

XV JORNADAS CIENTÍFICAS DO BANCO DE
MOÇAMBIQUE

**DOMINÂNCIA FISCAL E SEU IMPACTO NA POLÍTICA
MONETÁRIA: uma análise sobre a economia moçambicana
(2017-2023)**

por

Euclides Ernesto Matlombe¹

Salvado Armando Daniel Raisse²

¹Economista, Faculdade de Economia da UEM; ²Economista, Faculdade de Economia da UEM

Maputo, Março de 2024

Resumo

O objectivo deste trabalho é de analisar a interação que se estabelece entre as políticas fiscal e monetária na economia na economia moçambicana, especificamente a relação entre a dívida pública, a taxa de juro de política monetária como potenciais determinantes para a existência de desequilíbrios macroeconómicos, que se reflitam na estabilidade do nível de preços, o que pode afectar a procura e a oferta agregada.

Segundo [Blanchard \(2004\)](#) dominância fiscal, ocorreria quando não houvesse a preocupação das autoridades fiscais em manter em patamares aceitáveis a relação dívida pública em percentagem do Produto Interno Bruto, noutra vertente, este autor considera que existe dominância fiscal quando a partir de uma depreciação cambial, o Banco Central busca operacionalizar a taxa de juros para conter a taxa de inflação.

Esta análise foi realizada com base no método qualitativo e ao método quantitativo hipotético dedutivo que segundo [Vergara \(2006\)](#), é um método que visa a obtenção de resultados a partir de hipóteses previamente formuladas, a análise empírica foi realizada a partir do modelo Vectorial de Correção de Erros (VEC), utilizando dados mensais do período compreendido entre janeiro de 2017 e setembro de 2023, constituindo dessa forma uma amostra de 81 observações. O modelo demonstra que a política fiscal a partir da dívida pública desempenha um papel importante na determinação da taxa de inflação. No conceito trabalhado por [Blanchard \(2004\)](#) os resultados demonstram que a economia moçambicana está sob dominância fiscal.

Palavras-Chave: Dominância Fiscal, Dívida Pública, Taxa de Juro de Política, Inflação

Abstract

The objective of this work is to analyze the interaction between fiscal and monetary policies in the economy in the Mozambican economy, specifically the relationship between public debt and the monetary policy interest rate as potential determinants for the existence of macroeconomic imbalances, which are reflect on the stability of the price level, which can affect demand and aggregate supply.

According to [Blanchard \(2004\)](#), fiscal dominance would occur when there was no concern on the part of tax authorities to maintain the public debt ratio as a percentage of Gross Domestic Product at acceptable levels. On the other hand, this author considers that fiscal dominance exists when from a exchange rate depreciation, the Central Bank seeks to operationalize the interest rate to contain the inflation rate.

This analysis was carried out based on the qualitative method and the hypothetical deductive quantitative method which, according to [Vergara \(2006\)](#), is a method that aims to obtain results from previously formulated hypotheses, the empirical analysis was carried out using the Vector Correction model of Errors (VEC), using monthly data from the period between January 2017 and September 2023, thus constituting a sample of 81 observations. The model demonstrates that fiscal policy based on public debt plays an important role in determining the inflation rate. In the concept worked by [Blanchard \(2004\)](#), the results demonstrate that the Mozambican economy is under fiscal dominance.

Key-Words:Fiscal Dominance, Public Debt, Policy Interest Rate, Inflation.

Capítulo 1

Introdução

Moçambique, como uma economia em desenvolvimento, enfrenta desafios significativos na gestão macroeconómica, especialmente na complexa interação entre política fiscal e monetária. Nos últimos anos, a evolução da dívida pública tem sido uma preocupação central na agenda económica do país. Dados recentes do Relatório da Dívida Pública (ver Gráfico 1) revelam um cenário de relativa insustentabilidade, com a dívida continuando a crescer apesar de alguns avanços.

Indicadores de sustentabilidade ultrapassaram limites aceitáveis, gerando preocupação. Desde 2016, especialmente com a revelação de dívidas não declaradas, apenas a relação entre Serviço da Dívida e Exportações ficou abaixo do limite de sustentabilidade ($18.8 < 20$), sinalizando um aumento do risco de inadimplência após a retirada de parceiros de cooperação como o FMI e o Banco Mundial. Posteriormente, os indicadores de sustentabilidade melhoraram gradualmente devido à redução dos limites. No entanto, em 2021, apenas a Relação Valor Presente da Dívida/PIB excedeu o limite ($46.5 > 30$), destacando a falta de controle do governo sobre o endividamento, especialmente no âmbito fiscal.

Por outro lado, a inflação tem sido outro indicador importante e de destaque na media económica do país. Apesar das medidas implementadas para conter os preços, as taxas de inflação têm consistentemente excedido as metas estabelecidas pelo Banco de Moçambique. De 2016 a 2022, a inflação média anual ultrapassou um dígito, aumentando de 3.81% em 2018 para 10.28% em 2022, sinalizando desafios persistentes no controle da inflação.

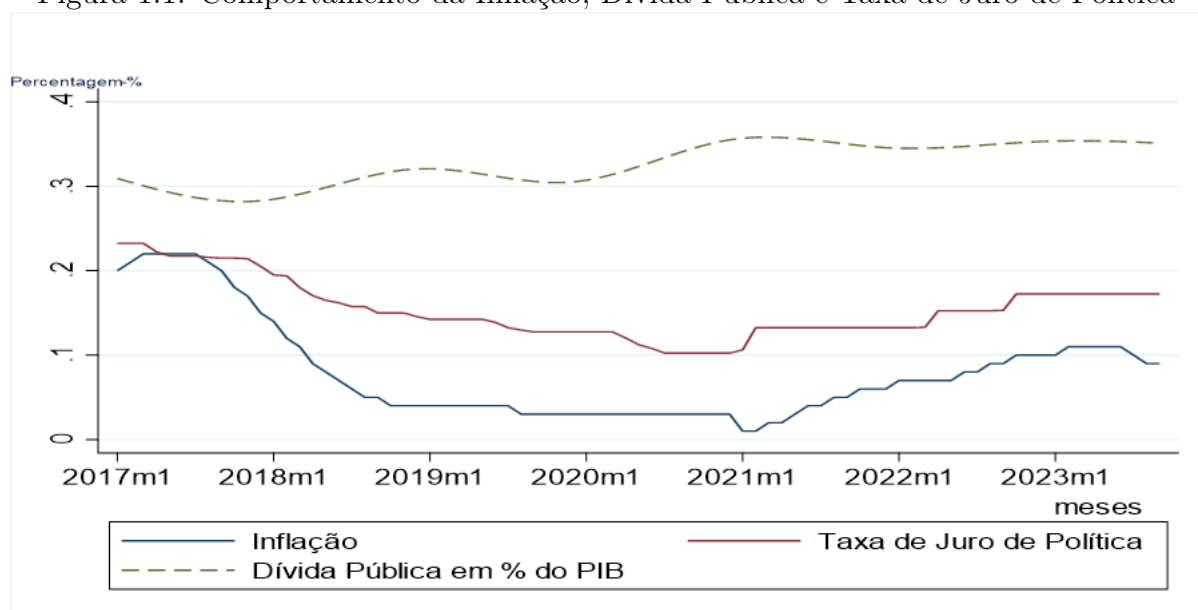
Com o objectivo de alcançar a estabilidade de preços, Moçambique introduziu em 2017 um regime de política monetária com base em metas de inflação. O principal instrumento à disposição do Banco Central para alcançar esse objectivo é a taxa de juros de curto prazo, que pode variar para manter uma taxa de inflação predeterminada. Nesse contexto, as altas taxas de juros são justificadas para garantir a estabilidade de preços alinhada com as metas de inflação preestabelecidas. No entanto, uma condição para o sucesso dessa estratégia é a credibilidade do Banco Central junto aos agentes económicos, fundamental para gerenciar as expectativas de mercado em relação à inflação.

Apesar de tudo, persistem questionamentos sobre a capacidade do Banco Central "independente" e credível de garantir a estabilidade de preços, especialmente durante períodos de taxas de juros elevadas e aceleração da inflação. Estudos sugerem que o cumprimento de metas de inflação pode exigir não apenas medidas monetárias, mas também equilíbrio fiscal nas contas públicas. Considerando essas interdependências, [Blanchard \(2004\)](#) argumenta que, embora o Banco Central aumente as taxas de juros para reduzir a inflação, isso aumenta os custos do serviço da dívida pública. Em uma economia com

finanças públicas comprometidas, alta dívida pública denominada em moeda estrangeira e um ambiente externo marcado por alta aversão ao risco, um aumento nas taxas de juros pode ser interpretado pelos investidores como uma maior probabilidade de inadimplência, desencadeando fuga de capitais ao invés do influxo de capital esperado pela teoria económica convencional. Como resultado, ocorre uma desvalorização cambial, alimentando novas pressões inflacionárias.

Portanto, as altas taxas de juros empregadas pelo Banco Central para controlar a inflação em direção às metas estabelecidas contribuem para um aumento relativo nos pagamentos do serviço da dívida, potencialmente superando os superávits primários. Consequentemente, isso leva a um aumento nos déficits nominais, exacerbando desequilíbrios fiscais, especialmente dada a alta proporção da dívida pública em relação ao Produto Interno Bruto e aos substanciais passivos de curto prazo.

Figura 1.1: Comportamento da Inflação, Dívida Pública e Taxa de Juro de Política



Fonte: Cálculo dos autores.

Essas evidências numéricas fornecem um ponto de partida sólido para a análise da interação entre a política fiscal e monetária em Moçambique, destacando a necessidade de uma compreensão aprofundada do regime de dominância vigente. A pesquisa pretende não apenas identificar os desafios, mas também oferecer insights fundamentais para orientar decisões políticas que visem a estabilidade económica e o desenvolvimento sustentável do país.

Este trabalho tem por objetivo determinar se o regime de dominância de Moçambique é fiscal ou não, e depois analisar o seu impacto na política monetária. Para tal avalia a relação entre a dívida pública e os riscos de default como potenciais determinantes para a existência de desequilíbrios macroeconómicos, que se refletem no nível de preços, através das elevadas taxas de juros entre Janeiro de 2017 a setembro de 2023.

Para cumprir o objetivo proposto, foi utilizado o modelo de Vetor de Correcao de Erros (VEC), avaliando o caso em que a dívida pública e o risco de default, desempenham um papel, que por hipótese seja relevante para a condução da política monetária, por meio de funções de impulso-resposta. Avaliando assim as respostas da inflação, taxa de juros e câmbio as suas interações na presença de choques.

Além desta introdução, o trabalho está organizado em outras quatro secções. A segunda secção apresenta uma breve revisão da literatura sobre as teorias que sugerem impactos da política fiscal sobre a monetária e vice versa, com destaque para a abordagem de [Sargent and Wallace \(1981\)](#), [Blanchard \(2004\)](#) e [Favero and Giavazzi \(2005\)](#), que avalia a relação entre a dívida pública e o risco de default. A terceira secção apresenta os procedimentos econométricos a serem aplicados e a base de dados a ser empregue na análise. A quarta secção apresenta os resultados das estimações e sua discussão. Por fim a quinta secção apresenta as considerações finais

Capítulo 2

Revisão da Literatura

O crescimento da discussão na literatura econômica dedicado ao estudo da coordenação entre políticas monetária e fiscal é notável, refletindo também nos estudos sobre a economia de Moçambique, conforme os estudos de [Castel-Branco and Ossemane \(2012\)](#), [Chivele \(2016\)](#), [Vucu \(2018\)](#) e [Afonso and Ibraimo \(2020\)](#). Esses estudos focam a sua análise na importância da harmonia entre políticas fiscal e monetária, dado o potencial de inconsistência que pode resultar em consequências indesejadas para o bem-estar social. O crescimento desta discussão foi também influenciada pela evolução das correntes econômicas, culminando no surgimento do "Novo Consenso Macroeconômico (NCM)". Esse arcabouço teórico, representativo da macroeconomia moderna, sintetiza princípios amplamente aceites, conforme delineado por [Taylor \(2000\)](#) em seus cinco pontos fundamentais.

Um dos pilares do NCM é a ênfase na existência de uma âncora nominal, frequentemente implementada por meio de metas de inflação, como meio de estabelecer o equilíbrio econômico. Neste contexto, a taxa de juros é reconhecida como o principal instrumento de política monetária para alcançar esse objectivo. No que diz respeito à política fiscal, o NCM sugere que seu papel para a estabilidade de preços, a curto prazo, é secundário, estando condicionado à sustentabilidade das finanças públicas e à equivalência ricardiana para os agentes econômicos. Nesta perspectiva a credibilidade e transparência das autoridades monetárias são fundamentais para mitigar problemas de inconsistência temporal na política monetária e viés inflacionário, visando o sucesso da âncora nominal – meta de inflação. Portanto, a política fiscal deve estar alinhada aos objectivos da política monetária. Contudo, apesar desta discussão já ter algum tempo, o conceito de dominância fiscal ganhou destaque a partir do trabalho seminal de [Sargent and Wallace \(1981\)](#), no qual os autores exploram a possibilidade de um "efeito perverso" da política fiscal sobre a política monetária. Eles demonstram que uma política monetária restritiva não é viável, a menos que seja acompanhada por ajustes fiscais adequados, respeitando a restrição orçamentária intertemporal do setor público.

[Sargent and Wallace \(1981\)](#) foram pioneiros ao apontar o tema de dominância fiscal e a discordar do pensamento de [Friedman \(1948\)](#) e parte do pensamento de [Taylor \(1997\)](#), segundo o qual apenas a autoridade monetária possui influência sobre a inflação e que esta pode ser controlada permanentemente por meio do controle do volume de moeda condicionada à elevação real do produto. Diversos autores passaram a questionar se somente a política monetária é capaz de garantir a estabilidade do nível de preços e a estudar a interação entre as políticas fiscal e monetária.

A dominância monetária ocorre quando a política monetária domina a política fiscal.

A autoridade monetária define a política monetária de forma independente, fixa a taxa de crescimento monetário para o período actual e futuro, e determina a quantidade de senhoriagem que será ofertada para a autoridade fiscal. Desse modo, a autoridade fiscal enfrenta as restrições impostas pela autoridade monetária em que os déficits orçamentários devem ser financiados pela combinação de senhoriagem e venda de títulos, [Sargent and Wallace \(1981\)](#). A autoridade monetária possui o controlo permanente da inflação, e a autoridade fiscal deve manter um orçamento fiscal consistente com a política monetária anunciada. A equação quantitativa da moeda é um exemplo clássico que remete a essa ideia, em que a velocidade da demanda por moeda é estável ou previsível.

Ao contrário do primeiro regime, neste a autoridade monetária perde a capacidade de controlar a taxa de crescimento monetário e a inflação. [Sargent and Wallace \(1981\)](#) chamaram esse segundo regime de aritmética desagradável. Nesse caso, a autoridade fiscal anuncia seu orçamento, incluindo todos os déficits e superávits atuais e futuros, e determina a quantidade de receita que deve ser gerada pela venda de títulos e senhoriagem para manter o equilíbrio orçamentário. A autoridade monetária, que está sujeita às restrições impostas pela demanda por títulos, é forçada a financiar os déficits orçamentários por meio de senhoriagem e, conseqüentemente, deve aceitar o aumento da inflação.

Embora [Sargent and Wallace \(1981\)](#) tenham sido pioneiros no estudo da dominância, o modelo de [Blanchard \(2004\)](#) tem estado também em destaque no estudo da dominância. O emergente autor considera que estamos diante da dominância fiscal quando a política fiscal domina a política monetária contracionista ao implicar em déficits públicos, o que leva a um risco de default da dívida e esteriliza o controle da política monetária sobre a inflação. Em uma economia sob o regime de metas de inflação, como é o caso de Moçambique, a política monetária contracionista pode acelerar o processo inflacionário, uma vez que dada a ocorrência de uma alta relação entre dívida públicas como proporção do PIB, a alta taxa de juros aumenta o risco de default, pois aumenta o estoque da dívida. O resultado desse fenómeno seria uma fuga de capitais do país e depreciação do câmbio, provocando pressão inflacionária. [Šehović et al. \(2013\)](#), também discute a temática. Na sua perspectiva a política monetária tem influência sobre as taxas de juros e sua estrutura de prazos, bem como sobre a inflação e suas expectativas, o que tem conseqüências significativas sobre a política fiscal. As taxas de juros, além de suas numerosas implicações na economia, afetam a política fiscal por meio do custo de serviço da dívida pública, conseqüentemente, o cálculo da sustentabilidade económica do país. Por outro lado, as flutuações das taxas de juros podem ser um dos fatores que afetam as flutuações do nível requerido de excedente que seria suficiente para estabilizar a relação Dívida/Produto.

Outrossim [Chadha et al. \(2003\)](#) e [Chadha and Nolan \(2007\)](#), defenderam que a política fiscal pode afectar a política monetária de várias maneiras. Uma expansão fiscal pode resultar em déficits fiscais largos, que podem impor ao governo o desafio de pressionar a autoridade monetária para monetizar o déficit, originando uma expansão monetária que poderá resultar em aumento nas expectativas de inflação, depreciação da taxa de câmbio, conseqüentemente, desequilíbrios mais acentuados sobre a balança de pagamentos.

O déficit fiscal pode ser financiado através de emissão de títulos, que pode ser a nível doméstico ou externo. No caso de financiamento do déficit por via de emissão de dívida externa, os efeitos adversos podem ser, apreciação da taxa de câmbio resultante da entrada de divisas que afetará a tendência das exportações levando a deterioração da balança de transações correntes ([Musa and Joseph, 2014](#)). Este meio de financiamento poderá levar ao crescimento do estoque de dívida externa do país, o qual pode resultar

na crise da dívida.

O financiamento do déficit por emissão de dívida pode causar um efeito crowding-out do sector privado que ocorre porque o endividamento interno tende a elevar a taxa de juros real da economia, o que também contribui para aumentar os encargos financeiros da própria dívida do Governo e agrava cada vez mais os desequilíbrios das contas públicas, comprometendo assim os objetivos de crescimento e desenvolvimento econômico (Geraldi, 2010). O estudo de de Mendonça et al. (2017) analisa as regras das políticas monetária e fiscal no Brasil, com o intuito de encontrar evidências empíricas de dominância monetária e fiscal. Onde através de um modelo de vector autorregressivo (VAR) com restrições de sinais para identificar os choques estruturais das políticas monetária e fiscal, considerando quatro regimes de políticas conforme Leeper (1991), o estudo testa a hipótese de que o Brasil se enquadra no regime de dominância monetária, caracterizado pela ativação da política monetária e passividade da política fiscal. Os resultados revelam que a política monetária reage vigorosamente aos choques de inflação e dívida pública, enquanto a política fiscal responde de forma mais branda aos choques de dívida pública e taxa de juros. No estudo conclui-se que o Brasil apresenta dominância monetária no período de 2003 a 2016, sendo a política monetária eficaz no controle da inflação, porém a política fiscal necessita ser mais responsável para assegurar a sustentabilidade da dívida pública.

Diferentemente dos demais, inclusive os pioneiros e os mais destacados, o estudo de Leeper (1991) se destaca por sua abrangência e generalidade, apresentando um modelo que incorpora a dinâmica da dívida pública, a probabilidade de default, a taxa de câmbio e as expectativas dos agentes econômicos. Leeper (1991) também demonstra que, para assegurar a determinação única do equilíbrio, é crucial que uma das políticas sejam activas enquanto a outra seja passiva, evitando assim a possibilidade de múltiplos equilíbrios ou a inexistência de equilíbrio.

Um dos estudos mais recentes sobre esta temática, é trazida por Flora and Santolin (2023). Este artigo avalia sob quais condições a economia brasileira esteve sob dominância fiscal ou monetária no período de janeiro de 1999, início do Regime de Metas de Inflação, até novembro de 2022. A definição de dominância fiscal utilizada foi a de Blanchard (2004), pela qual o Brasil está sob dominância fiscal quando a política monetária não é capaz de controlar a taxa de câmbio. Os resultados alcançados neste artigo, por meio de análises impulso resposta baseado em Projeções Locais, permitem concluir que no período de alto endividamento houve dominância monetária. Tal resultado é condizente com ampliação do superávit fiscal associado à elevação dos juros e à valorização do câmbio real. Porém quando a dívida líquida interna esteve relativamente baixa observou-se dominância fiscal e a ausência de resposta do superávit fiscal ao crescimento dos juros não permitiu que a política monetária afetasse a trajetória do câmbio (Flora and Santolin, 2023).

Por fim, e talvez razão co-explícita do modelo do presente estudo é a perspectiva trazida por SOUZA and DIAS (2016) que explicam que o meio eficaz utilizado para obter a estabilidade de preços é o regime de metas de inflação, que utiliza a taxa de juros como principal instrumento para garantir uma taxa de inflação pré-estabelecida. Entretanto, há períodos em que altas taxas de juros coexistem com altas taxas de inflação e por isso a condução do regime de metas pode estar associada ao equilíbrio fiscal das contas públicas. Uma economia que está sob o regime de metas de inflação não pode se comprometer com nenhuma âncora nominal, ou seja, a autoridade monetária deve estar livre de qualquer influência de variáveis fiscais, o que torna a ausência de dominância fiscal um dos requisitos para o funcionamento desse regime.

As taxas de juros elevadas usadas pelo Banco Central como instrumento de controle à inflação no patamar pré-estabelecido contribuem para um aumento maior do pagamento da dívida, podendo ser superior ao superávit primário, elevando, assim, o déficit nominal. Para mitigar esse déficit, o montante de receita deve ser levantado por meio de senhoriagem ou títulos públicos. A demanda por títulos financia o hiato entre a receita necessária para cobrir o déficit e o recurso proveniente da venda de títulos expandindo a base monetária, ou seja, aumentando a oferta monetária e gerando pressão inflacionária [SOUZA and DIAS \(2016\)](#).

Capítulo 3

Metodologia

O presente capítulo apresenta os métodos e procedimentos usados para alcançar os objectivos específicos deste estudo, está dividido em três secções. A primeira secção procede com a especificação do modelo econométrico, a segunda secção formula as hipóteses, a terceira secção faz a descrição dos dados e a última secção apresenta os procedimentos de estimação.

3.1 Especificação do Modelo Econométrico

O presente trabalho tem por objectivo avaliar a existência da dominância da política fiscal em Moçambique e seu impacto na condução da política monetária, usando dados mensais para o período compreendido entre janeiro de 2017 e setembro de 2023. Para o alcance dos objectivos propostos recorreu-se ao método qualitativo e ao método quantitativo hipotético dedutivo que segundo [Vergara \(2006\)](#), é um método que visa a obtenção de resultados a partir de hipóteses previamente formuladas. Submete as hipóteses a testes por meio de técnicas de quantificação e busca regularidade e relacionamentos causais entre seus elementos.

A escolha do período de estudo, está associado a alguns factores, dentre os quais, o acesso a dados e outras informações relevantes para realização do presente estudo, mas também pelo aumento exponencial do défice orçamental que despoletou maior atenção a partir dos anos de 2016 a 2017, principalmente explicado pela retirada do apoio directo ao orçamento do Estado dos principais parceiros de cooperação de Moçambique.

No que concerne ao método quantitativo, a análise será efectuada com recurso a modelos econométricos multivariados de Vectores Auto-Regressivos (VAR) e no caso da presença de um equilíbrio de longo prazo entre as variáveis será considerado o modelo de Vectores Auto-Regressivos com Correção do Termo de Erro (VEC), segundo sugere [Lütkepohl \(2005\)](#).

A utilização dos modelos multivariados, no caso do VAR e do VEC, justifica-se pela sua capacidade em descrever o comportamento dinâmico entre as séries temporais económicas e financeiras para a previsão e o facto de considerarem a interação entre as variáveis de maneira simétrica, ou seja, o passado de uma variável é afectado pelos acontecimentos passados e correntes da outra variável, o que faz com que sejam consideradas como endógenas.

O caso de um VAR bivariado, VAR (2), ou seja, com a interação entre duas variáveis consideradas endógenas, segue a matrix da equação abaixo especificada:

$$\begin{pmatrix} Y_{1t} \\ Y_{2t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} C_1 \\ C_2 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \pi_{11}^1 & \pi_{12}^1 \\ \pi_{21}^1 & \pi_{22}^1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} y_{1t-1} \\ y_{2t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \pi_{11}^2 & \pi_{12}^2 \\ \pi_{21}^2 & \pi_{22}^2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} y_{1t-2} \\ y_{2t-2} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{pmatrix} \quad (3.1)$$

$$\begin{aligned} y_{1t} &= c_1 + \pi_{11}^1 y_{1t-1} + \pi_{12}^1 y_{2t-1} + \pi_{11}^2 y_{1t-2} + \pi_{12}^2 y_{2t-2} + \varepsilon_{1t} \\ y_{2t} &= c_2 + \pi_{21}^1 y_{1t-1} + \pi_{22}^1 y_{2t-1} + \pi_{21}^2 y_{1t-2} + \pi_{22}^2 y_{2t-2} + \varepsilon_{2t} \end{aligned} \quad (3.2)$$

Onde y_{1t} .. são as variáveis endógenas ao modelo, o subscrito t representa a dimensão temporal, c_1 e c_2 são os interceptos da equação, respectivamente, t são os coeficientes da matrix ($n \times n$) e o t é o termo não observável de ruído branco com média zero e não serialmente correlacionado.

Para o alcance da estimação da dominância da política fiscal na política monetária, o estudo recorre a estimação da relação entre um conjunto de variáveis macroeconómicas, consideradas endógenas ao modelo, nomeadamente, a taxa de inflação (INFL) média mensal, a taxa de câmbio real (TCAMBIO) média mensal, taxa de juro de política monetária (TJURO) média mensal, o stock da dívida pública em percentagem do PIB (DIPIB) e a base monetária (BMONETÁRIA). A análise do estudo foi baseada no modelo sugerido por [SOUZA and DIAS \(2016\)](#), que é abaixo especificado:

$$\begin{aligned} INFL_t &= \beta_0 + \sum_{p=0}^k \alpha_{1t} \Delta INFL_{t-p} + \sum_{p=0}^k \alpha_{2t} \Delta TCAMBIO_{t-p} + \sum_{p=0}^k \alpha_{3t} \Delta TJURO_{t-p} + \\ &\sum_{p=0}^k \alpha_{4t} DIPIB_{t-p} + \sum_{p=0}^k \alpha_{5t} \Delta BMONETARIA_{t-p} + \epsilon_t \end{aligned} \quad (3.3)$$

Onde, a taxa de inflação (INFL), $t=1,2..12$, é o subscrito temporal que representa a série temporal mensal, o vector é o somatório de cada uma das variáveis explicativas e endógenas ao modelo, nomeadamente: a taxa de inflação, a taxa de câmbio, taxa de juros, o grau de endividamento do sector público nacional em proporção do produto interno bruto e a base monetária, p representa o número de lags-P ou defasagens que serão impostas às variáveis e ϵ é o operador de diferença.

3.2 Hipóteses

As autoridades que conduzem as políticas monetárias e fiscal possuem objectivos e metas que podem ser divergentes, levando a que os resultados da implementação dessas políticas possam gerar efeitos controversos aos esperados na economia.

Sobre a hipótese, [Blanchard \(2004\)](#) defende que o nível e a composição da dívida pública interna pode afectar significativamente a um aumento do nível geral de preços

(Inflação) o que pode impactar para uma instabilidade económica. Ainda sobre a relação existente entre as variáveis em estudo, Şahin (2019) defende que o aumento dos défices orçamentais leva a aumentos nos empréstimos, provocando assim o aumento das taxas de juro e, conseqüentemente, a inflação aumenta à medida que a oferta de moeda aumenta. Portanto, este autor, com base em evidências empíricas, defendeu a existência de um impacto negativo do défice orçamental na inflação.

O debate ainda se estende. Pois, na perspectiva de um lado da literatura, o nível da base monetária pode constituir um factor que estimula a o nível geral de preços e isto acontece quando o aumento da oferta nominal de moeda não for acompanhado com aumento da produção real, em outras vertentes, quando há mais notas e moedas em circulação, os agentes económicos possuirão maior poder de compra e desta forma poderão demandar mais bens e serviços que por sua vez iam se tornar cada vez mais escassos impactando desta forma no aumento dos seus preços Friedman (1963). Pelo que, baseado na literatura e na pré-análise feita pelos autores pode-se assumir uma relação positiva entre as principais variáveis de estudo.

3.3 Dados

O presente estudo utiliza dados mensais do período compreendido entre janeiro de 2017 e setembro de 2023, constituindo dessa forma uma amostra de 81 observações. A escolha deste horizonte temporal está relacionada com a disponibilidade de dados, sobretudo aos referentes a estatísticas da taxa de juro de política monetária (MIMO) que não estão disponíveis para períodos anteriores a 2017, isto porque esta taxa foi introduzida e oficialmente publicada em Abril de 2017, dando deste modo a condução da política monetária sob o regime de metas de inflação.

Outrossim, opta-se pelo uso de dados mensais por forma a obter um tamanho maior da amostra relativamente àqueles obtidos se optássemos pela frequência trimestral ou anual. Ainda por outro lado, com o despoletar das dívidas não declaradas, por volta dos anos de 2016 a 2017, o debate da dívida pública ganhou mais ênfase e propaga-se até aos dias de hoje, facto que também motivou a escolha deste horizonte temporal.

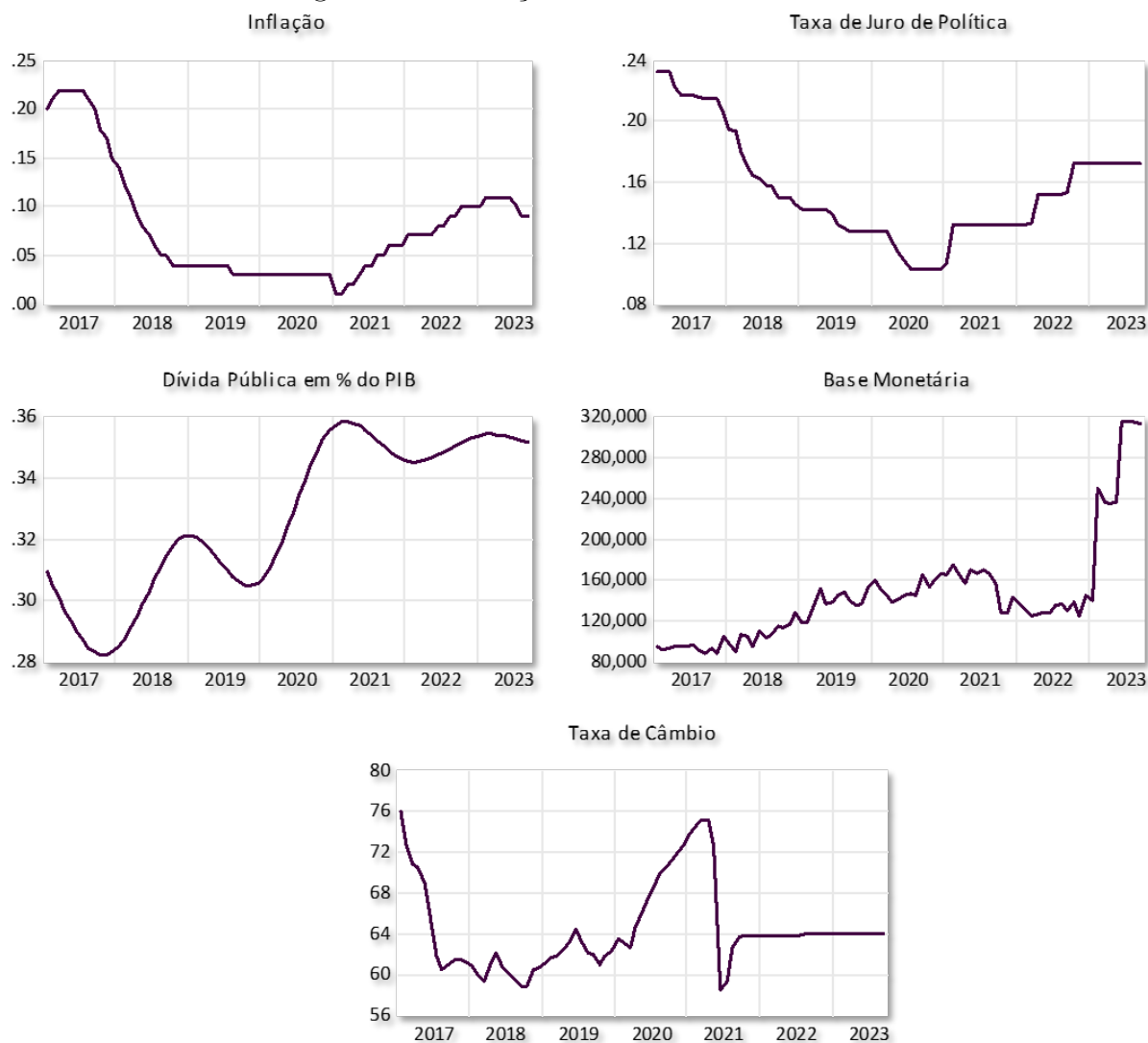
Adicionalmente, opta-se pelo uso de dados mensais porque quase todas séries no modelo, nomeadamente a taxa de juros de política monetária, a taxa de inflação, a taxa de câmbio e base monetária são oficialmente publicadas na frequência mensal, com exceção da dívida pública cuja frequência mais curta é a trimestral. Neste caso, para obtenção da dívida pública em proporção do PIB real, procedeu-se a desagregação desta variável na frequência mais curta anual para a frequência mensal que é a mais longa. Para proceder-se a esta desagregação, optou-se pelo método denton-cholette explicado por Sax e Steiner (2013) e, com vista a garantir que a variável não altere o seu comportamento e tendência verificado na série original, recorreu-se a utilização da taxa de câmbio como um indicador para a trajetória da dívida pública em proporção do PIB.

Os dados da taxa de juros de política monetária, base monetária e taxa de câmbio, foram obtidos através da informação estatística fornecida pelo Banco de Moçambique, disponíveis em BdM (anos). Por sua vez, os dados do PIB real foram obtidos pela base de dados do Banco Mundial BM (anos), os dados da dívida pública foram obtidos pelas estatísticas dos relatórios da dívida pública publicados pelo Ministério da Economia e Finanças de Moçambique MEF (anos), por fim a inflação, obtida através da base de dados da inflação média dos últimos 12 meses, que é oficialmente publicada pelo Instituto

Nacional de Estatística [INE \(anos\)](#).

Os gráficos à seguir ilustram o comportamento de cada uma das variáveis ou séries consideradas no presente estudo.

Figura 3.1: Evolução das Variáveis do Estudo



Fonte:Elaborado pelos autores.

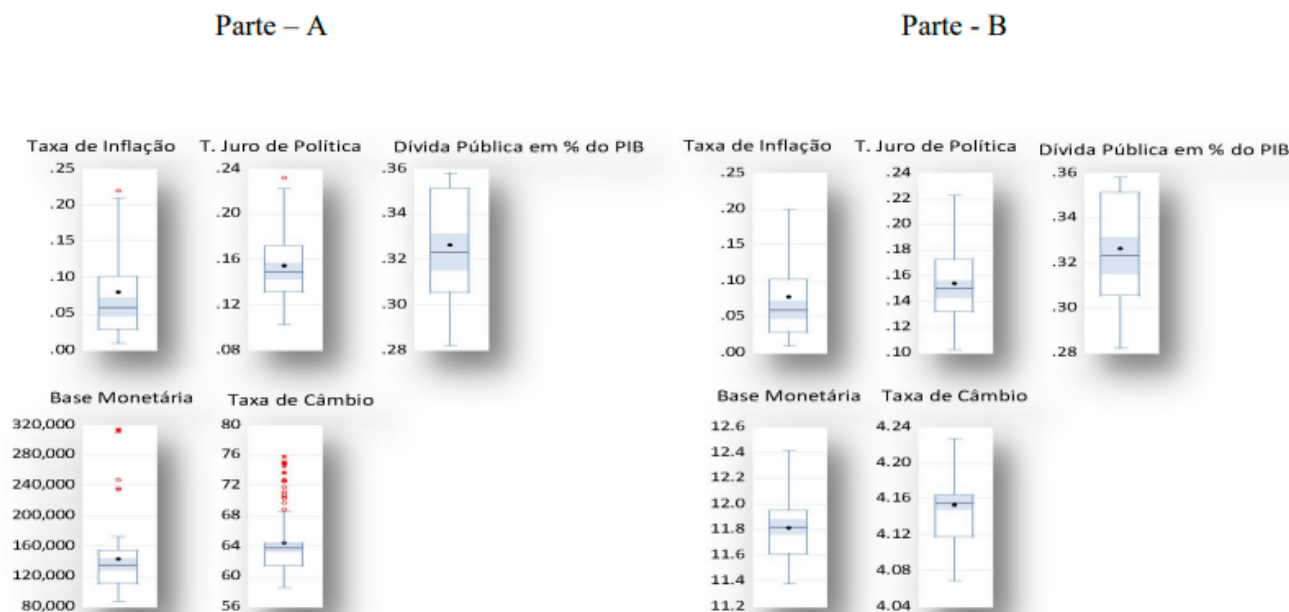
A base monetária e a taxa de câmbio foram logaritmizadas de modo a permitir uma melhor interpretação dos coeficientes no modelo, visto que a forma percentual, permite uma análise mais simplificada. Além disso a logaritmação destas variáveis permite eliminar a existência de valores extremos ou discrepantes na amostra, comumente conhecidos como *outliers*. No entanto, mesmo com a logaritmização, algumas variáveis ainda mostraram a presença de valores extremos como mostram os pontos a vermelho nos Blox-Plots da figura 3.2 - parte A.

Neste sentido, para corrigir este problema recorreu-se ao tratamento por via da *Winsorização* conforme sugerido por [Barnett et al. \(1994\)](#) que permite eliminar este problema, aproximando os valores discrepantes para o valor médio da amostra.

O resultado deste processo pode ser visto na figura 2 - parte B, em que os Box-Plots

mostram que devido a Winsorização efectuada permitiu-se corrigir o problema dos outliers.

Figura 3.2: Tratamento do problema de Outliers.



Fonte: Cálculos dos autores.

Por fim, abaixo são apresentadas as estatísticas descritivas das séries do estudo, onde demonstram a ausência de valores discrepantes, fazendo com que os nossos dados sejam dignos de confiança para a presente análise.

Tabela 3.1: Estatísticas Descritivas

	TINFL	TJURO	DIPIB	BMONETARIA	TCAMBIO
Média	0.078395	0.154257	0.326601	11.81626	4.153347
Mediana	0.06	0.15	0.323425	11.8242	4.156223
Máximo	0.2	0.2225	0.358191	12.42312	4.227272
Mínimo	0.01	0.1025	0.28196	11.37988	4.069027
Desv.padrão	0.05618	0.034183	0.02532	0.272138	0.045776
Observations	81	81	81	81	81

Fonte: Cálculos dos autores.

3.4 Procedimentos de Estimação

O presente trabalho visa adoptar o método de estimativa de Vectores Auto Regressivos (VAR) e de correção de erro vectorial (VEC) para examinar a dominância fiscal na política Monetária e seu impacto para a economia moçambicana. Segundo [Afolabi and Atolagbe \(2018\)](#), este método é adotado porque é considerado o melhor para capturar as interdependências lineares entre múltiplas séries temporais. Na mesma linha, [Kamila \(2022\)](#) argumenta que os modelos VEC são úteis para testar a capacidade diversas variáveis para

influenciar uma variável ao mesmo tempo, levando em consideração influências indirectas e também oferecem a direção da influência. Para tal os seguintes procedimentos foram adotados:

3.4.1 Testes de Estacionariedade

As variáveis de séries temporais, podem constituir-se como processos estocásticos, ou seja, uma colecção de variáveis aleatórias ordenadas durante um período de tempo. De acordo com [Baraldi and Enders \(2010\)](#) os métodos clássicos assumem que os processos estocásticos de séries temporais incluídas na regressão são estacionários. Alias, um processo estocástico é estacionário se a sua média e variância for constante ao longo do tempo e o valor da covariância depender apenas da distância, do intervalo ou da defasagem entre os períodos [Gujarati and Porter \(2011\)](#). No entanto, muitas séries económicas não o são. Nesse caso, estimativas baseadas em métodos clássicos seriam espúrias. Portanto, para verificar a estacionariedade das séries temporais do presente estudo, será empregue o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), que seguem a especificação da equação abaixo:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta \gamma_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_{1t} \Delta Y_{t-p} + \epsilon_t \quad (3.4)$$

Este teste é executado baseado nas seguintes hipóteses:

$$H_0(\text{Hipotesenula}) : \delta = 0$$

significa que a série temporal apresenta uma raiz unitária, ou é não estacionária;

$$H_1(\text{Hipotesalternativa}) : \delta < 0$$

significa que a série temporal não apresenta raiz unitária, ou seja, ela é estacionária.

De acordo com [Wooldridge et al. \(2016\)](#), a regressão é estimada pelo método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Posteriormente, calcula-se a estatística tau ou Dickey Fuller Aumentado (t) dividindo o coeficiente estimado (p) pelo seu desvio padrão. O valor obtido é comparado com o valor crítico da tabela resultante da distribuição DFA ou *ADF* (ou o valor-p é comparado com o nível e significância do teste). Se o valor observado da estatística tau for inferior ao valor crítico (ou o valor-p for inferior ao nível de significância), não se rejeita a hipótese nula, indicando a não estacionariedade das séries temporais. Caso contrário, a hipótese nula não é rejeitada. Por outro lado, além do teste de raiz unitário com base em Dickey-Fuller aumentado, para efeitos de comparação dos resultados e garantia de uma maior credibilidade no resultado obtido no teste, será realizado o teste de Phillips-Perron. E caso de divergências ou valores muito próximos ao de aceitação ou rejeição, serão utilizados os Teste Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) e DF-GLS de Elliott.

3.4.2 Teste de Cointegração

O conceito de cointegração procura identificar se duas ou mais variáveis integradas de mesma ordem possuem uma relação de equilíbrio no longo prazo. Especificamente no caso de duas variáveis, se x_t e y_t são integradas de ordem 1 (o que é representado por $I(1)$), então, é verdadeiro que a sua combinação linear dada por:

$$Z = Y_t - \alpha X_t \quad (3.5)$$

também será I (1) [Margarido and Anefalos \(2001\)](#) .

Para investigar se as séries mantêm uma relação ou equilíbrio de longo prazo, será efectuado o teste de cointegração da série – ranking de Johansen – visando avaliar se existe uma relação de longo prazo entre as variáveis analisadas, para tal, foi estimando um VAR irrestrito para as séries não diferenciadas. A partir dos resultados é possível aplicar o teste de cointegração e avaliar qual modelo é mais adequado: o Vetor Autorregressivo (VAR) ou Vetor de Correlação de Erro (VEC).

3.4.3 Testes de diagnósticos

Para avaliar que número de defasagens adequado ou óptimo, foi a partir dos testes de Akaike Information Criterion (AIC) e o Schwarz Criterion (SC). Os resultados apresentados dependem da satisfação de pressupostos essenciais dos Modelos Clássicos de Regressão Linear. Dentre esses, destacam-se a não correlação serial e a normalidade dos erros. Nesse contexto, foram aplicados os seguintes testes para o modelo: Teste LM de correlação serial, teste de heterocedasticidade de White, teste de normalidade dos erros de Kurtosis e o teste de estabilidade do modelo.

3.4.4 Funções Impulso Resposta e Decomposição da Variância

A Função Impulso-Resposta é uma ferramenta essencial na análise dos modelos multivariados, permitindo visualizar o efeito que uma perturbação em uma variável exerce sobre todas as variáveis do sistema. As dinâmicas resultantes dos choques incorporam as interações contemporâneas de todas as variáveis endógenas no sistema [Garratt et al. \(1998\)](#). Se o sistema de equações for estável, qualquer choque deve convergir para zero; por outro lado, se for instável, pode gerar um trajeto temporal explosivo. Para avaliar as respostas de política monetária e fiscal aos choques no produto e na inflação, serão utilizadas as Funções Impulso-Resposta (FIR), proporcionando insights cruciais sobre as interações dinâmicas entre as variáveis ao longo do tempo:

$${}_i j(s) = (dY_{(i,t+1)})/(du_{jt}) = (dY_{(i,t)})/(du_{(jt-s)}) \quad (3.6)$$

O método de decomposição de variância mede a importância relativa de cada perturbação aleatória nas variáveis do sistema. Quando os erros do vector não são correlacionados entre as equações, a variância do erro de previsão a partir de um determinado período pode ser expressa como a soma dos componentes provenientes de cada um desses erros [Stock and Watson \(2001\)](#).

3.4.5 Teste de Causalidade de Granger

Para se estudar a relação de causa entre a política monetária e fiscal, haverá o uso do teste de causalidade no sentido de Granger, com a taxa de juro de política a servir de medida da postura da política monetária e a dívida pública em percentagem do PIB a ser usada como medida da postura da política fiscal. A causalidade de Granger implica uma correlação entre os valores presentes de uma variável e os valores passados de outras variáveis. Se uma variável Y1 é usada para prever outra variável Y2, então é possível afirmar que Y1 causa Granger em Y2. As equações a serem regredidas são definidas como se segue:

$$\begin{aligned}
TJURO_t &= \alpha_1 + \sum_{i=1}^k \alpha_{1t} \phi TJURO_{t-n} + \sum_{i=1}^k \alpha_{1t} \phi TINFL_{t-i} + \nu_t \\
TINFL_t &= \alpha_2 + \sum_{i=1}^k \alpha_{1t} \phi TINFL_{t-n} + \sum_{i=1}^k \alpha_{1t} \phi TJURO_{t-i} + \nu_t \\
DIPIB_t &= \alpha_1 + \sum_{i=1}^k \alpha_{1t} \phi DIPIB_{t-n} + \sum_{i=1}^k \alpha_{1t} \phi TINFL_{t-i} + \nu_t \\
TINFL_t &= \alpha_2 + \sum_{i=1}^k \alpha_{1t} \phi TINFL_{t-n} + \sum_{i=1}^k \alpha_{1t} \phi DIPIB_{t-i} + \nu_t \tag{3.7}
\end{aligned}$$

Onde: TJURO é a taxa de juro de política monetária, TINFL é a taxa de inflação e a DIPIB representa a despesa pública em proporção do PIB,

$$\alpha \tag{3.8}$$

representa os parâmetros a estimar, n é número de defasagens; t é a dimensão temporal e ν é o termo erro.

Capítulo 4

Análise e Discussão dos Resultados

4.1 Resultados dos Testes de Estacionaridade

Antes da estimação do modelo da dominância fiscal e os seus impactos na condução da política monetária, procedeu-se à investigação da estacionaridade das variáveis do estudo, cujos resultados podem ser observados no anexo A. Nesta análise, constatou-se que para o teste ADF, a série da taxa de inflação é estacionária em níveis e que o contrário se verifica pelo teste de Phillips- Perron. Por outro lado, para ambos testes, as restantes séries não são estacionárias em níveis, possuindo dessa forma uma raiz unitária o que pode resultar no problema da regressão espúria se dessa forma forem estimadas (Harris, 1995). Neste sentido, Gujarati and Porter (2011) sugerem que as séries sejam diferenciadas de forma a torná-las estacionárias e a aferir a ordem de integração de cada uma delas.

Seguindo este pensamento, foi efectuado a primeira diferença para cada uma das séries, tendo se obtido os resultados dos P-values que são devidamente ilustrados na tabela abaixo:

Tabela 4.1: Resultados do Teste de Estacionaridade

SÉRIE	TESTE ADF P-value	Phillips-Perron P-value	Ordem de Integração
Taxa de Inflação	0,0323*	0,0000	I(1)
Taxa de Juro	0,0000	0,0000	I(1)
Base Monetária	0,0000	0,0000	I(1)
Taxa de Câmbio	0,0000	0,0000	I(1)
Dívida Pública em % do PIB	0,0002	0,0121*	I(1)

Nota:*Valores estatisticamente significativos ao nível de 5%.

Fonte: Cálculos dos autores.

De salientar que os testes de estacionaridade de Dickey and Fuller (1979) e Phillips and Perron (1988), realizam o teste com a hipótese nula de que a variável contém uma raiz unitária, e a alternativa é que a variável foi gerada por um processo estacionário. No entanto, distinguem-se pelo facto do teste de Phillips-Perron usar erros padrão de Newey-West para explicar a correlação serial, enquanto o teste Dickey-Fuller aumentado usa desfasagens adicionais da primeira variável diferenciada (Corporation, 2004).

4.2 Resultado do Teste de Cointegração

Os resultados do teste de estacionaridade dão-nos evidências empíricas para aferir que as séries do presente estudo são integradas de primeira ordem. Neste sentido, pode ocorrer que as séries não sejam estacionárias em níveis, mas que sejam cointegradas, ou seja, que apresentem uma relação de equilíbrio de longo prazo [Oliveira \(2003\)](#). Deste modo, foi testada a cointegração das séries temporais, utilizando o teste de cointegração ou Ranking de Johansen.

O objectivo primordial deste teste é de avaliar a existência de relação de longo prazo entre as variáveis. Os resultados deste teste, que constam do Anexo D, indicam para a rejeição da hipótese nula de que não existe nenhuma relação de cointegração à favor da alternativa que defende a existência da relação de equilíbrio de longo prazo entre as séries. O valor do Trace de Rank de Johansen, indica-nos que ao nível de significância de 5%, estas séries apresentam ao máximo uma equação de cointegração. A equação do vector de cointegração entre a taxa de inflação e as restantes séries é expressa na tabela abaixo:

Tabela 4.2: Vetor de Cointegração Normalizado para a variável **TINFL**

TINFL	TJURO	DIPIB	BMONETARIA	TCAMBIO
1.00000	-1.699899 (0.08277)	-0.497027 (0.14538)	0.042351 (0.01105)	-0.414292 (0.04095)

Nota:erros padrão entre parênteses.

Fonte: Cálculos dos autores.

Tendo como base o vector de cointegração, observa-se que todos os coeficientes tornam-se significativos ao nível de 5%, uma vez que o rácio entre cada um dos coeficientes e o seu respectivo erro padrão, danos a estatística t com valores maiores que a região crítica de 1,99. Pode-se escrever a equação de equilíbrio de longo prazo da taxa de inflação em relação a seus determinantes e dessa forma, proceder a interpretação das estimativas dos parâmetros. Na equação reparametrizada, os coeficientes estimados são considerados multiplicados por (-1), sendo assim definida como:

$$\begin{aligned}
 TINFL_t = & 1,670TJURO_t + 0,497DIPIB_t - 0,0424BMONETARIA_t \\
 & + 0,414TCAMBIO_t \quad (4.1)
 \end{aligned}$$

Os resultados do modelo acima estimado, preveem a existência de uma relação de longo prazo entre as variáveis. De acordo com a teoria económica, os resultados estimados apresentam um sinal esperado para a variável dívida pública (DIPIB), o que coaduna com as análises feitas por [Blanchard \(2004\)](#), [Cochrane et al. \(2021\)](#), [Martin \(2020\)](#), tais que defendem a existência de uma relação positiva de longo prazo entre a dívida pública e a taxa de inflação.

Neste sentido, o governo para prossecução dos seus objectivos através da condução da política fiscal por via da expansão da dívida pública, exerce influência na determinação da taxa de inflação, havendo, com base em evidências empíricas, uma relação positiva de longo prazo entre estas duas variáveis. Deste modo, o Banco Central, não possui total

independência na determinação da taxa de inflação, sendo esta determinação indirectamente influenciada pela condução da política fiscal. Neste sentido, pode haver períodos em que a economia moçambicana convivia tanto com inflação quanto com taxas de juros de política elevadas, tendo a dívida pública como veículo para o acontecimento desta aparente contradição.

O coeficiente estimado para a variável taxa de juros de política monetária (TJURO) apresentou um sinal positivo, o que vai de acordo com os estudos de [Leeper \(1991\)](#), [Martin \(2020\)](#), entre outros. No entanto, diverge com a teoria económica convencional que defende a existência de uma relação negativa entre as taxas de juro de política e a inflação no curto prazo como pré requisito para a condução do regime de metas de inflação (Monteiro, 2009).

Porém, este sinal positivo indica-nos a presença de uma relação positiva de longo prazo entre a taxa de juros e a taxa de inflação, sendo que os choques positivos na taxa de juros de política impactam positivamente a taxa de crescimento do índice de preços. Face a este resultado, [de Oliveira Almeida et al. \(2021\)](#) defendem que o banco central, na condução da política monetária sob o regime de metas de inflação, com a elevação das taxas de juro de política para manter a inflação na meta, aumenta os encargos da dívida pública o que por sua vez cria campo para elevação do índice de preços. Por outro lado, a relação positiva entre a taxa de juros e a inflação é conhecida como Price Puzzle que ocorre quando existe uma elevação dos preços em resposta à contração monetária inesperada e que este efeito seria fruto da existência de outro canal de transmissão da política monetária, que, ao contrário do canal tradicional de demanda, operaria através da oferta agregada através do aumento das despesas financeiras das empresas e do sector público ([Dos Santos and Kanczuk, 2012](#)).

Por sua vez, autores como [Hamburger and Zwick \(1981\)](#) e [Mishkin \(1992\)](#) defendem que no longo prazo, existe o efeito Fisher em que a inflação e a taxa de juros exibem a mesma tendência e que existe uma forte correlação entre as séries, salientam ainda que no longo prazo, variações das taxas de inflação serão acompanhadas na mesma proporção com aumento das taxas de juro, de forma a que não haveria grandes variações das taxas de juros reais e em consequência, uma maior inflação deverá ser compensada por uma maior taxa nominal de juros, mantendo a taxa de juros reais em equilíbrio. O parâmetro estimado para a variável base monetária (BMONETARIA), embora seja estatisticamente significativo, apresentou um sinal negativo. Este sinal, indica-nos que no longo prazo, efeitos de choques positivos sobre a base monetária, impactam negativamente nas taxas de inflação.

O sinal positivo do coeficiente estimado da variável taxa de câmbio (TCAMBIO), indica-nos uma relação positiva de longo prazo entre a taxa de câmbio e a taxa de inflação, sendo que uma depreciação da taxa de câmbio conduz a uma elevação das taxas de inflação. Seguindo esta constatação, [Taylor \(2000\)](#) argumenta que este resultado pode ser explicado pelo efeito Pass-through (FOOTNOT) da taxa de câmbio sobre o índice de preços, que em resultado de uma depreciação cambial, o ónus é repassado para o nível de preços que sofrerá um aumento que pode ser numa proporção maior ou menor que a depreciação cambial. Por outro lado, [Krugman et al. \(2001\)](#) argumenta que as decisões de importação e exportação podem refletir decisões de compra que foram feitas com base na antiga taxa de câmbio real, ou seja, antes da depreciação cambial, fazendo com que os preços se ajustem parcialmente a esta depreciação. Tendo em conta que a economia nacional é bastante dependente do sector externo para a importação de produtos considerados de primeira necessidade, face a este cenário, alterações na conjuntura internacional, como o

caso de eventos que possam pressionar a uma maior demanda por reservas estrangeiras, impactam na depreciação cambial e incremento do nível de preços doméstico.

4.3 Resultados do Modelo VEC

Mesmo havendo relação de equilíbrio de longo prazo entre variáveis não estacionárias, dada pelo vector de cointegração, é possível que ocorra algum desequilíbrio no curto prazo. Sendo que a dinâmica de curto prazo é influenciada pela magnitude dos desvios em relação ao equilíbrio de longo prazo, como resultado do coeficiente do termo de correção do erro de - 0,2059 (estatística t de - 2,8156). Este resultado demonstra-se na tabela 5. Ela indica a proporção do desequilíbrio de curto prazo do TINFL que é corrigida no período seguinte, para o primeiro vector de cointegração. Ou seja, a velocidade de ajustamento pelo os quais são corrigidos os desvios a partir dos vectores de cointegração. Os resultados estão organizados em coeficiente estimado, o erro padrão entre parênteses curvos e a estatística t entre parênteses rectos.

Por outro lado, os testes diagnósticos demonstraram que os erros apresentam variância constante, ou seja, que são homoscedásticos. Ademais, no modelo em causa, não há evidência de presença da autocorrelação serial, facto que faz com que os estimadores continuem sendo lineares e não-enviesados e eficientes, isto é, têm variância mínima e por isso são BLUE. No entanto, o teste de normalidade dos erros de Jarque-Berra, demonstrou que os erros não são normalmente distribuídos e que o modelo não satisfaz a condição de estabilidade, porém estes resultados não constituem um problema para a presente análise pois não tornam os resultados enviesados, uma vez que não fazem parte dos pressupostos de Gauss-Markov. Estes resultados, podem ser vistos nos anexos F,G,H,I.

Na tabela 4.3 (Anexo J) é possível observar os valores dos coeficientes estimados de curto prazo, que mostram a velocidade de ajustamento das respectivas variáveis em direcção ao equilíbrio de longo prazo. Estes resultados comprovam as constatações observadas no vector de cointegração anteriormente analisado. Os mesmos ainda mostram que as políticas monetária e fiscal estão interligadas, como apontam os coeficientes de ajuste em relação ao equilíbrio de longo prazo (vector de cointegração), em que os choques ocorridos são incorporados à dinâmica de longo prazo como fator de aumento na DIPIB, TCAMBIO e TJURO.

Quanto aos choques de curto prazo, a taxa de inflação, na segunda desfasagem, apresentou-se estatisticamente significativa ao nível de significância de 5%, isto significa que uma variação de 1% nesta desfasagem, resultará em modificação de 0,489 pontos percentuais nela mesmo. A taxa de câmbio também apresentou valores significativos na sua desfasagem, indicando que uma depreciação cambial em 1%, leva a uma redução de 0,068 no índice geral de preços.

4.4 Decomposição da Variância e Funções Impulso-Resposta

Outra ferramenta disponibilizada pelos modelos multivariados, é a decomposição da variância, neste caso para o modelo VEC, que identifica de forma percentual a importância relativa de cada variável dentro do modelo a partir da explicação da variância dos resíduos das demais variáveis endógenas ao longo do horizonte de previsão – curto prazo. Conforme pode ser visto na Tabela a seguir:

Tabela 4.3: Decomposição da variância do modelo VEC

Período	S.E.	TINFL	TJURO	DIPIB	BMONETARIA	TCAMBIO
1	0.005481	100	0	0	0	0
2	0.008407	92.0058	3.40878	0.951553	0.038679	3.595149
3	0.011702	87.6336	6.355503	1.777209	0.430122	3.803523
4	0.015236	82.916	8.643828	2.128633	0.284318	6.027187
5	0.019527	77.3501	13.18056	2.040615	0.823016	6.60567
6	0.023534	73.6445	15.99506	1.869558	1.124398	7.36649
7	0.027808	70.7811	18.63702	1.632411	1.31128	7.638148
8	0.032135	68.8262	20.33321	1.429555	1.49499	7.916055
9	0.036359	67.5026	21.49144	1.286921	1.689743	8.029295
10	0.040596	66.6254	22.23427	1.198807	1.818914	8.122582
11	0.044842	65.6746	22.91294	1.189374	1.94095	8.282143
12	0.04903	64.8097	23.44403	1.255897	2.068823	8.421534

Fonte: Cálculo dos autores.

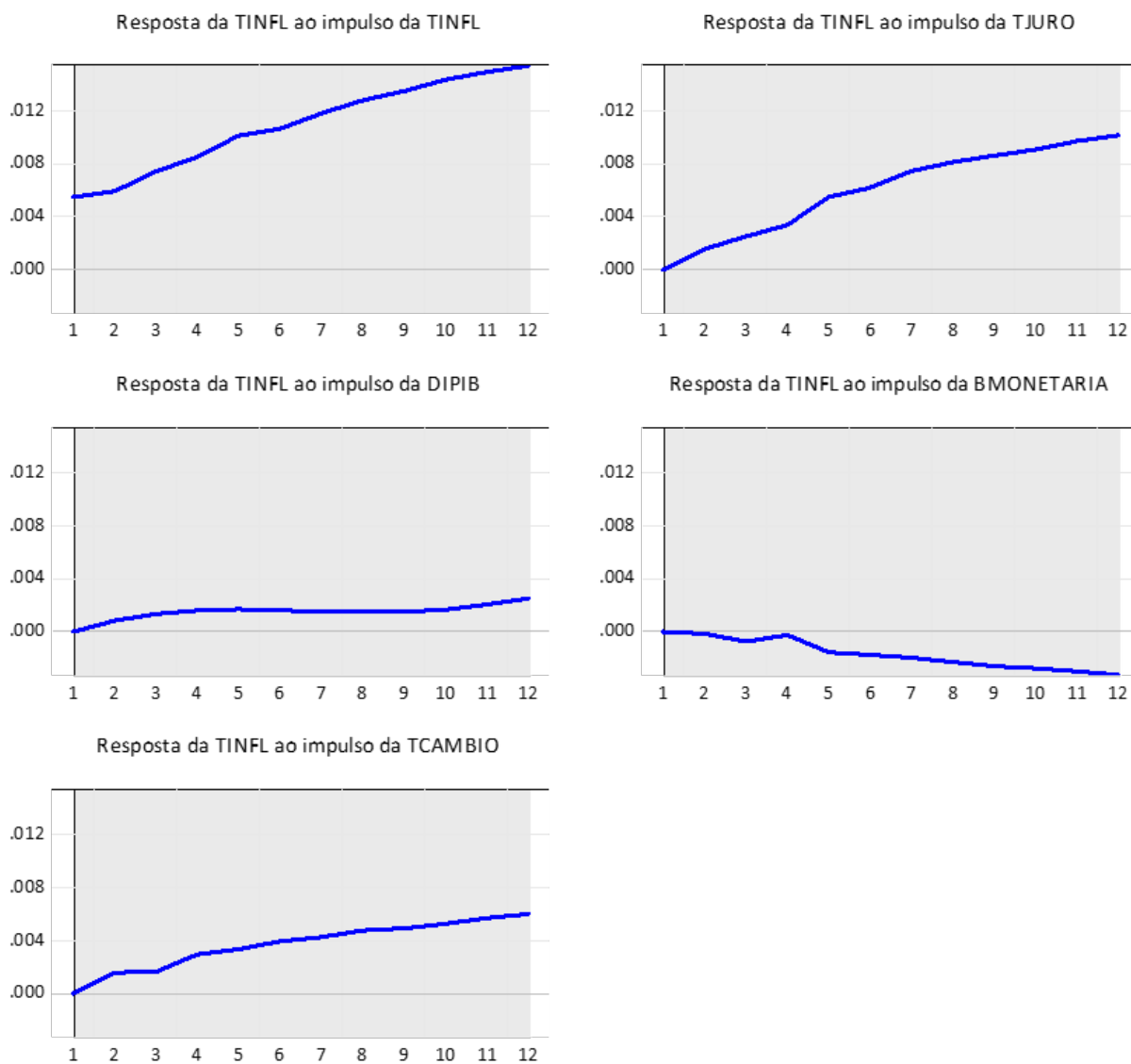
Com base nos resultados obtidos pela decomposição da variância da série da taxa de inflação, é possível identificar que no primeiro período (primeiro mês), variações ocorridas na taxa de câmbio são 100% explicadas por si mesma, sendo que para períodos seguintes essa proporção tem decrescido naturalmente devido a um aumento do contributo das outras variáveis do modelo.

Quanto a taxa de juro de política, observa-se que explica maioritariamente a taxa de inflação no décimo segundo período, ou seja, ao final do primeiro ano, a taxa de juro explica as variações na taxa de inflação em cerca de 23,45%, sendo que a restante percentagem é distribuída pelas demais variáveis contidas no modelo.

A dívida pública em percentagem do PIB (DIPIB) e a base monetária (BMONETARIA) possuem valores mais ínfimos na decomposição da variância da taxa de inflação. Concretamente, no quarto mês, da DIPIB possui um poder explicativo das variações da taxa de inflação em cerca de 2,13%, ao passo que, no décimo segundo mês, a base monetária explica a variação da taxa de inflação somente em 2,069%.

Por sua vez, no décimo segundo mês (décimo segundo período), a taxa de câmbio atinge o valor máximo e explica as variações da taxa de inflação em cerca de 8,242%.

Com base nos resultados da função de impulso-resposta pode-se avaliar os impactos de choques em qualquer uma das variáveis do sistema, permitindo conhecer a direção e o tempo de reação das variáveis endógenas aos impulsos de um desvio padrão no sistema. A figura 3 apresenta o resultado da função de resposta a impulso, aplicada ao modelo VEC de curto prazo.

Figura 4.1: Funções Impulso-Resposta da Taxa de Inflação **TINFL**

Fonte: Cálculos dos autores.

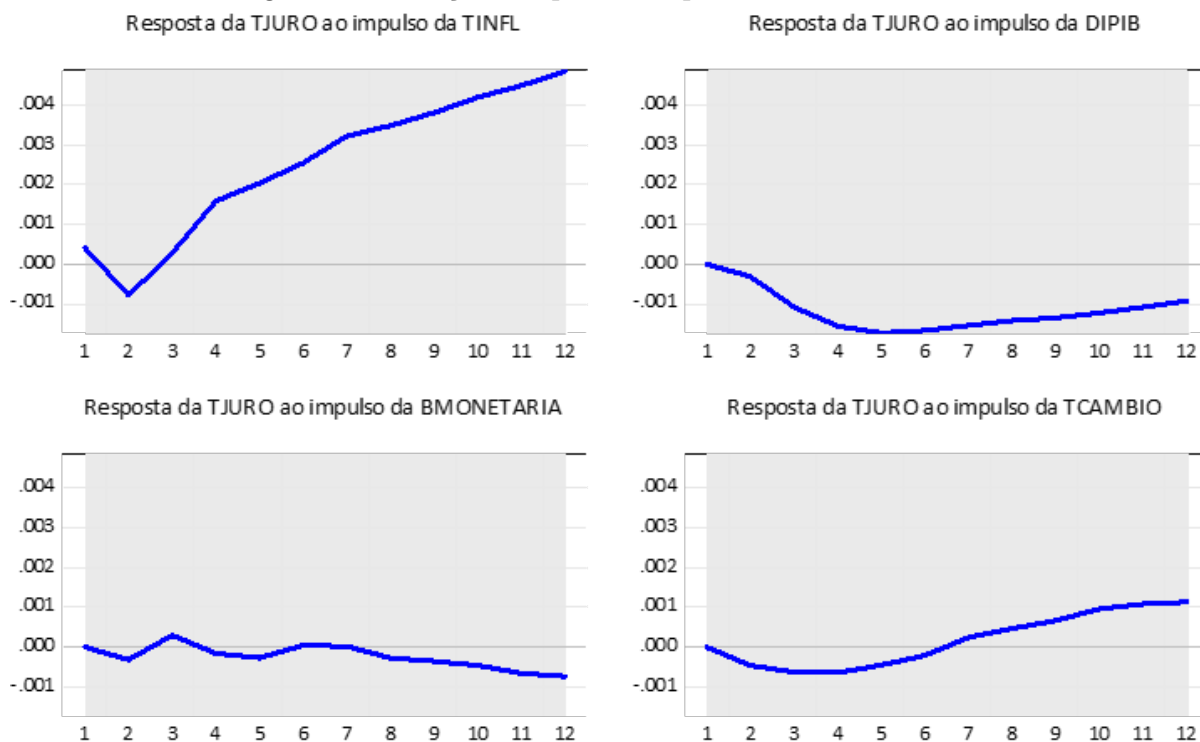
A função impulso-resposta demonstra que dado um choque (positivo) não antecipado no valor de um desvio-padrão uma inovação sobre a taxa de inflação, que reage positivamente a choques na taxa de juro de política, na dívida líquida em proporção ao PIB e na taxa de câmbio real. O índice de preços revela persistência quando ocorre uma inovação nela própria.

A política monetária, representada pela taxa MIMO, apresenta um efeito permanente positivo, dado o canal de transmissão da política monetária via procura agregada, impactando positivamente o índice geral de preços durante todo o período. Por sua vez, a base monetária possui um efeito permanentemente negativo sobre a taxa de inflação. Na figura abaixo, é avaliado o comportamento da taxa de juro de política frente a choques.

A funções Impulso-Resposta abaixo, mostram o comportamento da política monetária, representada no modelo pela taxa de juros de política (MIMO) frente a choques das restantes variáveis no modelo. O modelo indica que um choque positivo na taxa de inflação, reduz a taxa de juros do primeiro ao segundo mês, isto pode acontecer devido a

existência de alguma desfasagem no tempo de resposta da autoridade monetária quando ocorre um choque positivo na taxa de inflação, do mesmo modo que ocorre uma desfazem

Figura 4.2: Funções Impulso-Resposta da Taxa de Juro



Fonte: Cálculo dos autores.

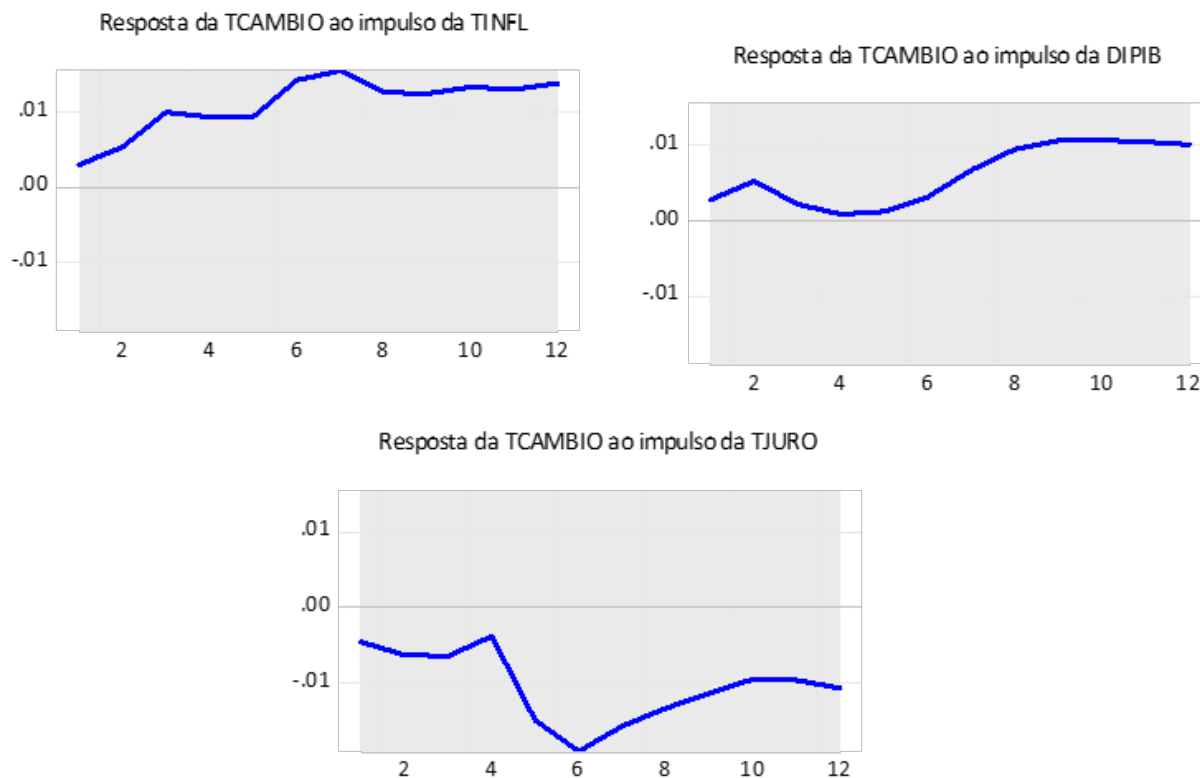
de tempo para que uma elevação da taxa de juro reflita-se na demanda agregada e no nível de preços. É a partir do segundo mês onde a taxa de juros aumenta permanentemente quando ocorre um choque positivo na taxa de inflação.

No entanto, quando a dívida pública em proporção do PIB experencia choques positivos, observa-se que a taxa de juro sofre permanentemente uma redução até ao sexto período, onde, a partir daí, observa lentamente um incremento, o que pode ser explicado pela via do mercado de títulos, ocorrendo uma elevação da dívida pública interna, por via de maiores emissões de bilhetes de tesouro, impacta numa tendência crescente da taxa de juros como forma de trazer uma maior atractividade pela procura por títulos, dado o seu preço de aquisição ser mais baixo. Deste modo, existem indícios de que o governo utiliza a taxa de juros visando equilibrar as contas públicas. Com isso, é possível que o Banco Central de Moçambique não seja totalmente independente na condução da política monetária, uma vez que a taxa de juros de política é afectada pela dinâmica da dívida pública.

Por outro lado, até ao quarto mês, a taxa de juros responde negativamente a uma depreciação cambial, depois desse período, a resposta da taxa de juros face aos choques positivos da taxa de câmbio, apresentam um comportamento crescente, há uma resposta de elevação na taxa de juros, visando atrair capital externo o que impacta para uma apreciação cambial e com isso, evitar desequilíbrios na taxa de câmbio. Este resultado indica que a taxa de câmbio é importante para a função de reação da política monetária. Do primeiro ao segundo mês, a taxa de juros tem respondido negativamente aos

choques ocorridos na base monetária, depois desse período, a taxa de juro apresenta um ritmo oscilatório com uma tendência decrescente quando ocorre uma inovação da base monetária.

Figura 4.3: Funções Impulso-Resposta da Taxa de Câmbio



Fonte: Cálculo dos autores

Por sua vez, os resultados obtidos ainda mostram-nos que quando há um choque positivo na taxa de inflação, a taxa de câmbio responde positivamente, o que nos indica que mesmo com pressões inflacionárias, as taxas de câmbio tendem a depreciar o que, para o caso da economia nacional que é bastante dependente do sector externo, pode ainda vir a agravar as pressões inflacionárias, criando dessa forma um ciclo inflacionário vicioso.

Por outro lado, quando a dívida pública possui um choque positivo, observa-se que a taxa de câmbio tende, primeiramente, a apreciar até ao quinto mês, no entanto este efeito é anulado quando a taxa de câmbio tende permanentemente a sofrer depreciações para os períodos seguintes. Este comportamento, esta em consonância com as análises feitas por [Blanchard \(2004\)](#) que referenciam que na presença de aumentos no stock da dívida pública, o governo incorre a um maior risco de default ou incumprimento do serviço da dívida, o que por sua vez, pode levar à uma maior saída de capitais impactando na depreciação cambial.

Do mesmo modo, quando as taxas de juro sofrem uma inovação, a taxa de câmbio responde com negativamente (aprecia) do primeiro ao sexto mês o que pode ser explicado pela maior entrada de capitais na economia nacional. No entanto, depois desse período, observa-se que, mesmo diante de choques positivos da taxa de juro, com vista a incentivar a entrada de capitais e a uma maior procura de títulos domésticos. A taxa de câmbio tende a responder permanentemente com depreciações cambiais, o que vem a eliminar o

efeito pretendido do choque positivo da taxa de câmbio e que contribui para o aumento das taxas de inflação mesmo diante de aumentos da taxa de juro de política.

4.5 Resultados do Teste de Causalidade de Granger

O teste de causalidade de Granger é uma forma de avaliar se uma série temporal ajuda a prever a outra série. No teste que foi realizado, não houve definição de quais variáveis são tidas como endógenas e aquelas exógenas, e por isso, o teste foi realizado nas duas direcções, sendo desta forma um teste de causalidade bilateral.

Figura 4.4: Resultados do Teste de Causalidade de Granger

Hipótese Nula:	Obs	F-Statistic	Prob.
TJuro não causa no sentido de Granger a TINFL	79	3.86128	0.0254
TINFL não causa no sentido de Granger a JPW		4.06291	0.0212
DIPIB não causa no sentido de Granger a TINFL	79	8.83553	0.0004
TINFL não causa no sentido de Granger a DIPIB		0.92209	0.4022

Fonte:Cálculos dos autores

Como é possível observar na tabela na tabela 7, a taxa de juro de política, causa no sentido de Granger a taxa de inflação, do mesmo modo, a taxa de inflação causa no sentido de Granger a taxa de juro de política monetária, porque o valor do p-value de ambas direcções do teste, nomeadamente de 0,0254 e de 0,0212, e respectivamente são menores que o nível de significância convencional de 5%, o que nos leva a rejeitar a hipótese nula subjacente no teste. Estes resultados, indicam-nos que a taxa de juro de política e a taxa de inflação possuem uma relação causal e, portanto, seus dados passados ajudam a prever a suas trajectórias.

Por sua vez, com o p-value de 0,00104, menor para qualquer nível de significância convencional, rejeitamos a hipótese nula de que a dívida pública em proporção do PIB, não causa no sentido de Granger a taxa de inflação. No entanto, observamos ainda que o contrário não se verifica, ou seja, a taxa de inflação não causa no sentido de Granger a dívida pública.

A análise feita, forneceu-nos evidências empíricas suficientes que nos mostram que choques positivos na taxa de juros de política, influenciam no aumento das taxas de inflação. Resultados semelhantes aos estudos anteriores de autores como, [Blanchard \(2004\)](#), [Afolabi and Atolagbe \(2018\)](#), [Leeper \(1991\)](#). Assim, pode-se afirmar que os resultados nos sugerem uma presença da dominância fiscal na economia Moçambicana.

No período em estudo, com o aumento das taxas de juro, observou-se que as taxas de câmbio responderam com permanentes depreciações, o que pode ser explicado pela maior percepção do maior risco de default da dívida pública, o que ao invés de levar a entrada de capitais dado o aumento das taxas de juro, leva a uma fuga e uma maior procura por divisas. Isso faz com que o efeito da taxa de juros sobre o comportamento da taxa de

câmbio seja menor, demonstrando dessa forma a não eficácia do banco central no controle do nível de preços por influência da condução da política fiscal.

Capítulo 5

Conclusões

O presente trabalho buscou discutir a interação entre as políticas monetária e fiscal na economia moçambicana, no período de janeiro de 2017 à setembro de 2023, o mesmo foi elaborado por via de uma análise teórica e empírica. O foco do trabalho foi de avaliar os desequilíbrios macroeconómicos causados por choques na dívida pública, mais concretamente ao nível da inflação, ou seja, na evolução do nível geral de preços.

Esta análise foi fundamentada pela introdução do regime de metas de inflação, o que por sua vez, possibilitou ao Banco Central, no seu papel de manter a estabilidade do nível de preços, utilizar a taxa MIMO, como um importante instrumento para manutenção da inflação no centro da meta pré-estabelecida.

Alguns modelos consideram um caso específico de dominância fiscal, que se manifesta perante uma depreciação cambial causada por um aumento da taxa de juros, devido a uma maior percepção de risco de default da dívida pública frente às fragilidades das variáveis fiscais. Sendo um caso específico, por se tratar de um canal indireto de atuação da política monetária. Estes autores não consideram o canal de atuação via demanda agregada. Para, [Favero and Giavazzi \(2005\)](#) este canal pode ser considerado pouco significativo no controle inflacionário na economia moçambicana.

Nesta análise, os resultados sugerem que existe uma dominância fiscal na economia moçambicana, tendo em vista que o aumento da taxa de juros com o objectivo de manter a inflação na meta, é avaliado pelos agentes económicos como um maior de aumento dos encargos da dívida pública e desta forma um aumento do risco de default da dívida pública. Consequentemente, existirá uma redução na confiança da economia e por via disto leva-se a uma fuga de capitais e consequentemente uma depreciação da taxa de câmbio real, que por sua vez, constitui um resultado oposto àquele que se espera quando há uma elevação da taxa de juro, que neste caso seria uma entrada de capitais e uma depreciação cambial. Em virtude da depreciação cambial verificada, acaba por pressionar uma alta do nível de preços, sendo assim um efeito adverso ao esperado. Este resultado vai de acordo com a análise de [\(Blanchard, 2004\)](#), [\(Favero and Giavazzi, 2005\)](#). Com isso, existem evidências empíricas de que variáveis fiscais interferem nas decisões da autoridade monetária moçambicana.

Bibliografia

- Afolabi, J. O. and Atolagbe, O. (2018). Empirical analysis of fiscal dominance and the conduct of monetary policy in nigeria.
- Afonso, A. and Ibraimo, Y. (2020). The macroeconomic effects of public debt: an empirical analysis of Mozambique. *Applied Economics*, 52(2):212–226.
- Baraldi, A. N. and Enders, C. K. (2010). An introduction to modern missing data analyses. *Journal of school psychology*, 48(1):5–37.
- Barnett, V., Lewis, T., et al. (1994). *Outliers in statistical data*, volume 3. Wiley New York.
- BdM (vários anos). Domínios e indicadores estatísticos.
- Blanchard, O. (2004). Fiscal dominance and inflation targeting: lessons from brazil.
- BM (vários anos). World development indicators database.
- Castel-Branco, C. N. and Ossemame, R. (2012). Política monetária e redução da pobreza em moçambique—discussão crítica. *L. de Brito et al*, pages 185–202.
- Chadha, J. S. and Nolan, C. (2007). Optimal simple rules for the conduct of monetary and fiscal policy. *Journal of Macroeconomics*, 29(4):665–689.
- Chadha, J. S., Nolan, C., and Altug, S. (2003). *Dynamic Macroeconomic Analysis: Theory and Policy in General Equilibrium*. Cambridge University Press.
- Cochrane, J. H., Martin, F. M., Sobel, M., and Beckworth, D. (2021). 39th annual monetary conference: Panel 2: Fiscal dominance and the return of inflation.
- Corporation, S. (2004). *Stata Time-series: Reference Manual*.
- de Mendonça, M. J. C., Moreira, T. B. S., and Sachsida, A. (2017). Regras de políticas monetária e fiscal no brasil: Evidências empíricas de dominância monetária e dominância fiscal. Technical report, Texto para Discussão.
- de Oliveira Almeida, K., Basso, L. F. C., and Junior, E. H. (2021). Dominância fiscal e política monetária passiva: uma análise da economia brasileira. *Brazilian Journal of Development*, 7(1):5162–5177.
- Dickey, D. A. and 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.

- Dos Santos, F. G. and Kanczuk, F. (2012). Price puzzle e canal de custo da política monetária: Evidências para a economia brasileira.
- Favero, C. A. and Giavazzi, F. (2005). Inflation targeting and debt: lessons from brazil.
- Flora, M. S. and Santolin, R. (2023). Dominância fiscal e dominância monetária. *Nova Economia*, 33(2).
- Friedman, M. (1948). A monetary and fiscal framework for economic stability. *The American Economic Review*, 38(3):245–264.
- Friedman, M. (1963). Inflation: Causes and consequences. (*No Title*).
- Garratt, A., Lee, K., Pesaran, M. H., and Shin, Y. (1998). *A structural cointegrating VAR approach to macroeconomic modelling*. Department of applied economics, University of Cambridge.
- Geraldi, K. (2010). O trade-off entre déficit público e a estabilidade econômica: uma análise dos 8 anos do governo lula, universidade federal de santa catarina.
- Gujarati, D. N. and Porter, D. C. (2011). *Econometria básica-5*. Amgh Editora.
- Hamburger, M. J. and Zwick, B. (1981). Deficits, money and inflation. *Journal of Monetary Economics*, 7(1):141–150.
- Harris, R. (1995). *Using Cointegration Analysis in Econometric Modelling*.
- INE (anos). *Ipcmoçambique_cidades_quadros_dezembro2023*.
- Kamila, A. (2022). Fiscal dominance in india: an empirical estimation. *Indian Economic Review*, 57(1):113–132.
- Krugman, P., Obstfeld, M., and Melitz, M. J. (2001). *Economía internacional*. Pearson education Madrid.
- Leeper, E. M. (1991). Equilibria under ‘active’ and ‘passive’ monetary and fiscal policies. *Journal of monetary Economics*, 27(1):129–147.
- Lütkepohl, H. (2005). *New introduction to multiple time series analysis*. Springer Science & Business Media.
- Margarido, M. A. and Anefalos, L. C. (2001). Testes de co-integracao utilizando o sas®: teoria e aplicacao. *INFORMACOES ECONOMICAS-GOVERNO DO ESTADO DE SAO PAULO INSTITUTO DE ECONOMIA AGRICOLA*, 31(1):7–21.
- Martin, F. M. (2020). Fiscal dominance. *FRB St. Louis Working Paper*, (2020-40).
- MEF (anos). Gestão da dívida pública.
- Mishkin, F. S. (1992). Is the fisher effect for real?: A reexamination of the relationship between inflation and interest rates. *Journal of Monetary economics*, 30(2):195–215.
- Musa, M. L. and Joseph, M. (2014). Macroeconomic effects of budget deficits in uganda: A var-vecm approach.

- Oliveira, A. A. S. d. (2003). *Modelos de Estrutura a termo de taxas de juros: um teste empírico*. PhD thesis.
- Phillips, P. C. and Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *biometrika*, 75(2):335–346.
- Şahin, 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.
- Sargent, T. J. and Wallace (1981). Some unpleasant monetarist arithmetic. *Federal reserve bank of minneapolis quarterly review*, 5(3):1–17.
- Šehović, D. et al. (2013). General aspects of monetary and fiscal policy coordination. *Journal of Central Banking Theory and Practice*, 2(3):5–27.
- SOUZA, J. and DIAS, M. (2016). Dominância fiscal e os seus impactos na política monetária: uma avaliação para a economia brasileira. *ENCONTRO DE ECONOMIA DA REGIÃO SUL, XIX., Florianópolis, SC*.
- Stock, J. H. and Watson, M. W. (2001). Vector autoregressions. *Journal of Economic perspectives*, 15(4):101–115.
- Taylor, J. B. (1997). A core of practical macroeconomics. *Choices*, 12(4):10–12.
- Taylor, J. B. (2000). Teaching modern macroeconomics at the principles level. *American economic review*, 90(2):90–94.
- Vergara, S. C. (2006). Projetos e relatórios de pesquisa. *São Paulo: Atlas*, 34:38.
- Wooldridge, J. M., Wadud, M., and Lye, J. (2016). *Introductory econometrics: Asia pacific edition with online study tools 12 months*. Cengage AU.

Anexos

a

b

c

A - Resultados do Teste de Estacionaridade em níveis

Intermediate ADF test results UNTITLED

Series	Prob.	Lag	Max Lag	Obs
TINFDM	0.0000	2	14	186
TJUROSERIE	0.1038	3	14	185
DP SERIE	0.9369	2	13	175
BM SERIE	0.0769	2	14	186
TC SERIE	0.7755	1	14	187

Intermediate Phillips-Perron test results UNTITLED

Series	Prob.	Bandwidth	Obs
TINFDM	0.1228	10.0	188
TJUROSERIE	0.3020	9.0	188
DP SERIE	0.9525	10.0	177
BM SERIE	0.1251	5.0	188
TC SERIE	0.7481	6.0	188

B - Resultados do Teste de Estacionaridade na Primeira Diferença

Intermediate ADF test results D(UNTITLED)

Series	Prob.	Lag	Max Lag	Obs
D(TINFW)	0.0323	2	11	77
D(TJPW)	0.0000	0	11	79
D(DPPIBSTSTA)	0.0002	2	11	77
D(LNBMW)	0.0000	0	11	79
D(LNTCW)	0.0000	0	11	79

Intermediate Phillips-Perron test results D(UNTITLED)

Series	Prob.	Bandwidth	Obs
D(TINFW)	0.0000	5.0	79
D(TJPW)	0.0000	4.0	79
D(DPPIBSTSTA)	0.0121	6.0	79
D(LNBMW)	0.0000	0.0	79
D(LNTCW)	0.0000	8.0	79

C - Resultados do Teste de Selecção do número óptimo de *Lags*

Lag	LooL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	1120.776	NA	3.64e-20	-30.56921	-30.41232	-30.50669
1	1243.895	226.0001	2.48e-21	-33.25741	-32.31613	-32.88229
2	1412.215	285.9128	4.94e-23	-37.18397	-35.45829*	-36.49626*
3	1431.886	30.71903	5.86e-23	-37.03797	-34.52788	-36.03766
4	1465.094	47.31063*	4.91e-23*	-37.26286*	-33.96837	-35.94995
5	1486.806	27.95721	5.82e-23	-37.17276	-33.09386	-35.54725
6	1501.440	16.83952	8.74e-23	-36.88877	-32.02547	-34.95066
7	1516.996	15.76856	1.36e-22	-36.63002	-30.98231	-34.37931

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

D – Resultados do Teste de Cointegração – *Ranking* de Johansen

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.504313	98.25681	69.81889	0.0001
At most 1	0.239676	42.21734	47.85613	0.1527
At most 2	0.145557	21.11852	29.79707	0.3503
At most 3	0.109140	9.005959	15.49471	0.3648
At most 4	0.001392	0.107256	3.841465	0.7433

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

E - Testes de Correlação Serial residual VEC

Null hypothesis: No serial correlation at lag h						
Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	28.91956	25	0.2673	1.174703	(25, 168.7)	0.2693
2	28.13315	25	0.3018	1.140202	(25, 168.7)	0.3038
3	23.77052	25	0.5327	0.951520	(25, 168.7)	0.5347
4	26.91560	25	0.3601	1.087083	(25, 168.7)	0.3623
5	26.16206	25	0.3990	1.054388	(25, 168.7)	0.4012

F- Teste de Heteroscedasticidade de White VEC

Joint test		
Chi-sq	df	Prob.
632.7667	630	0.4615

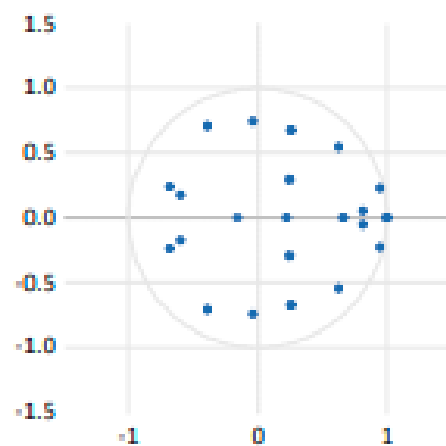
G – Teste de Normalidade dos Erros de Jarque-Bera

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	25.93412	2	0.0000
2	179.6609	2	0.0000
3	24.28386	2	0.0000
4	147.4361	2	0.0000
5	24.89324	2	0.0000
Joint	402.2083	10	0.0000

*Approximate p-values do not account for coefficient estimation

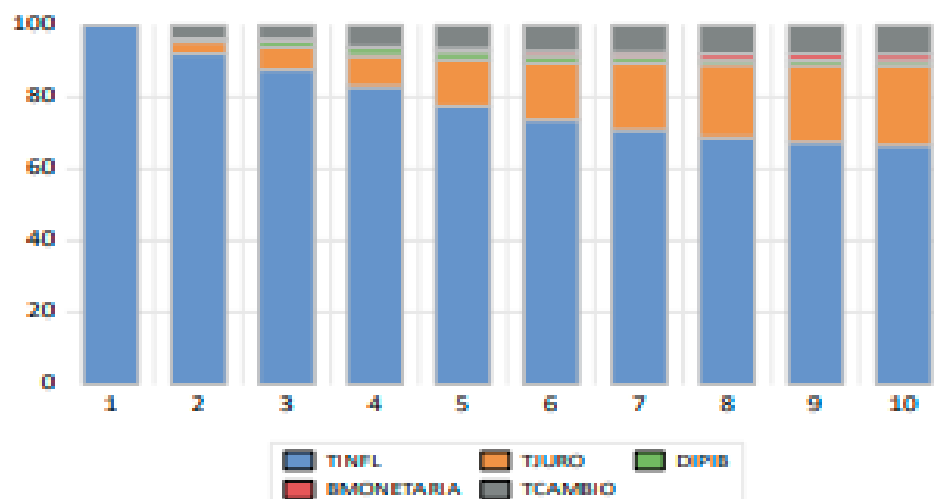
H – Teste de estabilidade do modelo VEC

Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial



I - Decomposição da Variância da Taxa de Inflação

Variance Decomposition of TINFW using Cholesky (d.f. adjusted) Factors



CORRECÇÃO DO ERRO	TINFL	TJURO	DIPIB	BMONETARIA	TCAMBIO
COINTEGRAÇÃO	-0.205962 (0.07315) [-2.81558]	0.039195 (0.07074) [0.55408]	0.000278 (0.00090) [0.30934]	0.074063 (1.27906) [0.05790]	1.023814 (0.24517) [4.17600]
TINFL(L1)	0.187922 (0.12727) [1.47655]	-0.242271 (0.12308) [-1.96848]	-0.003253 (0.00157) [-2.07835]	-2.378723 (2.22536) [-1.06891]	-0.535033 (0.42655) [-1.25433]
TINFL(L2)	0.489656 (0.14160) [3.45806]	0.200001 (0.13693) [1.46060]	0.001017 (0.00174) [0.58423]	-0.910038 (2.47588) [-0.36756]	0.288563 (0.47457) [0.60805]
TINFL(L3)	0.170187 (0.14928) [1.14007]	0.273430 (0.14436) [1.89413]	0.000638 (0.00184) [0.34751]	-1.040087 (2.61014) [-0.39848]	-0.782427 (0.50030) [-1.56391]
TINFL(L4)	0.180526 (0.14731) [1.22549]	-0.050084 (0.14245) [-0.35158]	-0.000766 (0.00181) [-0.42293]	1.671939 (2.57574) [0.64911]	-0.156254 (0.49371) [-0.31649]
TJURO(L1)	0.011254 (0.16901) [0.06659]	0.176937 (0.16344) [1.08257]	0.000746 (0.00208) [0.35903]	-0.933613 (2.95524) [-0.31592]	1.257630 (0.56645) [2.22019]
TJURO(L2)	-0.176664 (0.15777) [-1.11977]	0.155895 (0.15257) [1.02181]	0.000717 (0.00194) [0.36935]	-0.058997 (2.75861) [-0.02139]	1.177399 (0.52876) [2.22671]
TJURO(L3)	-0.213051 (0.15199) [-1.40170]	0.026129 (0.14698) [0.17777]	-0.001037 (0.00187) [-0.55454]	-0.591191 (2.65767) [-0.32245]	1.459036 (0.50941) [2.82489]
TJURO(L4)	0.016250 (0.16084) [0.10103]	-0.021143 (0.15554) [-0.13594]	0.000500 (0.00198) [0.25260]	7.208293 (2.81230) [2.56313]	-0.987637 (0.53905) [-1.83217]
DIPIB(L1)	9.727988 (11.3692) [0.85565]	-3.078911 (10.9944) [-0.28004]	2.463342 (0.13983) [17.6166]	39.86271 (198.793) [0.20052]	42.88938 (38.1039) [1.12585]
DIPIB(L2)	-17.80183 (29.5535) [-0.60236]	-1.460354 (28.5793) [-0.05110]	-2.036684 (0.36348) [-5.60326]	-170.1300 (516.750) [-0.32923]	-137.8185 (99.0489) [-1.39142]
DIPIB(L3)	8.912211 (29.0562) [0.30672]	9.414037 (28.0984) [0.33504]	0.543178 (0.35737) [1.51995]	212.8086 (508.055) [0.41887]	145.0822 (97.3823) [1.48982]
DIPIB(L4)	-0.203957 (10.7677) [-0.01894]	-5.052167 (10.4127) [-0.48519]	0.004887 (0.13243) [0.03690]	-78.80246 (188.275) [-0.41855]	-47.71793 (36.0880) [-1.32227]
BMONETARIA(L1)	0.002478 (0.00725) [0.34186]	-0.003658 (0.00701) [-0.52177]	-2.81E-05 (8.9E-05) [-0.31547]	-0.251420 (0.12676) [-1.98346]	-0.035218 (0.02430) [-1.44952]
BMONETARIA(L2)	0.000926 (0.00736) [0.12582]	0.003899 (0.00712) [0.54784]	-0.000132 (9.1E-05) [-1.46306]	-0.088576 (0.12868) [-0.68837]	-0.010380 (0.02466) [-0.42087]
BMONETARIA(L3)	0.005748 (0.00737) [0.77986]	-0.005213 (0.00713) [-0.73135]	-7.74E-05 (9.1E-05) [-0.85402]	-0.026705 (0.12888) [-0.20721]	-0.003637 (0.02470) [-0.14721]
BMONETARIA(L4)	-0.005851 (0.00713) [-0.82085]	-0.001479 (0.00689) [-0.21456]	-4.21E-05 (8.8E-05) [-0.47965]	0.021891 (0.12465) [0.17563]	-0.015406 (0.02389) [-0.64484]
TCAMBIO(L1)	-0.001413 (0.03293) [-0.04292]	-0.009144 (0.03185) [-0.28711]	0.000321 (0.00041) [0.79243]	-0.134599 (0.57585) [-0.23374]	0.304590 (0.11038) [2.75954]
TCAMBIO(L2)	-0.068842 (0.03439) [-2.00192]	0.026320 (0.03325) [0.79147]	9.84E-05 (0.00042) [0.23264]	0.081874 (0.60128) [0.13617]	-0.056795 (0.11525) [-0.49279]
TCAMBIO(L3)	0.011782 (0.03046) [0.38675]	-0.010835 (0.02946) [-0.36780]	9.42E-05 (0.00037) [0.25143]	-0.121901 (0.53266) [-0.22885]	0.066800 (0.10210) [0.65427]
TCAMBIO(L4)	-0.021319 (0.03020) [-0.70584]	0.008256 (0.02921) [0.28267]	0.000242 (0.00037) [0.65112]	0.970772 (0.52811) [1.83819]	0.004478 (0.10123) [0.04424]
C	-0.000927 (0.00080) [-1.15682]	0.000110 (0.00077) [0.14214]	1.97E-05 (9.9E-06) [2.00147]	0.015887 (0.01401) [1.13392]	-0.000738 (0.00269) [-0.27468]