



**DOMINÂNCIA FISCAL E SEU IMPACTO NA INFLAÇÃO EM MOÇAMBIQUE
(2008-2023)**

POR:
SALVADO ARMANDO DANIEL RAISSE

**TRABALHO DE LICENCIATURA SUBMETIDO EM SATISFAÇÃO DOS
REQUISITOS PARCIAIS PARA OBTENÇÃO DO GRAU DE LICENCIATURA EM
ECONOMIA**

**FACULDADE DE ECONOMIA
UNIVERSIDADE EDUARDO MONDLANE**

MAPUTO, JUNHO DE 2025

DECLARAÇÃO

Declaro que este trabalho é da minha autoria e que resulta da minha investigação. Esta é a primeira vez que o submeto para a obtenção de um grau académico numa instituição educacional.

Maputo, aos _____ de Julho de 2025

(Salvado Armando Daniel Raisse)

APROVAÇÃO DO JURI

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

O Presidente do Júri

O Arguente

O Supervisor

(Prof. Doutor Matias Farahane)

ÍNDICE

DEDICATORIA	iv
AGRADECIMENTOS	v
LISTA DE GRÁFICOS E FIGURAS	vii
LISTA DE ABREVIATURAS	viii
RESUMO	ix
CAPÍTULO I	1
INTRODUÇÃO	1
1.1 Contextualização	1
1.2 Problema de Pesquisa	4
1.3 Fundamentação do Tema de Pesquisa	6
1.4 Objectivos do Estudo	7
1.5 Estrutura do Trabalho	7
CAPÍTULO II	8
DÉFICE ORÇAMENTAL E INFLAÇÃO: UMA ANÁLISE NA PERSPECTIVA DA DOMINÂNCIA FISCAL	8
2.1 Défice orçamental: 2008 – 2023	8
2.2 Estrutura de Financiamento do Défice Fiscal (2000–2022)	11
2.3 Evolução da Inflação: 2000–2023	12
CAPÍTULO III	15
REVISÃO DA LITERATURA	15
3.1 Enquadramento Teórico	15
3.1.1 Definição de Conceitos Básicos	15
3.1.2 Relação entre Dominância Fiscal e Política Monetária (Défice fiscal e Inflação)	20
3.1.3 Modelização da Relação entre o Défice Orçamental e a Inflação	23
3.2 Estudos Empíricos	28
3.2.1 Evidência em Países Desenvolvidos e em Vias de Desenvolvimento	29

3.2.2 Evidência para a Economia de Moçambique.....	31
3.3 Avaliação Crítica da Literatura Revista.....	31
CAPÍTULO IV.....	33
METODOLOGIA.....	33
4.1 Especificação do Modelo Econométrico	33
4.2 Hipóteses do Modelo ARDL	35
4.3 Procedimentos de estimação	37
4.3.1 Seleção do Número Óptimo de Desfasagens	37
4.3.2 Testes de estacionaridade de Dickey e Fuller	37
4.3.3 Estimação do Modelo Autorregressivo de Desfasagem Distribuída (ARDL).....	38
4.3.4 Testes Diagnósticos de Regressão	40
4.4 Descrição dos dados.....	41
CAPÍTULO V.....	44
ANÁLISE DE RESULTADOS	44
5.1 Resultados da Selecção do Número Óptimo de Desfasagens	44
5.2 Resultados do Teste de Raiz Unitária de DFA	44
5.3 Resultados do Teste de Cointegração	45
5.4 Resultados da Estimação do Modelo ARDL	46
5.4.1 Resultados de Estimação do Modelo I: Longo Prazo	47
5.4.2 Resultados de Estimação do Modelo II: Curto Prazo	48
5.5 Resultados dos Testes Diagnósticos de Regressão	50
5.6 Análise dos Resultados Econométricos	52
5.7 Resultados do Teste de Causalidade de Granger	55
CONCLUSÕES E RECOMENDAÇÕES	57
BIBLIOGRAFIA	59
ANEXOS	66

DEDICATORIA

“À minha mãe,¹ minha macroeconomista favorita, pelo investimento constante no meu crescimento. Agradeço-lhe por contribuir não apenas para a minha estabilidade a curto prazo, mas, sobretudo, para o meu desenvolvimento e felicidade a longo prazo.”

Aos meus irmãos², pelas razões não desconhecidas,
“À nossa história – predestinados a vencer”

¹ Ana Arlete Lino Castelo Mugas.

² Etelvino (Na eternidade), Castelo, Hermenegildo, Crimildo e Beatriz; Ambos Raisse

AGRADECIMENTOS

Em primeiro lugar, agradeço a “*Allah*” pelo dom da vida e por todas as bênçãos concedidas ao longo da minha trajectória académica e profissional. Pela presença constante nos momentos difíceis e aparentemente sem solução, e por, nesses, consagrar-me sempre vencedor. Muito obrigado, Pai! Esta história não seria a mesma sem ti.

Ao meu supervisor, Professor Doutor Matias Farahane, expresso a minha profunda gratidão pelo tempo, confiança e orientação ao longo do percurso académico, incluindo neste trabalho.

Ao Professor Artur Gobe, vai o meu agradecimento pela oportunidade de colaborar consigo como monitor de Macroeconomia I e II, pela amizade e, sobretudo, por ser um exemplo de integridade e idoneidade.

Aos Professores Msc. Edson Machonisse, Dr. Manuel Sibia e Msc. Yasfir Ibraimo, muito obrigado. Nas conversas paralelas às aulas e nos encontros informais pelos corredores, contribuíram de forma natural para a construção do meu pensamento crítico em macroeconomia – uma das raízes deste trabalho. Estendo também o meu agradecimento aos Professores Msc. Lovemore Chibaya e Dr. Pedro Mendes, pela oportunidade de colaborar como seu monitor na cadeira de AGP.

À minha namorada, o meu muito obrigado pelo apoio, compreensão e paciência. Pelos dias em que não pude estar presente devido aos estudos, vai o meu perdão. Mais do que tudo, agradeço por acreditares em mim e por veres em mim a grandeza e o potencial de um grande Homem.

Agradeço ao meu irmão e companheiro de estrada, Custódio Hugo, por ser esse aliado leal de todas as horas, esta história também é tua irmão. Aos amigos Sidell Acaia e Abubacar Rutui, obrigado pelo apoio constante, mesmo à distância. Ao brother Fanequiço, gratidão pelas motivações e pelo incentivo. Ao amigo Alberto Senda, o meu sincero agradecimento pelo suporte ao longo da caminhada académica e, em especial pela revisão linguística deste trabalho.

Aos “Mazas” do grupo das “*curvas*”, obrigado pelas piadas, pelos momentos de leveza e pelas gargalhadas. Aos colegas de curso, o meu sincero agradecimento. Esta caminhada foi mais leve com a vossa companhia. Às colegas da fila da frente, foi um prazer partilhar uma concorrência (imperfeita), silenciosa, mas acima de tudo saudável. Vocês fazem parte destes “Dezas”.

Por fim, manifesto a minha gratidão a todos os professores e funcionários da Faculdade de Economia, bem como a todos os que, mesmo não sendo aqui mencionados, contribuíram directa ou indirectamente para a minha formação e para a realização deste trabalho.

LISTA DE TABELAS

<i>Tabela 4.1:</i> Descrição dos dados	42
Tabela 4.2 Sumário Estatístico	42
Tabela 5.3: Resultados da Seleção do Número Óptimo de Desfasagens.....	44
Tabela 5.4: Resultados de Estimação do Modelo ARDL.....	48

LISTA DE GRÁFICOS E FIGURAS

Gráfico 1.1: Evolução do Rácio Défice Orçamental/PIB e Inflação, 2008-2023	3
Gráfico 1.2: Evolução das Fontes de Financiamento do Défice Orçamental em Moçambique, em relação ao PIB, no período de 2007 à 2023	4
Gráfico 2.1: Evolução do Défice Orçamental em Mil Milhões de Meticais e do Racio entre o Défice Orçamental com PIB em Moçambique, 2007-2023	9
Gráfico 2.2: Evolução das Taxas de Inflação, 2000-2023	13

LISTA DE ABREVIATURAS

- ADF Augmented Dickey-Fuller Test (= Teste de Dickey-Fuller Aumentado)
- ARDL Auto-Regressivo com Defasagens Distribuídas (Autoregressive Distributed Lag Model)
- BM Banco Mundial
- BdM Banco de Moçambique
- CEPAL Comissão Económica para a América Latina e o Caribe (organismo das Nações Unidas)
- CPMO Comité de Política Monetária do Banco de Moçambique
- DFA Dickey-Fuller Aumentado
- ECM Modelo de Correção de Erros (Error Correction Model)
- EMBI Emerging Market Bond Index (= Índice de Títulos de Mercados Emergentes)
- FMI Fundo Monetário Internacional
- GMD Grupo Moçambicano da Dívida
- GNL Gás Natural Liquefeito
- HIPC Highly Indebted Poor Countries Initiative (= Iniciativa dos Países Pobres Altamente Endividados)
- IDE Investimento Directo Estrangeiro
- INE Instituto Nacional de Estatística
- MCRL Modelo Clássico de Regressão Linear (Classical Linear Regression Model)
- MEF Ministério da Economia e Finanças
- MDRI Multilateral Debt Relief Initiative (= Iniciativa de Alívio da Dívida Multilateral)
- MQO Mínimos Quadrados Ordinários
- MRLM Modelo de Regressão Linear Múltipla
- OCDE Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Económico
- PIB Produto Interno Bruto
- PMGE Grupo Médio Agrupado
- PRE Programa de Reabilitação Económica
- SADC – Southern Africa Development Community (= Comunidade para o Desenvolvimento da África Austral)
- VAR – Modelo Auto-Regressivo Vetorial (Vector Autoregressive Model)
- VEC – Correção de Erros Vectoriais (Vector Error Correction)

RESUMO

O presente estudo analisa o impacto da dominância fiscal sobre a inflação em Moçambique, avaliando, em particular, de que forma o défice orçamental influencia o comportamento dos preços no período entre 2008 a 2023. Para alcance deste objectivo central do estudo, foi empregue o método econométrico baseado na análise de regressão. Especificamente, foi estimado o modelo auto-regressivo de defasagem distribuída (ARDL) e realizado o teste de causalidade de Granger, com base em dados de séries temporais trimestrais referentes ao período do estudo.

Os principais resultados da estimação do modelo ARDL indicam que, no longo prazo, um aumento do défice orçamental em mil milhões de meticais está associado a um aumento de 0,015 pontos percentuais na taxa de inflação, *ceteris paribus*. No curto prazo, os resultados demonstram que um aumento do défice orçamental no período imediatamente anterior provocou uma redução de 0,01 pontos percentuais na inflação, *ceteris paribus*. Contudo, dois períodos após esse aumento, observou-se um acréscimo de 0,02 pontos percentuais na inflação, *ceteris paribus*.

Complementarmente, os resultados do teste de causalidade de Granger indicam a existência de uma relação de causalidade bidirecional entre o défice orçamental e a taxa de inflação.

Aqueles resultados parecem indicar que, em Moçambique, o impacto do défice orçamental sobre a inflação depende do horizonte temporal e do tipo de financiamento adoptado. No curto prazo, quando o défice é financiado através de doações e dívida externa e direcionado para subsídios ao sector produtivo, pode evitar pressões inflacionárias, podendo até contribuir para a sua contenção. No entanto, a médio e longo prazo, a persistência de défices elevados, especialmente quando financiados por endividamento interno, estes podem levar a um aumento da inflação. Este cenário acentua a incerteza macroeconómica, desincentiva o investimento privado, agrava as desigualdades sociais e compromete a sustentabilidade das finanças públicas. Assim, recomenda-se uma gestão orçamental mais prudente, com controlo rigoroso do défice, melhoria da qualidade da despesa pública e da eficiência fiscal, bem como uma maior coordenação entre as políticas fiscal e monetária, de modo a garantir a estabilidade económica e salvaguardar o poder de compra das famílias.

Palavras-chave: Défice orçamental; Inflação; Dominância fiscal.

CAPÍTULO I

INTRODUÇÃO

Nas secções que seguem, descreve-se o contexto no qual está inserido o tema desta pesquisa, declara-se o problema de pesquisa, fundamenta-se o tema de pesquisa, definem-se os objectivos deste estudo e apresenta-se a estrutura deste trabalho de licenciatura.

1.1 Contextualização

A relação entre o défice orçamental e a taxa de inflação não é, de forma consensual, considerada um facto estilizado na literatura económica (Fakher, 2016; Rosa, 2016 e Hussein, 2018). De um ponto de vista teórico, destacam-se, pelo menos, duas abordagens que procuram fundamentar essa ligação. Complementarmente, investigações empíricas têm tentado aprofundar a análise dessa relação, sobretudo em economias em vias de desenvolvimento, onde os efeitos do défice sobre a inflação tendem a manifestar-se de forma mais pronunciada (Mordi, 2009 e Abdel-Haleim, 2016).

Uma das abordagens mais influentes é a de Sargent e Wallace (1981), que assume uma dissociação entre as decisões das autoridades fiscais e monetárias. Neste modelo, a política fiscal actua de forma independente, sem considerar os seus efeitos sobre a política monetária, obrigando esta última a adoptar medidas restritivas para conter a inflação. A adopção de uma política monetária restritiva, com o consequente aumento da taxa de juro, conduz à redução do produto e ao agravamento do défice orçamental, assumindo-se constante a política fiscal. Este défice adicional pode ser financiado através da emissão monetária ou por via do endividamento. De acordo com os mesmos autores, no primeiro caso, o aumento da base monetária resulta, inevitavelmente, num aumento da taxa de inflação.

Noutra linha de argumentação, considera-se que a inflação, sobretudo quando não antecipada, actua como um imposto inflacionário ao reduzir o valor real da dívida pública (Cysne, 2007). Assim, perante défices elevados, os agentes económicos tenderiam a tolerar alguma inflação como alternativa a um aumento da carga fiscal, uma vez que esta última é geralmente mais impopular (Pastore, 1994; Simonsen e Cysne, 1994). Além disso, os défices orçamentais representam uma fonte adicional de procura agregada, o que, num contexto de plena capacidade produtiva, tende a pressionar os preços em alta (Mankiw, 2009).

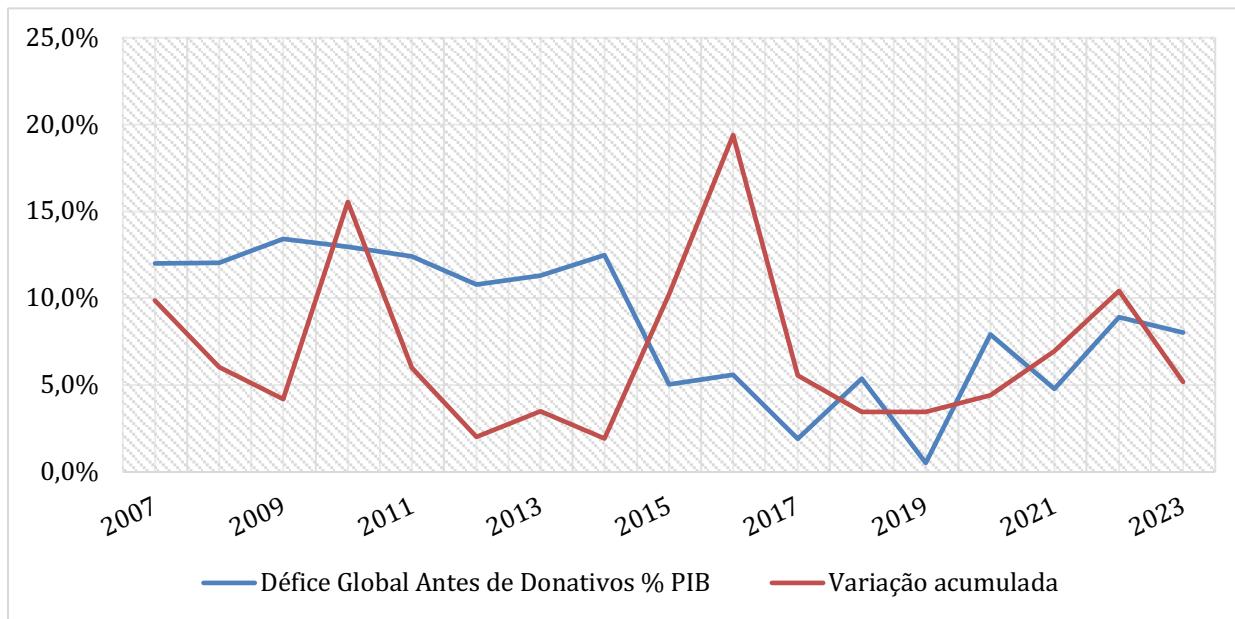
De forma geral, nos países em desenvolvimento, os estudos empíricos têm evidenciado um conflito recorrente entre os objectivos da política fiscal e os da política monetária (Mordi, 2009 e Abdel-Haleim, 2016)³. Por um lado, o aumento das taxas de juro, é empregado como instrumento da política monetária para conter a inflação, acaba por ter efeitos negativos sobre o investimento e o crescimento económico, que são precisamente algumas das metas centrais da política fiscal. Por outro lado, défices fiscais elevados, quando não acompanhados por um reforço das receitas públicas, tendem a agravar as pressões inflacionistas, seja pela expansão da base monetária, seja através do recurso ao endividamento interno (Šehović, 2013 e Mordi, 2009).

Em Moçambique, o contexto macroeconómico mostra sinais de uma aparente dominância fiscal, caracterizada por uma prevalência das necessidades de financiamento do Estado sobre os objectivos de controlo monetário. A análise histórica dos principais indicadores macroeconómicos mostra episódios em que défices fiscais substanciais coexistiram com taxas elevadas de inflação, frequentemente num cenário de fraca coordenação entre a autoridade fiscal e monetária. Um exemplo ilustrativo ocorreu no primeiro trimestre de 2011, quando a inflação anual atingiu 15,07% e o défice orçamental se situava em 13,39% do PIB. Durante esse período, o Banco de Moçambique procurou conter a inflação através da contracção da base monetária em 5%, enquanto o Governo agravava o défice em três pontos percentuais. Situação semelhante registou-se no quarto trimestre de 2022, quando, perante uma inflação de 11,96% e um défice de 4,4%, o Banco de Moçambique aumentou a taxa de juro de política monetária em 200 pontos base. Estes episódios evidenciam que, ao aumentar o défice, a política fiscal pode comprometer os esforços de estabilização monetária, ao passo que uma política monetária restritiva, embora eficaz no controlo da inflação, pode travar o crescimento económico (Magaia e Vucu, 2024).

O Gráfico 1.1 ilustra a evolução do défice orçamental antes dos donativos de Moçambique em percentagem do PIB e à taxa de inflação, ao longo do período de 2008 a 2023.

³ A política monetária recorre a instrumentos como a taxa de juro, a gestão da oferta monetária, o crédito e a política cambial para assegurar a estabilidade de preços e conter a procura agregada, a política fiscal utiliza a arrecadação de impostos, a despesa pública, o controlo do défice e da dívida como meios de estimular o crescimento económico (Mordi, 2009; Abdel-Haleim, 2016).

Gráfico 1.1: Evolução do Rácio Défice Orçamental Antes dos Donativos/PIB e a Inflação, 2008-2023



Fonte: Cálculos do autor com base nos dados do MEF (vários anos) e INE (vários anos).

Os dados apresentados no gráfico acima indicam que os elevados níveis de défice fiscal têm estado frequentemente associados a períodos de aumento da inflação, embora com algumas desfasagens temporais. Os dados também mostram que, apesar do governo ter repetidamente anunciado⁴ estar a tomar medidas para controlar o défice, entre 2008 a 2023, este manteve-se persistentemente acima das metas de convergência macroeconómica estabelecidas pela SADC, que fixaram limites de 5% em 2008, 3% em 2012 e 1% em 2018.

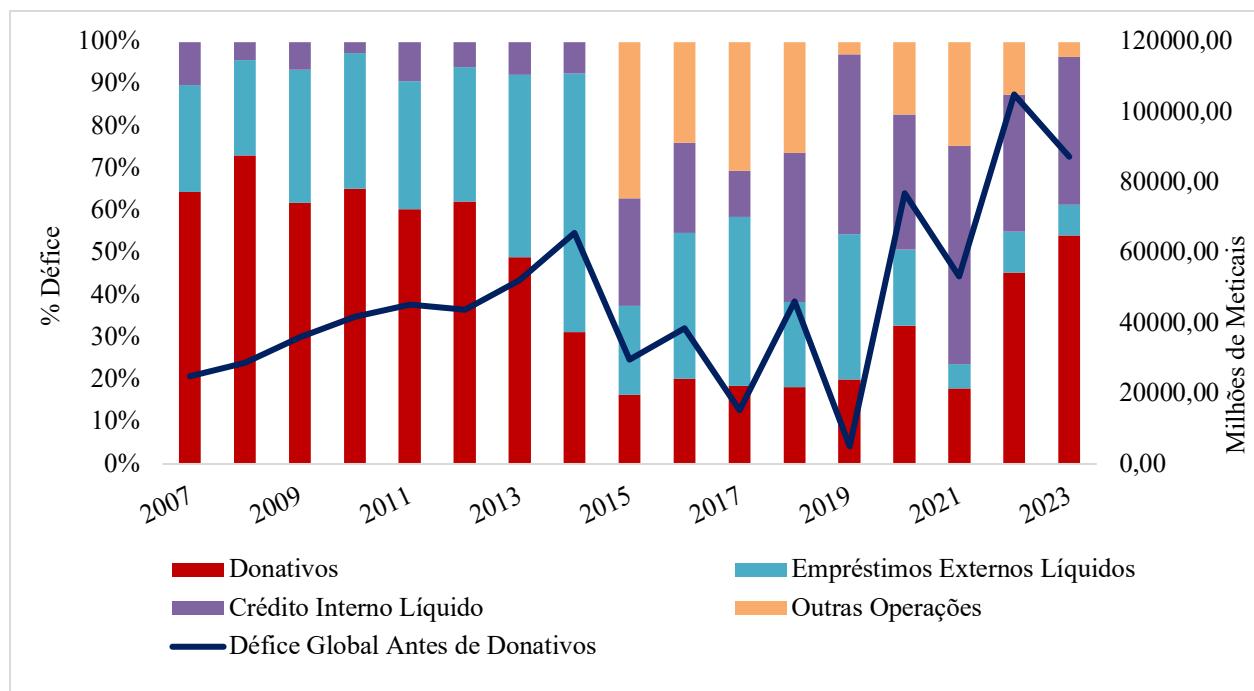
A persistência de défices fiscais elevados compromete a credibilidade das políticas orçamentais e dificulta a estabilidade macroeconómica. A não convergência com os critérios da SADC pode limitar o acesso a financiamento externo em condições favoráveis. Além disso, pressiona a política monetária e pode alimentar tensões inflacionistas. A longo prazo, isso fragiliza a sustentabilidade da dívida pública. Por fim,mina a confiança dos investidores e dos parceiros internacionais.

⁴ Boletins da dívida pública (2016 a 2022).

1.2 Problema de Pesquisa

O Gráfico 1.2 ilustra a evolução das fontes de financiamento do défice orçamental em Moçambique, em relação ao défice global, no período de 2007 a 2023.

Gráfico 1.2: Evolução das Fontes de Financiamento do Défice Orçamental em Moçambique, em relação ao Défice Global, no período de 2007 a 2023



Fonte: Cálculos do autor com base nos dados do MEF (vários anos) e INE (vários anos).

O gráfico acima mostra que, ao longo do período em análise, ocorreram mudanças nas principais fontes de financiamento do défice orçamental em Moçambique. Nos primeiros anos da série, as principais fontes de financiamento foram os donativos e o empréstimo externo. No entanto, a partir de 2014, verificou-se uma mudança, com os empréstimos externos e donativos a serem progressivamente substituídos por empréstimos domésticos. De acordo com Massarongo (2016, 2017a), as receitas fiscais e os donativos externos têm sido historicamente as principais fontes de financiamento da despesa pública em Moçambique. Contudo, o aumento contínuo da despesa pública, especialmente em resposta a choques económicos e fenómenos climáticos adversos, levou à necessidade de procurar alternativas de financiamento. A crise das dívidas ocultas, que eclodiu em 2015/16, agravou ainda mais essa necessidade, uma vez que o Governo perdeu uma parte

significativa do apoio directo ao orçamento, anteriormente garantido pelos parceiros internacionais.

Esta mudança no padrão de financiamento tem implicações macroeconómicas relevantes. Conforme destacado por Lima (2009), o financiamento do défice através da dívida pública, sobretudo da dívida interna, pode exercer pressões inflacionistas sobre a economia. Tal ocorre porque o aumento da emissão de títulos da dívida pública pode conduzir a uma expansão da base monetária, comprometendo a estabilidade dos preços. Assim, como se observa no Gráfico 1.1, a elevação do défice orçamental, está associada a uma tendência de aumento da inflação, o que evidencia os riscos de uma dependência excessiva do endividamento interno como solução de financiamento orçamental.

No domínio da literatura económica, há um consenso quanto a importância das políticas fiscal e monetária no desenvolvimento dos países, sobretudo pela sua influência na gestão macroeconómica. No entanto, persiste a ausência de um acordo claro sobre o modelo ideal de coordenação entre estas duas políticas. Discussões recentes no campo da macroeconomia têm apontado para a possibilidade de um conflito entre ambas, sobretudo em contextos de instabilidade económica.

No caso específico de Moçambique, os dados históricos parecem mostrar uma correlação positiva entre elevados níveis de inflação e défices orçamentais substanciais. Este contexto reforça os receios de que o défice do sector público possa estar a ser monetizado, conduzindo, por conseguinte, a pressões inflacionistas (Buiter, 1985). Uma das questões centrais neste debate prende-se com a dúvida sobre se défices orçamentais elevados estão necessariamente associados a uma inflação mais alta. A este respeito, Sargent e Wallace (1981) defendem que sim, embora ressalvem que essa relação é complexa, uma vez que os governos podem financiar os seus défices não apenas através de endividamento interno e externo, mas também por via da emissão monetária, dependendo das condições económicas específicas de cada país. É neste contexto que o presente estudo procura responder à seguinte questão fundamental de pesquisa:

- Qual é o impacto da dominância fiscal na inflação em Moçambique?

Este estudo abrange o período de 2008 a 2023. A escolha deste intervalo temporal justifica-se, em parte, pelas dificuldades de acesso a informações relevantes para a investigação em anos anteriores e posteriores a este período. Para além disso, a discussão em torno da dominância fiscal ganhou particular intensidade a partir de 2008, especialmente na sequência da crise financeira

global. Foi nesse contexto que os bancos centrais e os governos se viram confrontados com o desafio de perseguir metas de inflação reduzidas, ao mesmo tempo que procuravam assegurar um crescimento económico no quadro da recuperação das economias.

1.3 Fundamentação do Tema de Pesquisa

Partindo da hipótese de que Moçambique se encontra sob um regime de dominância fiscal, torna-se essencial compreender os efeitos desta configuração na condução da política económica, em especial na política monetária e no controlo da inflação. Em cenários de dominância fiscal, a autoridade monetária vê a sua autonomia limitada, uma vez que passa a actuar condicionada pelas necessidades de financiamento do sector público. Esta dinâmica compromete o alcance dos objectivos de estabilidade de preços e sustentabilidade da dívida pública, colocando desafios sérios à gestão macroeconómica.

A relevância deste estudo assenta, assim, na necessidade de avaliar até que ponto a dominância fiscal influencia a inflação em Moçambique, num contexto em que o país enfrenta persistentes desequilíbrios orçamentais, uma crescente dependência do endividamento interno e pressões inflacionistas recorrentes. Compreender esta relação é fundamental para informar decisões de política económica mais coerentes e eficazes.

Adicionalmente, a escassez de estudos específicos sobre esta temática em Moçambique reforça a importância da presente investigação. A literatura nacional sobre a coordenação entre as políticas fiscal e monetária é ainda incipiente, sendo raros os trabalhos que abordam essa interacção sob a óptica da dominância fiscal. À excepção do estudo de Matlombe e Raisse (2024), que cobre um período relativamente curto (2017–2023) e recorre a uma metodologia pouco conclusiva, não se identificam análises aprofundadas com esta abordagem. O presente trabalho propõe-se colmatar essa lacuna, alargando o período de análise para 2008–2023 e adoptando uma metodologia mais robusta, combinando o modelo ARDL com testes de causalidade, o que permitirá uma leitura mais rigorosa e abrangente da interacção entre as variáveis em estudo.

A actualidade do tema é igualmente um factor que reforça a sua pertinência. Documentos estratégicos do Governo, como o Cenário Fiscal de Médio Prazo, demonstram que a política fiscal tem vindo a ser formulada com base em projecções de inflação, o que evidencia a interdependência entre as duas políticas. Por sua vez, os comunicados do Comité de Política Monetária do Banco de Moçambique sublinham frequentemente os efeitos da política fiscal sobre a trajectória da inflação. Acresce ainda que, em 2024, as Jornadas Científicas do Banco de Moçambique foram dedicadas

precisamente à temática da coordenação entre a política fiscal e a política monetária, sinalizando o interesse crescente das instituições nacionais por este debate.

Neste contexto, a presente investigação não só se justifica, como se impõe. A análise da dominância fiscal em Moçambique pode oferecer contributos relevantes para a formulação de políticas económicas mais integradas e eficazes, promovendo uma maior estabilidade macroeconómica.

1.4 Objectivos do Estudo

Diante do exposto, este trabalho tem como objectivo geral avaliar o impacto da dominância fiscal na inflação em Moçambique, no período de 2008 a 2023. Os objectivos específicos são:

- Estimar o impacto do défice fiscal na inflação em Moçambique;
- Realizar o teste de causalidade de Granger entre o défice orçamental e a inflação em Moçambique.

1.5 Estrutura do Trabalho

O presente trabalho está organizado em seis capítulos, nomeadamente Introdução, Défice Orçamental e Inflação, Revisão da Literatura, Metodologia, Resultados e Conclusões.

O segundo capítulo apresenta uma breve análise da evolução do défice orçamental e a inflação em Moçambique no período de 2008 a 2023. O terceiro capítulo faz a revisão da literatura relevante (isto é, directamente relacionada com o tema desta pesquisa). O quarto capítulo apresenta e descreve os métodos e procedimentos de análise usados para alcançar os objectivos deste estudo, incluindo os dados da análise. O quinto capítulo apresenta, interpreta e analisa os resultados do estudo. Finalmente o sexto e último capítulo tece as conclusões do estudo e dá as recomendações de políticas.

CAPÍTULO II

DÉFICE ORÇAMENTAL E INFLAÇÃO: UMA ANÁLISE NA PERSPECTIVA DA DOMINÂNCIA FISCAL

Nas secções que se seguem, apresentam-se breves análises da evolução do défice orçamental e da inflação no período de 2008 a 2023 com o objectivo de fornecer fundamentação histórica para a interpretação dos resultados econométricos deste estudo.

2.1 Défice orçamental: 2008 – 2023

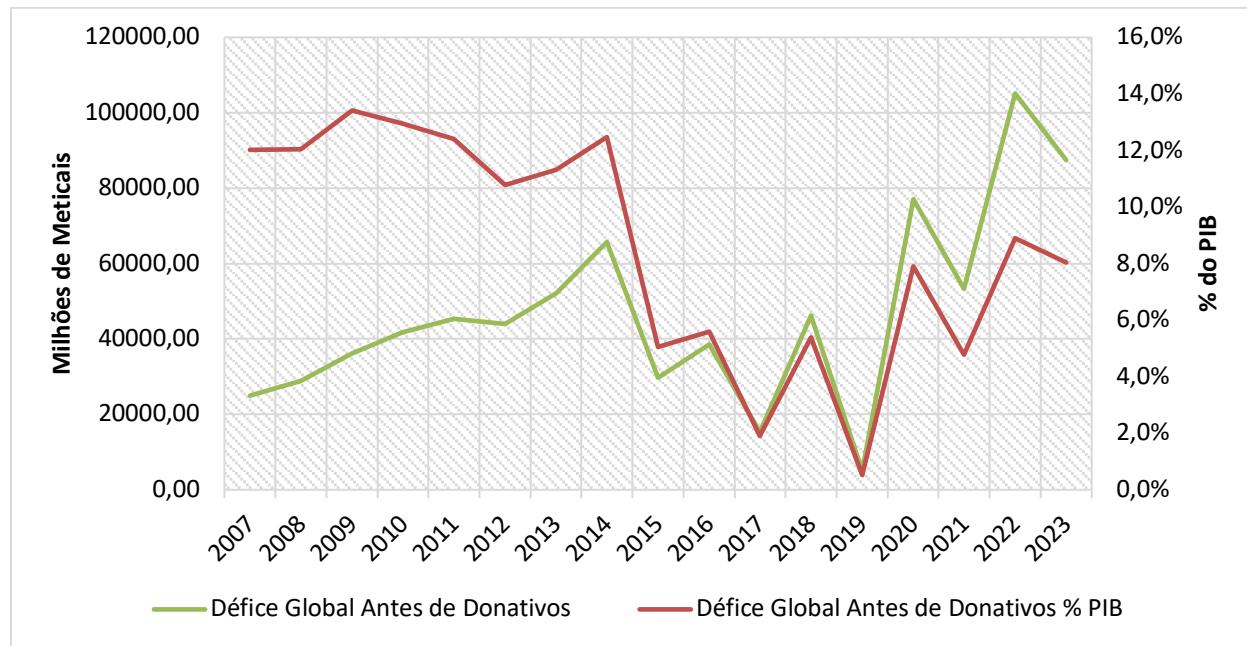
Segundo Castel-Branco (2010) e Magaia (2017), o défice orçamental é, nada mais que, o resultado de um sistema fiscal ineficaz, que pouco contribui para a expansão da sua base de tributação e, é caracterizado pela concessão de numerosas isenções fiscais a megaprojectos e pela inexistência de mecanismos eficazes de monitoria e controlo dos contribuintes. Estas características encontram forte correspondência na realidade económica de Moçambique, onde a fragilidade da administração fiscal tem limitado a capacidade do Estado em arrecadar receitas de forma eficiente e equitativa.

Ao longo das duas primeiras décadas do século XXI, a economia moçambicana foi caracterizada por uma trajectória marcada por fortes ciclos de crescimento e episódios de crise. Entre 2000 e 2015, o país foi amplamente destacado, tanto a nível interno como internacional, como um caso de sucesso económico, graças às elevadas taxas de crescimento do PIB e à aparente solidez das políticas macroeconómicas adoptadas (Castelo-Branco e Ossemane, 2012; Castelo-Branco, 2017 e Ibraimo, 2020). No entanto, este discurso dominante ignorou, de forma recorrente, a evolução do equilíbrio fiscal, um indicador igualmente fundamental para aferir a sustentabilidade do modelo económico em vigor. Durante este período, o crescimento económico foi principalmente impulsionado por megaprojectos e pelo sector extractivo. Sectores estes, altamente dependentes de financiamento externo e que geraram poucos efeitos de arrastamento sobre a economia nacional.

Aquele modelo, de natureza profundamente extractivista e orientado para o exterior, foi estruturalmente excludente, deixando de fora várias camadas da população e contribuindo pouco para o alargamento da base tributária do Estado. Como consequência, apesar do crescimento visível nos indicadores macroeconómicos tradicionais, o país registou níveis persistentemente elevados de défice orçamental, reflexo de uma economia fortemente dependente do financiamento externo e de um sistema fiscal fragilizado e insuficientemente inclusivo.

O Gráfico 2.1 ilustra a evolução défice orçamental em mil milhões de meticais e do rácio défice pelo PIB no período de 2007 a 2023.

Gráfico 2.1: Evolução do Défice Orçamental em Mil Milhões de Meticais e do Racio entre o Défice Orçamental com PIB em Moçambique, 2007-2023



Fonte: Cálculos do autor com base nos dados do Ministério da Economia e Finanças (vários anos) e do Instituto Nacional de Estatística (vários anos).

Os números do gráfico acima mostram que o peso do défice orçamental no PIB aumentou exponencialmente nos últimos anos, depois de ter experimentado uma considerável redução durante os primeiros anos da segunda década do presente milénio, nomeadamente entre 2010 e 2019.

Conforme atesta o Grafico 2.1, entre 2007 e 2009, o défice fiscal situou-se, em média, entre 10,9% e 13,7% do PIB. A descoberta de importantes reservas de recursos naturais, aliada ao aumento dos investimentos em megaprojectos, impulsionou o crescimento económico. Contudo, este dinamismo traduziu-se num aumento significativo das despesas públicas, nomeadamente em infraestruturas e serviços sociais, sem que houvesse uma compensação imediatamente proporcional ao nível das receitas fiscais (Castel-Branco, 2010).

De acordo com o GMD (2018), entre 2009 e 2014, apesar de o rácio défice/PIB ter apresentado uma aparente redução, como se pode observar no gráfico acima, em termos absolutos

o défice orçamental registou um aumento, passando de aproximadamente 400 mil milhões de meticais para um pouco mais de 600 mil milhões de meticais. Esta redução do rácio deveu-se, sobretudo, ao acelerado crescimento do Produto Interno Bruto (PIB) verificado nesse período, o qual curtinou parcialmente o agravamento do défice em valores nominais. Durante esses anos, o país beneficiava de um robusto dinamismo económico, com taxas de crescimento superiores a 8%, acompanhadas por elevados níveis de investimento directo estrangeiro (IDE) e de ajuda pública ao desenvolvimento.

Em 2015, o país enfrentou uma crise económica sem precedentes, agravada pelo escândalo das chamadas "dívidas ocultas". Apesar do contexto económico adverso que o país atravessava nesse período, nos anos subsequentes observou-se uma notável redução do défice fiscal, que passou de cerca de 13% do PIB em 2014 para menos de 2% em 2019. No entanto, esta melhoria aparente não deve ser interpretada como resultado de uma gestão fiscal mais eficiente e transparente ou de um aumento das receitas. Pelo contrário, reflecte, sobretudo, a elaboração de orçamentos mais restritivos, alinhados com a nova realidade de um país em profunda crise económica e política.

A perda do apoio dos principais parceiros de cooperação, anteriormente os principais financiadores do défice orçamental, condicionou fortemente a capacidade do Estado em mobilizar recursos externos. Paralelamente, o acesso aos mercados internacionais de crédito foi severamente restringido e a confiança dos investidores sofreu um forte abalo. Esta combinação de factores traduziu-se numa desaceleração do crescimento económico e numa deterioração dos principais indicadores macroeconómicos (Massarongo, 2017).

Em 2020, o défice fiscal voltou a aumentar, atingindo quase 8% do PIB. Este agravamento está fortemente associado ao impacto da pandemia de COVID-19, que obrigou o governo a adoptar medidas extraordinárias de despesa pública para responder à crise sanitária e económica. Ao mesmo tempo, as receitas fiscais registaram uma quebra, consequência directa da paralisação parcial das actividades económicas em diversos sectores.

Nos anos seguintes, o país procurou estabilizar a sua posição fiscal através da implementação de reformas e da reestruturação da dívida pública. Em 2022, o défice fiscal foi estimado em 6,11% do PIB, como atesta o Grafico 2.1, revelando uma ligeira melhoria face aos anos anteriores, mas ainda se mantendo acima dos níveis considerados sustentáveis para economias com elevada vulnerabilidade externa.

Apesar dos esforços realizados e de alguns sinais positivos, o país continua a enfrentar sérios desafios no caminho para um equilíbrio fiscal sustentável. A economia permanece altamente exposta a choques externos, como a volatilidade dos preços das matérias-primas e alterações nas condições de financiamento internacional. Para além disso, a contínua dependência de megaprojectos e a manutenção de regimes de isenção fiscal alargados limitam a base tributária, comprometendo a capacidade do Estado de gerar receitas suficientes para cobrir as suas necessidades de financiamento (BdM, 2023).

2.2 Estrutura de Financiamento do Défice Fiscal (2000–2022)

Como discutido na secção (1.2), citando Massarongo (2016, 2017a), as receitas fiscais e os donativos externos têm sido historicamente as principais fontes de financiamento da despesa pública em Moçambique. No entanto, o financiamento do défice orçamental evoluiu ao longo do tempo, refletindo mudanças nas condições socioeconómicas, políticas e nas políticas fiscais adoptadas pelo governo.

As fontes de financiamento alteraram-se conforme as estratégias e prioridades do executivo, a confiança dos investidores e o contexto económico global. Como ilustrado no Gráfico 1.2, observa-se uma transição nas fontes de financiamento, com um aumento da dependência de dívidas internas e uma mudança na estrutura dos credores externos ao longo dos anos.

Na primeira década de 2000 à 2012, Moçambique dependia em grande parte de fontes de financiamento externas, especialmente através de donativos, que cobriam mais da metade do financiamento do défice orçamental. Nos anos de 2013 e 2014, o financiamento externo dominou, possivelmente devido a contabilização das dívidas ocultas nesse período. Após 2015, empréstimos de instituições internacionais como o Fundo Monetário Internacional (FMI) e o Banco Mundial passaram a liderar esse apoio até 2017, quando houve uma saída significativa dos parceiros de cooperação financeira devido à revelação das dívidas ocultas. Esses empréstimos eram concedidos em condições relativamente favoráveis, com prazos longos e taxas de juros baixas, permitindo ao país financiar diversos projectos de desenvolvimento sem comprometer excessivamente as suas finanças públicas. Esse acesso ao financiamento externo estava, em grande parte, condicionado pelas reformas económicas implementadas a partir da década de 1990, como parte das exigências para a liberalização do mercado e para a obtenção de apoio das instituições internacionais (Ossumane, 2018).

A partir de 2017, em resposta às sanções internacionais, as dificuldades financeiras assim como ao acesso restrito a condições financeiras favoráveis, a emissão de títulos da dívida pública, como bilhetes e obrigações do tesouro, tornou-se uma prática cada vez mais comum. Em 2018, o governo emitiu Eurobonds no valor de 850 milhões de dólares (BM, 2020).

A partir de 2018, a dívida pública interna experimentou um aumento significativo, passando de 139,4 mil milhões de meticais para 281,5 mil milhões de meticais em 2022, representando um crescimento de 101,9% (Gráfico 1.2). Este aumento da dívida interna foi um reflexo directo das dificuldades enfrentadas pelo país após o escândalo das "dívidas ocultas" e da escassez de alternativas de financiamento externo.

Durante o mesmo período, a estrutura da dívida pública também passou por mudanças. A dívida externa, que antes representava uma parte importante do endividamento do país, começou a diminuir em relação à dívida interna. Entre 2018 e 2022, a dívida externa passou de 596,7 bilhões de meticais para 642,6 bilhões de meticais, mas a sua participação no total da dívida foi progressivamente reduzida devido ao crescimento da dívida interna.

A sustentabilidade da dívida continua a ser um desafio para o Governo de Moçambique. Embora os indicadores de endividamento tenham melhorado, os rácios da dívida pública em relação ao PIB e às receitas correntes ainda estão acima dos limites recomendados para países de baixo rendimento. Isso indica que, apesar dos progressos registados, o país ainda precisa implementar reformas adicionais e adoptar estratégias mais eficazes para garantir a sustentabilidade fiscal a longo prazo.

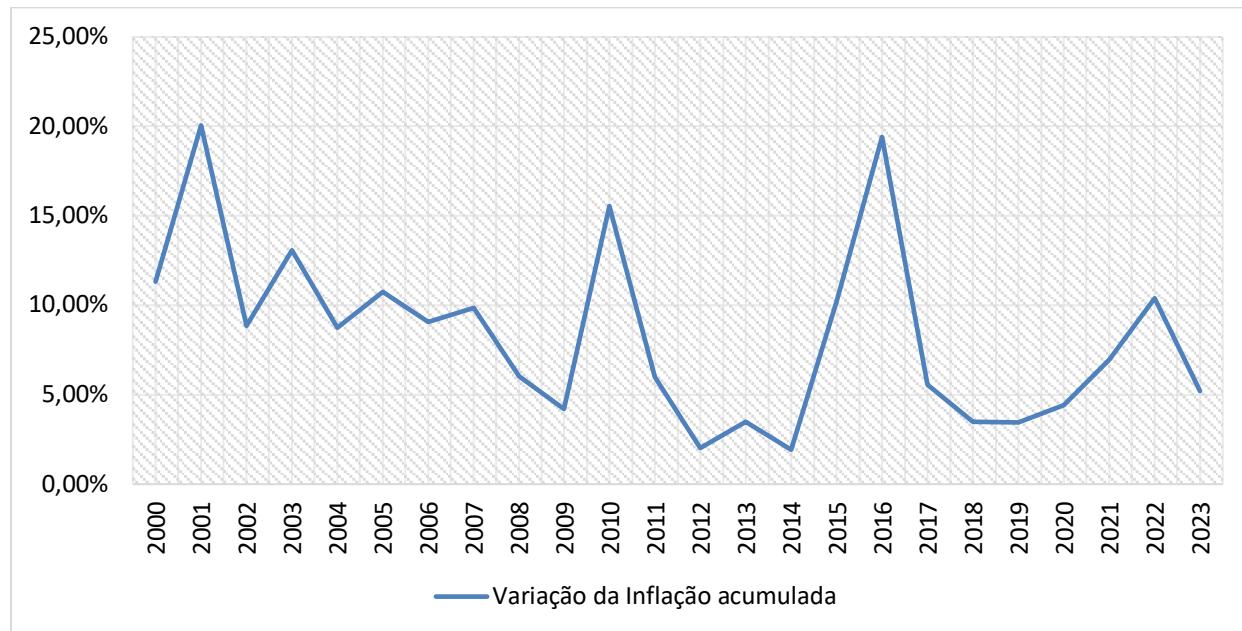
2.3 Evolução da Inflação: 2000–2023

A estabilidade de preços constitui o principal objectivo do Banco de Moçambique. Desde meados da década de 1990, a instituição tem demonstrado progressos assinaláveis no controlo da inflação, apesar da ocorrência esporádica de picos inflacionistas, frequentemente associados a choques externos, como variações nos preços das matérias-primas ou instabilidades regionais.

Neste percurso, o Banco Central abandonou gradualmente os instrumentos de controlo directo dos agregados monetários, como a imposição de limites ao crédito, optando por mecanismos de intervenção indirectos, mais alinhados com as boas práticas internacionais. Este processo de modernização permitiu a adopção de uma política monetária mais sofisticada e eficaz, alicerçada em instrumentos de mercado e na gestão activa das expectativas inflacionistas (BdM, 2000).

O Gráfico 2.2 ilustra a evolução da taxa de inflação no período de 2000 a 2023.

Gráfico 2.2: Evolução das Taxas de Inflação, 2000-2023



Fonte: Elaborado pelo autor com dados do INE 2000 a 2023

De forma geral, o Gráfico 2.2 ilustra que a inflação em Moçambique seguiu uma tendência crescente ao longo do tempo, com episódios pontuais de aceleração mais acentuada, nomeadamente nos anos de 2001, 2010, 2016 e 2022.

A primeira década do milénio foi caracterizada por uma trajectória maioritariamente descendente, ainda que com algumas oscilações, refletindo o impacto positivo de reformas económicas. Já na segunda década, caracterizou-se por uma tendência ascendente da inflação, particularmente evidente no período entre 2014 e 2016. Esta fase coincide com o agravamento das condições macroeconómicas internas, em especial devido à crise provocada pelas chamadas “dívidas ocultas”, que resultou numa forte depreciação da moeda, aumento dos preços dos bens importados e perda de confiança dos investidores, influenciando directamente o comportamento dos preços.

Entre 2010 e 2021, Moçambique registou uma taxa de inflação média anual de aproximadamente 7,15%, conforme ilustrado no Gráfico 2.2. Este período foi caracterizado por uma tendência crescente da inflação, com picos em anos como 2016, quando a taxa atingiu 19,84%, e 2022 quando esta esteve fixada em 11,4%.

Além disso, factores estruturais como a baixa produtividade dos sectores agrícola e industrial, a dependência de importações, especialmente da África do Sul, e a vulnerabilidade a choques externos, como secas e chuvas, agravaram a situação inflacionária. A inflação importada, resultante do aumento dos preços internacionais de bens essenciais, também teve um papel no aumento da inflação doméstica (BM, 2021).

O regime de metas de inflação adoptado em 2000, focado em manter a inflação num dígito, foi eficaz até 2015. No entanto, após a crise das dívidas ocultas, a eficácia deste regime foi comprometida pela perda de confiança dos investidores, pela escassez de reservas internacionais e pela pressão sobre a política monetária. O Banco de Moçambique teve de adoptar políticas monetárias mais rigorosas, incluindo o aumento das taxas de juro, para tentar controlar a inflação e estabilizar a moeda (Ibraimo, 2019).

Como é possível observar no Gráfico 2.2, a inflação em 2023 manteve-se em níveis baixos, com perspectivas de se manter dentro de um dígito. Este comportamento reflecte, em grande medida, a estabilidade do metical, bem como o impacto das medidas implementadas pelo Comité de Política Monetária (CPMO), nomeadamente o aumento das taxas de juro de política monetária, que contribuiu para conter as pressões inflacionistas.

CAPÍTULO III

REVISÃO DA LITERATURA

Nas secções que se seguem, descreve-se o enquadramento teórico de análise, apresentam-se alguns estudos anteriores relacionados ao tema em estudo e avalia-se criticamente a literatura revista.

3.1 Enquadramento Teórico

Nas subsecções que se seguem, definem-se os conceitos básicos usados neste trabalho, descreve-se a relação entre as variáveis de maior interesse deste estudo (dominância fiscal e dominância monetária) e apresenta-se a modelização da relação entre as duas variáveis.

3.1.1 Definição de Conceitos Básicos

Nos parágrafos que se seguem, definem-se os principais conceitos que orientam esta pesquisa, nomeadamente, a dominância fiscal e a dominância monetária.

Apesar do conceito de dominância ser relativamente novo no arcabouço da literatura económica, ao longo dos anos, vários autores têm procurado desenvolver a definição de dominância fiscal. Dentre as contribuições existentes, destacam-se aquelas desenvolvidas por Sargent e Wallace (1981), Leeper (1991), Blanchard (2004) e Favero e Giavazzi (2004), cujas abordagens fornecem diferentes perspectivas sobre o papel das políticas fiscal e monetária.

Segundo Sargent e Wallace (1981), a dominância fiscal ocorre quando a autoridade fiscal determina unilateralmente os seus orçamentos presentes e futuros, impondo o montante de receitas que deverão ser geradas por via da senhoriação e da emissão de títulos públicos para financiar o défice. Para estes autores, a dívida pública decorre de um défice primário e deve ser capaz de estabilizar o rácio dívida/PIB. Argumentam, ainda, que a autoridade monetária perde o controlo sobre o nível de preços ao ser forçada a monetizar a dívida, de forma a assegurar a solvência do governo. Numa linha complementar, Leeper (1991) considera que a dominância fiscal se verifica quando a política fiscal é activa⁵ e a monetária é passiva⁶. Sobre o mesmo conceito, Blanchard (2004) argumenta que se está perante uma situação deste tipo quando a política fiscal se impõe à política monetária restritiva, através da geração de défices persistentes que aumentam o risco de

⁵ É aquela em que o governo intervém deliberadamente na economia, ajustando os impostos ou a despesa pública para estabilizar o ciclo económico (Pereira e Nunes, 2020).

⁶ É um tipo de política económica em que o banco central não interfere activamente na economia para controlar variáveis como inflação, taxa de juros ou crescimento (Silva e Neves, 1992)

incumprimento da dívida pública e comprometem a capacidade da autoridade monetária de controlar a inflação.

Favero e Giavazzi (2004), por sua vez, expandem a análise para o contexto de economias abertas. Para estes autores, a dominância fiscal ocorre quando o risco de incumprimento fiscal leva os bancos centrais, sobretudo em países emergentes, a perder o controlo da inflação, frequentemente por meio de mecanismos ligados à taxa de câmbio.

De forma geral, as definições propostas por Sargent e Wallace e por Leeper coincidem na ideia de que a dominância fiscal limita a eficácia da política monetária, embora difiram na abordagem, enquanto Sargent e Wallace sublinham a necessidade de monetização da dívida, Leeper foca-se na interação entre políticas activas e passivas. Já Blanchard, Favero e Giavazzi enriquecem o conceito ao introduzirem o papel das expectativas e dos riscos associados às economias abertas.

Apesar da diversidade de interpretações, este estudo adopta a definição de dominância fiscal formulada por Sargent e Wallace (1981), por duas razões principais, em primeiro lugar, por se tratar de uma abordagem pioneira, em segundo, porque reconhece que a dominância fiscal não ocorre apenas quando o governo imprime moeda para financiar o défice, mas também quando o banco central é pressionado a adoptar uma política monetária expansionista, comprometendo a credibilidade da moeda e facilitando o financiamento público — uma hipótese central neste estudo, e uma característica notada em muitos países em desenvolvimento.

Tal como no caso da dominância fiscal, o conceito de dominância monetária também tem sido explorado por alguns autores, nomeadamente Sargent e Wallace (1981) e Leeper (1991). Para Sargent e Wallace, o regime de dominância monetária caracteriza-se por uma autoridade fiscal passiva, comprometida com o equilíbrio orçamental e com a estabilização do rácio dívida/PIB. Neste caso, a autoridade monetária mantém a sua autonomia, não sendo forçada a monetizar a dívida.

Leeper (1991) contribui com uma análise mais sistematizada ao introduzir os conceitos de políticas activas e passivas. Segundo o autor, há dominância monetária quando a política monetária é activa e a política fiscal é passiva. Inversamente, quando a política fiscal é activa e a monetária é passiva, configura-se a dominância fiscal.

Este estudo parte da hipótese de que existe dominância fiscal em Moçambique, procurando analisar os seus efeitos através do impacto dos défices fiscais na inflação. Neste contexto, entende-

se por dominância fiscal a influência que níveis elevados de défice fiscal podem exercer sobre os instrumentos de actuação do banco central no controlo da inflação.

Adopta-se igualmente a definição de política monetária segundo a perspectiva de Fisher, para quem a inflação é, fundamentalmente, um fenómeno de natureza monetária, resultante do aumento da quantidade de moeda em circulação. Assim, a análise do impacto do défice fiscal na inflação está directamente relacionada com a forma como a política fiscal, ao originar sucessivos défices, pode influenciar a taxa de juro e, por essa via, comprometer a estabilidade dos preços.

Ao longo do tempo, vários autores também procuraram desenvolver o conceito de défice fiscal. Destacam-se, entre outros, Barbosa (1997) que define o défice fiscal como a situação em que as despesas do governo superam as receitas arrecadadas. Para o autor, trata-se de uma diferença orçamental negativa num determinado período. Pereira et al. (2012) reforçam esta definição, considerando o défice como o resultado da diferença entre receitas e despesas públicas, expressa frequentemente em percentagem do PIB, com o objectivo de ilustrar o seu peso relativo na economia. Por fim, o FMI (2018) define o défice fiscal como a diferença entre despesas e receitas públicas em termos nominais, ou seja, sem ajustamento pela inflação — sendo esta a definição oficialmente adoptada em Moçambique e também a utilizada neste estudo, dada a sua ampla aceitação tanto no plano nacional como na literatura económica internacional.

Ainda sobre as discussões relativas ao défice orçamental, de acordo com Samirkas (2014), os níveis de tributação e de despesa pública têm uma influência determinante no défice orçamental do Estado. Diversos cenários podem contribuir para o agravamento do défice, quer pela redução das receitas, quer pelo aumento das despesas. Entre os factores que mais frequentemente conduzem a esta situação destacam-se, uma estrutura fiscal deficiente, caracterizada pela ausência de políticas claras e eficazes de tributação, o aumento substancial das despesas com projectos sociais ou com sectores considerados improdutivos, como o sector militar, e a concessão de subsídios governamentais a determinadas indústrias, sobretudo aquelas que operam em contextos de elevado risco económico.

Adicionalmente, a atribuição de isenções fiscais, embora muitas vezes justificada como um incentivo ao investimento e ao emprego, tende a reduzir significativamente a capacidade do Estado de arrecadar receitas (Castel-Branco, 2016). De acordo com aquele autor, o baixo nível do Produto Interno Bruto (PIB) também contribui para receitas fiscais reduzidas, agravando assim a capacidade do governo de financiar as suas obrigações. Em muitos casos, os défices orçamentais

surgem ainda como resposta a acontecimentos imprevisíveis, nomeadamente catástrofes naturais ou conflitos armados. Por exemplo, em Moçambique, registou-se um aumento das despesas públicas em resposta às cheias do ano 2000 e ao agravamento da instabilidade militar nas regiões Centro e Norte do país em 2012, 2013 e 2017, respectivamente, o que teve um impacto directo na deterioração das contas públicas, onde é possível atestar essa deteriorização no gráfico 2.1, descrito na secção 2.1.

A existência de défices orçamentais obriga os governos a recorrer a diferentes formas de financiamento, cada uma com implicações macroeconómicas distintas. Entre os principais mecanismos utilizados destacam-se, a alienação de património do Estado, nomeadamente a venda de imóveis ou a privatização de empresas públicas, a emissão de dívida pública, o financiamento monetário através do Banco Central, e os donativos provenientes de Governos ou agências de cooperação estrangeira.

Segundo Pereira et al. (2012), a forma de financiamento mais frequentemente utilizada é a emissão de dívida pública, a qual consiste na colocação de títulos de dívida nos mercados de capitais. Esta emissão pode ocorrer tanto no mercado interno como externo. No entanto, o recurso à dívida externa pode implicar efeitos adversos consideráveis, entre os quais se destacam a apreciação da taxa de câmbio, resultado da entrada de divisas, que pode comprometer a competitividade das exportações, deteriorando a Balança de Transacções Correntes (BTC) e contribuindo para o aumento do stock de dívida externa, situação que, em casos extremos, pode culminar numa crise da dívida (Lwanga e Mawejje, 2014).

No plano interno, o GMD (2006) reforça que o financiamento do défice por via do endividamento doméstico deve ser considerado um último recurso, dado o seu efeito de *crowding-out* sobre o sector privado. Este fenómeno ocorre porque o aumento da procura por financiamento interno por parte do Estado tende a elevar as taxas de juro reais, restringindo o acesso ao crédito pelas empresas privadas e encarecendo o serviço da própria dívida pública, agravando assim os desequilíbrios orçamentais.

Por outro lado, o financiamento através de donativos, embora muitas vezes essencial em contextos de fragilidade fiscal, também pode comportar riscos macroeconómicos. De acordo com Geraldi (2010), este tipo de financiamento pode induzir efeitos da conhecida “doença holandesa” quando a entrada de recursos em moeda estrangeira provoca uma apreciação da taxa de câmbio, reduzindo a competitividade externa e desviando recursos da produção de bens transacionáveis

para os não transacionáveis. Esta preocupação é igualmente enfatizada por Lwanga e Mawejje (2014), que alertam para os riscos estruturais associados à dependência prolongada de donativos externos.

Por fim, no que respeita ao conceito de inflação, vários autores contribuíram com o desenvolvimento deste conceito. Entre os mais citados encontram-se Blanchard (2001) que define a inflação como uma elevação contínua do nível geral de preços, sendo a taxa de inflação a medida da velocidade com que esse aumento ocorre. O autor destaca ainda a utilização do Índice de Preços no Consumidor (IPC) como um instrumento comum para acompanhar a evolução do custo de vida, servindo como indicador da inflação. Rossetti (2003), defende que a inflação corresponde a uma subida generalizada e persistente dos preços, afectando directamente o poder de compra da moeda. Por sua vez, Guth (2000) propõe uma definição mais simples, considerando a inflação como o crescimento constante dos preços ao longo do tempo.

Neste estudo, adopta-se o conceito de inflação proposto por Blanchard (2001), por ser semelhante àquela utilizada pelo Instituto Nacional de Estatística (INE) na recolha e análise dos dados económicos, o que assegura uma maior coerência metodológica entre a teoria e a prática estatística adoptada neste estudo.

Ainda sobre a inflação, conforme estabelecido na Estratégia de Médio e Longo Prazo da Política Monetária do Banco de Moçambique (BdM, 2000), uma inflação elevada e volátil acarreta diversos efeitos negativos para a economia. Entre os principais impactos destacam-se: (i) A distorção na alocação de recursos, levando os investidores a priorizarem operações de cobertura (*hedging*) em detrimento da actividade produtiva, (ii) O desincentivo à poupança, pois, quando se antecipa que o valor do dinheiro no futuro será inferior ao actual, os agentes económicos tendem a preferir o consumo imediato ao investimento ou à poupança futura, (iii) A penalização dos trabalhadores com salários fixos, pensionistas e indivíduos com baixos rendimentos, que enfrentam maiores dificuldades em proteger-se dos efeitos da inflação, (iv) A ocorrência frequente de uma distribuição desigual de rendimentos e riqueza e (v) A discriminação de grupos sociais de rendimentos mais baixos, o que se revela socialmente inaceitável, sobretudo num contexto em que a política económica do governo tem como meta a redução da pobreza absoluta.

3.1.2 Relação entre Dominância Fiscal e Política Monetária (Défice fiscal e Inflação)

A relação entre o défice orçamental e a inflação tem sido bastante debatido na teoria económica, sendo abordado sob diversas perspectivas que se baseiam em premissas distintas sobre o comportamento da economia e das políticas fiscais. De acordo com Pereira et al. (2012), três abordagens principais podem ser utilizadas para analisar esta relação, a abordagem neoclássica, a abordagem keynesiana e a abordagem alternativa, também conhecida como a Equivalência Ricardiana. De acordo com o autor, o debate entre as abordagens neoclássica, keynesiana e a chamada Equivalência Ricardiana em torno do défice orçamental resulta das diferentes interpretações sobre a forma como os consumidores reagem às políticas de endividamento do Estado. Estas correntes teóricas não discordam apenas nos seus fundamentos económicos, mas também nas suas visões sobre o papel do governo na economia e nas consequências de longo prazo dos défices orçamentais.

Segundo Ahlborn e Schweickert (2016), aquelas abordagens oferecem diferentes enquadramentos para compreender os potenciais efeitos negativos associados ao crescimento da dívida pública. Em particular, o foco recai sobre os défices fiscais, uma vez que, como salienta Mendes (2020, p. 16), "a dívida pública nada mais é do que o reflexo acumulado dos défices passados".

De acordo com Pereira et al. (2012), na óptica do pensamento neoclássico, o défice orçamental é frequentemente visto como um factor de desequilíbrio macroeconómico, sendo a inflação um dos principais efeitos decorrentes deste desequilíbrio. Segundo eles, a relação entre o défice fiscal e a inflação pode ser explicada pela equação quantitativa da moeda, que expressa a relação entre a quantidade de moeda em circulação e o nível de preços na economia:

$$MV = PY \quad (3.1)$$

onde M representa a quantidade de moeda, V a velocidade de circulação da moeda, P é o nível de preços e Y o produto real. Segundo a equação (3.1), se a quantidade de moeda (M) aumenta de forma persistente, sem que haja um correspondente aumento no produto real (Y), isso levará a um aumento no nível de preços, ou seja, à inflação. Assim seguindo aquele pensamento, o impacto do aumento da quantidade de moeda na inflação, conforme descrito na equação (3.1), apenas se verifica quando o défice orçamental é financiado pela emissão monetária por parte do banco central.

Apesar disso, os economistas neoclássicos não veem a relação como puramente mecânica. De acordo com Nayab (2015), os défices fiscais não afectam apenas os preços no curto prazo, mas também as decisões intertemporais dos agentes económicos, influenciando o consumo, a poupança e o investimento. Quando os agentes económicos antecipam que os défices presentes resultarão em impostos mais elevados no futuro, há uma tendência para o aumento do consumo presente e uma redução da poupança. Esta diminuição da poupança força o governo a recorrer a financiamento externo ou interno, o que pode levar ao aumento das taxas de juro. Em economias fechadas, esse aumento dos juros pode levar ao fenómeno conhecido como *crowding-out*, onde o investimento privado é "deslocado" para dar lugar ao financiamento do défice público. Em economias abertas, o aumento da dívida externa pode ainda provocar uma apreciação da moeda, prejudicando as exportações e agravando o défice da conta corrente (Sargent e Wallace, 1981).

Adicionalmente, a teoria neoclássica alerta para o risco de "dominância fiscal", uma situação em que a política monetária perde a sua autonomia porque é forçada a acomodar a trajectória insustentável da dívida pública. Neste contexto, o banco central pode ser compelido a monetizar o défice, ou seja, a emitir moeda para financiar o desequilíbrio orçamental. Alternativamente, poderá ser pressionado a manter taxas de juro artificialmente baixas, desajustadas face à realidade económica, comprometendo assim a eficácia da política monetária, o que acaba por anular os esforços desta para controlar a inflação (Bernheim, 1989). Mankiw (2010) sintetiza este dilema ao afirmar que as gerações actuais podem beneficiar de um consumo e emprego mais elevados devido ao estímulo fiscal, mas à custa de uma maior dívida e, eventualmente, de uma inflação mais elevada no futuro.

A perspectiva keynesiana sobre o défice fiscal difere consideravelmente da abordagem neoclássica. Para os economistas keynesianos, o défice fiscal não é necessariamente uma ameaça à estabilidade económica, mas uma ferramenta crucial para a gestão macroeconómica, particularmente em tempos de recessão. De acordo com Bernheim (1989) e outros autores, a chave para compreender a visão keynesiana está no reconhecimento de que existem recursos ociosos na economia e que os agentes económicos podem estar sujeitos a restrições de liquidez, o que implica que muitos consumidores não conseguem suavizar o seu consumo ao longo do tempo. Portanto, de acordo com aquele autor, um aumento da despesa pública, financiado pelo défice orçamental, ou uma redução de impostos, tem um efeito directo sobre a procura agregada (AD) e pode impulsionar o consumo e a produção.

De acordo com os keynesianos a equação da procura agregada, segundo o modelo keynesiano, é dada por:

$$Y = C(Y - T) + I + G + (X - M) \quad (3.2)$$

onde Y é o rendimento nacional, C é o consumo dependente do rendimento disponível, T são os impostos, I é o investimento, G é a despesa pública e $X - M$ é o saldo externo. Naquele modelo (3.2), um aumento da despesa pública (G) ou uma redução dos impostos (T), financiados pelo défice, provocaria um aumento da procura agregada, o que, por sua vez, estimularia o produto e reduziria o desemprego.

De acordo com Mankiw (2009), os keynesianos consideram o défice fiscal como uma medida anticíclica, ou seja, uma política que visa aumentar o rendimento e reduzir o desemprego durante períodos de recessão, e não se preocupam tanto com os efeitos inflacionários a curto prazo. No entanto, de acordo com aquele autor, estes reconhecem que este efeito expansivo pode gerar pressões inflacionárias se a economia já estiver perto do pleno emprego. No longo prazo, a manutenção de uma política fiscal expansionista pode levar ao aumento da inflação, particularmente se o banco central não conseguir controlar a expansão da base monetária.

Naquela equação (3.2), embora os keynesianos admitam que, em casos extremos, o aumento da dívida pública possa resultar na perda de controle sobre os preços (o risco de dominância fiscal), argumentam que os benefícios de um estímulo fiscal durante uma crise superam os riscos de inflação a curto prazo. Como tal, o défice fiscal é visto como uma ferramenta necessária para a recuperação económica (Geraldi, 2010 e Osoro, 2016).

Por fim, a abordagem da Equivalência Ricardiana, formulada por David Ricardo e desenvolvida por economistas como Barro (1974) e Bernheim (1989), apresenta uma visão igualmente distinta. Segundo esta teoria, os défices fiscais não afectam o consumo actual das famílias, pois os indivíduos antecipam que o governo aumentará os impostos no futuro para financiar a dívida pública gerada pelos défices. Assim, as famílias ajustam o seu comportamento de poupança, poupando mais no presente para compensar os impostos futuros, o que neutraliza qualquer efeito expansivo da política fiscal no consumo. Barro (1974) argumenta que, se o governo financiar os seus défices através de empréstimos em vez de impostos, as famílias, sabendo que terão de pagar mais impostos no futuro, aumentarão a sua poupança agora, mantendo o consumo estável. Este comportamento leva a uma neutralização do impacto dos défices sobre a economia.

A relação entre poupança e investimento, conforme mostrado na identidade macroeconómica de Castro e Nunes (2009), pode ser expressa da seguinte forma:

$$S_{\text{Privada}} + S_{\text{Pública}} = I + IEL \quad (3.3)$$

onde S_{Privada} é a poupança privada, $S_{\text{Pública}}$ é a poupança pública, I é o investimento interno e IEL é o investimento externo líquido. De acordo com aqueles autores, como as famílias aumentam a poupança privada para antecipar impostos futuros, a poupança nacional como um todo permanece inalterada, sem que seja necessário um aumento das taxas de juro ou da inflação. Este fenômeno, Mankiw (2015, p. 713), explica que “o princípio geral da abordagem ricardiana é de que a dívida do governo é equivalente aos impostos futuros e de que, se os consumidores estiverem suficientemente preocupados com o futuro, os impostos futuros serão equivalentes aos impostos no presente. Consequentemente, financiar o governo por meio de dívidas equivale a financiá-lo por meio de impostos”. Assim, praticamente o argumento da Equivalência Ricardiana combina duas ideias, nomeadamente a restrição orçamental intertemporal do governo e a hipótese do rendimento permanente (Elmendorf e Mankiw, 1998).

Este modelo, simplificado pela equação (3.3), apesar de relevante para discussão, ele acumula várias críticas, principalmente devido a sua suposição de racionalidade perfeita e horizontes temporais infinitos das famílias. Além disso, a incerteza quanto ao nível de impostos futuros, a imperfeição dos mercados de capitais e a dificuldade em garantir que o governo cumpra as suas restrições orçamentais de longo prazo, tornam a aplicação prática da Equivalência Ricardiana questionável. Como argumentam alguns economistas, a incapacidade de os governos manterem uma trajectória fiscal sustentável pode resultar em pressões inflacionárias, especialmente se o banco central for forçado a monetizar a dívida pública.

3.1.3 Modelização da Relação entre o Défice Orçamental e a Inflação

Na literatura económica e econométrica, a relação entre o défice orçamental e a inflação é, habitualmente, modelizada com base em três abordagens principais. A primeira consiste na extensão da função de produção agregada, permitindo incorporar os efeitos de políticas fiscais sobre os custos de produção e os preços. A segunda baseia-se em modelos monetaristas, que interpretam o défice como um possível motor do financiamento inflacionário, sobretudo quando este é suportado por criação monetária. Por fim, uma abordagem empírica recorre a modelos de regressão da inflação, nos quais se introduz o défice orçamental como variável explicativa

adicional, procurando captar o seu impacto directo ou indirecto sobre a dinâmica dos preços, num modelo multivariado.

Na modelização através da função produção, destaca-se o modelo proposto por Rosa (2005). Esta autora defende que a construção de qualquer modelo económico é, inevitavelmente, uma simplificação da realidade. Assim a inflação, enquanto variável macroeconómica, resulta da interacção de múltiplos factores, entre os quais se incluem o aumento da remuneração dos factores produtivos, a variação dos preços dos bens importados, as flutuações na quantidade de moeda em circulação, a taxa de câmbio, o próprio défice fiscal, as expectativas inflacionistas, bem como o nível e a dinâmica do desemprego. Aquela autora destaca que modelizar este fenómeno implica partir de conhecimento teórico já existente, o qual é adaptado, alargado ou reinterpretado à luz de novos objectivos analíticos.

Para compreender como o défice orçamental pode influenciar a inflação, Rosa (2005) recorre à teoria do mark-up, à curva de Phillips com expectativas e à ideia de que o aumento da despesa pública pode gerar pressões inflacionistas pelo lado da procura. A proposta da autora parte das seguintes relações fundamentais:

$$\dot{P} = f \left(\dot{W}^{(+)} - \dot{Q}, P_M^{(+)} \dot{DEF}^{(+)} \right) \quad (3.4)$$

$$\dot{W} - \dot{Q} = g \left(U^{(+)}, \dot{P}^{(+)} \right) \quad (3.5)$$

$$\dot{P}_M = \dot{P}_F + \dot{E} \quad (3.6)$$

onde, segundo Rosa, \dot{P} é a taxa de variação do nível geral de preços na economia, esta é a variável endógena (dependente) que se pretende explicar, \dot{W} é a variação dos salários nominais, e esta representa o crescimento dos salários brutos na economia, \dot{Q} representa a variação da produtividade. A diferença entre $\dot{W}^{(+)}$ e \dot{Q} corresponde ao aumento dos custos unitários do trabalho, ou seja, quanto o custo de mão-de-obra aumenta em relação à produção. \dot{P}_M é a inflação importada, e por fim, $\dot{DEF}^{(+)}$ é a variação do défice orçamental, ou seja, representa o crescimento do défice do governo em percentagem do PIB.

Os sinais entre parêntesis sobre as variáveis nas equações (3.4) e (3.5) corresponde aos sinais esperados para os coeficientes da relação.

A equação (3.4) contém a teoria do *mark-up* em que os preços são fixados pelas empresas pela adição de um *mark-up* aos custos marginais de produção. No entanto, quando o custo médio

é constante, prova-se que o custo marginal é igual ao custo médio, de forma que os preços (P) serão dados por um *mark-up* acima dos custos médios (CM):

$$P = \theta CM, \quad \theta > 1 \quad (3.7)$$

Se o *mark-up* (θ) for constante, temos que a taxa de inflação (\dot{P}) será igual à taxa de variação dos custos médios. Os custos médios variarão de acordo com a variação salarial corrigida pela variação da produtividade ($\dot{W} - \dot{Q}$) que corresponde à variação dos custos unitários de trabalho e de acordo com a inflação importada em moeda interna (\dot{P}_M).⁷

Além da inflação pelos custos, o modelo de Rosa, inclui também em (3.4) o défice orçamental em percentagem do PIB (DEF). Na inclusão do défice fiscal, a autora proponente, admite que o aumento do consumo público origina inflação da procura, em virtude da propensão a consumir do governo ser maior que a propensão a consumir das famílias. Como há períodos em que o governo recorre a emissão monetária para financiar o seu défice, há possibilidade de correlação entre o défice orçamental e a variação do *stock* nominal de moeda corrigido pelo crescimento real do PIB_{pm} .

A equação (3.5) corresponde à Curva de Phillips aumentada com expectativas, considerando que o crescimento dos salários se relaciona positivamente com o crescimento da produtividade (\dot{Q}), conforme proposto por Burda e Wyplosz (1993).

Para efeitos de simplificação, e seguindo o mesmo raciocínio adoptado na equação (3.4), assume-se que a função de inflação apresenta uma forma funcional do tipo Cobb-Douglas (multiplicativa e exponencial), conforme especificado abaixo:

$$\dot{P} = AW_t^{\beta_1} \cdot Q_t^{\beta_2} \cdot P_M^{\beta_3} \cdot \dot{DEF}_t^{\beta_4} \cdot \varepsilon^{\mu_t} \quad (3.8)$$

onde ε^{μ_t} é o termo de erro multiplicado, os β_j ($j=1,2,3,4$) são parâmetros do modelo e todas as variáveis são definidas como anteriormente.

A equação (3.8) apresenta uma forma funcional exponencial multiplicativa. Em outras palavras, trata-se de uma função não linear que descreve a relação entre o nível de inflação e as variáveis explicativas, incluindo o défice orçamental. Contudo, esta equação não se encontra numa forma directamente estimável. Para que possa ser estimada, aplicam-se logaritmos naturais a ambos os lados da equação. Ao fazê-lo, obtém-se a forma log-linear apresentada em seguida:

⁷ Assume-se que os “outros custos médios” internos são constantes. Veja Agostinho Rosa (2000).

$$\log(P_t) = \beta_0 + \beta_1 \log(\dot{W}_t) + \beta_2 \log(\dot{Q}_t) + \beta_3 \log(\dot{P}_{M_t}) + \beta_4 \log(\dot{D}\dot{E}F_t) + \mu_t \quad (3.9)$$

onde, \log é o logaritmo natural, β_j é o intercepto, β_j ($j=0,1,2,3,4$) são os coeficientes parciais da regressão, μ_t é o termo de erro e todas as variáveis e subscritos têm as definições dadas anteriormente.

Por fim, de acordo com Rosa, equação (3.6) é uma identidade. A inflação externa (\dot{P}_F) mais a variação da taxa efectiva de câmbio pelo incerto (\dot{E})⁸ dá-nos a taxa de inflação implícita nas importações em termos de moeda nacional.

A outra corrente de investigação relevante nesta temática é a dos modelos monetaristas de financiamento inflacionário (Mankiw, 2009). Estes modelos procuram explicar a inflação a partir da forma como o défice público é financiado, sendo frequentemente resumidos por uma relação representada pela curva g .

Esta curva mostra uma relação positiva entre a taxa de inflação e a proporção do produto destinada ao financiamento do défice através de emissão monetária. De acordo com aquele autor, em termos formais, tal relação é expressa por uma equação que iguala essa proporção, ou seja, a participação do défice no produto, a razão entre a taxa de inflação e a velocidade de circulação da moeda.

A referida equação pode ser obtida da seguinte maneira: uma parte G do défice fiscal é financiada por emissão monetária, ΔM .

$$G = \Delta M \quad (3.10)$$

O modelo da equação (3.10) faz ainda duas hipóteses adicionais. A primeira é de que a velocidade é uma função crescente da taxa de inflação. E a segunda é de que a taxa de inflação iguala à taxa de expansão monetária. Estas hipóteses adicionais nos permitem reescrever a equação (3.10) da forma como está representada a seguir:

$$g = \pi/v\pi \quad (3.11)$$

onde, g representa a participação no produto do défice orçamental, v é velocidade circulação da moeda e π , é a inflação.

O modelo (3.11) pode ser facilmente estendido tanto para o caso da economia em crescimento quanto para o caso da economia aberta. Na economia aberta, o que importa na

⁸ Taxa efectiva de câmbio pela cotação ao incerto significa em termos de moeda nacional, pelo que $E^* > 0 \Leftrightarrow$ desvalorização.

determinação da inflação não é apenas o défice orçamental financiado por emissão monetária, mas o aumento da base, seja ele derivado de défice orçamental ou de aumentos das reservas cambiais.

Para aquele autor, este modelo exige, de forma imperiosa, que se faça uma distinção, no caso de uma economia em crescimento, entre senhoriagem (*seignorage*) e imposto inflacionário. O aumento da base monetária é designado por senhoriagem, sendo esta definida da seguinte forma:

$$\text{Senhoriagem real} = \Delta M/P = \Delta M/MM/P = \Delta M/P + \Delta P/PM/P \quad (3.12)$$

$$\text{Imposto Inflacionário} = \Delta P/PM/P \quad (3.13)$$

Neste contexto, o autor defende que a senhoriagem real, $\Delta M/P$, pode ser decomposta em dois elementos, em aumentos da base *real*, $\Delta(M/P)$, e no imposto inflacionário sobre a base, $(\Delta P/P)(M/P)$, e nesta situação mesmo quando a inflação é nula, desde que a demanda por encaixes reais esteja crescendo, o governo pode criar moeda e recolher senhoriagem sem provocar inflação. Este elemento é registado pelo aumento da base real. Em economias onde a demanda por encaixes reais está crescendo, a senhoriagem excede o imposto inflacionário, e em economias onde a base monetária real está decrescendo, a senhoriagem é menor do que o imposto inflacionário.

Por fim, existe ainda uma linha de investigação que tem ganhado destaque na literatura empírica sobre a inflação. Esta abordagem tem-se focado, sobretudo, na utilização de modelos de regressão como ferramenta para compreender quais os factores que mais contribuem para explicar o comportamento da inflação ao longo do tempo. Nesta abordagem, Lim e Papi (1997) acrescentam o défice orçamental como uma variável de particular relevância, sendo utilizado com o propósito de avaliar o seu impacto directo sobre a taxa de inflação. Trata-se, portanto, de uma metodologia que procura estimar empiricamente a relação linear entre o défice orçamental e a inflação, tal como se encontra especificado no modelo apresentado a seguir.

$$P_t = \beta_0 + \beta_1 DO + \sum_{j=2}^n \gamma_j X_{jt} + \mu_t, \quad (3.14)$$

onde, segundo aqueles autores, P é a medida da inflação, o subscrito t ($1, \dots, n$) é a dimensão temporal que representa anos, β_0 é o intercepto, DO é o défice orçamental e β_1 é o respectivo coeficiente, X é o conjunto que representa outras variáveis explicativas, γ é o vector dos coeficientes dos elementos do conjunto X e μ é o termo de erro. Segundo os mesmos autores, a inclusão do conjunto X permite corrigir erros de especificação do modelo decorrentes das omissões de variáveis relevantes.

As variáveis incluídas no conjunto X variam entre os diferentes estudos empíricos. Para este estudo em particular, foram revistos os determinantes propostos por Cottarelli, Griffiths e Moghadam (1998), Kun Sek (2015) e Obeng e Abotsi (2024).

Cottarelli, Griffiths e Moghadam (1998) propõem a inclusão, no conjunto X , das seguintes variáveis: inflação desfasada, taxa de juro, défice orçamental e dívida pública. Conforme descrito pelos autores, a taxa de inflação do período anterior influencia a inflação corrente por meio das expectativas, a taxa de juro fornece uma medida directa dos efeitos da política monetária sobre a inflação, particularmente através da redução do investimento. Já o défice orçamental e a dívida pública afectam a inflação sobretudo por via das expectativas inflacionárias e da eventual perda de credibilidade do banco central na sua capacidade de resposta.

Por sua vez, Kun Sek (2015) sugere a inclusão das variáveis que explicam a inflação inicialmente propostas por Hall (1982), complementadas por outras variáveis de controlo habitualmente utilizadas na literatura empírica sobre a inflação. Estas variáveis incluem a base monetária, o aumento da produtividade, o crédito à economia, bem como aquelas já indicadas por Cottarelli, Griffiths e Moghadam (1998).

Por fim, Obeng e Abotsi (2024) propõem uma selecção que combina os contributos anteriores, nomeadamente os de Cottarelli, Griffiths e Moghadam (1998) e Kun Sek (2015), ainda que excluam algumas variáveis por razões de parcimónia ou relevância estatística. Em contrapartida, introduzem variáveis adicionais, como a oferta monetária, os gastos governamentais e o produto interno bruto, procurando, desta forma, captar dimensões mais amplas da política económica e do desempenho macroeconómico.

3.2 Estudos Empíricos

Ao longo dos anos, vários autores têm tentado investigar a relação entre o défice fiscal e a taxa de inflação no âmbito da dominância fiscal. Dentre os estudos existentes destacam-se aqueles realizados por Catão e Terrones (2003), Solomon e De Wet (2004), Makochekanwa (2008), Ezeabasili e Mojekwu (2012), Ekanayake (2012), Muhammad et.all (2016) , Sanya (2017), Myovella e Kisava (2018), Şahin (2019), Eita et al. (2021), Obeng e Abotsi (2024), Matlombe e Raisse (2024) e Roque e Vucu (2024), sumarizados no Anexo B. Os resultados desses estudos têm sido um tanto quanto divergentes, o que faz com que o impacto do défice orçamental na inflação seja motivo de muitos debates ainda. Alguns estudos relatam um efeito negativo, enquanto outros apontam um efeito positivo.

3.2.1 Evidência em Países Desenvolvidos e em Vias de Desenvolvimento

Neste contexto, Catão e Terrones (2003) analisaram a relação entre os défices orçamentais e a inflação em diversas economias, abrangendo o período de 1960 a 2001. Utilizando o modelo ARDL e o estimador do grupo médio agrupado (PMGE), os autores confirmaram as teorias fiscais da inflação, evidenciando que os défices têm um impacto significativo sobre a inflação, especialmente em períodos de alta inflação e hiperinflacionários. Em contrapartida, esse efeito foi mais moderado durante períodos de inflação moderada. Os resultados do estudo revelaram uma relação robusta entre o défice orçamental e a inflação em vários países em desenvolvimento, embora as evidências tenham sido mais fracas em economias avançadas e em países com baixa inflação.

De forma semelhante, Solomon e De Wet (2004) analisaram a relação entre défice orçamental e a inflação na Tanzânia, no período de 1967 a 2001, utilizando o modelo VAR e a análise de cointegração. O estudo indicou uma relação estável de longo prazo entre os défices orçamentais, as taxas de câmbio, o PIB e a inflação, confirmando que os défices orçamentais têm um impacto substancial na inflação, assumindo-se a neutralidade monetária a longo prazo.

No Zimbabué, Makochekanwa (2008) investigou a mesma temática entre 1980 e 2005, utilizando o teste de cointegração de Johansen e o modelo de correção de erros (ECM). Os resultados indicaram que o défice orçamental tinha um impacto positivo e significativo sobre a inflação, com aumentos nos défices associados a taxas mais altas de inflação.

Ezeabasili e Mojekwu (2012) investigaram a relação entre os défices fiscais e a inflação na Nigéria, recorrendo a um modelo de correção de erros vectoriais (VEC). Os resultados do estudo revelaram uma associação positiva entre as duas variáveis; no entanto, esta relação não se mostrou estatisticamente significativa. Tal evidência sugere que os níveis anteriores de défice fiscal não exercearam um impacto relevante sobre a inflação no período analisado.

Ekanayake (2012), por sua vez, examinou a relação entre défices fiscais e inflação no Sri Lanka entre 1959 a 2008, considerando especificamente o efeito da ausência de despesas com salários no sector público. Utilizando o modelo ARDL, os resultados mostraram que, a longo prazo, um aumento de 1 ponto percentual na razão entre o défice fiscal e a moeda estreita estava associado a um aumento de aproximadamente 11 pontos percentuais na inflação. Esse efeito enfraquecia, no entanto, quando as despesas com salários não eram levadas em conta.

Muhammad et.al (2016) investigaram a relação entre a inflação e os desequilíbrios fiscais no Paquistão, entre 1973 e 2014, utilizando a abordagem de teste de limites ARDL. Os resultados indicam que a oferta monetária e as taxas de câmbio têm um impacto significativo sobre a inflação, tanto no curto como no longo prazo, enquanto o défice orçamental não revelam significância estatística. Assim, recomenda-se que o governo paquistanês faça a gestão dos seus empréstimos com cautela e privilegie políticas de despesa pública eficazes, que estimulem o crescimento económico e mitiguem os efeitos inflacionários dos défices fiscais. Adicionalmente, os autores alertam para os riscos associados ao recurso excessivo a empréstimos externos, devido às potenciais consequências negativas sobre a inflação e a sustentabilidade da dívida pública.

Sanya (2017) investigou a relação entre défices orçamentais e inflação na África do Sul e na Nigéria, utilizando os testes de cointegração de Johansen, o Modelo de Correção de Erros Vectoriais (VECM) e o teste de Causalidade de Granger. As funções de resposta ao impulso e a decomposição da variância demonstraram que choques nos défices orçamentais afectam de forma significativa e positiva a inflação em ambos os países. Os défices orçamentais, em conjunto com o aumento da oferta monetária, foram identificados como os principais factores impulsionadores da inflação. O teste de Causalidade de Granger revelou uma relação unidireccional do défice para a inflação na África do Sul, enquanto na Nigéria a causalidade foi bidireccional.

Myovella e Kisava (2018) analisaram a relação de longo prazo entre os défices orçamentais e a inflação na Tanzânia, utilizando o teste de limites ARDL. O estudo revelou uma relação positiva de longo prazo entre os défices orçamentais e a inflação, com um coeficiente significativo da velocidade de ajustamento, indicando que o sistema se ajusta ao equilíbrio a uma taxa de 72%.

Şahin (2019) analisou o impacto dos défices orçamentais sobre a inflação na Turquia, entre 1980 e 2017, utilizando o teste de limites ARDL. O estudo concluiu que, embora a variável da oferta monetária (M2) não tenha sido estatisticamente significativa, o défice orçamental teve um impacto significativo sobre a inflação, evidenciando que aumentos nos défices orçamentais elevam a inflação na economia turca.

Eita et al. (2021) investigaram o impacto dos défices orçamentais na inflação na Namíbia, entre 2002 e 2017, utilizando o modelo ARDL e a causalidade de Granger. Os resultados indicaram que os défices fiscais têm um efeito positivo de longo prazo sobre a inflação, reforçando a ideia de uma relação directa entre as duas variáveis.

Finalmente, Obeng e Abotsi (2024) também estudaram o impacto dos défices fiscais na inflação em Gana, no período de 1976 a 2019, utilizando o teste de cointegração ARDL e os modelos de correção de erros vectoriais. O estudo apontou uma relação significativa e positiva entre os défices fiscais e a inflação, tanto a curto quanto a longo prazo.

3.2.2 Evidência para a Economia de Moçambique

Em Moçambique, o trabalho de Matlombe e Raisse (2024) parece ser pioneiro nesta discussão. O estudo explorou a relação entre dominância fiscal e a política monetária na economia moçambicana no período entre 2017 e 2023. Utilizando um modelo VEC, os autores analisaram a interação entre a dívida pública e a taxa de inflação, destacando o papel relevante da política fiscal na determinação da inflação. Os resultados sugerem que a economia moçambicana foi caracterizada por dominância fiscal durante esse período.

Por fim, Roque e Vucu (2024) investigaram a interação entre as políticas fiscal e monetária em Moçambique no período de 2005 à 2022, adoptando uma abordagem baseada na teoria de jogos e estimando um modelo VAR. Os resultados empíricos revelaram um trade-off entre as políticas, com um nível de coordenação estimado em 41,62%, considerado sub-óptimo. Os autores sugerem que o Governo de Moçambique e o Banco de Moçambique devem integrar as equações de reação óptima em seus instrumentos operacionais para alcançar um equilíbrio eficaz, que promova o crescimento económico e garanta a estabilidade dos preços.

3.3 Avaliação Crítica da Literatura Revista

Com base na discussão teórica e empírica apresentada nas secções anteriores, constatou-se que o impacto do défice orçamental na inflação, à luz da abordagem da dominância fiscal, continua a ser um tema controverso no debate académico actual, permanecendo longe de uma conclusão definitiva. Esta controvérsia resulta, em grande parte, da actualidade da temática e da heterogeneidade dos resultados empíricos existentes. Enquanto uma parte da literatura aponta para um impacto positivo do défice sobre a inflação, outra identifica um efeito negativo, o que reforça a necessidade de aprofundar a reflexão e o debate em torno desta problemática.

A literatura empírica sobre o tema mostra uma diversidade de contextos económicos, metodologias analíticas e conclusões, reflectindo a complexidade inerente à relação entre o défice orçamental e a inflação nas diferentes realidades nacionais. Os estudos analisados recorrem a metodologias variadas, nomeadamente modelos VAR, VEC, ARDL, e MQO cada um oferecendo

perspectivas distintas sobre a interacção entre as políticas fiscal e monetária. Contudo, observa-se que muitas dessas metodologias, apesar da sua sofisticação, não proporcionam respostas exaustivas ou conclusivas à pergunta de investigação central.

De forma geral, a tendência observada nos estudos empíricos revistos na secção anterior aponta para uma coordenação frequentemente débil entre as políticas fiscal e monetária, com consequências directas para a estabilidade dos preços. Em vários casos, identificam-se indícios de dominância fiscal, ou seja, situações em que a política fiscal condiciona o comportamento da inflação. A eficácia dessa coordenação revela-se dependente dos contextos económicos e institucionais específicos de cada país ou região.

Uma fragilidade notória da literatura reside na diversidade dos contextos analisados e nos períodos de tempo considerados, o que dificulta comparações directas e limita a possibilidade de generalização dos resultados. Acresce que muitos estudos concentram-se em horizontes temporais de curto a médio prazo, descurando os efeitos de longo prazo do défice orçamental sobre a inflação.

Por fim, os resultados apresentados nos estudos revistos reforçam a ideia de que a tendência para generalizar descobertas empíricas a um amplo conjunto de países com características heterogéneas pode comprometer a fiabilidade das conclusões. Nesse sentido, os estudos específicos por país surgem como uma alternativa mais robusta e informada para compreender a relação entre o défice fiscal e a inflação. Este aspecto é particularmente pertinente no caso de Moçambique, onde a escassez de evidência empírica exige uma análise mais aprofundada e adaptada à realidade nacional.

CAPÍTULO IV

METODOLOGIA

Nas secções que se seguem, especifica-se o modelo econométrico, formulam-se as hipóteses a testar, apresentam-se os procedimentos de estimação e de análise e descrevem-se os dados da análise e as respectivas fontes.

4.1 Especificação do Modelo Econométrico

Para estimar o impacto do défice orçamental na inflação através do mecanismo de dominância fiscal, foi adoptado e estimado o modelo Auto-regressivo de Desfasagem Distribuída (ARDL⁹) proposto por Obeng e Abotsi (2024) e descrito na subsessão (3.1.3). A abordagem destes dois autores relaciona a política fiscal (défice orçamental) e a inflação, através da análise de dominância como abaixo especificado.

$$INF_t = \beta_0 + \beta_1 DO_t + \sum_{j=2}^4 \gamma_j X_{jt} + \mu_t, \quad (4.1)$$

onde, segundo aqueles autores, a variável dependente INF é a inflação, o subscrito t ($=1, \dots, n$) é a dimensão temporal que representa trimestres, β_0 é o intercepto, DO é a variável de défice orçamental, β_1 é o respectivo coeficiente, X é o conjunto que representa outras variáveis explicativas, γ é o vector dos coeficientes dos elementos do conjunto X e μ é o termo de erro.

Seguindo o raciocínio de Obeng e Abotsi, o conjunto X inclui as variáveis taxa de juro e a taxa de câmbio. Fazendo isso, a equação (4.1) torna-se como especificado abaixo.

$$INF_t = \beta_0 + \beta_1 DO_t + \beta_2 TJURO_t + \beta_3 TCÂMBIO_t + \mu_t, \quad (4.2)$$

Na equação descrita em (4.2), a inflação (INF) é a medida de política monetária, enquanto o défice orçamental (DO) é a variável de medida da política fiscal. No mesmo modelo, a variável dependente, inflação (INF), é expressa em percentagem. A variável défice orçamental (DO) é medida em mil milhões de meticais, e a variável taxa de juro real (TJURO) também é medida em percentagem. Finalmente, a taxa de câmbio (TCÂMBIO) é quantificada em unidades de metical por cada unidade de dólar americano (USD). O modelo deste estudo, conforme apresentado na equação (4.2), difere do modelo original em dois aspectos. Primeiro, o modelo do presente estudo incorpora a taxa de juro de política monetária como uma das variáveis independentes, enquanto o modelo original não considera esta variável. Esta omissão é importante, pois a taxa de juro

⁹ Do inglês Auto-regressive Distributed Lag.

desempenha um papel importante no comportamento da inflação em Moçambique, como discutido no segundo capítulo. Em contrapartida, o modelo original inclui as variáveis de dívida pública, gastos governamentais e Produto Interno Bruto, uma questão que o presente modelo desconsidera.

A escolha do modelo ARDL mostra-se particularmente adequada para responder à questão central deste estudo, sobretudo devido à sua capacidade de captar a natureza dinâmica das relações económicas. Este modelo permite observar de que forma os efeitos de um choque numa variável se propagam ao longo do tempo, possibilitando a análise não apenas dos impactos imediatos, mas também dos efeitos desfasados que se manifestam em períodos subsequentes.

Para além da sua robustez conceptual, o modelo ARDL apresenta importantes vantagens econométricas. Como sublinhado por Ekanayake (2012) e Catão e Terrones (2001), este modelo é apropriado para examinar relações tanto de curto como de longo prazo entre variáveis que não são todas integradas da mesma ordem — ou seja, combina de forma eficaz variáveis estacionárias $[I(0)]$ com variáveis integradas de primeira ordem $[I(1)]$, desde que nenhuma seja $[I(2)]$. Esta flexibilidade torna o modelo particularmente indicado para lidar com os dados analisados neste estudo, que apresentam características heterogéneas em termos de integração.

Adicionalmente, os estudos empíricos revistos reforçam a importância de se compreender a dualidade das dinâmicas económicas, especialmente em contextos de economias em desenvolvimento. Solomon e De Wet (2004), por exemplo, identificaram efeitos inflacionários de longo prazo resultantes dos défices orçamentais na Tanzânia, enquanto Ezeabasili e Mojekwu (2012) e Şahin (2019) demonstraram que o impacto do défice orçamental sobre a inflação pode variar consoante o enquadramento da política monetária e os factores institucionais de cada país. Estas evidências sugerem que a interacção entre políticas fiscais e monetárias não podem ser captadas de forma adequada por modelos estáticos ou puramente contemporâneos.

Deste modo, a utilização do modelo ARDL permite a este estudo captar com maior precisão a relação entre o défice orçamental e a inflação, tanto no curto como no longo prazo. Esta abordagem está alinhada com a concepção teórica que sustenta o presente trabalho, segundo a qual os efeitos das variáveis económicas não ocorrem apenas de forma simultânea, mas também se desenrolam com algum desfasamento temporal. Assim, ao incorporar essas dinâmicas, o modelo ARDL oferece uma estrutura metodológica sólida para explorar as complexas interações entre política fiscal, política monetária e estabilidade dos preços.

Finalmente na equação (4.2) o défice orçamental (DO) é descrito como variável teste, assim os β_k ($k = 1, \dots, p$), são os principais parâmetros do modelo, e os restantes regressores são variáveis de controle, isto é, outros factores identificados na literatura sobre inflação, como aqueles que também afectam esta variável.

Para atingir o segundo objectivo específico deste estudo, foi realizado o teste de causalidade de Granger, proposto por Granger (1969). Neste caso, supõe-se a existência de uma relação bilateral entre o défice orçamental e a inflação. Como análise complementar, e caso se revele necessário, serão igualmente realizados cálculos relativos à taxa de câmbio real em relação à inflação, bem como à taxa de juro real face à inflação.

A realização deste teste envolveu a estimação do seguinte modelo de regressão:

$$INF_t = \alpha + \sum_{k=1}^p \beta_1 \Delta DO_{t-p} + U_{1t}, \quad (4.3)$$

onde todas as variáveis e subscritos são definitas como anteriormente, e U_{1t} é termo de erro.

Na equação (4.3), o teste é feito sob a hipótese nula (H_0) de que o défice orçamental não causa taxa de inflação e a taxa de inflação não causa o défice orçamental. Se apenas uma das hipóteses acima estabelecidas é rejeitada, então conclui-se que a relação de causalidade é unidirecional. Se ambas as 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 bidirecional, significando que essas séries se influenciam mutuamente.

Conforme explicam Gujarati e Porter (2011,) 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 sua estatística for menor que o nível de significância de 5 % na Equação (4.3), rejeita-se a H_0 , o que significa que o défice orçamental causa taxa de inflação (no sentido de Granger). Da mesma forma, na Equação (4.3) rejeita-se a H_0 se o *p-value* da estatística for menor que o nível de significância de 5%, o que significa que a taxa de inflação causa défice orçamental no sentido de granger.

4.2 Hipóteses do Modelo ARDL

Segundo Catão e Terrones (2003), o défice orçamental, particularmente quando persistente e elevado, tende a exercer pressões inflacionistas, sobretudo em economias em desenvolvimento. Esta relação ocorre porque défices orçamentais frequentemente implicam em um aumento da despesa pública sem a correspondente cobertura em receitas fiscais, o que pode levar à necessidade

de financiamento monetário — uma prática que historicamente tem sido associada à aceleração da inflação (Sargent & Wallace, 1981).

Adicionalmente, de acordo com o enquadramento teórico proposto por Fischer (1982), o impacto do défice sobre o nível geral de preços depende, em grande medida, da forma como esse défice é financiado. Quando a política monetária se subordina à política fiscal, situação conhecida como dominância fiscal, a emissão monetária para cobrir o défice pode resultar numa expansão da base monetária e, consequentemente, numa pressão inflacionista. Neste sentido, Solomon e De Wet (2004) também demonstraram que, na ausência de uma coordenação eficaz entre as políticas fiscal e monetária, o défice público pode tornar-se um factor determinante da inflação de médio e longo prazo. Assim, no âmbito do presente estudo, espera-se que o coeficiente estimado da variável "défice orçamental" (β_2) apresente sinal positivo, reflectindo a hipótese de que aumentos no défice contribuem para o agravamento das pressões inflacionárias.

No curto prazo, como sugerido pela Curva de Phillips, desenvolvida por Phillips (1958) existe uma relação inversa entre a inflação e a taxa de juro, com políticas monetárias expansivas a reduzirem as taxas de juro, estimulando a economia, mas ao custo de maior inflação. No entanto, para a mesma relação, Fisher (1929) afirma que, no longo prazo, as taxas de juro nominais ajustam-se para reflectir a inflação esperada, preservando assim as taxas de juro reais, que são determinadas por factores reais, como a productividade e as preferências de poupança e investimento. Neste contexto, o sinal esperado do coeficiente estimado da variável "taxa de juro de política monetária" (β_2) não pode ser determinado a priori. Mas no curto prazo, espera-se que o sinal seja negativo, enquanto no longo prazo, espera-se que o sinal seja positivo.

Segundo Krugman et al. (2001) quando a taxa de câmbio se deprecia, ou seja, quando a moeda doméstica perde valor em relação às moedas estrangeiras, os preços dos bens e serviços importados aumentam. Este fenómeno é explicado pelo efeito *pass-through* (ou efeito de repasse cambial), que descreve como as variações nas taxas de câmbio impactam os níveis de preços. Adicionalmente, estudos empíricos, como os de Dornbusch (1987) e Taylor (1993), mostram que o impacto de uma depreciação cambial na inflação é mais acentuado em economias que dependem fortemente de importações, caso bastante próximo a economia moçambicana. Assim, na equação em causa, espera-se que o sinal do coeficiente estimado para a variável "taxa de câmbio" (β_3) seja positivo.

4.3 Procedimentos de estimação

Nas subsecções que se seguem, são apresentados os procedimentos de estimação do modelo de impacto do défice orçamental na inflação através do mecanismo de dominância fiscal, dado pela equação (4.1), nomeadamente a Seleção do Número Óptimo de Desfasagens, a realização do Teste de Estacionariedade, a Estimação do Modelo Auto-regressivo de Desfasagem Distribuída (ARDL) e a realização dos Testes Diagnósticos deste Modelo de Recessão.

4.3.1 Seleção do Número Óptimo de Desfasagens

A determinação do número óptimo de desfasagens é um passo crucial na modelagem de séries temporais, particularmente em modelos Auto-regressivos e no teste de causalidade de Granger.

De acordo com Liew (2004), a seleção é realizada com base em critérios de informação, sendo os mais utilizados os seguintes: *Akaike Information Criterion (AIC)*, *Schwarz's Bayesian information criterion (SBIC)*, *Hannan and Quinn information criterion (HQIC)* e *Final Prediction Error (FPE)*. Para os fins deste trabalho, a escolha do número óptimo de desfasagens foi feita empiricamente, maximizando os valores indicados pelo *Akaike Information Criterion (AIC)*. A preferência por este critério deve-se não apenas à sua vasta utilização em estudos empíricos, mas também à sua adequação para amostras de tamanho reduzido. O (AIC) igualmente destaca-se pela capacidade de corrigir potenciais problemas de endogeneidade nas variáveis (Odiambo, 2009).

4.3.2 Testes de estacionariedade de Dickey e Fuller

Antes de se avançar com a estimação do modelo ARDL, representado pela equação (4.5) e (4.6), procedeu-se à realização do teste de estacionariedade das séries temporais. Neste contexto, foi realizado o teste de estacionariedade ou de raízes unitárias de Dickey-Fuller (DF) Aumentado¹⁰, desenvolvido por Dickey e Fuller (1979).

De acordo com Wooldridge (2015), a abordagem mais simples para o teste de raízes unitárias de DF envolve a estimação de um modelo Auto-regressivo de primeira ordem [AR(1)], dado pela seguinte equação:

¹⁰ O teste de DFA é realizado sob a hipótese nula da presença de uma raiz unitária ($H_0: \delta=0$), ou seja, sob a hipótese de que a série em causa não é estacionária, contra a hipótese alternativa de estacionariedade da mesma. A rejeição da hipótese nula significa que a série temporal em análise é estacionária. Isso quer dizer que ela exibe uma média, variância e co-variância constantes ao longo do tempo.

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_{2t} + \delta \gamma_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta y_{t-i} + \mu_t, \quad (4.4)$$

onde Δ é o operador de diferença, Y_t é a serie em estudo, o subscrito $t (=1, \dots, n)$ é a dimensão temporal que representa trimestres, $\beta_j (j=0, \dots, 2)$ são os parâmetros a estimar, δ é o parâmetro de interesse, i é o número optimo de desfasagens da série temporal, u_t é o termo de erro e $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$.

Seguindo o pensamento daquele autor, a estimação da regressão é feita utilizando o método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Em seguida, procede-se ao cálculo da estatística tau ou Dickey-Fuller Aumentado (τ), obtida através da divisão do coeficiente estimado (β) pelo respectivo desvio padrão. O valor resultante é então confrontado com o valor crítico da tabela correspondente à distribuição DFA (ou o valor- p é comparado com o nível de significância do teste). Se o valor observado da estatística tau (τ) for inferior ao valor crítico (ou o valor- p for menor que o nível de significância), a hipótese nula é rejeitada, indicando que as séries temporais não são estacionárias. Caso contrário, a hipótese nula não é rejeitada.

A escolha deste teste é justificada, dentre outras razões, pelo facto de além da sua popularidade em aplicações empíricas, o mesmo apresentar a vantagem de, através da adição de valores desfasados da variável dependente, levar em consideração o problema de correlação serial (Gujarati e Porter, 2008).

4.3.3 Estimação do Modelo Autorregressivo de Desfasagem Distribuída (ARDL)

Para a estimação do modelo de inflação dado pela equação (4.2), recorreu-se à metodologia do Modelo Auto-Regressivo de Defasagem Distribuída (ARDL), desenvolvida por Pesaran e Smith (1998), bem como por Pesaran, Shin e Smith (2001), utilizando-se para o efeito o software econometrónico STATA, na versão 13.0.

A escolha desta abordagem justifica-se pelas suas vantagens face a outros métodos de estimação frequentemente utilizados para analisar relações de longo prazo entre séries temporais não estacionárias, como é o caso das técnicas de cointegração propostas por Engle e Granger (1987) e por Johansen (1988). Estas últimas exigem que todas as séries em análise sejam integradas da mesma ordem, nomeadamente $I(1)$, e assumem um número igual de desfasagens. Em contraste, o modelo ARDL permite a estimação de relações de cointegração entre variáveis com diferentes ordens de integração $I(0)$ e $I(1)$. Assim, o modelo ARDL apresenta-se como uma alternativa flexível e robusta.

A abordagem ARDL para a cointegração permite não só identificar relações de longo prazo entre variáveis, como também derivar um modelo de correcção do erro (ECM – Error Correction Model), a partir do qual se estimam os coeficientes de curto prazo. Este processo inicia-se pela verificação da existência de uma relação de longo prazo entre as variáveis, através do chamado "*bound test*" (teste de limites), baseado na estatística F (teste de Wald).

No contexto específico do modelo definido pela equação (4.2), a aplicação do teste implica a estimação do modelo ARDL definido na equação (4.5). O teste de cointegração é realizado sob a hipótese nula de ausência de cointegração entre as variáveis ($H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_3 = 0$), sendo esta comparada com a hipótese alternativa de que existe uma relação de longo prazo ($H_1: \text{pelo menos um dos coeficientes } \beta \neq 0$).

O resultado do teste de cointegração é avaliado comparando o valor calculado da estatística F com os valores críticos propostos por Pesaran et al. (2001), que apresentam dois limites, um inferior, assumindo que todas as variáveis são I(0) (sem cointegração), e um superior, assumindo que todas as variáveis são I(1) (com cointegração). Se o valor da estatística F situar-se acima do limite superior, rejeita-se a hipótese nula e conclui-se pela existência de cointegração.

Uma vez confirmada a cointegração, estimam-se os coeficientes de longo prazo das variáveis explicativas. Posteriormente, procede-se à estimação do modelo de correcção do erro (ECM), onde se determina a velocidade de ajustamento ao equilíbrio de longo prazo, representada pelo coeficiente da variável de correcção de erro [ECM(-1)], bem como os coeficientes de curto prazo.

Assim seguindo o raciocínio de Pesaran et al. (2001), uma vez identificada a cointegração pela rejeição da hipótese nula, os coeficientes de longo prazo das variáveis explicativas são obtidos a partir da estimação da seguinte equação:

$$INF_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^{\rho} \delta_{1i} INF_{t-i} + \sum_{i=0}^{\rho} \beta_{1i} DO_{t-i} + \sum_{i=0}^{\rho} \beta_{2i} TJUR O_{t-i} + \sum_{i=0}^{\rho} \beta_{3i} TC\tilde{A}MBIO_{t-i} + \nu_{1t}, \quad (4.5)$$

onde os coeficientes β_{ji} (com $j = 1, \dots, 3$ e $i = 1, \dots, q$) representam os parâmetros que captam a dinâmica de longo prazo, sendo ν_{1t} o termo de erro. As demais variáveis, bem como os respectivos subscritos, mantêm as definições previamente estabelecidas. Esta equação permite obter os coeficientes de longo prazo das variáveis em níveis, considerando um número óptimo de desfasagens da variável dependente e dos regressores, designadamente p e q , respectivamente.

De acordo com a lógica seguida por esses mesmos autores, os coeficientes de curto prazo das variáveis explicativas são determinados através da estimação da equação seguinte:

$$\Delta INF_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{\rho} \delta_{2i} \Delta INF_{t-i} + \sum_{i=0}^{\rho} \gamma_{1i} \Delta DO_{t-i} + \sum_{i=0}^{\rho} \gamma_{2i} \Delta TJUR O_{t-i} + \sum_{i=0}^{\rho} \gamma_{3i} \Delta TC\tilde{A}MBIO_{t-i} + \lambda EC_{t-1} + \nu_{2t}, \quad (4.6)$$

onde os parâmetros γ_{ji} ($j=1, \dots, 3$ e $i=1, \dots, q$) representam a dinâmica de curto prazo, EC corresponde ao termo de correção do erro, e λ designa o seu valor desfasado de um período, reflectindo a velocidade de ajustamento ou de retorno ao equilíbrio sempre que ocorra um desvio provocado por choques. O termo ν_t representa o termo de erro da equação do curto prazo, sendo que as restantes variáveis, bem como todos os subscritos, mantêm as definições previamente apresentadas.

Note-se que na equação (4.6), um coeficiente positivo do ECM indica divergência dos valores de longo prazo, enquanto um coeficiente negativo indica convergência para os valores de longo prazo. Portanto, segundo Pesaran et al., idealmente, o coeficiente λ deve ser negativo e estatisticamente significativo.

4.3.4 Testes Diagnósticos de Regressão

Uma vez estimado o modelo ARDL de inflação, representado pela equação (4.2), (4.5) e (4.6) foram realizados três (3) testes de diagnóstico de regressão com o objectivo de verificar a eventual violação dos pressupostos do Modelo de Regressão Linear Múltipla (MRLM), nomeadamente heterocedasticidade, autocorrelação serial e normalidade dos resíduos.

Segundo Pesaran et al., a validade de um modelo econométrico depende do cumprimento dos pressupostos do Modelo Linear Clássico (MLC), pelo que a realização destes testes de diagnóstico constitui uma etapa fundamental na avaliação da robustez e fiabilidade dos resultados obtidos.

Para detectar a presença de heterocedasticidade, recorreu-se ao teste de Breusch-Pagan, desenvolvido por Breusch e Pagan (1979), cuja hipótese nula assume a presença da homocedasticidade, isto é, a variância constante dos erros ao longo do tempo.

Para detectar a presença do segundo problema, autocorrelação, foi realizado o teste de Breusch-Godfrey, proposto por Breusch (1978) e Godfrey (1978), também conhecido como teste LM (Lagrange Multiplier), testando a hipótese nula de ausência de correlação serial nos resíduos.

A verificação da presença da normalidade dos erros foi feita com recurso ao teste de Shapiro-Wilk, desenvolvido por Shapiro e Wilk (1965). No caso do modelo ARDL, também opta-se pelo teste de Jarque-Bera (Jarque e Bera, 1980) para a mesma finalidade. A hipótese nula

testada, neste último teste, é de que os resíduos vêm de uma população normalmente distribuída, contra a hipótese alternativa de uma população não-normalmente distribuída.

Adicionalmente, procedeu-se à análise da estabilidade dos parâmetros estimados, utilizando os testes CUSUM, bem como à verificação da correcta especificação do modelo através do teste RESET¹¹, proposto por Ramsey (1969), cuja hipótese nula indica que não foram omitidas variáveis relevantes.

Todos os testes foram feitos através do software STATA, utilizando comandos específicos para a obtenção dos *p-values* correspondentes. Todos os coeficientes do modelo serão interpretados baseados em um nível de significância de 5%, por se considerar que esta escolha reflecte as boas práticas metodológicas mais amplamente reconhecidas na investigação económica. Este nível oferece um equilíbrio adequado entre o rigor estatístico e a flexibilidade analítica, permitindo controlar de forma razoável o risco de cometer um erro do Tipo I, ou seja, rejeitar uma hipótese nula verdadeira, sem comprometer a capacidade de detecção de efeitos estatisticamente relevantes. Para além disso, trata-se de um padrão aceite pela comunidade científica, sendo utilizado por publicações académicas, bancos centrais e instituições internacionais como o Fundo Monetário Internacional (FMI) e o Banco Mundial. O nível de 5% mostra-se, assim, uma escolha metodologicamente sólida, uma vez que permite identificar relações significativas sem ser demasiado permissivo, como no caso do nível de 10%, nem excessivamente conservador, como sucede com o nível de 1%.

4.4 Descrição dos dados

A estimação dos modelos de regressão dados pelas equações (4.3), (4.4) e (4.5), usou dados de séries temporais trimestrais referentes ao período de 2008 à 2023, apresentados no Anexo B.

Trata-se de dados sobre todas as variáveis incluídas nos modelos de regressão acima referidos.

Os dados utilizados inicialmente encontravam-se disponíveis apenas em frequência anual. Para permitir uma análise mais detalhada e compatível com modelos que exigem dados de alta frequência, os mesmos foram desagregados para frequência trimestral. Para esse fim, recorreu-se à técnica de Chow-Lin, desenvolvida por Gregory C. Chow e An-Min Lin (1971), amplamente

¹¹ RESET significa Regression Equation Specification Errors Test (= Teste de Erros de Especificação da Equação de Regressão).

reconhecida como uma das mais recomendadas para a desagregação de dados econômicos. Esta técnica baseia-se na utilização de um indicador auxiliar de maior frequência que esteja correlacionado com a variável de interesse, permitindo estimativas mais realistas e consistentes com a dinâmica econômica. A implementação do método foi realizada através do software EViews 17, que oferece suporte estatístico a este tipo de procedimento.

A Tabela 4.1 apresenta a descrição e as fontes dos dados sobre as variáveis incluídas nos modelos em causa.

Tabela 4.1: Descrição dos dados

Variável	Descrição	Fonte
DO	Défice Orçamental	MEF e INE (Vários anos)
INFL	Inflação Acumulada	INE (Vários anos)
TJURO	Taxa de Juro	BdM (Vários anos)
TCÂMBIO	Taxa de Câmbio	BdM (Vários anos)

Notas: INE = Instituto Nacional de Estatística, MEF = Ministério da Economia e Finanças e BdM = Banco de Moçambique.

A tabela acima mostra que os dados sobre as variáveis dos modelos estimados foram extraídos das publicações oficiais do MEF (vários anos), INE (Vários anos) e Banco de Moçambique (vários anos). Trata-se, portanto, de dados dignos de confiança.

A Tabela 4.2. apresenta um resumo das estatísticas descritivas das variáveis incluídas nos modelos dados pelas equações (4.3) e (4.5) e (4.6), igualmente apresentados no anexo C deste trabalho.

Tabela 4.2 Sumário Estatístico

Variável	Unidades de Medida	Obs	Média	Desvio-Padrão	Mínimo	Máximo
Taxa de Inflação	%	64	0,56%	0,70	-0,95%	1,90%
Défice orçamental	Mil milhões de Meticais	64	- 10.355,17	12.003,21	190,30	2.2861,30
Taxa Juros	%	64	18,58	3,14	14,42	24,10

Taxa Câmbio	Metical/dólar americano	64	47,15	17,68	24,05	75,15
----------------	----------------------------	----	-------	-------	-------	-------

Fonte: Cálculos do autor com base nos dados do MEF (vários anos), INE (Vários anos) e Banco de Moçambique (vários anos).

A tabela acima mostra que durante o período coberto por este estudo, todas as variáveis apresentaram desvios-padrão baixos, significando que a dispersão dos dados numéricos sobre as mesmas não é muito elevada em relação as suas médias. Estas estatísticas mostram que os valores dos dados sobre todas aquelas variáveis não são atípicos ou extremos, sendo os mesmos, assim, dignos de confiança.

CAPÍTULO V

ANÁLISE DE RESULTADOS

Nas secções que seguem, apresentam-se, interpretam-se e analisam-se os resultados da selecção do número óptimo de desfasagens, do teste de estacionaridade, do teste de cointegração, da estimação do modelo autor-regressivo de desfasagem distribuída (ARDL), dos testes diagnósticos da regressão e do teste de causalidade de Granger.

5.1 Resultados da Selecção do Número Óptimo de Desfasagens

A selecção do número óptimo de desfasagens produziu os resultados apresentados no Anexo D e sumarizados na tabela abaixo.

Tabela 5.3: Resultados da Selecção do Número Óptimo de Desfasagens

Variáveis	FPE	AIC	HQIC	SBIC
INF	3	3	3	2
DO	4	4	4	4
TJURO	2	2	2	2
TC	2	2	2	2

Notas: *FPE* = Final Prediction Error; *AIC* = Akaike Information Criterion (AIC); *HQIC* = Hannan and Quinn information criterion; *SBIC* = Schwarz's Bayesian information criterion.

Os resultados apresentados na tabela acima sugerem a escolha de um número uniforme de defasagens para todas as variáveis, excepto no caso da variável "taxa de inflação", que apresentou o número óptimo de duas (2) defasagens, pelo critério de informação de Schwarz's Bayesian. Quanto as demais variáveis, nomeadamente o défice orçamental, taxa de juro e taxa de câmbio, o número óptimo de defasagens é de quatro (4), dois (2) e dois (2), respectivamente.

5.2 Resultados do Teste de Raiz Unitária de DFA

O teste de estacionaridade (ou teste de raíz unitária) de DFA produziu os resultados apresentados no Anexo E. Aqueles resultados mostram que os *p-values* das estimativas da estatística tau (τ) (0,001, 0,028, 0,017, respectivamente) de todas as variáveis (inflação, défice orçamental, taxa de juro, respectivamente) são menores que o nível de significância escolhido (5%), com a excepção daquele associado a variável taxa de câmbio (0,904). Estes resultados

indicam que para todas as séries temporais é rejeitada a hipótese de que as mesmas não são estacionárias, com a exceção da taxa de câmbio que se mostrou não integrada de ordem zero, I(0).

Estes resultados implicam que a série temporal da taxa de câmbio não é estacionária, não exibe uma média, variância e co-variância constante ao longo do tempo, significando que não se aplica o Teorema do Limite Central usual que define a distribuição normal assimptótica-padrão para a estatística τ e neste caso, esta estatística não tem uma distribuição normal-padrão aproximada mesmo nos grandes tamanhos da amostra.

Dada a implicação acima referida e seguindo o raciocínio de Gujarati e Porter (2011), o problema da não estacionaridade foi corrigido aplicando a primeira diferença para a série associada a variável taxa de câmbio. O novo teste de DFA produziu os resultados apresentados no Anexo E. Este anexo mostra que a série em causa é integrada de ordem um, I(1), isto é, não tem raiz unitária ou é estacionaria na primeira diferença.

Os resultados apresentados e discutidos nos parágrafos anteriores implicam que as séries selecionadas apresentam propriedades estatísticas válidas para a estimação do modelo ARDL, especificado pela equação (4.3) porque nessas condições, aquele modelo ARDL é particularmente robusto pelo facto das suas propriedades assimptóticas permitirem uma estimação eficiente mesmo quando as séries são integradas de ordem mista. Tal como indicado na Subsecção (4.3.3), o modelo de inflação foi estimado pela técnica ARDL e a estimação deste modelo envolveu dois passos, nomeadamente a aplicação do teste de cointegração e a estimação dos coeficientes de curto prazo e de longo prazo.

5.3 Resultados do Teste de Cointegração

A aplicação do teste de cointegração (também conhecido como Bound test) produziu os resultados apresentados no Anexo F. Estes resultados mostram que é rejeitada a hipótese nula de não cointegração, a favor da hipótese alternativa da cointegração, porque o valor da estatística F (14,999) é maior que o limite superior (3,77) ao nível de significância de 5%, significando que as variáveis são cointegradas de ordem (I). Estes resultados implicam que, de facto, há uma relação de longo prazo entre a variável dependente (inflação) e as variáveis explicativas (inflação desfasada, défice orçamental, taxa de juro real e taxa de câmbio real).

Dado que as séries temporais do modelo de inflação em análise são de ordem mista, mas cointegradas, procedeu-se à estimação dos modelos ARDL, apresentados nas equações (4.5) e

(4.6), cujos resultados se encontram anexados nos Anexos G e H. Estes resultados são apresentados e interpretados na secção que se segue. Mais especificamente, a Tabela 5.4 apresenta as estimativas de curto e longo prazo para um modelo ARDL (2, 3, 3, 0) com constante. Sobre os modelos, o número óptimo de desfasagens foi determinando empiricamente maximizando o critério de informação de Akaike.

5.4 Resultados da Estimação do Modelo ARDL

A estimação do modelo ARDL, dado pelas equações (4.5) e (4.6) produziu os resultados apresentados e sumariados na tabela abaixo.

Tabela 5.4: Resultados da estimação do modelo ARDL

Variáveis Explicativas	Coeficientes Estimados	
	Modelo I: Longo Prazo	Modelo II: Curto Prazo
ΔINF_{t-1}		0,268*
		(0,126)
ΔINF_{t-2}		- 0,383*
		(0,117)
DO	0,015*	0,002
	(0,007)	(0,003)
ΔDO_{t-1}		- 0,01*
		(0,004)
ΔDO_{t-2}		0,017*
		(0,004)
TJReal	$3,24 \times 10^{-4}$	0,315*
	(0,024)	(0,099)
$\Delta TJReal_{t-1}$		- 0,282
		(0,179)
$\Delta TJReal_{t-2}$		0,119
		(0,177)
$\Delta LnTC$	-0,017	- 0,019
	(0,174)	(0,194)
TCE	-1,116*	

	(0,000)	
Números de observações (n)	61	61
Estatística F	6,72	10,10
Coeficiente de determinação (R^2)	0,77	0,69
Verossimilhança		-27,202

Notas: INF_t = Taxa de inflação no período t ; t = Dimensão temporal; INF_{t-1} = Primeira desfasagem da série da taxa de inflação; INF_{t-2} = Segunda desfasagem da série de taxa da inflação. DO = défice orçamental no período t ; DO_{t-1} = Primeira desfasagem da série de défice orçamental; DO_{t-2} = Segunda desfasagem da série de défice orçamental. $TJReal$ = Taxa de juro real no período t ; $TJReal_{t-1}$ = Primeira desfasagem da série de taxa de juro; $TJReal_{t-2}$ = Segunda desfasagem da série de taxa de juro. $LnTCR_t$ = Logaritmo natural de taxa de câmbio real. TCE = Termo de Correção de Erro. Os valores entre parênteses curvos são erros padrão das estatísticas t . O asterisco (*) indica que os coeficientes estimados são estatisticamente significativos ao nível de significância de 5% e o Modelo I é o modelo de longo prazo, o Modelo II, é o modelo de curto prazo dado pela equação (4.5) e o dado pela equação (4.6).

Nas secções que se seguem, interpretam-se os resultados econométricos apresentados na Tabela 5.4.

5.4.1 Resultados de Estimação do Modelo I: Longo Prazo

Os números da Tabela 5.4 mostram que o valor da estatística F do Modelo I (7,10) é maior que o seu respectivo valor crítico (3,5) ao nível de significância de 5%. Estes resultados indicam que o modelo em causa é estatisticamente significativo.

Os números da mesma tabela também mostram que o valor do coeficiente de determinação (R^2) do Modelo I é 0,7735. Este resultado indica que durante o período de estudo, no longo prazo, cerca de 77,35% das variações da inflação foram explicadas pela linha de regressão e que a restante percentagem (22,65%) foi explicada por outros factores não observáveis, captados pelo termo de erro, que também afectam a inflação no longo prazo.

Os resultados da tabela em causa também mostram que no longo prazo, o coeficiente estimado da variável “défice orçamental” (0,015) é positivo, conforme o esperado, e que é estatisticamente significativo, porque o p -value da sua estatística t (0,031) é menor que o nível de significância de 5%. Estes resultados indicam que, no longo prazo, o aumento do défice orçamental em (10^9) de meticais conduziu ao aumento da inflação em 0,015 pontos percentuais, mantendo todos os outros factores constantes.

Os numeros da mesma tabela em causa, igualmente mostram que no longo prazo, o coeficiente estimado da variável "taxa de juro real" (0,000324) é positivo, enquanto o coeficiente estimado da variável "taxa de câmbio" (-0,017) é negativo. Ambos têm sinais contrários aos

esperados e são estatisticamente não significativos, porque os *p-values* (0,989 e 0,920, respectivamente) das suas estatísticas *t* são maiores que o nível de significância escolhido (5%). Neste contexto, nenhuma inferência pode ser determinada a partir destes resultados, porque os dois coeficientes estimados são estatisticamente não significativos.

5.4.2 Resultados de Estimação do Modelo II: Curto Prazo

Os números da Tabela 5.4 mostram que o valor da estatística F do Modelo II (10,10) é maior que o seu respectivo valor crítico (4,5) ao nível de significância de 5%. Estes resultados indicam que o modelo em causa é estatisticamente significativo.

Os números da mesma tabela também mostram que o valor do coeficiente de determinação (R^2) do Modelo II é 0,6939. Este resultado indica que durante o período de estudo, no curto prazo, cerca de 69,39% das variações da inflação foram explicadas pela linha de regressão e que a restante percentagem (30,61%) foi explicada por outros factores não observáveis, captados pelo termo de erro, que também afectam a inflação no curto prazo.

Os resultados da tabela em causa igualmente mostram que no curto prazo, o coeficiente estimado da variável “taxa de inflação” do período imediatamente anterior (0,268) é positivo, conforme esperado, e que o coeficiente estimado da mesma variável referente a depois de dois períodos (-0,383) é negativo, contrariamente ao esperado. Os dois coeficientes são estatisticamente significativos, porque os *p-values* das suas estatísticas *t* (0,038 e 0,002, respectivamente) são menores que o nível de significância escolhido (5%). Estes resultados indicam que no curto prazo, o aumento da inflação no período imediatamente anterior em um ponto percentual conduziu ao aumento da inflação do período corrente em 0,268 pontos percentuais, mantendo todos os outros factores constantes. Igualmente, os resultados indicam que no curto prazo, o aumento da inflação, referente ao tempo depois de dois períodos, conduziu à redução da inflação do período corrente em 0,383 pontos percentuais, mantendo todos os outros factores constantes. Após esse ponto, nada mais acontece.

O coeficiente estimado da variável "défice orçamental" do período corrente (0,002) é positivo, conforme esperado. Este coeficiente não é estatisticamente significativo, porque o *p-value* (0,545) da sua estatística *t* é maior que o nível de significância escolhido (5%). Neste contexto, nenhuma inferência pode ser determinada a partir desta variável, uma vez que o coeficiente estimado em causa não é estatisticamente significativo (significa que esta variável não afecta a variável dependente).

O coeficiente estimado da variável "défice orçamental" do período imediatamente anterior (-0,01) é negativo, contrariamente ao esperado, enquanto o coeficiente estimado da mesma variável, referente ao tempo depois de dois períodos (0,017) é positivo, conforme esperado. Ambos os coeficientes são estatisticamente significativos, porque os *p-values* das suas estatísticas *t* (0,038 e 0,002, respectivamente) são menores que o nível de significância escolhido (5%). Estes resultados indicam que, no curto prazo, o aumento do défice orçamental no período imediatamente anterior, em (10⁹) de meticais, conduziu à redução da inflação do período corrente em 0,01 pontos percentuais, mantendo todos os outros factores constantes. Igualmente, os mesmos resultados indicam que, no curto prazo, o aumento do défice orçamental, após dois períodos, conduziu ao aumento da inflação do período corrente em 0,02 pontos percentuais, mantendo todos os outros factores constantes. Após esse ponto, nada mais acontece.

O coeficiente estimado da variável "taxa de juro" (0,315) é positivo, contrariamente ao esperado, e é estatisticamente significativo, porque o *p-value* da sua estatística *t* (0,003) é menor que o nível de significância de 5%. Estes resultados indicam que no curto prazo, o aumento da taxa de juro, em um ponto percentual, conduziu ao aumento da inflação do período corrente em 0,314 pontos percentuais, mantendo todos os outros factores constantes.

O coeficiente estimado da variável "taxa de juro" do período imediatamente anterior (*t*-1) é negativo, conforme esperado, enquanto o coeficiente estimado da mesma variável, referente ao tempo depois de dois períodos (0,119) é positivo, contrariamente ao esperado. Ambos os coeficientes são estatisticamente não significativos, porque os *p-values* das suas estatísticas *t* (0,123 e 0,506 respectivamente) são maiores que o nível de significância escolhido (5%). Neste contexto, nenhuma inferência pode ser determinada a partir destes resultados porque os dois (2) coeficientes estimados são estatisticamente insignificantes. Após esse ponto, nada mais acontece.

O coeficiente estimado da variável "taxa de câmbio" do período corrente (*t*) é negativo, contrariamente ao esperado. Este coeficiente não é estatisticamente significativo, porque o *p-value* (0,921) da sua estatística *t* é maior do que o nível de significância escolhido (5%). Neste contexto, nenhuma inferência pode ser determinada a partir deste resultado, uma vez que o seu coeficiente estimado não é estatisticamente significativo, (significa que esta variável não afecta a variável dependente).

Finalmente, o coeficiente estimado do termo de correção de erro (TCE) é negativo, conforme esperado, e é estatisticamente significativo, porque o *p-value* (0,000) da sua estatística *t*

é menor do que o nível de significância escolhido (5%). Este resultado, além de reflectir a significância conjunta dos coeficientes de longo prazo e a convergência para seus valores de equilíbrio, este coeficiente mostra a velocidade de ajustamento das variáveis incluídas no modelo ao equilíbrio de longo prazo, sendo que, neste caso, indica que mais de 100% da discrepância entre a inflação de longo prazo e de curto prazo é corrigida dentro de um (1) trimestre.

5.5 Resultados dos Testes Diagnósticos de Regressão

O modelo ARDL é um modelo baseado nos MQO, aplicado para as séries temporais tanto I(0) assim como da I(1) ou uma combinação das duas ordens de integração. Neste contexto, e tal como indicado na subsecção (4.3.4), foram realizados cinco testes diagnósticos de regressão, nomeadamente multicolineriedade, correlação serial, heteroscedasticidade, não normalidade dos erros e à especificação do modelo.

A aplicação do teste de heteroscedasticidade de Breusch-Pagan produziu os resultados apresentados no Anexo I. Estes resultados mostram que no Modelo I, o *p-value* da estatística LM (0,66) é maior que nível de significância de 5%. Os mesmos resultados mostram que no Modelo II (MCE), o *p-value* (0,399) da estatística LM também é maior que nível de significância de 5%. Neste contexto não há razões para rejeitar a hipótese nula homoscedáscida (isto é, variância constante dos erros). Estes resultados significam que os erros dos dois modelos não são heteroscedásticos.

O teste de correlação serial de Breush-Godfrey, com recurso ao processo [AR(1)] produziu os resultados apresentados no Anexo I. Estes resultados indicam que no Modelo I, o *p-value* da estatística LM (0,723) é maior que o nível de significância de 5%. Os mesmos resultados indicam que no Modelo II (MCE), o *p-value* da estatística LM (0,721) também é maior que o nível de significância de 5%. Neste contexto, não há razões para rejeitar a hipótese nula de não correlação serial. Estes resultados significam que os erros dos dois modelos não são serialmente correlacionados.

O teste de multicolineriedade produziu os resultados apresentados no Anexo I. Estes resultados mostram que todos os VIF_j ($j=1,..,4$) são menores que 10 no longo prazo e que a sua média não é substancialmente maior que 1. Neste contexto e seguindo as regras de polegar, desenvolvidas por Chatterjee *et al.* (1999), os resultados indicam que a multicolineriedade não é

um problema no modelo de longo prazo estimado. Os mesmos resultados implicam que os MQO apresentados na Tabela 5.4 são eficientes (isto é, têm variância mínima).

De acordo com o teorema de Gauss-Markov, os resultados dos testes de heteroscedasticidade e correlação serial, apresentados e interpretados nos dois (2) parágrafos anteriores implicam que os MQO apresentados na Tabela 5.4 são BLUE¹².

O teste de não normalidade dos erros, baseado no histograma de resíduos produziu os resultados apresentados no Anexo I. Este anexo mostra que, os histogramas em causa estão dentro da curva de distribuição normal, sendo assim simétricos, daí estes resultados indicam que os erros dos dois modelos estimados vêm de uma população normalmente distribuída, (isto é, eles são normalmente distribuídos). Estes resultados implicam que os erros-padrão e as estatísticas normais dos MQO (t e F) apresentados na tabela 5.4 são válidos.

Adicionalmente, foi realizado o teste de RESET. Os resultados do teste de má especificação do modelo (ou teste RESET), mostram que no Modelo I, o p -value da estatística F (0,399) é maior que o nível de significância de 5%. Os mesmos resultados que no Modelo II, o p -value da estatística F (0,861) é maior que o nível de significância de 5%. Assim, não é rejeitada a hipótese nula de que não foram omitidas variáveis relevantes do modelo. Neste contexto, os dois modelos estimados estão correctamente especificados. Estes resultados encontram-se igualmente apensados no Anexo I deste trabalho.

Finalmente, por forma a verificar a estabilidade dos parâmetros estimados e seguindo o raciocínio de Denkyirah et al. (2018), foram conduzidos os testes de soma cumulativa dos resíduos recursivos (CUSUM) e de soma cumulativa dos quadrados dos resíduos recursivos (CUSUMSQ). Estes testes foram realizados sob a hipótese nula de que os coeficientes de regressão são estáveis em sub-amostras sequenciais e, uma vez que os gráficos de ambos os testes não ultrapassaram os limites críticos ao nível de significância de 5%, não foi rejeitada a hipótese nula de estabilidade. Portanto, evidentemente, não há quebras estruturais nas séries temporais observadas.

¹² Do inglês, Best Linear Unbiased Estimators (Estimadores Lineares Não Enviesados)

5.6 Análise dos Resultados Econométricos

A análise dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) apresentados na Tabela 5.4 restringe-se às variáveis de maior importância deste estudo, nomeadamente inflação e o défice orçamental. Neste contexto, e tal como interpretado nas secções (5.4.1) e (5.4.2), verificou-se que, durante o período de estudo, o défice orçamental teve impacto na inflação, tanto no curto como no longo prazo. No longo prazo, o efeito foi totalmente positivo. No curto prazo, o défice orçamental teve impacto igualmente positivo ao tempo referente a depois de dois períodos ($t-2$) e teve um impacto negativo no período imediatamente anterior ($t-1$).

Os resultados encontrados são semelhantes àqueles reportados por Solomon e De Wet (2004), Makochekanwa (2008), Ekanayake (2012), Myovella e Kisava (2018), Şahin (2019), Eita et al. (2021) e Obeng e Abotsi (2024) mencionados na secção (3.2), mas diferentes daqueles reportados por Catão e Terrones (2003), Ezeabasili e Mojekwu (2012) e Muhammad et al. (2016), também referidos na mesma secção. O sinal positivo dos resultados no longo prazo, assim como no curto prazo (no período $t-2$), é consistente com a visão tradicional da teoria convencional sobre a relação entre o défice orçamental e a inflação, descrita ao longo das discussões das subsecções (3.1.2) e (3.1.3).

Em Moçambique, o sinal positivo associado ao coeficiente da variável “défice orçamental”, tanto no curto prazo (períodos t e $t-2$) como no longo prazo, pode ser compreendido à luz da forma predominante de financiamento do défice público, que ocorre, na sua maioria, através do recurso ao endividamento interno¹³, conforme analisado na secção (2.2). Este modelo de financiamento implica que o Estado concorra directamente com o sector privado pela obtenção de recursos no mercado financeiro doméstico, reduzindo assim a disponibilidade de crédito para as empresas. Esta limitação ao investimento privado, combinada com o aumento da procura de bens e serviços resultante do incremento da despesa pública, gera pressões inflacionistas decorrentes do desequilíbrio entre a procura e a oferta agregadas.

De acordo com o mecanismo de transmissão da inflação baseado em custos, quando o Estado recorre intensivamente ao mercado interno para financiar os seus défices, acaba por exercer pressão sobre a taxa de juro, devido à crescente concorrência pelo crédito disponível. A subida das

¹³ Em 2024, o empréstimo interno foi a segunda fonte de financiamento do défice orçamental, totalizando 46.332,9 milhões de MT. Este valor representa uma contribuição de aproximadamente 21,1% no financiamento total do défice orçamental (MEF,2024).

taxas de juro eleva os encargos financeiros das empresas, que tendem a repercutir esses custos acrescidos nos consumidores através do aumento dos preços finais, contribuindo, assim, para a aceleração da inflação (Mankiw, 2009).

Acresce que, a percepção por parte dos agentes económicos de que défices públicos persistentes poderão, no futuro, exigir aumentos de impostos ou mesmo financiamento monetário, alimenta expectativas inflacionistas. Este fenómeno, designado por “inflação por antecipação”, reforça as pressões sobre o nível geral de preços. Neste contexto, o efeito Fisher estabelece que as taxas de juro nominais incorporam expectativas de inflação futura, pelo que taxas elevadas podem ser interpretadas como um reflexo antecipado de pressões inflacionárias (Blanchard & Johnson, 2013). Importa ainda referir que taxas de juro persistentemente elevadas podem conduzir à depreciação da moeda nacional, encarecendo as importações e contribuindo, assim, para o aumento da inflação.

Por outro lado, o sinal negativo da variável “défice orçamental”, observado no curto prazo, especificamente no período $t-1$, pode ser parcialmente explicado por medidas pontuais adoptadas pelo governo. O recurso a estímulos fiscais com o objectivo de aliviar os encargos das famílias e das empresas, como subsídios e apoios directos, tende a aumentar o défice orçamental mas, simultaneamente, pode ter um efeito desinflacionista, ao conter o aumento dos preços de bens e serviços essenciais.

Importa igualmente considerar a natureza do financiamento do défice nesse período. Quando este é coberto por doações externas, em detrimento do endividamento interno, evita-se a necessidade de financiamento monetário por parte do banco central, o que contribui para a estabilidade da base monetária e, por conseguinte, para o controlo da inflação. Estas transferências externas, frequentemente direcionadas para o reforço da capacidade produtiva, têm ainda o potencial de expandir a oferta agregada, ajudando a mitigar pressões inflacionistas de forma mais sustentável.

Por fim, os resultados observados estão em consonância com a Hipótese de Equivalência Ricardiana, segundo a qual os agentes económicos, ao anteciparem aumentos futuros de impostos resultantes dos défices presentes, ajustam o seu comportamento, reduzindo o consumo corrente. Esta resposta comportamental leva à diminuição da procura agregada, o que, por sua vez, contribui para a desaceleração do crescimento dos preços (Greenlaw e Shapiro, 2018).

No que respeita aos resultados obtidos, importa destacar que, embora os coeficientes da variável de maior interesse neste estudo revelem significância estatística, a sua magnitude é relativamente baixa. Esta aparente discrepância pode ser explicada, em grande parte, pelas diferenças nas unidades de medida e nas escalas das variáveis envolvidas. Quando a variável explicativa é expressa em unidades muito grandes ou muito pequenas, como montantes monetários elevados ou percentagens, o coeficiente estimado tende a apresentar uma magnitude reduzida. Contudo, tal característica não deve ser interpretada como um sinal de fraco impacto da variável em análise (Gujarati, 2008).

Adicionalmente, quando as variáveis se encontram em escalas diferentes, por exemplo, uma expressa em milhares, como acontece neste estudo, e a outra em termos percentuais, é natural que o coeficiente estimado pareça pequeno. No entanto, essa magnitude reflecte apenas a proporção entre as variáveis, e não a força do seu impacto económico real. Assim, é fundamental interpretar os resultados à luz das escalas utilizadas, sob pena de subestimar a relevância estatística e económica das relações identificadas.

Os resultados obtidos sugerem que, caso o governo continue a financiar o défice orçamental maioritariamente por via de empréstimos externos e doações, em detrimento do endividamento interno, e mantenha a política de subsídios a determinados produtos da cesta básica, poderá observar-se um aumento do défice sem que tal se traduza, necessariamente, num agravamento da inflação, pelo menos no curto prazo. Este cenário implica que o rendimento e o poder de compra das famílias não sejam imediatamente corroídos pela subida de preços, permitindo alguma estabilidade no consumo durante esse período inicial.

No entanto, a médio e longo prazo, a dinâmica tende a alterar-se, como evidenciado pelos próprios resultados da análise. Com o passar do tempo, o défice orçamental começa a exercer um efeito positivo sobre a inflação, o que pode ser explicado pelos mecanismos já discutidos anteriormente, incluindo o impacto sobre a procura agregada e a pressão sobre os recursos internos. Importa também reconhecer que a manutenção contínua de subsídios e outras formas de apoio estatal não é, por natureza, sustentável indefinidamente. À medida que o governo perde capacidade para financiar tais medidas, surgem pressões inflacionistas adicionais, agravando o impacto do défice. Assim, embora os efeitos possam ser atenuados no curto prazo, o aumento prolongado do défice tende, inevitavelmente, a contribuir para a aceleração da inflação.

Para além do seu impacto na inflação, o elevado défice orçamental em Moçambique acarreta outras consequências negativas para a economia. A crescente procura por financiamento por parte do Estado exerce pressão sobre as taxas de juro, encarecendo o crédito e desencorajando o investimento privado. Esta conjuntura compromete a capacidade produtiva do país e limita a inovação no sector empresarial, factores essenciais para um crescimento económico sustentável. A médio e longo prazo, a necessidade crescente de financiar o serviço da dívida põe em causa a sustentabilidade fiscal, restringindo os recursos disponíveis para sectores fundamentais como a saúde, a educação e a protecção social.

Este ciclo, caracterizado por inflação elevada e custos crescentes de financiamento, compromete o crescimento económico e aprofunda as desigualdades sociais. As famílias com rendimentos mais baixos, mais vulneráveis à subida dos preços e com menor acesso ao crédito, são particularmente afectadas. Paralelamente, o agravamento do défice orçamental pode minar a confiança dos investidores, dificultando o acesso a financiamento externo em condições favoráveis e limitando, assim, o potencial de crescimento económico a longo prazo.

Face a este contexto, torna-se essencial que o governo adopte uma gestão fiscal responsável e prudente, reforçando a transparência das finanças públicas e ajustando a sua estratégia de endividamento de forma a preservar a estabilidade macroeconómica. Só assim será possível mitigar os riscos associados ao défice e garantir um percurso de crescimento mais equilibrado, inclusivo e sustentável para o país.

5.7 Resultados do Teste de Causalidade de Granger

O teste de causalidade de Granger produziu os resultados apresentados no Anexo J. O teste restringe-se às variáveis de maior importância deste estudo, nomeadamente o défice orçamental e a taxa de inflação.

Os numeros apresentados neste anexo mostram que os *p-values* da estatística *F* (0,001 e 0,000, respectivamente) são menores que o nível de significância escolhido (5%). Estes resultados indicam que a hipótese nula de não de causalidade é rejeitada, sugerindo a existência de uma relação de causalidade estatisticamente significativa entre o défice orçamental e a taxa de inflação. Verifica-se, assim, uma causalidade bidirecional, na qual o défice orçamental influência a inflação e, simultaneamente, a inflação exerce efeitos sobre o défice orçamental.

Estes resultados são consistentes com aqueles encontrados por Sanya (2017) e Şahin (2019), conforme mencionado na secção (3.3). No entanto, o estudo de Sanya mostra uma

causalidade unidireccional do défice orçamental para a inflação, especificamente no caso da África do Sul.

A relação observada entre as duas variáveis está em conformidade com a Teoria Fiscal do Nível de Preços (FTPL), descrita na secção (3.2.1), que postula que os défices fiscais podem expandir a oferta de moeda e influenciar a inflação (Cochrane, 2023). De igual modo, a economia keynesiana argumenta que, através da política fiscal, os défices podem aumentar a procura agregada, exercendo uma pressão ascendente sobre os preços, especialmente quando a economia se aproxima da sua capacidade máxima (Mankiw, 2009).

Os mecanismos de transmissão e as implicações destes resultados foram discutidos na secção (5.7) deste estudo. Contudo, os resultados do teste de causalidade de Granger reforçam ainda mais o efeito do défice orçamental na inflação em Moçambique durante o período de análise deste estudo.

CAPÍTULO VI

CONCLUSÕES E RECOMENDAÇÕES

Nos parágrafos que seguem, tecem as conclusões do estudo, dão-se as recomendações e apresentam-se as limitações do mesmo.

O presente trabalho analisa o impacto da dominância fiscal na inflação em Moçambique no período entre 2008 a 2023, através do efeito do défice orçamental sobre a inflação. Para alcançar este objectivo central do estudo, recorreu-se ao método econométrico baseado na análise de regressão. Especificamente, foi estimado o modelo auto-regressivo de desfasagem distribuída (ARDL) e realizado o teste de causalidade de Granger.

A estimação do referido modelo e a realização do teste de causalidade de Granger usou dados de séries temporais trimestrais referentes ao período do estudo, com ajuda do software econométrico conhecido como STATA (versão 17.0). No modelo ARDL, a inflação é a variável dependente, a variável de maior interesse é o défice orçamental e as restantes variáveis são de controle (inflação dos períodos anteriores, taxa de juro e a taxa de câmbio).

Os principais resultados da estimação do modelo ARDL indicaram que, no longo prazo, um aumento do défice orçamental em mil milhões de meticais conduziu a um aumento de 0,015 pontos percentuais na taxa de inflação, mantendo-se constantes todos os outros factores. No curto prazo, os resultados mostraram que um aumento do défice orçamental, no período imediatamente anterior, no mesmo montante, conduziu a uma redução de 0,01 pontos percentuais na inflação, *ceteris paribus*. Contudo, passados dois períodos, o aumento do défice resultou num acréscimo de 0,02 pontos percentuais na inflação, *ceteris paribus*. A partir deste ponto, não se observaram efeitos adicionais estatisticamente significativos.

Complementarmente, os resultados do teste de causalidade de Granger evidenciaram uma relação de causalidade entre o défice orçamental e a taxa de inflação. Verificou-se também causalidade no sentido inverso, da inflação para o défice orçamental, uma vez que a hipótese nula de ausência de causalidade foi rejeitada em ambos os casos. Estes resultados sugerem a existência de uma relação bidireccional entre as duas variáveis.

Os principais resultados referidos nos dois parágrafos anteriores parecem indicar que, em Moçambique, o impacto do défice orçamental sobre a inflação varia consoante o horizonte temporal e o tipo de financiamento adoptado. No curto prazo, se o défice é financiado através de doações e dívida externa e canalizado para subsídios ao sector produtivo, é possível evitar pressões

inflacionarias, podendo inclusive contribuir para a sua contenção. No entanto, a médio e longo prazo, a persistência de défices elevados, sobretudo quando financiados por endividamento interno, tende a provocar um aumento da inflação, devido à concorrência com o sector privado por crédito, à antecipação de impostos futuros e à depreciação cambial. Este contexto compromete o investimento, e ameaça a sustentabilidade fiscal, tornando imprescindível uma gestão orçamental prudente e transparente para garantir a estabilidade económica e proteger o poder de compra das famílias.

Neste contexto, é importante que a contratação da dívida pública seja realizada com máxima prudência, devendo ser exclusivamente destinada ao financiamento de projectos produtivos, e não ao financiamento do défice para cobrir despesas correntes. De acordo com Massarongo (2015) ter um défice fiscal não é, por si só, "errado", mas é essencial que seja bem planeado, controlado e justificado. O problema surge quando o défice se torna crónico e insustentável, comprometendo a estabilidade económica a longo prazo. É importante que um país consiga equilibrar as suas contas de forma a garantir que as suas finanças públicas permaneçam sólidas e que as dívidas sejam geridas de forma responsável para não comprometer outros indicadores macroeconómicos relevantes.

Mas em geral, os resultados do modelo ARDL, interpretados nas secções (5.4.1) e (5.4.2), e do Teste de Causalidade de Granger interpretados na seção (5.7) confirmam o pressuposto inicial deste estudo, a existência de dominância fiscal em Moçambique durante o período analisado. Assim, conclui-se que, durante o período de estudo, a economia esteve sujeita a efeitos de dominância fiscal, com estes sendo mais compreensíveis no longo prazo.

Outrossim, os resultados deste estudo devem ser interpretados com algum ceticismo, pois existem duas limitações que condicionam a sua validade. Em primeiro lugar, a escolha do horizonte temporal foi limitada pela dificuldade em obter dados relevantes para a pesquisa relativos aos períodos anteriores e posteriores ao período em análise. Em segundo lugar, os resultados não parecem ser conclusivos. A relação entre o défice orçamental e a inflação é positiva no longo prazo, enquanto no curto prazo, em alguns períodos, é positiva, em outros é negativa, mostrando assim alguma limitação na determinação de conclusões.

Neste contexto, recomenda-se a realização de estudos empíricos adicionais sobre o tema, que considerem estas limitações.

BIBLIOGRAFIA

- Abdel-Haleim, S. M. (2016). *Coordination of Monetary and Fiscal Policies: The Case of Egypt*.
- Ahlborn, M., Ahrens, J., e Schweickert, R. (2016). Large-scale transition of economic systems—do CEECs converge toward western prototypes? *Comparative Economic Studies*, 58, 430-454.
- Aisen, A., e Hauner, D. (2008). Budget deficits and interest rates: A fresh perspective. *Opción: Revista de Ciencias Humanas y Sociales*, 17, 934-946.
- Banco de Moçambique, Centro de Documentação e Informação. (2000). *Annual report* (No. 9). Banco de Moçambique.
- Banco de Moçambique. (2024). [Base de Dados]. Maputo: Banco de Moçambique.
- Banco de Moçambique. (2023). *Orçamento do Estado 2000-2020*. Banco de Moçambique, Maputo.
- Banco Mundial. (2020). *Actualidade económica de Moçambique: Tirando proveito da transformação demográfica*. Washington, D.C Banco Mundial.
- Banco Mundial. (2021). *Actualidade económica de Moçambique: Tirando proveito da transformação demográfica*. Washington, D.C Banco Mundial.
- Barbosa, F. D. H. (1997). Taxa de câmbio e poupança: Um ensaio sobre o efeito Harberger-Laursen-Metzler (No. 310). EPE Brazilian School of Economics and Finance-FGV EPE (Brazil).
- Barro, Robert (1974) iAre government bonds net wealth?. *Journal of Political Economy* 82: 1095-117.
- Bernheim, B. D. (1989). A neoclassical perspective on budget deficits. *Journal of Economic Perspectives*, 3(2), 55-72.
- Blanchard, O. (2001). The long and large decline in US output volatility. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2001(1), 135-174.
- Blanchard, O., e Giavazzi, F. (2004). Improving the SGP through a proper accounting of public investment. Available at SSRN 508203.
- Blanchard, O., e Johnson, D. R. (2013). *Macroeconomics* (6th ed.). Pearson Education.
- Breusch, T. S., e Godfrey, L. (2015). A review of recent work on testing for auto-correlation in dynamic simultaneous models. *Macroeconomic Analysis*, 63-110.
- Breusch, T. S., e Pagan, A. R. (1979). A simple test for heteroscedasticity and random coefficient variation. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1287-1294.
- Buiter, W. H. (1985). A guide to public sector debt and deficits. *Economic Policy*, 1(1), 13-61
- Burda, M., e Wyplosz, C. (1994). Gross worker and job flows in Europe. *European economic review*, 38(6), 1287-1315.
- Cagan, P. (1956). The monetary dynamics of hyperinflation. In M. Friedman (Org.), *Studies in the quantity theory of money* (pp. 13-118). The University of Chicago Press.

- Camp, P. J. (1990). *The line of gravitation: On the quantization conditions in curved spacetime and uncertainty-driven inflation*. University of South Carolina.
- Caudill, S. B., e Holcombe, R. G. (1999). Specification search and levels of significance in econometric models. *Eastern Economic Journal*, 25(3), 289-300.
- Castel-Branco, C. (2016). Dilemas da industrialização num contexto extractivo de acumulação de capital. In L. de Brito, C. N. Castel-Branco, S. Chichava & A. Francisco (Orgs.), *Desafios para Moçambique 2016* (pp. 141–174). Instituto de Estudos Sociais e Económicos (IESE).
- Castel-Branco, C. N. (2003). Indústria e industrialização em Moçambique: Análise da situação actual e linhas estratégicas de desenvolvimento. *I Quaderni della Cooperazione Italiana*, 3.
- Castel-Branco, C. N. (2010). Economia extractiva e desafios de industrialização em Moçambique. Instituto de Estudos Sociais e Económicos (IESE).
- Castel-Branco, C. N. (2017). Crises económicas e estruturas de acumulação de capital em Moçambique. In L. de Brito, C. N. Castel-Branco, S. Chichava & A. Francisco (Orgs.), *Desafios para Moçambique 2017* (pp. 99–164). Instituto de Estudos Sociais e Económicos (IESE).
- Castel-Branco, C. N., e Ossemane, R. (2012). Política monetária e redução da pobreza em Moçambique: Discussão crítica. In L. de Brito, C. N. Castel-Branco, S. Chichava & A. Francisco (Orgs.), *Desafios para Moçambique 2012* (pp. 185–202). 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.
- Catão, L., e Terrones, M. (2001). Fiscal deficits and inflation: A new look at the emerging market evidence. *IMF Working Paper*, WP/01/74.
- Catão, L., e Terrones, M. (2003). Fiscal deficits and inflation. *IMF Working Paper*, WP/03/65.
- Cochrane, J. (2023). The fiscal theory of the price level.
- Coscione, S. (2007). SADC regional integration agenda.
- Cottarelli, C., Griffiths, M., & Moghadam, R. (1998). The nonmonetary determinants of inflation: A panel study. *IMF Working Paper*, WP/98/23.
- Cottarelli, M. C. (1998). The nonmonetary determinants of inflation: A panel data study. *International Monetary Fund*. WP/98/23.
- Cramer, C., e Hailu, D. (2003). From conflict to recovery in Africa. In C. Cramer & D. Hailu (Eds.), *From Conflict to Recovery in Africa* (pp. 155–174). Oxford University Press.
- Cysne, R. P., e Coimbra-Lisboa, P. C. (2007). Imposto inflacionário e transferências inflacionárias no Mercosul e nos Estados Unidos. *Estudos Económicos (São Paulo)*, 37, 275–291

- Dickey, D. A., e Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American statistical association*, 74(366a), 427-431.
- Dornbusch, R., Fischer, S., e Startz, R. (2011). *Macroeconomics*. New York: McGraw-Hill Higher Education.
- Eita, J. H., Manuel, V., Nakusera, E. N., e Florette, N. (2021). The impact of fiscal deficit on inflation in Namibia. *Journal of Central Banking Theory and Practice*, 10(1), 141-164.
- Ekanayake, H. K. (2012). The link between fiscal deficit and inflation: Do public sector wages matter? *ASARC Working Papers*.
- Elmendorf, D. W., e Mankiw, G. N. (1998). Government debt published. In J. B. Taylor & M. Woodford (Eds.), *Handbook of Macroeconomics, Vol. 1* (pp. w6470). Elsevier Science, BV.
- 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.
- Ezeabasili, V. N., e Mojekwu, J. N. (2012). An Empirical Analysis of Fiscal Deficits and Inflation in Nigeria. *International Business and Management*, 105-120.
- Fakher, H. A. (2016). The empirical relationship between fiscal deficits and inflation (Case study: Selected Asian economies). *Iranian Economic Review*, 20(4), 551-579.
- Favero, C. A., e Giavazzi, F. (2005). Inflation targeting and debt: Lessons from Brazil. In F. Giavazzi, I. Goldfajn, & S. Herrera (Eds.), *Inflation Targeting, Debt, and the Brazilian Experience, 1999 to 2003* (pp. 1-24). Cambridge: MIT Press.
- Fischer, S. (1982). Adapting to inflation in the United States economy. *Inflation: Causes and Effects*, 169-188.
- Fischer, S., e Huizinga, J. (1982). Inflation, unemployment, and public opinion polls. *Journal of Money, Credit and Banking*, 14(1), 1-19.
- Fundo Monetário Internacional (FMI). (2018). *World Economic Outlook*.
- Geraldi, J (2010). The role of decision makers' use of visualizations in project portfolio decision making. *International Journal of Project Management*, 38(5), 267-277.
- GMD (2006), “Dívida Externa e interna de Moçambique: Evolução, Desafios e Necessidade de uma Estratégia Consistente e Inclusiva”
- Greenlaw, S. A., Shapiro, D., e Taylor, T. (2018). *Principles of Economics*, (OpenStax).
- Grupo Moçambicano da Dívida (2018). Actualização da Actual Situação da Dívida Pública em Moçambique e Dinâmica dos Indicadores de Sustentabilidade. Maputo: Grupo Moçambicano da Dívida.
- Gujarati, D. N. e Porter, D. C. (2012), “Econometria Básica”, 5^a edição, Porto Alegre: AMGH Editora, Lda 18. Hussain, M. & Haque, M. (2017), “Fiscal Deficit and Its Impact on Economic Growth: Evidence from Bangladesh”, *Economies-MDPI*, October, PP 05-37
- Gujarati, D. N., e Porter, D. C. P. (2008). *Econometria Básica*-Quinta Edição. *Porto Alegre: AMGH Editora Ltda.*

- Guth, A. H. (2000). Inflation and eternal inflation. *Physics Reports*, 333, 555-574.
- Hall, R. E. (1982). Macroeconomic policy under structural change. *Industrial Change and Public Policy*, 85-111.
- Hussein, B. O. (2018). Análisis de la relación entre el déficit presupuestario y la provisión de efectivo. *Opción: Revista de Ciencias Humanas y Sociales*, 17, 934-946.
- Ibraimo, Y. (2019). Dinâmicas de endividamento público em Moçambique na década de 2009-2018: Uma análise do contributo do livro dos desafios para Moçambique. In L. de Brito et al. (Eds.), *Desafios para Moçambique 2019* (pp. 131-145). Maputo: Instituto de Estudos Sociais e Económicos.
- Ibraimo, Y. (2020). Tensões, conflitos e inconsistências nas relações entre as políticas fiscal e monetária em Moçambique. *Desafios para Moçambique 2020*, 207-233.
- Instituto Nacional de Estatística. (2023). Contas Nacionais. [Base de Dados]. Maputo: Instituto Nacional de Estatística.
- 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. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of economic dynamics and control*, 12(2-3), 231-254.
- Krugman, P. (2001). Lessons of Massachusetts for EMU'. *International library of critical writings in economics*, 134(41-61).
- Lim, Y. C., e Sek, S. K. (2015). An examination on the determinants of inflation. *Journal of Economics, Business and Management*, 3(7), 678-682.
- Landau, L. (1998). *Rebuilding the Mozambique economy: assessment of a development partnership*. World Bank Publications.
- Leeper, E. M. (1991). Equilibria under 'active' and 'passive' monetary and fiscal policies. *Journal of monetary Economics*, 27(1), 129-147.
- Lim, M. G., e Papi, M. L. (1997). *An econometric analysis of the determinants of inflation in Turkey*. International Monetary Fund.
- Lima, G. (2009). Endividamento público, crescimento, moeda e inflação: comentário a "matemática agradável". *Revista de Economia Política*, vol. 29, nº 4 (116), pp. 484-492, outubro-dezembro/2009
- Liew, V. K. S. (2004). Which lag length selection criteria should we employ?. *Economics bulletin*, 3(33), 1-9
- Lwanga, M. M., e Mawejje, J. (2014). Macroeconomic Effect of Budget Deficit in Uganda. *Economic Policy Research Centre: Kampala Uganda*, 5-19.
- Magaia, R. F. (2018). *A hipótese dos défices gêmeos em Moçambique: Uma análise do período de 1960-2016*. Jornadas Científicas da FACECO.

- Magaia, R., e Vucu, E. (2024). Análise da interação óptima entre as políticas fiscal e monetária em Moçambique: Uma abordagem baseada na teoria de jogos. Jornadas Científicas do Banco de Moçambique.
- Makochekanwa, A. (2008). The Impact of a Budget Deficit on Inflation in Zimbabwe.
- Mankiw, N. G. (2009). Macroeconomics (7th ed.). New York, USA: Worth Publishers.
- Mankiw, N. G. (2009). Macroeconomics. New York: Worth Publishers
- Mankiw, N. G. (2015). Macroeconomia, 8.a Edição. Rio de Janeiro: LTC.
- Mankiw, N. G., e Weinzierl, M. (2010). The optimal taxation of height: A case study of utilitarian income redistribution. *American Economic Journal: Economic Policy*, 2(1), 155-176.
- Massarongo, F. (2015). Desafios do financiamento ao sector privado: Reflexão sobre as implicações do recurso à dívida pública interna mobiliária para financiamento do Estado. *Questões sobre o desenvolvimento produtivo em Moçambique*, 51.
- Massarongo, F. (2016). Política monetária e estrutura produtiva da economia de Moçambique. In L. de Brito et al. (Eds.), *Desafios para Moçambique 2017* (pp. 203–232). Instituto de Estudos Sociais e Económicos (IESE).
- Massarongo, F. (2017). A dívida pública interna mobiliária em Moçambique: Alternativa ao financiamento do défice orçamental? *IDEIAS*, 75.
- Matlombe, E. E., e Raisse, S. A. D. (2024). Dominância Fiscal e Seu Impacto na Política Monetária: Uma Análise sobre a Economia Moçambicana (2017-2023). XV Jornadas Científicas do Banco de Moçambique.
- Mendes, R. A. (2020). Conjuntura fiscal do Município de Fortaleza: Uma análise da sustentabilidade da dívida pública no período de 2008 a 2019.
- Ministério da Economia e Finanças. (vários anos). Conta Geral do Estado. Maputo: Ministério da Economia e Finanças.
- Ministério da Economia e Finanças. (2015). Estratégia de Médio Prazo para a Gestão da Dívida Pública 2015-2018. Maputo: Ministério da Economia e Finanças.
- Ministério da Economia e Finanças. (vários anos). Relatório da dívida pública 2019. Maputo: Ministério da Economia e Finanças.
- Mordi, C. N. O. (2009). Overview of monetary policy framework in Nigeria. *Central Bank of Nigeria (CBN) Bullion*, 33(1).
- Moghadam, R. (1998, February). VII. What Determines Inflation in Hungary? A Cross-Country Perspective. In *Hungary*. International Monetary Fund.
- Muhammad, S. D., Zafar, S., Noman, M., e Arfeen, N. (2016). The nexuses between budget deficit and price inflation in Pakistan: An ARDL bound testing approach. *Pakistan Journal of Commerce and Social Sciences (PJCSS)*, 10(3), 606–614.
- Mundial, B. (2021). Perspectivas econômicas mundiais. Banco Mundial.
- Myovella, G. A., e Kisava, Z. S. (2018). Budget deficit and inflation in Tanzania: ARDL bound test approach. *Journal of Business, Economics and Finance*, 7(1), 83–88.

- Nayab, H. (2015). The relationship between budget deficit and economic growth of Pakistan. *Journal of Economics and Sustainable Development*, 6(11), 85–9
- Neto, G., e Manzoni, J. (2017). Os planos econômicos e a inflação brasileira: uma análise do período de 1950-1999.
- Obeng, S. H., e Abotsi, A. K. (2024). Fiscal Deficits and Inflation in Ghana. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 14(1), 154-163.
- Odhiambo, N. (2009). Energy Consumption and Economic Growth Nexus in Tanzania: An ARDL Bounds Testing Approach. *Energy Policy*, 37 (2), 617-622.
- Osoro, S. (2016). *Effects of budget deficit on economic growth in Kenya* (Doctoral dissertation, University of Nairobi).
- Ossumane, Z. D. R. (2018). Exploração de areias pesadas na Zambézia: O pesadelo dos pobres. *Txopela*.
- Pastore, A. C. (1994). Déficit público, a sustentabilidade do crescimento das dívidas interna e externa, senhoriagem e inflação: Uma análise do regime monetário brasileiro. *Revista de Econometria*, 14(2).
- Pereira, P. T., Arcanjo, M., e Santos, J. C. G. (2012). *Economia e Finanças Públicas*. 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.
- Pesaran, M. H., e Smith, R. P. (1998). Structural analysis of cointegrating VARs. *Journal of Economic Surveys*, 12(5), 471–505.
- Ramsey, J. (1969) Tests for Specification Errors in Classical Linear Least Squares Regression Analysis. *Journal of the Royal Statistical Society*, 31, 350-371.
- Rosa, A. S. (2002). Os determinantes da inflação: aplicação ao caso português.
- Rossetti, C. L. (2003). An analysis of the integration of strategic sourcing and negotiation planning. *Journal of Supply Chain Management*, 39(3), 16-25.
- ŞAHİN, B. E. (2019). Analysis of the Relationship Between Inflation, Budget Deficit and Money Supply in Turkey by ARDL Approach 1980-2017. *Journal of Life Economics*, 6(3), 297-306.
- Samırkaş, M. (2014). Effects of budget deficits on inflation, economic growth and interest rates: applications of Turkey in 1980-2013 Period. *Journal of Economics and Development Studies*, 2(4), 203-210.
- Sanya, O. (2017, August). Nexus Between Inflation and Budget Deficit: A Comparative Study Between Nigeria and South Africa. *International Journal of Economics, Commerce and Management*, 5(8), 98-112.
- Sargent, T. J.; Wallace, N. (1981). “Some unpleasant monetarist arithmetic.” *Quarterly Review*, Federal Reserve Bank of Minneapolis, vol. 5(Fall)..

- Šehović, Damir. 2013. "General Aspects of Fiscal and Monetary Policy coordination". *Journal of Theory Banking Central and Practise*, pp 5-27.
- Sek, S. K., Teo, X. Q., e Wong, Y. N. (2015). A comparative study on the effects of oil price changes on inflation. *Procedia Economics and Finance*, 26, 630-636.
- Shapiro, S. S., e Wilk, M. B. (1965). An analysis of variance test for normality (complete samples). *Biometrika*, 52(3-4), 591-611.
- Simonsen, M.H. e Cysne, R.P. Welfare costs of inflation and interest-bearing deposits. *Ensaio Econômico da EPGE/FGV*, 1999, revised [original version, 1994]
- Solomon, M., e De Wet, W. (2004). The Effect of a Budget Deficit on Inflation: The Case of Tanzania. *SAJEMS NS*, 7(1), 100-116.
- Taylor, J. B. (1993). Discretion versus policy rules in practice. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39(1), 195-214.
- Wooldridge, J. M. (2015). Control function methods in applied econometrics. *Journal of Human Resources*, 50(2), 420-445.

ANEXOS`

Anexo A: Estudos Empíricos

Autores	Ano	Amostra (Paises)	Periodo	Técnica de Análise	Principais Resultados
Catão e Terrones Solomon e De Wet	2003	Autraria, Alemanha, Grecia, Hungria, Polonia e Russia.	1960 – 2001	ARDL e PMGE	Impacto positivo do défice sobre a inflação
Makochekanwa	2008	Tanzânia	1967 – 2001	VAR	Impacto positivo do défice orçamentais
Ekanayake	2012	Zimbabué	1980 – 2005	Modelo de correção de erros (ECM)	Défice orçamental tem um impacto positivo sobre a inflação
Muhammad et.all	2016	Sri Lanka	1959 – 2008	ARDL	Défice orçamental impacta positivamente na inflação
Sanya	2017	Paquistão	1973 – 2014	ARDL	Défice orçamental não revela significância estatística na inflação
Myovella e Kisava	2018	South Africa e Nigeria	1990 – 2014	(VECM) e o Teste de Causalidade de Granger	O défice orçamental, foi identificado como um dos principais factores impulsiona na inflação
Şahin	2019	Tanzânia	1970 – 2015	ARDL	Relação positiva entre os défices orçamentais e a inflação
Eita et al.	2021	Turquia	1980 – 2017	ARDL	O défice orçamental teve um impacto significativo sobre a inflação
Obeng e Abotsi Matlombe e Raisse	2024	Namíbia	2002 – 2017	ARDL e a causalidade de Granger	Os défices fiscais têm um efeito positivo de longo prazo sobre a inflação
Roque e Vucu	2024	Gana	1976 – 2019	ARDL	Relação positiva entre os défices fiscais e a inflação
	2024	Mocambique	2017- 2023	VEC	Dominância fiscal durante esse período.
	2024	Mocambique	2005 – 2022	VAR	Trade-off entre as políticas, com um nível de coordenação estimado em 41,62%

Anexo B: Dados de Análise

Trimestres	Inflação	Taxa de Juros	Defice Fiscal	MZN/USD
01/01/08	1,90	18,47	-3505,00	24,05
01/04/08	0,12	18,39	-7812,00	24,14
01/07/08	0,80	18,25	-7431,00	24,07
01/10/08	0,93	17,99	-10058,00	24,43
01/01/09	0,27	16,64	-5583,10	25,89
01/04/09	-0,95	15,87	-8326,50	26,61
01/07/09	0,20	14,97	-10306,80	26,87
01/10/09	1,24	15,22	-12082,00	27,46
01/01/10	1,90	14,42	-6657,70	27,61
01/04/10	1,26	15,32	-8307,10	33,27
01/07/10	0,26	16,91	-11844,70	35,84
01/10/10	1,87	18,40	-13012,40	35,20
01/01/11	0,95	19,17	-8337,90	31,67
01/04/11	0,12	19,17	-7956,90	29,99
01/07/11	0,26	19,14	-12342,50	27,57
01/10/11	0,67	19,07	-16672,20	27,01
01/01/12	0,20	18,21	-8133,10	27,27
01/04/12	-0,37	17,31	-5679,90	27,76
01/07/12	0,02	16,18	-8424,50	28,43
01/10/12	0,82	15,79	-14184,20	29,46
01/01/13	0,94	15,48	-4150,40	29,94
01/04/13	-0,18	15,31	-8034,60	29,97
01/07/13	-0,08	15,23	-13267,40	29,85
01/10/13	0,50	14,88	-16653,40	29,88
01/01/14	0,76	14,85	-4187,80	30,43
01/04/14	-0,26	14,84	-17669,00	30,62
01/07/14	-0,25	14,80	-7114,60	30,55
01/10/14	0,40	14,70	-16927,50	31,16
01/01/15	1,15	14,68	-2094,60	33,32
01/04/15	-0,83	14,68	-1827,80	36,46
01/07/15	0,19	14,68	-10571,80	40,29
01/10/15	1,90	16,22	-10344,50	47,56
01/01/16	1,90	17,67	-12807,90	49,74
01/04/16	0,92	20,40	-5638,00	60,76
01/07/16	1,63	23,38	-696,90	75,15
01/10/16	1,90	24,10	-8458,00	73,11
01/01/17	1,42	24,10	-3616,20	68,41
01/04/17	-0,15	24,10	-11171,10	61,00
01/07/17	-0,09	24,10	-2129,40	61,27
01/10/17	0,68	24,10	7227,30	60,56
01/01/18	0,58	24,10	-6475,70	61,24

01/04/18	0,28	22,83	-4285,50	59,40
01/07/18	0,06	21,30	-9160,70	59,92
01/10/18	0,24	20,10	-19562,60	61,44
01/01/19	0,54	19,50	-6265,60	63,30
01/04/19	-0,08	19,43	-8978,10	62,47
01/07/19	-0,03	18,27	-5214,60	61,64
01/10/19	0,73	18,00	22861,30	63,09
01/01/20	0,40	18,13	-4372,90	65,98
01/04/20	-0,21	17,17	-8964,10	69,57
01/07/20	0,06	15,90	-24198,30	71,98
01/10/20	0,90	15,90	-27001,00	73,70
01/01/21	1,28	17,40	-7680,90	68,74
01/04/21	-0,49	18,90	-7722,40	61,78
01/07/21	0,29	18,80	-3075,80	63,77
01/10/21	1,25	18,60	-27712,00	63,83
01/01/22	1,12	18,60	-13954,20	63,83
01/04/22	0,99	20,10	-2657,00	63,85
01/07/22	0,65	21,23	-5761,80	63,87
01/10/22	0,71	22,60	-80190,30	63,87
01/01/23	1,09	23,20	-18166,40	63,88
01/04/23	-0,24	23,90	-1722,70	63,88
01/07/23	-0,04	24,10	-17881,50	63,89
01/10/23	0,92	24,10	-37796,80	63,89

Fonte: Dados do MEF (vários anos), INE (Vários anos) e Banco de Moçambique (vários anos).

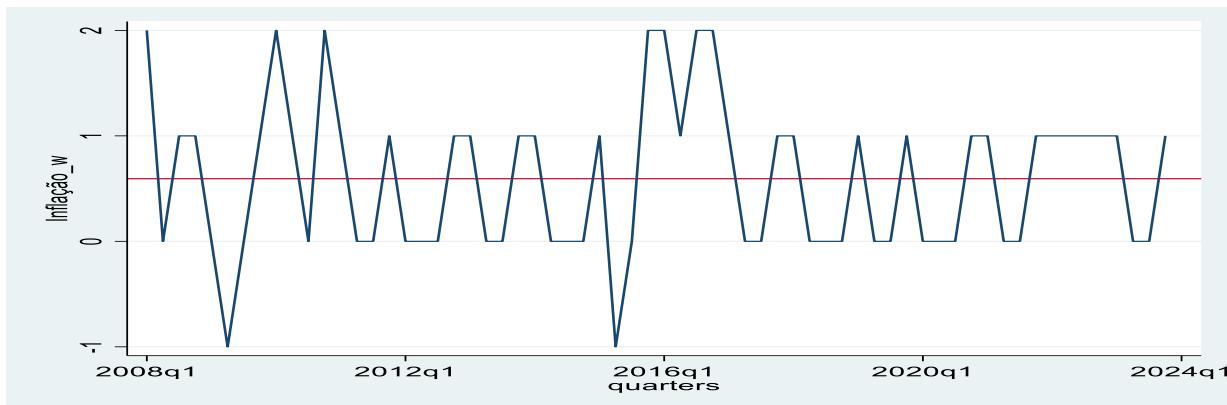
Anexo C: Estatísticas Descritivas

. summarize inf do tjuro tc

Variable	Obs	Mean	Std. dev.	Min	Max
inf	64	.5613344	.6977941	-.9466805	1.904291
do	64	-10355.17	12098.1	-80190.3	22861.3
tjuro	64	18.58319	3.164751	14.42333	24.1
tc	64	47.14786	17.82284	24.05333	75.15

Anexo D: Evolução das series e Resultados da Determinação do Número Óptimo de Desfasagens

- Inflação – tem uma média superior a zero, por isso usamos a opção de *drift*:



. varsoc Inflação_w

Lag-order selection criteria

Sample: 2009q1 thru 2023q4

Number of obs = 60

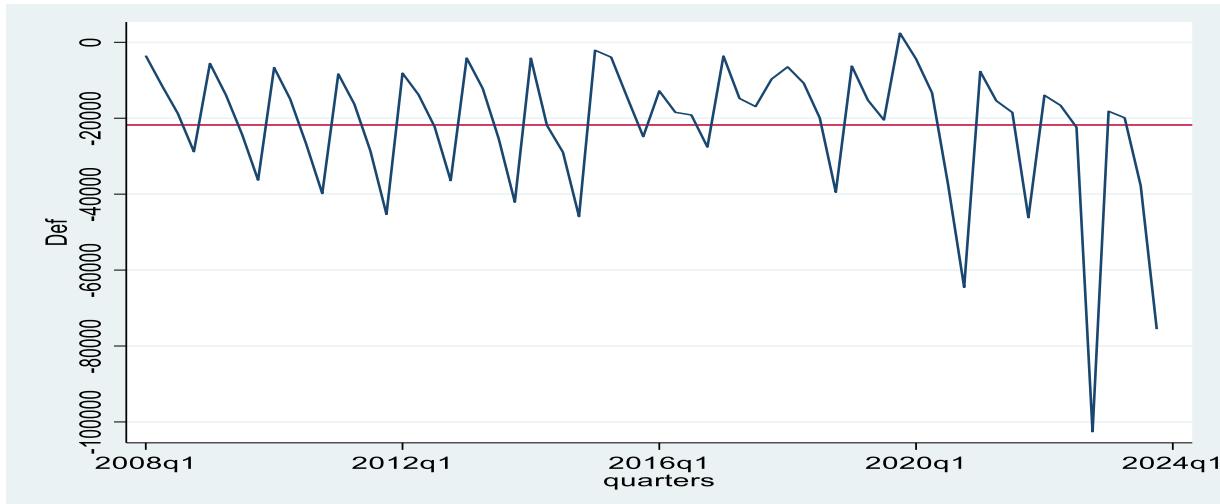
Lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	-65.0664				.529586	2.20221	2.21587	2.23712
1	-62.5405	5.0518	1	0.025	.503334	2.15135	2.17866	2.22116
2	-58.9358	7.2094*	1	0.007	.461503	2.06453	2.10549	2.16924*
3	-57.3339	3.2037	1	0.073	.452388*	2.04446*	2.09908*	2.18409
4	-57.1545	.35884	1	0.549	.465021	2.07182	2.14009	2.24635

* optimal lag

Endogenous: Inflação_w

Exogenous: _cons

- Défice orçamental – tem uma média diferente de zero, então usamos a função de *drift*



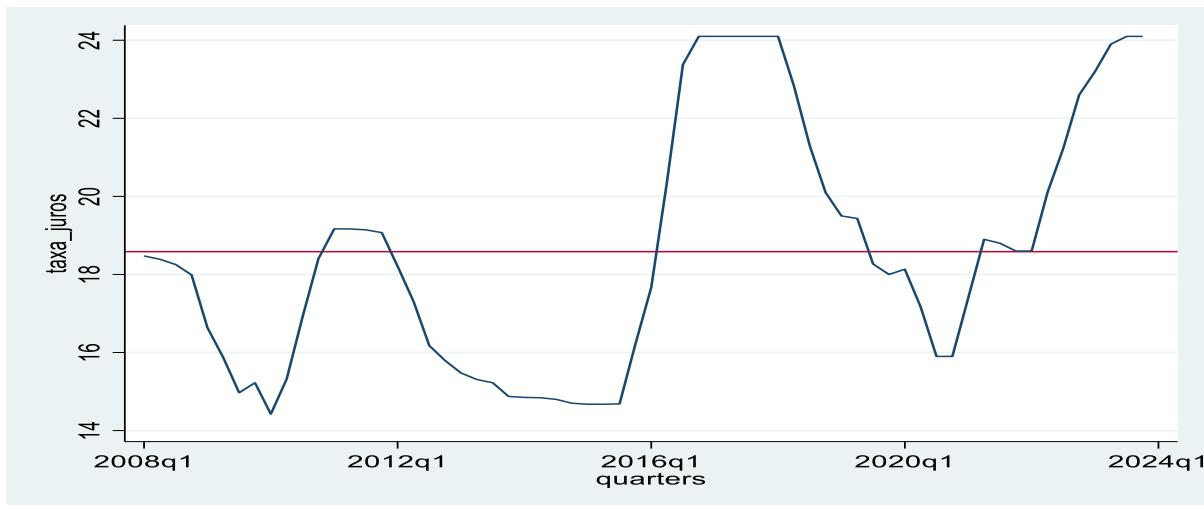
```
. varsoc Def
Lag-order selection criteria
Sample: 2009q1 thru 2023q4
Number of obs = 60

```

Lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	-674.284				3.5e+08	22.5095	22.5231	22.5444
1	-674.234	.10031	1	0.751	3.6e+08	22.5411	22.5684	22.611
2	-672.947	2.5743	1	0.109	3.6e+08	22.5316	22.5725	22.6363
3	-672.86	.17498	1	0.676	3.7e+08	22.562	22.6166	22.7016
4	-659.184	27.35*	1	0.000	2.4e+08*	22.1395*	22.2077*	22.314*

* optimal lag
 Endogenous: **Def**
 Exogenous: **_cons**

- Taxa de juro – tem uma média superior a zero, por isso usamos a opção de *drift*



```

. varsoc taxa_juros

Lag-order selection criteria

Sample: 2009q1 thru 2023q4                                         Number of obs = 60

```

Lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	-155.699				10.8637	5.2233	5.23695	5.2582
1	-82.1728	147.05	1	0.000	.968416	2.80576	2.83307	2.87557
2	-60.6395	43.066*	1	0.000	.48847*	2.12132*	2.16228*	2.22603*
3	-60.5206	.23774	1	0.626	.503088	2.15069	2.2053	2.29031
4	-60.4548	.13166	1	0.717	.519098	2.18183	2.25009	2.35636

* optimal lag
 Endogenous: **taxa_juros**
 Exogenous: **_cons**

- Tcambio – tem uma média superior a zero, por isso usamos a opção de *drift*:



```
. varsoc intcambio
```

Lag-order selection criteria

Sample: 2009q1 thru 2023q4

Number of obs = 60

Lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	-27.34				.150588	.944666	.95832	.979572
1	81.6076	217.9	1	0.000	.004122	-2.65359	-2.62628	-2.58377
2	90.6905	18.166*	1	0.000	.003149*	-2.92302*	-2.88206*	-2.8183*
3	90.9555	.52989	1	0.467	.003227	-2.89852	-2.8439	-2.75889
4	91.1065	.30206	1	0.583	.00332	-2.87022	-2.80195	-2.69569

* optimal lag

Endogenous: intcambio

Exogenous: _cons

- Primeira diferença do Ln(Taxa de Câmbio)



Sample: 2009q2 thru 2023q4

Number of obs = 59

Lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	79.1348				.004142	-2.64864	-2.63489	-2.61342
1	87.8635	17.457*	1	0.000	.003188*	-2.91063*	-2.88314*	-2.8402*
2	88.2131	.69908	1	0.403	.003259	-2.88858	-2.84734	-2.78294
3	88.4325	.4389	1	0.508	.003347	-2.86212	-2.80714	-2.72127
4	88.4334	.00187	1	0.966	.003463	-2.82825	-2.75952	-2.65219

* optimal lag

Endogenous: dTC

Exogenous: _cons

Anexo E: Resultados do Teste de Raíz Unitária de DFA

Em Nível

- Inflação

```
. dfuller Inflação_w, drift lags(3)

Augmented Dickey-Fuller test for unit root

Variable: Inflação_w
Number of obs = 60
Number of lags = 3

H0: Random walk with drift, d = 0

          t-distribution
          Test      critical value
statistic      1%          5%          10%
-----  
Z(t)      -3.183      -2.396      -1.673      -1.297
-----  
p-value for Z(t) = 0.0012
```

- Défice orçamental

```
. dfuller Def, drift lags(4)

Augmented Dickey-Fuller test for unit root

Variable: Def
Number of obs = 59
Number of lags = 4

H0: Random walk with drift, d = 0

          t-distribution
          Test      critical value
statistic      1%          5%          10%
-----  
Z(t)      -1.951      -2.399      -1.674      -1.298
-----  
p-value for Z(t) = 0.0282
```

- Taxa de Juro

```
. dfuller taxa_juros, drift lags(2)

Augmented Dickey-Fuller test for unit root

Variable: taxa_juros                               Number of obs = 61
                                                       Number of lags = 2

H0: Random walk with drift, d = 0

            Test t-distribution
statistic          1%   critical value
                   5%   10%

```

Z(t)	-2.164	-2.394	-1.672	-1.297
------	--------	--------	--------	--------

p-value for Z(t) = 0.0173

Primeira Diferença

- Taxa de Câmbio

```
. dfuller dTC, lags(1)

Augmented Dickey-Fuller test for unit root

Variable: dTC                               Number of obs = 61
                                               Number of lags = 1

H0: Random walk without drift, d = 0

            Test Dickey-Fuller
statistic          1%   critical value
                   5%   10%

```

Z(t)	-4.249	-3.565	-2.921	-2.596
------	--------	--------	--------	--------

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0005.

Anexo F: Resultados do Teste de Cointegração (ou Bound Test)

ARDL(2,3,3,0) regression									
Sample: 2008q4 thru 2023q4				Number of obs = 61 R-squared = 0.7735 Adj R-squared = 0.7226 Root MSE = 0.4227					
Log likelihood = -27.342224									
D.Inflação_w									
ADJ	Coefficient	Std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]				
Inflação_w L1.	-1.115795	.1464051	-7.62	0.000	-1.410007	-.8215829			
LR									
Def taxa_juros lnTcambio	.0152285 .0003239 -.0174117	.0068554 .0239142 .1735556	2.22 0.01 -0.10	0.031 0.989 0.920	.001452 -.0477335 -.3661847	.029005 .0483812 .3313612			
SR									
Inflação_w LD.	.3834031	.1174312	3.26	0.002	.1474163	.6193899			
Def D1. LD. L2D.	-.0148612 -.0245057 -.0070491	.0064476 .0050761 .0043075	-2.30 -4.83 -1.64	0.025 0.000 0.108	-.0278181 -.0347064 -.0157053	-.0019043 -.0143049 .0016071			
taxa_juros D1. LD. L2D.	.3144 .0322117 .1509309	.0900438 .1119575 .090846	3.49 0.29 1.66	0.001 0.775 0.103	.1334503 -.1927752 -.031631	.4953497 .2571987 .3334928			
_cons	.9793947	.5997148	1.63	0.109	-.2257774	2.184567			
Pesaran/Shin/Smith (2001) ARDL Bounds Test									
H0: no levels relationship				F = 14.999					
				t = -7.621					
Critical Values (0.1-0.01), F-statistic, Case 3									
	[I_0] L_1	[I_1] L_1	[I_0] L_05	[I_1] L_05	[I_0] L_025	[I_1] L_025			
k_3	2.72	3.77	3.23	4.35	3.69	4.89			
accept if F < critical value for I(0) regressors									
reject if F > critical value for I(1) regressors									
Critical Values (0.1-0.01), t-statistic, Case 3									
	[I_0] L_1	[I_1] L_1	[I_0] L_05	[I_1] L_05	[I_0] L_025	[I_1] L_025			
k_3	-2.57	-3.46	-2.86	-3.78	-3.13	-4.05			
accept if t > critical value for I(0) regressors									
reject if t < critical value for I(1) regressors									
k: # of non-deterministic regressors in long-run relationship									
Critical values from Pesaran/Shin/Smith (2001)									

Anexo G: Modelo de Curto Prazo

```
. ardl Inflação_w Def taxa_juros lnTcambio, lags(2 3 3 0)
```

ARDL(2,3,3,0) regression

Sample: 2008q4 thru 2023q4

Number of obs = 61
 F(11, 49) = 10.10
 Prob > F = 0.0000
 R-squared = 0.6939
 Adj R-squared = 0.6252
 Root MSE = 0.4227

Log likelihood = -27.342224

Inflação_w	Coefficient	Std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]
Inflação_w					
L1.	.2676082	.1258183	2.13	0.038	.0147668 .5204496
L2.	-.3834031	.1174312	-3.26	0.002	-.6193899 -.1474163
Def					
---	.0021307	.0034946	0.61	0.545	-.0048921 .0091534
L1.	-.0096444	.0035397	-2.72	0.009	-.0167578 -.0025311
L2.	.0174565	.0038175	4.57	0.000	.009785 .025128
L3.	.0070491	.0043075	1.64	0.108	-.0016071 .0157053
taxa_juros					
---	.3147614	.0988952	3.18	0.003	.1160241 .5134987
L1.	-.2821883	.1798411	-1.57	0.123	-.6435925 .079216
L2.	.1187192	.1770826	0.67	0.506	-.2371417 .47458
L3.	-.1509309	.090846	-1.66	0.103	-.3334928 .031631
lnTcambio	-.0194279	.193887	-0.10	0.921	-.4090583 .3702025
_cons	.9793947	.5997148	1.63	0.109	-.2257774 2.184567

```
. varsoc Inflação_w Def taxa_juros lnTcambio
```

Lag-order selection criteria

Sample: 2009q1 thru 2023q4

Number of obs = 60

Lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	-487.062				150.993	16.3687	16.4233	16.5084
1	-280.535	413.05	16	0.000	.263914	10.0178	10.2909	10.7159
2	-237.7	85.669	16	0.000	.108713	9.12334	9.61487	10.3799*
3	-214.824	45.753	16	0.000	.088083*	8.89412*	9.6041*	10.7092
4	-201.259	27.129*	16	0.040	.099019	8.97531	9.90375	11.3489

* optimal lag

Endogenous: Inflação_w Def taxa_juros lnTcambio

Exogenous: _cons

```
. matrix list e(lags)
```

```
e(lags)[1,4]
Inflação_w          Def      taxa_juros      lnTcambio
r1                  2          3          3          0
```

Anexo H: Modelo de Longo Prazo

ARDL(2,3,3,0) regression						
Sample: 2008q4 thru 2023q4				Number of obs = 61		
Log likelihood = -27.342224				R-squared	= 0.7735	
				Adj R-squared	= 0.7226	
				Root MSE	= 0.4227	
D.Inflação_w	Coefficient	Std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]	
ADJ						
Inflação_w						
L1.	-1.115795	.1464051	-7.62	0.000	-1.410007	-.8215829
LR						
Def	.0152285	.0068554	2.22	0.031	.001452	.029005
taxa_juros	.0003239	.0239142	0.01	0.989	-.0477335	.0483812
lnTcambio	-.0174117	.1735556	-0.10	0.920	-.3661847	.3313612
SR						
Inflação_w						
LD.	.3834031	.1174312	3.26	0.002	.1474163	.6193899
Def						
D1.	-.0148612	.0064476	-2.30	0.025	-.0278181	-.0019043
LD.	-.0245057	.0050761	-4.83	0.000	-.0347064	-.0143049
L2D.	-.0070491	.0043075	-1.64	0.108	-.0157053	.0016071
taxa_juros						
D1.	.3144	.0900438	3.49	0.001	.1334503	.4953497
LD.	.0322117	.1119575	0.29	0.775	-.1927752	.2571987
L2D.	.1509309	.090846	1.66	0.103	-.031631	.3334928
_cons	.9793947	.5997148	1.63	0.109	-.2257774	2.184567

Anexo I: Testes Diagnósticos de Regressão

Teste diagnóstico para o modelo de curto prazo

- Teste de Ramsey:

```
. estat ovtest

Ramsey RESET test for omitted variables
Omitted: Powers of fitted values of Inflação_w

H0: Model has no omitted variables

F(3, 46) = 1.00
Prob > F = 0.3992
```

- Heterocedasticidade:

```
. estat imtest, white
White's test
H0: Homoskedasticity
Ha: Unrestricted heteroskedasticity

chi2(60) = 61.00
Prob > chi2 = 0.4397
```

Cameron & Trivedi's decomposition of IM-test

Source	chi2	df	P
Heteroskedasticity	61.00	60	0.4397
Skewness	11.94	11	0.3678
Kurtosis	1.47	1	0.2256
Total	74.41	72	0.3996

```
. estat hettest
```

Breusch-Pagan/Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Assumption: Normal error terms

Variable: Fitted values of Inflação_w

H0: Constant variance

chi2(1) = 0.19

Prob > chi2 = 0.6631

- Correlação Serial:

```
. estat bgodfrey
```

Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation

lags(p)	chi2	df	Prob > chi2
1	0.126	1	0.7226

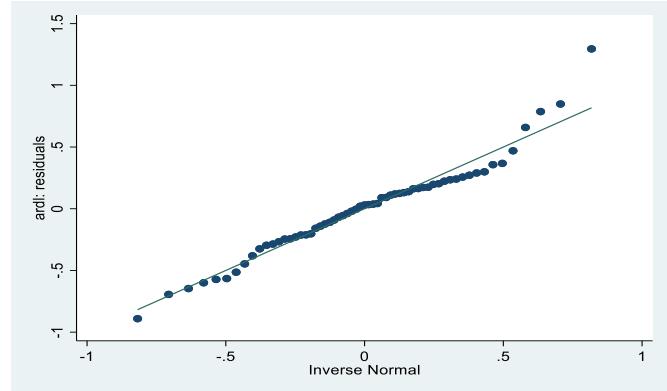
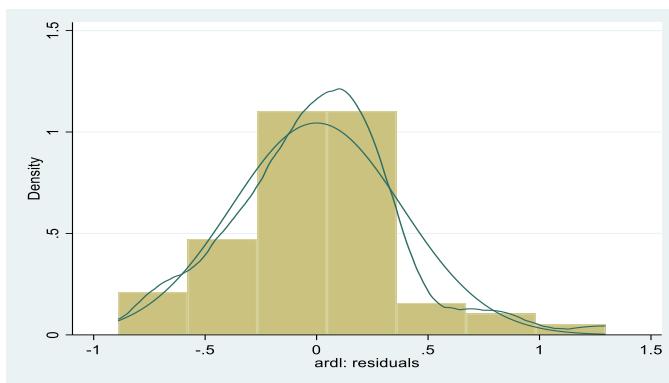
H0: no serial correlation

- Multicolineariedade:

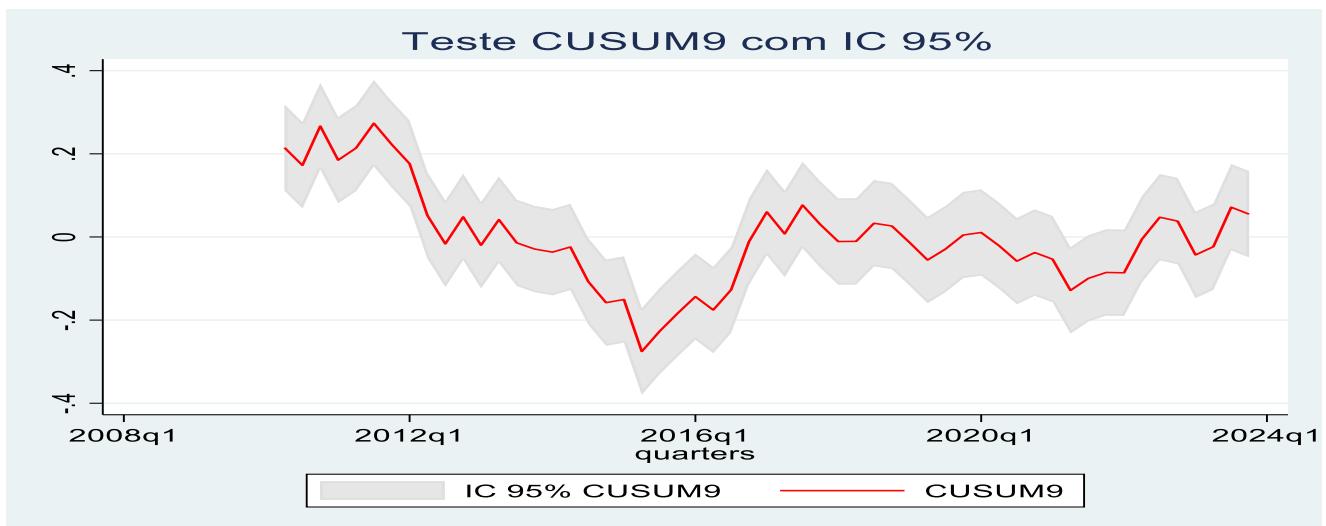
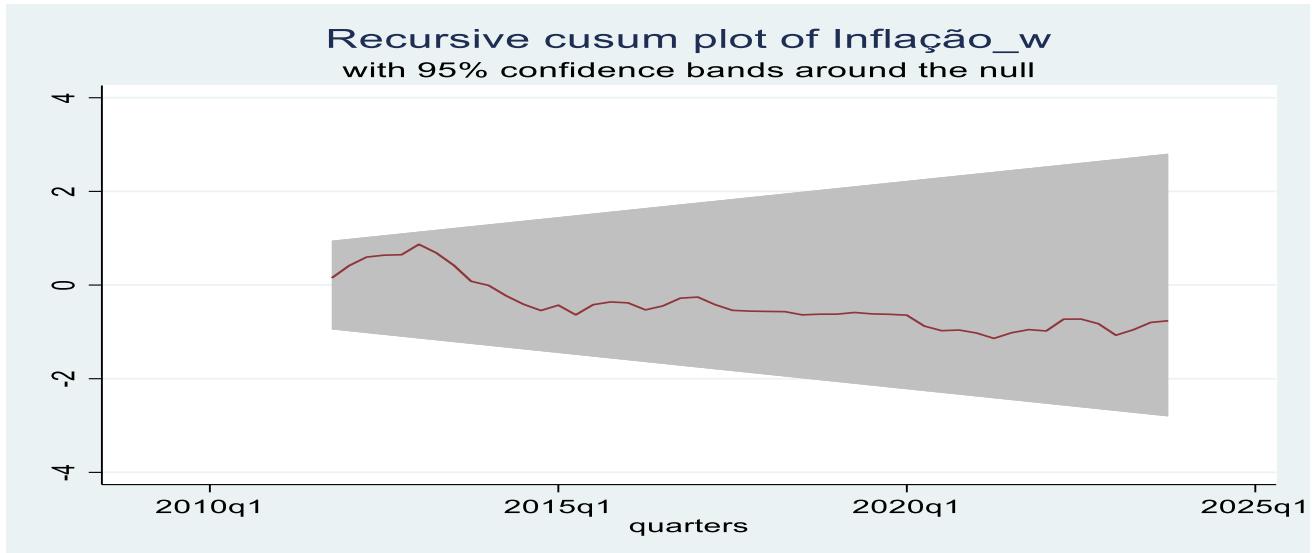
```
. estat vif
```

Variable	VIF	1/VIF
<i>taxa_juros</i>		
L1.	108.64	0.009205
L2.	99.73	0.010027
--.	34.54	0.028956
L3.	24.83	0.040274
<i>Inflação_w</i>		
L1.	2.53	0.395655
L2.	2.19	0.456756
<i>lnTcambio</i>		
Def	1.92	0.521247
L3.	1.82	0.548377
L2.	1.41	0.710251
--.	1.39	0.719983
L1.	1.22	0.817566
Mean VIF	25.47	

- Normalidade dos erros:



- Teste de Estabilidade do Modelo: CUSUM



Teste Diagnóstico para o Modelo de Longo Prazo

- Teste de RESET:

. **estat ovtest**

```
Ramsey RESET test for omitted variables
Omitted: Powers of fitted values of D.Inflação_w
```

```
H0: Model has no omitted variables
```

```
F(3, 46) = 0.25
Prob > F = 0.8606
```

- Heterocedasticidade:

. **estat hettest**

. **estat imtest, white**

```
Breusch-Pagan/Cook-Weisberg test for heteroskedasticity
```

```
Assumption: Normal error terms
```

```
Variable: Fitted values of D.Inflação_w
```

White's test
H0: Homoskedasticity

Ha: Unrestricted heteroskedasticity

```
chi2(60) = 61.00
Prob > chi2 = 0.4397
```

Cameron & Trivedi's decomposition of LM-test

```
H0: Constant variance
```

```
chi2(1) = 6.61
```

```
Prob > chi2 = 0.0101
```

Source	chi2	df	p
Heteroskedasticity	61.00	60	0.4397
Skewness	11.94	11	0.3678
Kurtosis	1.47	1	0.2256
Total	74.41	72	0.3996

- Autocorrelação Serial:

. **estat bgodfrey**

```
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation
```

lags(<i>p</i>)	chi2	df	Prob > chi2
1	0.126	1	0.7226

H0: no serial correlation

. **estat dwatson**

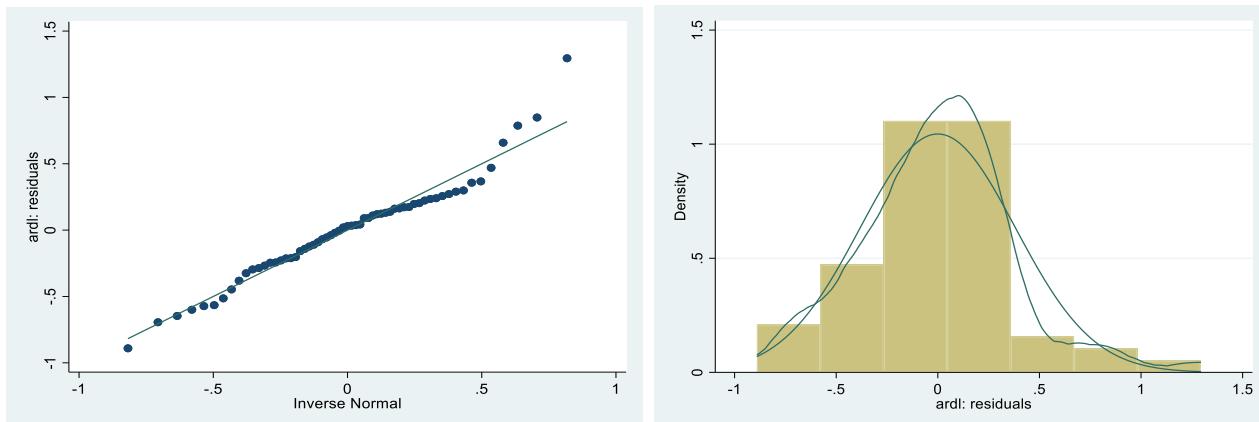
```
Durbin-Watson d-statistic( 12, 61) = 2.044573
```

- Multicolineariedade:

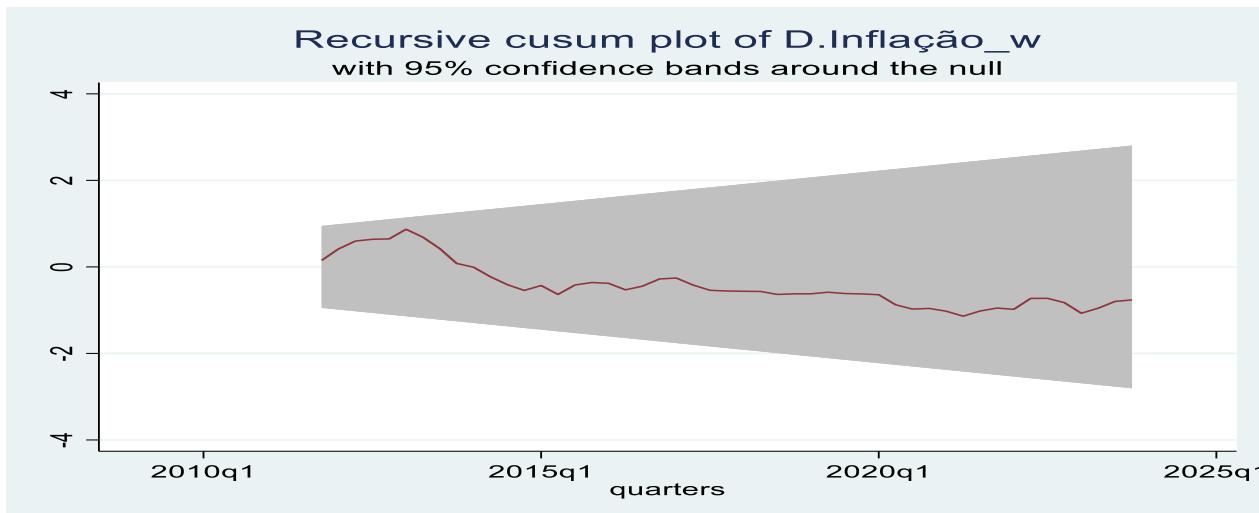
. estat vif

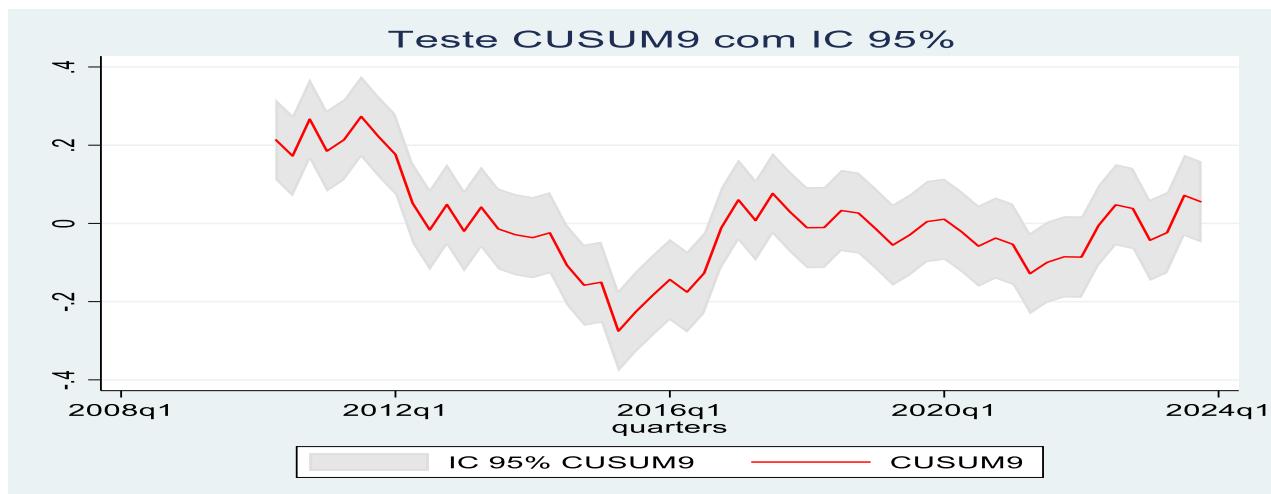
Variable	VIF	1/VIF
Def		
D1.	8.44	0.118533
--.	6.92	0.144581
LD.	5.04	0.198531
taxa_juros		
LD.	3.84	0.260193
Def		
L2D.	3.60	0.277703
Inflação_w		
L1.	3.42	0.292208
LD.	2.95	0.339272
taxa_juros		
L2D.	2.53	0.395032
--.	2.52	0.397529
D1.	2.48	0.402564
Intcambio	1.92	0.521247
Mean VIF	3.97	

- Normalidade dos erros:



- Teste de Estabilidade do Modelo: CUSUM





Anexo J: Resultados do teste de Causalidade de Granger

. varsoc Inflação_w Def taxa_juros lnTcambio

Lag-order selection criteria

Sample: 2009q1 thru 2023q4 Number of obs = 60

Lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	-487.062				150.993	16.3687	16.4233	16.5084
1	-280.535	413.05	16	0.000	.263914	10.0178	10.2909	10.7159
2	-237.7	85.669	16	0.000	.108713	9.12334	9.61487	10.3799*
3	-214.824	45.753	16	0.000	.088083*	8.89412*	9.6041*	10.7092
4	-201.259	27.129*	16	0.040	.099019	8.97531	9.90375	11.3489

* optimal lag

Endogenous: Inflação_w Def taxa_juros lnTcambio

Exogenous: _cons

- Teste de Granger
- **vargranger**

Granger causality Wald tests

Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
Inflação_w	Def	15.668	1	0.000
	taxa_juros	8.2096	1	0.004
	lnTcambio	2.9524	1	0.086
	ALL	22.61	3	0.000
Def	Inflação_w	11.1	1	0.001
	taxa_juros	.56461	1	0.452
	lnTcambio	.6772	1	0.411
	ALL	11.972	3	0.007
taxa_juros	Inflação_w	21.563	1	0.000
	Def	.70075	1	0.403
	lnTcambio	22.449	1	0.000
	ALL	47.584	3	0.000
lnTcambio	Inflação_w	.05584	1	0.813
	Def	1.8632	1	0.172
	taxa_juros	9.6512	1	0.002
	ALL	11.056	3	0.011