)
TI	6,912*** (0,003)
C	-11,390*** (0,000)

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos *outputs* do *Stata 17*.

Nota: Os números entre parênteses curvos são os *p-values* das estatísticas *t* dos coeficientes. (*), (**) e (***) indicam que o coeficiente é significativo ao nível de significância 5% , 10% e 1%, respectivamente.

O coeficiente estimado associado a variável défice orçamental (0,298) apresenta um sinal positivo esperado, sugerindo que no longo prazo, um aumento do défice orçamental leva a um aumento da taxa de juro real. Esse coeficiente é estatisticamente significativo ao nível de significância de 5%, o que significa que o défice orçamental tem efeito sobre a taxa de juro real no longo prazo. A sua magnitude indica que, em média, se o défice orçamental aumentar permanentemente em mil milhões, a taxa de juro real aumentará em 0,298%, *ceteris paribus*.

No que tange ao coeficiente estimado associado a despesa total do Estado (0,109) apresenta um sinal positivo esperado, sugerindo que um aumento do défice orçamental leva a um aumento da taxa de juro real no longo prazo. Esse coeficiente é estatisticamente significativo ao nível de significância de 5%, sugerindo que a despesa total do Estado tem

efeito sobre a taxa de juro real no longo prazo. A sua magnitude indica que, em média, se a despesa total do Estado aumentar permanentemente em mil milhões, a taxa de juro real aumentará em 0,109%, *ceteris paribus*.

Já o coeficiente estimado associado a variável taxa de inflação (6,912) apresenta sinal positivo contraintuitivo à teoria económica, sugerindo que um aumento da taxa de inflação aumenta a taxa de juro real no longo prazo. No entanto, esse coeficiente é estatisticamente significativo ao nível de significância de 5%, significando que a taxa de inflação tem efeito sobre a taxa de juro real no longo prazo. A magnitude desse coeficiente indica que, em média, se a taxa de inflação aumentar permanentemente em 1%, a taxa de juro real aumentará em 6,912%, *ceteris paribus*.

4.5.1 Resultados do Teste de Cointegração

Os resultados do teste de cointegração são apresentados de forma sumária na Tabela (4.5).

Tabela 4.5: Resultados do Teste de Cointegração ao Nível de Significância de 5%.

Teste Estatística	Limites		Resultado
	Inferior I (0)	Superior I (1)	
F (6,462)	2,898	3,860	As séries são cointegradas
t (-4,122)	-2.869	-3,780	As séries são cointegradas

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos *outputs* do *Stata* 17.

A Tabela (4.5) indica que ao nível de significância de 5%, os valores das estatísticas F (6,462) e t (-4,122) situam-se acima do limite superior de 3,860 e -3,780, respectivamente, o que significa que existe uma relação de longo prazo entre a taxa de juro real e os seus determinantes (DO, DT e TI). Depreende-se desses resultados que o modelo ARDD de correcção de erros estimado estabelece uma relação de convergência entre os efeitos de curto e longo prazos. Isso sugere que pode-se seguir com os testes diagnósticos que ajudarão a garantir a robustez estatística e a confiabilidade das estimativas obtidas.

4.6 Resultados dos Testes Diagnósticos do Modelo ARDD

O último procedimento da análise econométrica dos dados de séries temporais consiste na realização dos testes diagnósticos para testar a potência do modelo estimado e assegurar que as inferências estatísticas baseadas nos pressupostos dos MQO sejam

apropriadas. A Tabela (4.6) fornece de forma sumária os resultados produzidos pelos testes diagnósticos do modelo ARDD estimado apresentados no Anexo (H).

Tabela 4.6: Resultados dos Testes Diagnóstico ao Nível de Significância de 5%

Teste	Hipótese nula (H_0)	<i>P-value</i>	Conclusão
White	Homocedasticidade	0,2242	Não se rejeita a H_0
Breusch-Godfrey	Não autocorrelação serial	0,2923	Não se rejeita a H_0
Jarque-Bera	Resíduos normalmente distribuídos	0,9957	Não se rejeita a H_0

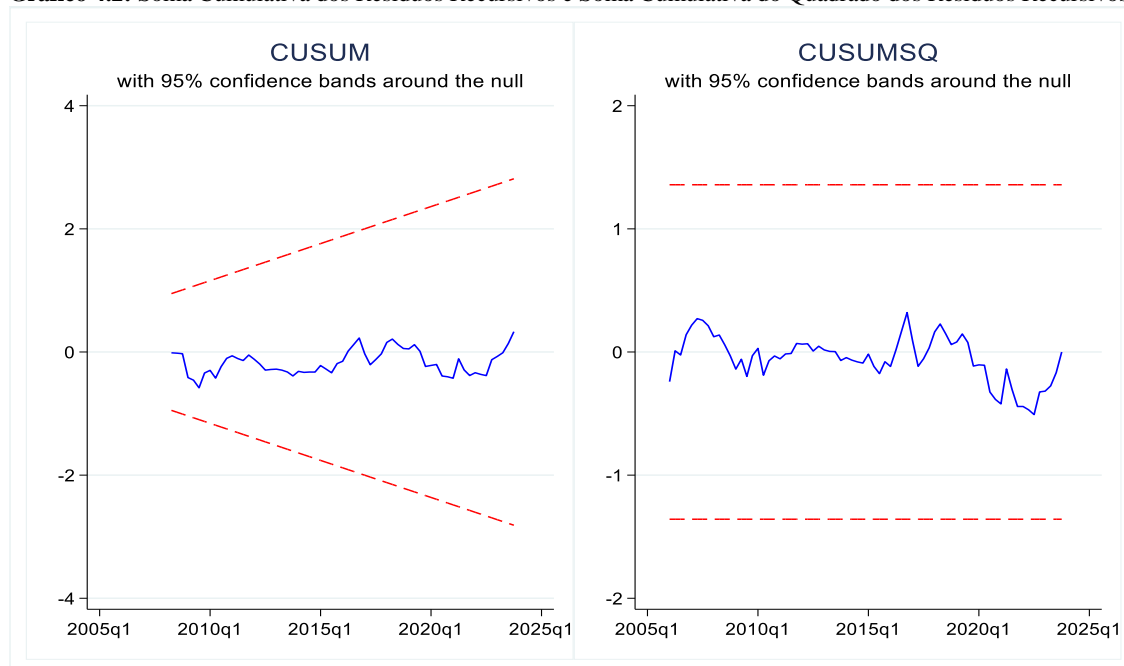
Fonte: Adaptado pelo autor com base nos resultados do *Stata* 17.

Os resultados apresentados na Tabela (4.6) mostram que não se rejeita a H_0 de que os resíduos são normalmente distribuídos, homocedásticos e não autocorrelacionados, dado que os *p-values* para todos os testes selecionados são maiores que o nível de significância de 5%. Adicionalmente, e de acordo com as regras de Chatterjee *et al.* (1999) mencionadas na Subsecção (3.3), a multicolinearidade não é um problema para o modelo estimado. Os resultados do teste FIV são, também, apresentados no Anexo (H). Esses resultados sugerem que as estimativas produzidas a partir do modelo ARDD são apropriadas e as inferências estatísticas são validas para o presente estudo.

4.6.1 Teste de Estabilidade

No Gráfico (4.2) apresentado a seguir, os pares de linhas vermelhas indicam os intervalos de confiança ao nível de significância de 5% para estabilidade dos parâmetros e as linhas azuis as estatísticas CUSUM e CUSUMSQ. Dessa maneira, esse gráfico mostra que as linhas azuis das estatísticas CUSUM e CUSUMSQ não extrapolam os limites críticos de estabilidade dos parâmetros, o que significa que não há quebras estruturais no modelo estimado, ou seja, os coeficientes estimados permanecem estáveis ao longo do período em análise.

Gráfico 4.2: Soma Cumulativa dos Resíduos Recursivos e Soma Cumulativa do Quadrado dos Resíduos Recursivos



Fonte: *Outputs do Stata 17.*

4.7 Teste de Causalidade de Granger

Conforme pode-se observar na Tabela (4.7), rejeita-se a H_0 de que o déficit orçamental não causa no sentido de Granger a taxa de juro real, dado que o *p-value* da estatística χ^2 é menor que o nível de significância de 5%. Do mesmo modo, rejeita-se a H_0 de a taxa de juro real não causa no sentido de Granger o déficit orçamental uma vez que o *p-value* da estatística χ^2 é maior que o nível de significância de 5%. Assim, os resultados apresentados na tabela abaixo mostram que existe uma causalidade bidirecional entre a TJR e o DO, sugerindo que tanto os valores passados da TJR como do DO ajudam a prever o comportamento uma da outra.

Tabela 4.7: Resultados do Teste de Causalidade de Granger ao Nível de Significância de 5%

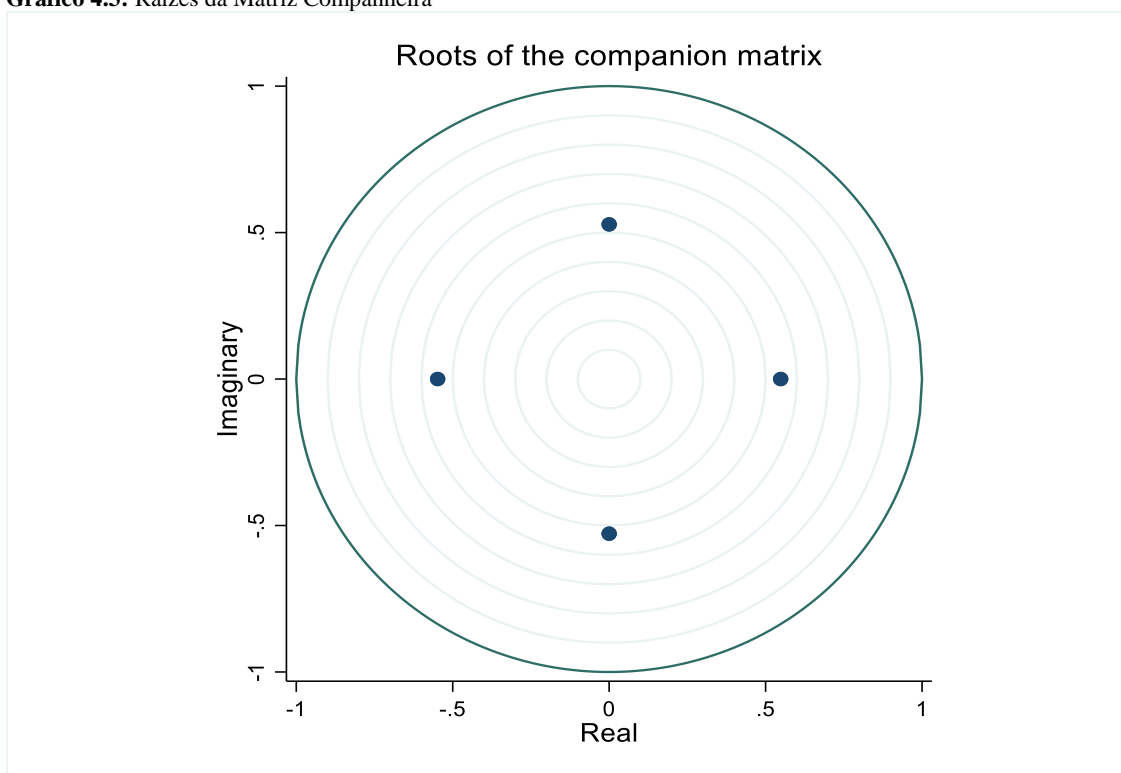
Hipótese nula	χ^2	Prob.
DO não causa no sentido Granger D.TJR	7,9172	0,005
D.TJR não causa no sentido Granger DO	4,8798	0,027

4.8 Resultados dos Testes Diagnósticos do Modelo VAR

Os *outputs* do modelo VAR são apresentados no Anexo (I). A maioria dos critérios de informação para a indicação do número óptimo de defasagens sugerem duas defasagens ($d=2$) [ver no Anexo (K)], o que significa que o modelo VAR (2) estimado é adequado para a análise.

O gráfico (4.3) mostra os resultados do teste de estabilidade dos parâmetros do modelo VAR (2) estimado, necessário para testar a causalidade de Granger.

Gráfico 4.3: Raízes da Matriz Companheira



Fonte: Outputs do Stata 17.

O Gráfico (4.3) mostra que o modelo VAR estimado é estável, uma vez que os autovalores (*eigenvalues*) estão dentro do círculo unitário. Dado que o modelo satisfaz a condição primária do modelo VAR, prosseguiu-se com testes adicionais para testar a validade e realismo dos resultados produzidos.

Assim, a Tabela (4.8) fornece de forma sumária os resultados produzidos pelos testes diagnósticos do modelo VAR estimado.

Tabela 4.8: Resultados dos Testes Diagnóstico ao Nível de Significância de 5%

Teste	Hipótese nula (H_0)	P-value	Conclusão
Breusch-Godfrey	Não autocorrelação serial	0,239	Não se rejeita a H_0
Jarque-Bera	Resíduos normalmente distribuídos	0,000	Não se rejeita a H_0

Fonte: Adaptado pelo autor com base nos resultados do Stata 17.

A Tabela (4.8) mostra que os resíduos do modelo VAR são não autocorrelacionados, dado que o *p-value* da estatística LM é maior que o nível de

significância de 5%. No entanto, o modelo não satisfaz a hipótese de normalidade dos erros, uma vez que o *p-value* da estatística JB é menor que o nível de significância de 5%, o que significa que os erros do modelo VAR estimado não apresentam uma distribuição normal.

Dado que o tamanho da amostra pode ser considerado relativamente grande (76 observações), recorre-se ao Teorema de Limite Central (TLC), proposto por Wooldridge (2012). Segundo esse teorema, em amostras de tamanho consideradas suficientemente grandes, os estimadores dos MQO apresentam propriedades assintóticas que aproximam-se de uma distribuição normal. Assim, conjugando o tomando da amostra com o TLC, o pressuposto da normalidade dos erros é relaxado na inferência sobre os parâmetros do modelo VAR estimado. Desse modo, assume-se que a inferência estatística do modelo VAR é assintoticamente válida e os resultados do teste causalidade de Granger são realísticos.

4.9 Discussão dos Resultados

No que concerne aos resultados do modelo estimado, e em relação ao défice orçamental e a despesa total do Estado, os seus coeficientes estimados não são apresentados nos resultados de curto prazo, sugerindo que variações temporárias dessas variáveis não são relevantes para retornar a taxa de juro real ao equilíbrio de longo prazo após a ocorrência de choques que causam desvios na taxa de juro real no curto prazo.

Por um lado, esses resultados convergem com a previsão teórica ricardiana discutida na Subsecção (2.1.2) deste estudo, segundo a qual os défices orçamentais persistentes não afectam a taxa de juro. Por outro lado, uma das possíveis explicações da omissão dessas variáveis pode reflectir-se no facto de que o défice orçamental e a despesa total do Estado levam mais tempo para corrigir os desvios da taxa de juro real em relação ao seu nível de equilíbrio, daí o seu efeito só poder ser notável apenas no longo prazo.

No que tange ao coeficiente associado a taxa de juro real desfasada um período, apresenta um sinal positivo e é estatisticamente significativo ao nível de significância de 5%, o que significa que os desvios da taxa de juro real são imediatamente corrigidos pelos respectivos valores imediatamente anteriores. Isso pode reflectir a eficácia parcial da intervenção activa da política monetária, conduzida pelo banco de Moçambique no desempenho do seu papel de garantir a estabilidade de preços.

Em relação a taxa de inflação, o sinal negativo encontrado nos coeficientes de curto prazo é consistente com a teoria económica e corrobora com o estudo de Obi e

Nurudeen (2009) referido na Subsecção (2.1.2). Esse resultado pode resultar, em parte, de um processo lento de ajustamento por parte da *prime rate* em relação às mudanças históricas na taxa de inflação no curto prazo. Em virtude disso, com aumentos repentinos da taxa de inflação, a *prime rate* pode não ter aumentado proporcionalmente, culminando em uma queda transitória da taxa de juro real.

Os resultados de curto prazo indicam ainda que a velocidade de ajustamento trimestral (captada pelo coeficiente do mecanismo de correcção de erros) após um choque no modelo é relativamente lenta, pelo que após um choque no modelo que cause desvios na taxa de juro real em relação ao seu equilíbrio de longo prazo, são necessários cerca de seis (6) trimestres para o restabelecimento total do equilíbrio.

Por outro lado, e em relação aos resultados de longo prazo, os sinais positivos encontrados nos coeficientes associados ao défice orçamental e a despesa total do Estado são consistentes com as expectativas teóricas neoclássica e keynesiana discutidas na Subsecção (2.1.2). Esses coeficientes são estatisticamente significativos ao nível de significância de 5%, suportando a hipótese teórica de que variáveis fiscais como o défice orçamental persistente e despesa total do Estado afectam positivamente variáveis macroeconómicas como a taxa de juro real. Esses resultados corroboram ainda com àqueles produzidos pelo estudo de Obi e Nurudeen (2009) e de Hango (2021), referidos na Subsecção (2.1.2), reforçando a ideia de que essas variáveis influenciam as condições do mercado de crédito, as decisões de consumo e investimento privados e, por extensão, a actividade económica.

Já em relação ao coeficiente estimado de longo prazo associado a variável taxa de inflação, apresenta sinal positivo contraintuitivo à teoria económica, sugerindo que um aumento permanente da taxa de inflação aumenta a taxa de juro real em períodos mais longos, o que leva a uma contradição em relação à hipótese defendida por Fisher (1930) e apresentada na Subsecção (3.2). No entanto, esse resultado é consistente com àquele obtido pelo estudo realizado por Kelikume (2016) referido na Subsecção (2.1.2). Em parte, o efeito positivo encontrado pode ser reflexo da política monetária restrictiva adoptada pelo Banco de Moçambique ao longo do período seleccionado para análise.

Conforme verificado nas estimativas de curto prazo, nas de longo prazo o coeficiente da taxa de inflação detêm a maior magnitude (6,932) comparativamente à outros regressores, sugerindo que embora existam outros factores que explicam a variabilidade da taxa de juro real, na economia moçambicana mudanças na taxa de

inflação são, de facto, um dos principais factores determinantes do comportamento da taxa de juro real durante o horizonte temporal seleccionado.

Com base nas evidências apresentadas pelos resultados do teste de causalidade de Granger, pode-se constatar que existe uma causalidade bidirecional entre a taxa de juro real e o défice orçamental em Moçambique no período entre 2005 e 2023. Isso significa que o défice orçamental causa no sentido de Granger a taxa de juro real, e vice-versa. Este resultado é contraditório àquele produzido por Mukhtar e Zakaria (2008).

Assim, pode-se esperar que, com aumentos da taxa de juro real causados pelos défices orçamentais persistentes incorra-se a um maior risco de redução da confiança dos investidores em relação aos seus projectos, resultando em pressões adicionais sobre a economia. Simultaneamente, a taxa de juro real elevada pode elevar o custo do serviço da dívida pública, exacerbando o défice orçamental e dificultando o seu financiamento com base em créditos internos, criando um ciclo vicioso de instabilidade macroeconómica.

CAPITULO V: CONCLUSÕES E RECOMENDAÇÕES

5.1 Conclusões

O objectivo fundamental deste estudo era analisar o efeito do défice orçamental sobre a taxa de juro em Moçambique entre 2005 e 2023. Para alcançar o objectivo proposto, o estudo adoptou uma abordagem que combinou uma análise descritiva, baseada no método gráfico e usando dados anuais, com uma análise quantitativa por meio de uma regressão, usando dados trimestrais de séries temporais para o horizonte temporal referido.

A apresentação das formas de financiamento do défice orçamental foi feita com recurso ao método gráfico. Os resultados indicaram que os recursos externos (empréstimos e donativos externos) são mais representativos no financiamento do défice relativamente aos recursos internos (crédito interno), entretanto, esses últimos vem experimentando uma tendência crescente e persistente no período analisado.

Para avaliar o efeito do défice orçamental sobre a taxa de juro, o estudo adoptou o modelo Autorregressivo de Desfasagem Distribuída (ARDD). Por outro lado, para testar a relação de causa-efeito entre as variáveis referidas foi adoptado o teste de causalidade de Granger. As estimativas foram produzidas através do *software Stata 17*.

Os resultados de regressão sugerem que, no curto prazo, o défice orçamental e a despesa total do Estado não são relevantes para explicar o comportamento da taxa de juro real em Moçambique. Esse resultado está em linha com a hipótese da equivalência ricardiana discutida na Subsecção (2.1.2) deste estudo, segundo a qual as variáveis fiscais não tem efeito sobre variáveis macroeconómicas como a taxa de juro. Contudo, no longo prazo, os resultados sugerem que o défice orçamental tem um efeito positivo sobre a taxa de juro real em Moçambique, o que sugere que, no longo prazo, o pressuposto teórico neoclássico e keynesiano de que défices orçamentais persistentes tem efeito sobre a taxa de juro real prevalece na economia de Moçambique. O mesmo pode-se constatar em relação ao efeito da despesa total do Estado sobre a taxa de juro real.

Em relação ao teste de causalidade de Granger os resultados sugerem que o défice orçamental causa a taxa de juro real na economia moçambicana, do mesmo modo, o défice orçamental causa taxa de juro real em Moçambique ao longo do período entre 2005 e 2023.

Com base nessas evidências empíricas o estudo conclui que o efeito do déficit orçamental sobre a taxa de juro real em Moçambique depende do horizonte temporal específico seleccionado para a análise. No curto prazo, o efeito não é estatisticamente observável. No entanto, no longo prazo, o déficit orçamental aumenta a taxa de juro real. Nesse sentido, esses resultados sugerem que, sempre que há aumentos permanentes do déficit orçamental, há uma tendência notável de que a taxa de juro real na economia aumente proporcionalmente no longo prazo, *ceteris paribus*. Isso, por sua vez, tem efeitos incrementais directos sobre o custo de empréstimos bancários e indirectos sobre as decisões de consumo e investimento e acumulação do *stock* de capital privados no longo prazo.

A ilação fundamental que se pode tirar é que, conjugados com a estrutura do financiamento do déficit orçamental em Moçambique, e em termos de implicações para a formulação de políticas macroeconómicas, os resultados sugerem existência de uma oportunidade da economia de acomodar os défices não permanentes via financiamento com poupanças privadas sem distorcer a taxa de juro real no curto prazo. Contudo, essa oportunidade é apenas transitória, pelo que a crescente tendência de financiamento do déficit orçamental com base em créditos internos traduz-se em potenciais riscos futuros de elevação da taxa de juro real no longo prazo, caso essa tendência persista.

5.2 Recomendações

Em virtude das conclusões anteriores, recomenda-se uma gestão prudente das finanças públicas e que os formuladores de políticas fiscais assumam a responsabilidade de considerar no seu processo de planificação o efeito adverso que o déficit orçamental exerce sobre a taxa de juro real no longo prazo, visando minimizar o encarecimento do custo do crédito bancário na economia. Assim, recomenda-se que o Governo financie o déficit orçamental com base nos recursos externos e não por meio de créditos internos.

Adicionalmente, conforme defendido por autores como Hanif e Arby (2003), na ausência de uma coordenação política entre as autoridades monetárias e fiscais eficiente, é comum que se experimentem períodos de instabilidade financeira. Essa instabilidade pode conduzir a taxas de juro elevadas, além de desencadear outras consequências económicas significativas. Portanto, recomenda-se uma coordenação política efectiva sobre a diversificação das fontes de financiamento do déficit orçamental, crucial para mitigar os riscos de instabilidade macroeconómica no longo prazo e reduzir a ineficiência dos défices orçamentais elevados em Moçambique.

BIBLIOGRAFIA

- Barata, J. M. (2005). *Moeda e mercados financeiros* (3.^a ed.). Econometer.
<https://www.repository.utl.pt/handle/10400.5/13566>
- Barro, R. J. (1989). The ricardian approach to budget deficits. *Journal of Economic Perspectives*, 3(2), 37–54. <https://doi.org/10.1257/jep.3.2.37>
- Baumohl, E., e Lyocsa, S. (2009). Stationarity of time series and the problem of spurious regression. *Available at SSRN 1480682*.
- Bernheim, B. D. (1989). A neoclassical perspective on budget deficits. *Journal of Economic Perspectives*, 3(2), 55–72. <https://doi.org/10.1257/jep.3.2.55>
- Breusch, T. S. (1978). Testing for autocorrelation in dynamic linear models. *Australian economic papers*, 17(31), 334–355.
- Brown, R. L., Durbin, J., e Evans, J. M. (1975). Techniques for testing the constancy of regression relationships over time. *Journal of the Royal Statistical Society Series B: Statistical Methodology*, 37(2), 149–163.
- Castel-Branco, C. N. (2011). *Desafios da mobilização de recursos domésticos: Revisão crítica de debate*. Instituto de Estudos Sociais e Económicos (IESE).
- Castro, C., e Nunes, P. (2009). Os efeitos não-keynesianos da política fiscal: Consolidações fiscais expansionistas ou contraccionistas?-Estudo de Caso: Portugal. *Revista Enfoques: Ciencia Política y Administración Pública*, 7(11), 189–230.
- Chatterjee, A., Thompson, K. A., e Ricci, R. (1999). Quantitative analysis of cancellation tasks in neglect. *Cortex*, 35(2), 253–262.
- Chivulele, F. M. (2017). Política monetária e estrutura produtiva da economia de Moçambique. *Desafios para Moçambique*, 2017.
- Cochrane, J. H. (1991). A critique of the application of unit root tests. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 15(2), 275–284.
- Dickey, D. A., e Fuller, W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 1057–1072.
- Dixon, W. J. (1960). Simplified estimation from censored normal samples. *The Annals of Mathematical Statistics*, 385–391.

- Engle, R. F., e Granger, C. W. (1987). Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 251–276.
- Faure, A. P. (2014). Interest rates 1: What are interest rates? *ResearchGate*.
<https://doi.org/10.2139/ssrn.2542083>
- Fisher, I. (1930). The theory of interest. *New York*, 43, 1–19.
- Godfrey, L. G. (1978). Testing against general autoregressive and moving average error models when the regressors include lagged dependent variables. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1293–1301.
- Governo de Moçambique (2005-2023). Balanço do Plano Económico e Social e Orçamento do Estado. Maputo: Ministério da Economia e Finanças.
- Governo de Moçambique (2005-2023). Conta Geral do Estado. Maputo: Ministério da Economia e Finanças.
- Governo de Moçambique (2005-2023). Relatório de Execução do Orçamento. Maputo: Ministério da Economia e Finanças.
- Gujarati, D. N., e Porter, D. C. (2011). *Econometria Básica* (5.^a ed.).
https://books.google.co.mz/books/about/Econometria_B%C3%A1sica_5_Ed.html?id=bOLX3aXf6y0Ceredir_esc=y
- Hango, A. L. (2021). *Analysing the effect of budget deficit dynamics on macroeconomic variables in Namíbia*.
- Hanif, M. N., e Arby, M. F. (2003). *Monetary and fiscal policy coordination*. University Library of Munich, Germany.
- Ibraimo, Y. (2019). *Dinâmicas de endividamento público em Moçambique na década 2009-2018: Uma análise do contributo do livro desafios para Moçambique*. 131–145.
- Ibraimo, Y. (2020). Tensões, conflitos e inconsistências nas relações entre a política fiscal e monetária em Moçambique. *Desafios para Moçambique 2020*, 207–233.
- Instituto Nacional de Estatísticas (2005-2023). Anuário Estatístico de Moçambique. Maputo: Instituto Nacional de Estatísticas.

- Jarque, C. M., e Bera, A. K. (1980). Efficient tests for normality, homoscedasticity and serial independence of regression residuals. *Economics letters*, 6(3), 255–259.
- Johansen, S. (1995). *Likelihood-Based inference in cointegrated vector autoregressive models*. Oxford University Press. <https://doi.org/10.1093/0198774508.001.0001>
- Kelikume, I. (2016). The effect of budget deficit on interest rates in the countries of sub-Saharan Africa: A panel VAR approach. *The Journal of Developing Areas*, 50(6), 105–120. <https://doi.org/10.1353/jda.2016.0145>
- Keynes, J. M. (1936). *The general theory of employment, interest, and money* *j.m.keynes*. Cambridge: Macmillan Cambridge University Press.
- Kripfganz, S., e Schneider, D. C. (2023). ardl: Estimating autoregressive distributed lag and equilibrium correction models. *The Stata Journal*, 23(4), 983–1019.
- Lütkepohl, H. (2005). *New introduction to multiple time series analysis*. Springer Science e Business Media.
- Mankiw, N. G. (2015). *Macroeconomia* (8.^a ed.). Cengage Learning.
- Massarongo, F. (2017). Ideias nº30—A dívida pública interna mobiliária em Moçambique: Alternativa ao financiamento do défice orçamental? *IDeIAS*, 75.
- Massarongo, F. A. P. (2010). *A dívida pública interna mobiliária em Moçambique 1999-2007: Evolução, estrutura e implicações económicas*.
- Massarongo, F., e Muianga, C. (2011). Financiamento do Estado com recurso à dívida—problemas e desafios. *Desafios para Moçambique*, 161–184.
- McKenzie, P. L. (2001). *What has been the impact of fiscal policy on long-term interest rates in New Zealand?*
- Mukhtar, T., e Zakaria, M. (2008). Budget deficits and interest rates: An empirical analysis for Pakistan. *Journal of Economic Cooperation Among Islamic Countries*, 29.
- Nusair, S. A. (2003). Testing the validity of purchasing power parity for Asian countries during the current float. *Journal of economic development*, 28(2), 129–147.
- Obi, B., e Nurudeen, A. (2009). Do fiscal deficits raise interest rates in Nigeria? A vector autoregression approach. *Journal of applied quantitative methods*, 4(3).
- Pereira, P. T., Afonso, A., Arcanjo, M., e Santos, J. C. G. (2012). *Economia e finanças públicas* (4.^a ed.). Escolar Editora.

- Pesaran, M. H., Shin, Y., e Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of applied econometrics*, 16(3), 289–326.
- Phillips, P. C. B., e Perron, P. (1988). Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*, 75(2), 335–346. <https://doi.org/10.2307/2336182>
- Pusparum, M., Kurnia, A., e Alamudi, A. (2017). Winsor approach in regression analysis with outlier. *Applied Mathematical Sciences*, 11(41), 2031–2046.
- Saleh, A. S. (2003). The budget deficit and economic performance: A survey. *The Singapore Economic Review*, 50(02), 211–243. <https://doi.org/10.1142/S0217590805001986>
- Shetta, S., e Kamaly, A. (2014). Does the budget deficit crowd-out private credit from the banking sector? The case of Egypt. *Topics in Middle Eastern and North African Economies*, 16.
- Southern African Development Community. (2023). *Relatório do secretário executivo referente ao ano de 2022/23* (Visão Geral do Desempenho da Região da SADC em Matéria de Integração Regional). <https://www.google.com/search?client=firefox-b-deq=O+relat%C3%B3rio+anual+recente+da+Comunidade+para+o+Desenvolvimento+da+%C3%81frica+Austral+%28SADC%29+de+2023+>
- Tukey, J. W. (1962). The future of data analysis. *The annals of mathematical statistics*, 33(1), 1–67.
- Ussher, L. J. (1998). Do budget deficits raise interest rates? A survey of the empirical literature. *Transformational Growth and Full Employment Project*.
- White, H. (1980). A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 817–838.
- Winsor, C. P. (1946). Which regression? *Biometrics Bulletin*, 2(6), 101–109.
- Wooldridge, J. M. (2012). *Introductory econometrics: A modern approach* (5.^a ed.). Cengage Learning.
- Yellen, J. L. (1989). Symposium on the budget deficit. *Journal of Economic Perspectives*, 3(2), 17–21. <https://doi.org/10.1257/jep.3.2.17>

ANEXOS

Anexo A: Dados Usados na Análise de Regressão

Trimestres	TJR	DO	DT	TI	RT	TC	M2
2005T1	19,55	-3,66	9,42	0,16	3,95	18,90	34,75
2005T2	19,34	-4,15	9,42	0,45	4,96	22,65	39,39
2005T3	18,43	-3,36	9,42	0,76	5,61	24,56	39,99
2005T4	16,40	-3,34	9,75	2,79	6,42	26,13	43,78
2006T1	15,55	-3,97	9,42	1,56	5,31	24,44	44,99
2006T2	18,96	-3,77	10,33	-0,67	6,56	25,17	45,93
2006T3	18,35	-6,00	12,69	0,40	6,69	25,87	49,46
2006T4	18,74	-4,73	13,63	1,35	8,90	26,13	54,00
2007T1	19,05	-5,11	12,17	1,05	7,06	26,19	54,56
2007T2	19,58	-4,34	12,83	0,25	8,50	26,22	56,92
2007T3	18,89	-5,49	13,94	0,40	8,45	25,89	61,09
2007T4	16,71	-10,06	20,53	2,14	10,47	25,06	67,10
2008T1	16,57	-3,51	11,27	1,90	7,76	24,22	66,21
2008T2	18,27	-7,81	18,36	0,12	10,55	24,22	70,89
2008T3	17,46	-7,43	17,45	0,80	10,02	24,05	73,90
2008T4	17,06	-10,06	20,91	0,93	10,86	24,71	80,72
2009T1	16,37	-5,58	14,73	0,27	9,14	26,27	82,30
2009T2	16,82	-8,33	20,28	-0,95	11,95	27,10	89,15
2009T3	14,77	-10,31	23,02	0,20	12,71	27,32	96,43
2009T4	13,98	-12,08	25,68	1,24	13,60	29,38	107,08
2010T1	12,41	-6,66	18,81	2,02	12,15	30,17	108,34
2010T2	14,06	-8,31	24,09	1,26	15,79	34,00	118,47
2010T3	16,64	-11,84	29,10	0,27	17,25	36,47	127,99
2010T4	16,53	-13,01	31,29	1,87	18,28	35,21	133,41
2011T1	18,22	-8,34	25,61	0,95	17,27	31,78	130,63
2011T2	19,04	-7,96	29,82	0,13	21,86	30,00	130,74
2011T3	18,88	-12,34	34,19	0,26	21,85	27,46	133,99

Continua

Continuação

2011T4	18,41	-16,67	36,81	0,66	20,14	27,04	143,80
2012T1	18,01	-8,13	27,09	0,20	18,96	27,39	143,15
2012T2	17,68	-5,68	30,29	-0,37	24,61	27,98	155,91
2012T3	16,15	-8,42	34,81	0,02	26,39	28,60	166,79
2012T4	14,97	-14,18	42,84	0,82	28,66	29,52	186,01
2013T1	14,54	-4,15	28,95	0,93	24,80	30,36	183,75
2013T2	15,49	-8,03	38,80	-0,18	30,76	30,12	189,96
2013T3	15,31	-13,27	46,01	-0,08	32,74	29,96	200,87
2013T4	14,38	-16,65	55,26	0,50	38,61	29,98	216,42
2014T1	14,09	-4,19	36,09	0,76	31,90	31,16	216,35
2014T2	15,10	-17,67	60,45	-0,26	42,78	31,35	229,05
2014T3	15,06	-7,11	48,53	-0,26	41,42	30,80	235,47
2014T4	14,30	-16,93	57,07	0,40	40,14	32,10	264,47
2015T1	13,52	-2,09	33,36	1,15	31,27	34,22	265,47
2015T2	15,50	-1,83	40,91	-0,83	39,08	37,06	281,21
2015T3	14,48	-10,57	50,66	0,19	40,09	40,83	298,69
2015T4	12,55	-10,34	54,54	2,90	44,20	47,82	333,46
2016T1	15,25	-12,81	45,59	2,01	32,78	48,57	328,97
2016T2	18,41	-5,64	45,17	0,82	39,53	56,45	352,56
2016T3	20,40	-0,70	47,00	2,07	46,31	71,66	382,03
2016T4	23,47	-8,46	55,43	2,27	46,97	75,55	367,17
2017T1	26,79	-3,62	43,27	1,42	39,66	69,93	362,52
2017T2	28,23	-11,17	56,70	-0,15	45,53	62,67	360,14
2017T3	27,68	-2,13	49,47	-0,09	47,34	61,18	369,52
2017T4	26,74	7,23	74,00	0,68	81,23	60,56	385,85
2018T1	25,59	-6,48	52,68	0,58	46,21	60,93	392,09
2018T2	23,22	-4,29	58,31	0,28	54,02	60,01	389,23
2018T3	21,94	-9,16	61,38	0,06	52,22	59,31	394,73
2018T4	20,03	-19,56	79,04	0,24	59,47	61,05	417,57
2019T1	19,09	-6,27	55,45	0,54	49,18	62,42	425,68
2019T2	19,58	-8,98	64,40	-0,08	55,43	63,27	429,41

Continua

Continuação

2019T3	18,73	-5,21	64,67	-0,03	59,45	61,52	438,05
2019T4	17,27	22,86	89,51	0,73	112,37	62,98	473,47
2020T1	17,59	-4,37	59,00	0,41	54,63	64,43	483,95
2020T2	17,94	-8,96	64,54	-0,21	55,57	68,52	503,47
2020T3	16,11	-24,20	85,04	0,06	60,84	71,20	528,17
2020T4	15,00	-27,00	92,27	0,90	65,27	73,70	583,68
2021T1	15,14	-7,68	67,55	1,13	59,87	74,26	563,85
2021T2	19,19	-7,72	75,28	-0,29	67,55	60,08	577,09
2021T3	18,67	-3,08	73,72	0,23	70,65	63,69	570,46
2021T4	17,48	-27,71	95,18	1,12	68,72	63,83	594,65
2022T1	17,49	-13,95	73,83	1,11	59,88	63,83	606,43
2022T2	18,45	-2,66	76,67	0,99	74,02	63,84	617,10
2022T3	20,02	-5,76	87,57	0,58	81,80	63,87	603,24
2022T4	21,96	-80,19	95,18	0,60	67,44	63,87	646,60
2023T1	22,09	-18,17	83,25	0,81	65,08	63,88	644,75
2023T2	23,80	-1,72	83,44	-0,10	81,71	63,88	641,72
2023T3	24,13	-17,88	95,18	-0,03	85,75	63,89	648,27
2023T4	23,39	-37,80	95,18	0,71	93,71	63,89	667,87

Anexo B: Dados Usados sobre o Financiamento do Déficit Orçamental

Anos	Receitas do Estado	Crédito Interno	Donativos Externos	Empréstimos Externos
2005	52,40	0,50	29,70	18,40
2006	58,90	14,60	38,50	17,20
2007	58,00	5,40	34,10	13,30
2008	55,60	0,50	32,70	11,20
2009	54,40	0,30	29,50	15,80
2010	57,90	4,00	24,90	13,20
2011	64,40	2,10	21,70	11,80
2012	68,10	2,20	18,90	10,80
2013	66,80	1,70	16,00	15,50

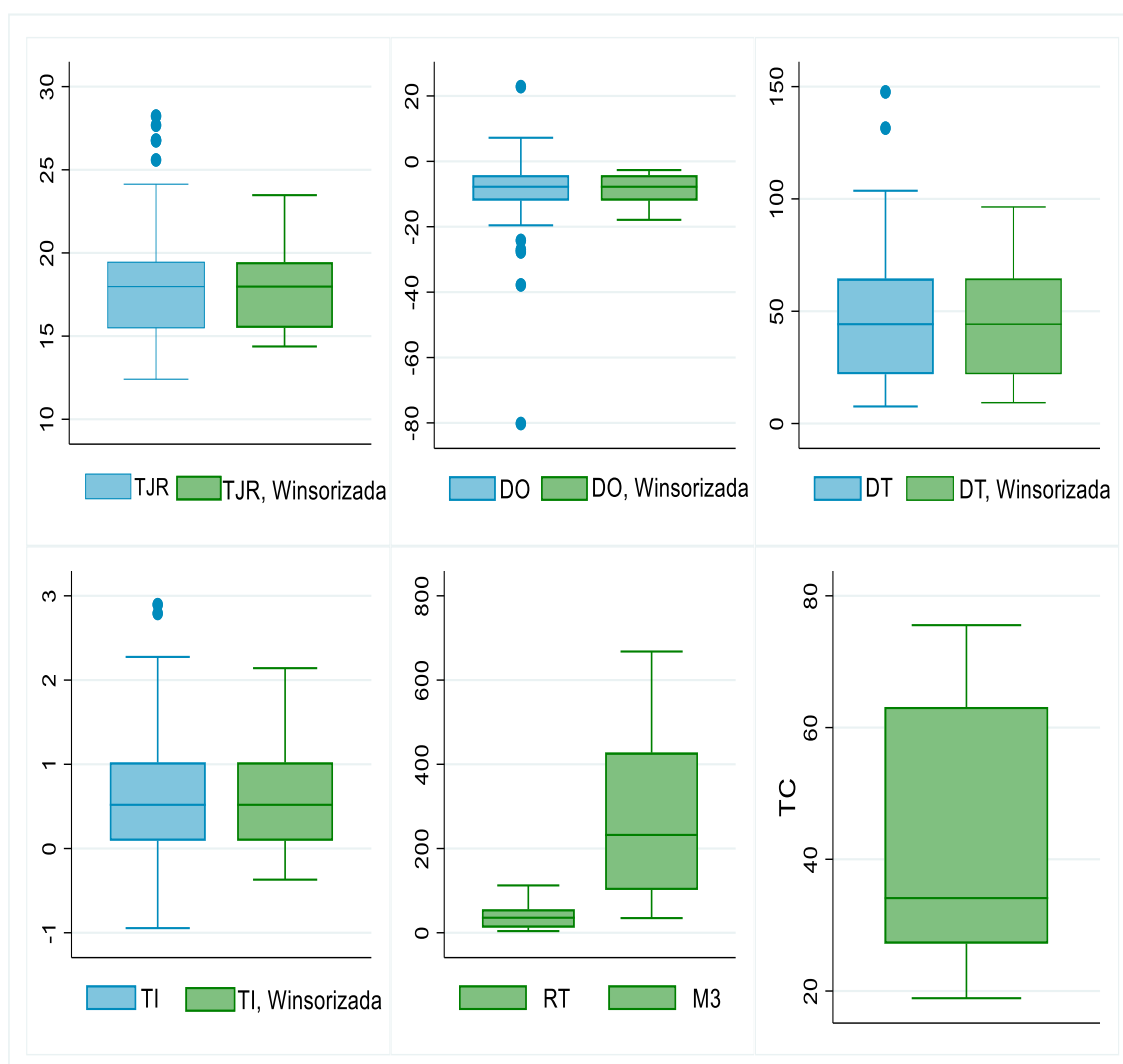
Continua

Continuação

2014	65,40	2,40	10,10	21,10
2015	71,40	4,30	8,40	14,40
2016	73,10	4,00	6,60	16,30
2017	72,50	7,20	5,50	14,70
2018	73,00	6,50	6,10	12,00
2019	77,20	8,00	3,10	10,30
2020	60,40	13,90	9,90	11,30
2021	71,00	13,70	6,70	6,20
2022	64,30	14,30	11,00	7,60
2023	68,40	7,60	12,60	5,10

Nota: Os dados estão expressos em termos de percentagem do orçamento.

Anexo C: Gráficos *Box Plot*



Anexo D: Matriz de correlação

. cor TJR DO RT DT TI TC M3
(obs=76)

	TJR	DO	RT	DT	TI	TC	M3
TJR	1.0000						
DO	0.1070	1.0000					
RT	0.3870	-0.2218	1.0000				
DT	0.3279	-0.4417	0.9612	1.0000			
TI	-0.1617	0.0468	-0.1625	-0.1656	1.0000		
TC	0.5011	-0.1473	0.8541	0.8475	0.0131	1.0000	
M3	0.3968	-0.2790	0.9381	0.9537	-0.1060	0.9166	1.0000

Anexo E: Resultados da regressão *Stepwise*

. esttab, compress

	(1) TJR	(2) TJR	(3) TJR	(4) TJR	(5) TJR	(6) TJR
DO	0.0616 (0.93)	0.180** (2.66)	0.0667 (0.92)	0.0322 (0.45)	0.0400 (0.53)	-0.149 (-1.10)
DT		0.0506*** (3.96)	-0.0231 (-0.91)	-0.0473 (-1.78)	-0.0354 (-0.78)	-0.193 (-1.86)
TC			0.110** (3.29)	0.139*** (4.02)	0.147*** (3.53)	0.152*** (3.70)
TI				-1.003* (-2.39)	-0.999* (-2.36)	-1.091* (-2.59)
M3					-0.00213 (-0.33)	0.00110 (0.16)
RT						0.123 (1.69)
_cons	18.61*** (28.25)	17.32*** (25.34)	14.88*** (15.16)	15.05*** (15.77)	14.85*** (13.17)	14.72*** (13.19)
N	76	76	76	76	76	76

t statistics in parentheses

* p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001

Anexo F: Resultados do Modelo ARDD

. ardl TJR DO DT TI, bic dots ec restricted

Optimal lag selection, % complete:



.....
BIC optimized over 500 lag combinations

ARDL(2,0,0,3) regression

Sample: 2006q1 thru 2023q4

Number of obs = 72

R-squared = 0.6306

Adj R-squared = 0.5837

Root MSE = 0.8042

Log likelihood = -81.670849

	D.TJR	Coefficient	Std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]	
ADJ							
	TJR						
	L1.	-.168665	.0409138	-4.12	0.000	-.2504246	-.0869053
LR							
	DO	.2982186	.1355801	2.20	0.032	.0272835	.5691538
	DT	.1091368	.0296354	3.68	0.000	.0499151	.1683585
	TI	6.911792	2.225902	3.11	0.003	2.463681	11.3599
	_cons	11.38955	2.359307	4.83	0.000	6.674851	16.10425
SR							
	TJR						
	LD.	.2346846	.1113131	2.11	0.039	.0122432	.457126
	TI						
	D1.	-1.841529	.2639854	-6.98	0.000	-2.369062	-1.313996
	LD.	-.4144772	.2433053	-1.70	0.093	-.900684	.0717296
	L2D.	-.5514068	.1908418	-2.89	0.005	-.9327736	-.17004

Anexo G: Resultados do teste de cointegração

. estat ectest

Pesaran, Shin, and Smith (2001) bounds test

H0: no level relationship F = 6.462
Case 2 t = -4.122

Finite sample (3 variables, 72 observations, 4 short-run coefficients)

Kripfganz and Schneider (2020) critical values and approximate p-values

	10%		5%		1%		p-value	
	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
F	2.445	3.323	2.898	3.860	3.920	5.050	0.000	0.001
t	-2.548	-3.425	-2.869	-3.780	-3.503	-4.465	0.002	0.023

do not reject H0 if

either F or t are closer to zero than critical values for I(0) variables
(if either p-value > desired level for I(0) variables)

reject H0 if

both F and t are more extreme than critical values for I(1) variables
(if both p-values < desired level for I(1) variables)

decision: no rejection (.a), inconclusive (.), or rejection (.r) at levels:

	10%	5%	1%
decision	.r	.r	.

Anexo H: Resultados dos Testes Diagnósticos do Modelo ARDD

a) Multicolinearidade

. estat vif

Variable	VIF	1/VIF
TI		
D1.	5.07	0.197428
--.	4.46	0.224324
LD.	4.43	0.225795
L2D.	2.73	0.366275
TJR		
LD.	2.20	0.454842
DT	1.68	0.594192
TJR		
L1.	1.51	0.661971
DO	1.37	0.727402
Mean VIF	2.93	

b) Heterocedasticidade
`. estat imtest, white`

White's test
H0: Homoskedasticity
Ha: Unrestricted heteroskedasticity

`chi2(44) = 46.51`
`Prob > chi2 = 0.3694`

Cameron & Trivedi's decomposition of IM-test

Source	chi2	df	p
Heteroskedasticity	46.51	44	0.3694
Skewness	13.95	8	0.0829
Kurtosis	0.00	1	0.9459
Total	60.47	53	0.2242

c) Teste de correlação serial

`. estat bgodfrey, lags(1/3)`

Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation

lags(p)	chi2	df	Prob > chi2
1	1.260	1	0.2616
2	2.680	2	0.2619
3	3.729	3	0.2923

H0: no serial correlation

d) Teste de Normalidade

`. predict r, residual`
(3 missing values generated)

`. jb r`
Jarque-Bera normality test: `.0087 Chi(2) .9957`
Jarque-Bera test for Ho: normality:

Anexo I: *Outputs* do modelo VAR

```
. var d.TJR DO, lags(2)
```

Vector autoregression

```
Sample: 2005q4 thru 2023q4      Number of obs   =      73
Log likelihood = -332.5285      AIC              =     9.274753
FPE              =  36.56502     HQIC             =     9.349777
Det(Sigma_ml)   =  31.01949     SBIC             =     9.46301
```

Equation	Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2
D_TJR	3	1.2156	0.0989	8.013153	0.0182
DO	3	4.88397	0.0651	5.08406	0.0787

		Coefficient	Std. err.	z	P> z	[95% conf. interval]	
D_TJR	TJR L2D.	.0252547	.1126321	0.22	0.823	-.1955001	.2460095
	DO L2.	-.0837053	.0297487	-2.81	0.005	-.1420116	-.025399
	_cons	-.6352835	.2867485	-2.22	0.027	-1.1973	-.0732667
DO	TJR L2D.	-.9996404	.4525263	-2.21	0.027	-1.886576	-.1127051
	DO L2.	-.0034684	.1195224	-0.03	0.977	-.237728	.2307913
	_cons	-8.746449	1.152081	-7.59	0.000	-11.00449	-6.488411

Anexo J: Teste de Causalidade de Granger

```
. vargranger
```

Granger causality Wald tests

Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
D_TJR	DO	7.9172	1	0.005
D_TJR	ALL	7.9172	1	0.005
DO	D.TJR	4.8798	1	0.027
DO	ALL	4.8798	1	0.027

Anexo K: Testes Diagnósticos do Modelo VAR

a) Teste do número óptimo de defasagens

. varsoc

Lag-order selection criteria

Sample: 2005q4 thru 2023q4

Number of obs = 73

Lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	-338.899				39.0153	9.3397	9.36471*	9.40246*
1	-336.421	4.9573	4	0.292	40.6795	9.38139	9.45641	9.56964
2	-329.482	13.877*	4	0.008	37.5455*	9.30088*	9.42592	9.61464

* optimal lag

Endogenous: D.TJR DO

Exogenous: _cons

b) Teste de correlação serial

. varlmar

Lagrange-multiplier test

lag	chi2	df	Prob > chi2
1	4.2980	4	0.36717
2	5.5124	4	0.23864

H0: no autocorrelation at lag order

c) Teste de Normalidade

. varnorm, jbera

Jarque-Bera test

Equation	chi2	df	Prob > chi2
D_TJR	20.330	2	0.00004
DO	3.645	2	0.16164
ALL	23.975	4	0.00008