

**UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA MARIA  
CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS E HUMANAS  
CURSO DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS**

**BRUNO RODRIGUES PEREIRA**

**A DÍVIDA PÚBLICA BRASILEIRA: UMA ANÁLISE VIA FUNÇÃO DE  
REAÇÃO FISCAL (2003-2022)**

Santa Maria, RS  
2023

Bruno Rodrigues Pereira

**A DÍVIDA PÚBLICA BRASILEIRA: UMA ANÁLISE VIA FUNÇÃO DE REAÇÃO  
FISCAL (2003-2022)**

Monografia apresentada como requisito parcial para a obtenção do título de **Bacharel em Ciências Econômicas**, da Universidade Federal de Santa Maria (UFSM, RS) Campus Santa Maria-RS.

Orientador: Prof. Dr. Anderson Antônio Denardin

Santa Maria, RS  
2023

Bruno Rodrigues Pereira

**A DÍVIDA PÚBLICA BRASILEIRA: UMA ANÁLISE VIA FUNÇÃO DE REAÇÃO  
FISCAL (2003-2022)**

Monografia apresentada como requisito parcial para a obtenção do título de **Bacharel em Ciências Econômicas**, da Universidade Federal de Santa Maria (UFSM, RS) Campus Santa Maria-RS.

Orientador: Prof. Dr. Anderson Antônio Denardin

Aprovado em: \_\_\_/\_\_\_/\_\_\_

---

Prof. Dr. Anderson Antônio Denardin  
Orientador (UFSM)

---

Prof. Dr. Dieison Lenon Casagrande

---

Prof(a). Dra. Kalinca Léia Becker

Santa Maria, RS

2023

*“Tente! Erre! Não importa. Tente outra vez.  
Erre de novo. Erre melhor”.*

*(Samuel Beckett)*

## **RESUMO**

### **A DÍVIDA PÚBLICA BRASILEIRA: UMA ANÁLISE VIA FUNÇÃO DE REAÇÃO FISCAL (2003-2022)**

AUTOR: BRUNO RODRIGUES PEREIRA  
ORIENTADOR: PROF. DR. ANDERSON ANTONIO DENARDIN

Este trabalho tem como objetivo estimar a função de reação fiscal do setor público consolidado do Brasil no período de 2003-2022, procurando configurar as respostas aos estímulos de curto e longo prazo. Metodologicamente, o modelo foi desenvolvido na forma de um Vetor de Correção de Erro (VECM) como proposto por Bohn (1998; 2007), a especificação foi constituída pelas variáveis: Necessidade de Financiamento do Setor Público (NFSP) e Dívida Líquida do Setor Público (DLSP) consolidado (ambas em proporção do PIB acumulado). Ainda foram utilizadas duas variáveis de controle, sendo elas o hiato do produto e a inflação acumulada em 12 meses. Os resultados sugerem uma trajetória insustentável da dívida pública brasileira, estimulada pelo aumento da NFSP e por constantes mudanças na macroeconômica. Os resultados ainda sugerem evidências de uma política fiscal contracíclica e que a dívida serviu de mecanismo de controle dos preços.

**Palavras-chave:** Função de reação fiscal, Dívida pública, sustentabilidade, VECM.

## **ABSTRACT**

AUTHOR: BRUNO RODRIGUES PEREIRA  
ADVISOR: DR. ANDERSON ANTONIO DENARDIN

This work aims to estimate the fiscal reaction function of the consolidated public sector in Brazil in the period 2003-2022, seeking to configure the responses to short- and long-term stimuli. Methodologically, the model was developed in the form of an Error Correction Vector (VECM) as proposed by Bohn (1998; 2007), the specification was constituted by the variables: Public Sector Borrowing Need (NFSP) and Public Sector Net Debt (DLSP) consolidated (both in proportion to accumulated GDP). Two control variables were also used, namely the output gap and the accumulated inflation in 12 months. The results suggest an unsustainable path for the Brazilian public debt, stimulated by the increase in the NFSP and constant changes in the macroeconomic environment. The results also suggest evidence of a counter-cyclical fiscal policy and that the debt served as a price control mechanism.

**Keywords:** Fiscal reaction function, Public debt, sustainability, VECM.

## LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1: Abrangências Estatísticas da Dívida brasileira.....	19
Gráfico 2 - Componentes do Ajuste Patrimonial.....	21
Gráfico 3: Dívida interna e externa (%PIB) – Lula 1.....	27
Gráfico 4: Razão DLSP-PIB (2003-2022).....	29
Gráfico 5: PIB real x Tendência do PIB.....	40
Gráfico 6: Séries utilizadas.....	41
Gráfico 7: Relação NFSP e Hiato do Produto .....	58

## LISTA DE QUADROS E TABELAS

Tabela 1: Saldo do resultado primário e nominal.....	17
Tabela 2: Descrição dos dados utilizados.....	39
Tabela 3 - Dummies utilizadas.....	40
Tabela 4: Formas de estimativa do teste DF.....	44
Tabela 5: Estatísticas Descritivas.....	52
Tabela 6: Teste ADF em nível.....	52
Tabela 7: Teste KPSS em nível.....	53
Tabela 8: Teste ADF em 1ª diferença.....	53
Tabela 9: Teste KPSS em 1ª diferença.....	53
Tabela 10: Testes estacionários com quebra estrutural (em nível).....	54
Tabela 11: Testes estacionários com quebra estrutural (1ª diferença).....	54
Tabela 12: Critério de seleção de defasagem para o Modelo.....	55
Tabela 13: Teste de cointegração de Johansen – Estatística traço.....	55
Tabela 14: Teste de cointegração de Johansen - Estatística de máximo valor.....	55
Tabela 15: Coeficientes de Longo prazo (2003-2022).....	56
Tabela 16: Coeficientes de curto prazo – VECM.....	56
Tabela 17: Decomposição da variância do erro de previsão.....	59



## ABREVIATURAS E SIGLAS

AP	AJUSTES PATRIMONIAIS
BACEN	BANCO CENTRAL DO BRASIL
BPM	MANUAL DE BALANÇO DE PAGAMENTOS
DLSP	DÍVIDA LÍQUIDA DO SETOR PÚBLICO
DN	<i>DÉFICIT</i> NOMINAL
DP	<i>DÉFICIT</i> PRIMÁRIO
FMI	FUNDO MONETÁRIO INTERNACIONAL
HQ	HANNAN-QUINN
NFSP	NECESSIDADE DE FINANCIAMENTO DO SETOR PÚBLICO
PIB	PRODUTO INTERNO BRUTO
SC	CRITÉRIO DE SCHWARZ
TCU	TRIBUNAL DE CONTAS DA UNIÃO
VAR	VETOR AUTO-REGRESSIVO
VECM	VETOR DE CORREÇÃO DE ERROS

## SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO .....	12
2. REFERENCIAL TEÓRICO .....	14
2.1 Os efeitos da dívida pública: um breve contexto teórico .....	14
2.2 Dívida pública: conceitos fiscais e abrangência.....	16
2.3 Sustentabilidade fiscal e a restrição orçamentária .....	23
2.4 A dívida pública brasileira.....	26
3. REVISÃO DA LITERATURA.....	30
3.1 Estudos para economia internacional.....	30
3.2 Estudos para economia brasileira .....	34
4. ANÁLISE ECONOMETRICA DA DÍVIDA PÚBLICA.....	37
4.1 Modelo estimado .....	38
4.2 Base de dados.....	39
4.3 Séries econômicas e a estacionariedade.....	43
4.4 Testes de raízes unitárias.....	44
4.4.1 Testes de raiz unitária sem quebra estrutural.....	44
4.4.2 Testes de raiz unitária com quebra estrutural.....	47
4.5 Metodologia do Vetor Auto-regressivo (VAR).....	48
4.6 Cointegração e o teste deJohansen.....	50
4.7 Modelo de Correção de Erros Vetoriais (VECM).....	51
4.8 Decomposição da Variância.....	52
5. RESULTADOS .....	52
5.1 Estatísticas descritivas .....	52
5.2 Testes de raiz Unitária.....	53
5.2 Teste de cointegração .....	55
5.3 A Função de Reação Fiscal do Brasil por VECM.....	57
5.4 Decomposição da variância.....	60
6. CONCLUSÃO .....	61
7. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	62

## 1. INTRODUÇÃO

O descontrole da dívida pública e os constantes *déficits* orçamentários tornaram-se um problema político crucial na maioria dos países. Debates políticos sobre o curso futuro da política fiscal, a necessidade de manter a dívida pública no controle e a sustentabilidade das finanças públicas é um dos tópicos mais amplamente discutidos na economia. Segundo o FMI (2021), políticas fiscais e econômicas sólidas em nível nacional são cruciais.

É válido ressaltar, que a maneira como o governo financia seu *déficit* impacta diretamente nas decisões dos agentes econômicos sobre o quanto consumir e como alocar a sua poupança entre os ativos existentes no mercado. Conforme Sargent e Wallace (1981), quando o desequilíbrio fiscal é permanente e a expectativa do mercado é de trajetória insustentável para a dívida pública no médio e longo prazo, o governo não consegue se financiar via emissão de títulos, restringindo-se a utilizar a emissão monetária como meio de saldar seus compromissos, causando pressão inflacionária. Portanto, manter a dívida pública em patamares sustentáveis é condição necessária para a estabilidade macroeconômica (BICALHO E ISSLER, 2008).

Para o caso brasileiro, o tema de sustentabilidade da dívida é recorrente. Isso se deve ao fato de, principalmente, nos últimos 30 anos, além do *default* da dívida externa na década de 80, o país ter passado por severos problemas na área fiscal. Desta forma, garantir a estabilidade fiscal e a sustentabilidade se tornou uma preocupação primordial nos debates da literatura econômica do Brasil. Na atual conjuntura de grandes flutuações econômicas resultantes da atual pandemia do COVID-19, vale a pena reexaminar a questão da sustentabilidade econômica.

No que tange à sustentabilidade fiscal, a literatura econômica considera uma dívida pública sustentável quando projeções razoáveis indicam que o governo seja capaz de honrar com suas obrigações financeiras sem que haja a necessidade da adoção de medidas excessivamente custosas para estabilizar o nível de endividamento.

Neste estudo, faz-se uma análise econométrica para verificar se os dados fiscais do Brasil no período de 2003 a 2022 satisfazem às condições de sustentabilidade da dívida pública. Constatada a vasta literatura existente sobre a temática, opta-se aqui por utilizar os métodos propostos por Bohn (1998; 2007),

aplicado ao Brasil por Simonassi, Ares e Sena (2014), Luporini (2015), Chicoli e Bender (2015) e Oliveira, Maia e Braga (2017), entre outras referências apresentadas. Este método será aplicado tanto para testar a hipótese de sustentabilidade da dívida pública em proporção do PIB quanto para avaliar a distribuição do ajuste fiscal no Brasil entre o hiato do produto e a inflação.

Posto isso, a presente monografia questiona: *Qual tem sido a resposta fiscal média do governo brasileiro às variações na relação dívida/renda no período de 2003 a 2022?*

Sendo assim, o trabalho terá caráter exploratório e coleta mista de dados (qualitativo e quantitativo), através de verificações bibliográficas. O estudo é organizado em seis capítulos, incluindo a presente introdução. O segundo capítulo aborda a respeito dos conceitos teóricos de dívida pública, sustentabilidade fiscal, abrangência e condicionantes da mesma no Brasil. O terceiro capítulo apresenta a revisão empírica da literatura no cenário internacional e nacional.

No quarto capítulo será apresentada a metodologia utilizada no presente trabalho, ao qual se incluem a descrição dos dados, as técnicas econométricas, tais como a análise de raiz unitária, modelo VAR, cointegração e o método de correção de erros.

O quinto capítulo elucida os resultados dos testes e do modelo econométrico proposto para análise da sustentabilidade fiscal do Brasil. E, por fim, encontra-se a conclusão do trabalho.

## 2. REFERENCIAL TEÓRICO

O presente capítulo divide-se em quatro partes: primeiramente, é realizado um breve contexto dos efeitos da dívida pública nas diferentes escolas do pensamento econômico. A partir de então, nos subcapítulos seguintes, serão apresentados o conceito de dívida pública e suas abrangências; a definição de sustentabilidade fiscal e restrição orçamentária, e por fim, um panorama da dinâmica da dívida brasileira do plano real até 2022.

### 2.1 Os efeitos da dívida pública: um breve contexto teórico

Em todo mundo os governos nacionais endividam-se com a finalidade de sanar seus problemas orçamentários ou promover o desenvolvimento em seus países. Os debates políticos sobre o curso futuro da política fiscal, a necessidade de manter a dívida pública controlada e a sustentabilidade das finanças são uns dos tópicos mais discutidos na economia. Perante a isso, a questão de como a dívida pública impacta o desempenho das economias se estende a uma longa tradição de divergências.

Segundo Garselaz (2000), o economista escocês James Denham Steuart (1712-1780) foi um dos pioneiros a defender o uso do crédito público como mecanismo de desenvolvimento da economia. Steuart, também chamado de o “último mercantilista” publicou em 1767 sua principal obra, intitulada de *Principles of Political Economy*. Nessa referida obra, o autor defende a utilização do crédito público como meio de financiamento do desenvolvimento econômico e da capacidade em fomentar o progresso social. Conforme Stettner (1945), a abordagem de Steuart para a temática do empréstimo público é iniciada por sua preferência pelo termo “crédito” em vez de “dívida” pública. Essa terminologia específica decorre da visão que o crédito é um bem para a comunidade, uma das ferramentas capazes de gerar aumento de produtividade na economia.

Após o período mercantilista e o desenvolvimento da Economia como ciência, surge a chamada escola clássica de pensamento econômico. Conforme Trindade (2013), os autores pertencentes à escola clássica como Hume, Smith, Say, Ricardo e Mill, tiveram posições muito próximas em relação aos empréstimos estatais. Segundo Marinheiro (1996) os respectivos autores da escola clássica de economia

defendiam como base a prática de orçamentos equilibrados, tanto em tempo de paz como de guerra, de forma a impor limites à intervenção estatal e também como princípio moral (prudência em vez de esbanjamento) e de equidade.

Embora Adam Smith seja conhecido como fundador da escola clássica, é em David Ricardo (1772-1823) que encontramos a figura principal na promoção do maior desenvolvimento das ideias da escola (BRUE e GRANT, 2016, p.109). Conforme Churchman (2001) a preocupação de Ricardo com as consequências nocivas da tributação para alocação de recursos, decorrente de sua análise teórica da tributação, serviu para reforçar sua oposição à dívida pública em um contexto prático, pois, metade da receita tributária de sua época era destinada ao serviço da dívida. Em um de seus ilustres trabalhos, Ricardo propôs discutir se era preferível financiar guerras (isto é, gastos extraordinários muito acima do permitido pelo orçamento) por meio de impostos ou de dívidas. Conforme Saschida e Carlucci (2010) a ideia de Ricardo era demonstrar que os agentes privados são indiferentes à maneira como o governo financia seus gastos.

Entretanto, segundo Novo (2011) na perspectiva de David Ricardo os métodos de financiamento via impostos ou dívida eram de fato não equivalentes, a justificativa para essa “não equivalência” estaria no que Ricardo denominou de “ilusão fiscal”. A emissão de dívida seria responsável por criar uma “ilusão fiscal” no contribuinte em acreditar que se encontrava mais rico do que realmente estava, ou seja, o contribuinte subestimaria suas futuras obrigações tributárias. Este pensamento mostra que Ricardo não levava a ideia de equivalência entre os métodos de financiamento muito a sério. De acordo com Saschida e Carlucci (2010), a descrença do autor sobre a teoria levou alguns outros economistas a explorarem tal arcabouço. Entre eles, citam-se: Patinkin (1965), Diamond (1965), Bailey (1971) e Kochin (1974).

Decorridas algumas tentativas, foi a partir dos estudos de Barro (1974), com a publicação do artigo “*Are Government Bonds Net Wealth?*” que a tese passou novamente a ocupar lugar de destaque no cenário do debate econômico, sendo posteriormente intitulada de Equivalência Ricardiana. Segundo Lara (2016), o que Barro demonstra, é que é possível que a dívida pública não tenha qualquer efeito sobre as variáveis relevantes e usuais em análise macroeconômica. Em outras palavras, Barro (1974) afirma que, em um determinado nível de gasto público, o deslocamento de impostos e dívidas não terá efeito sobre a riqueza, a demanda

agregada, a taxa de juros real e o produto. Sendo assim, a ideia simples por trás do teorema é que os agentes racionais percebem que substituir impostos hoje por impostos mais os juros amanhã via financiamento da dívida pública são equivalentes (NIKEL e VANSTEENKISTE, 2016, P. 6).

Anterior à publicação de Barro (1974), a predominância temática centrava-se nos pressupostos estabelecidos pela escola Keynesiana, ao qual defendia o uso do endividamento público como instrumento de política econômica. Segundo Marques Junior (2015), a proposta keynesiana defende que o aumento dos gastos públicos ou a redução de impostos eleva a demanda agregada, que, através do efeito multiplicador, eleva a renda da economia. Phelps (2022) ressalta que na visão Keynesiana a dívida pública que se acumula quando as condições forçam o governo a realizar gastos *deficitários* não é retratada como um problema. Pois, os mesmos defendem o endividamento como financiador do *déficit* público, de modo a movimentar a economia e estimular a geração de empregos, combatendo a estagnação. No entanto, segundo Aspromourgos (2014), a questão da trajetória sustentável ou desejável da dívida pública tem sido motivo de debate e controvérsia em torno da obra de Keynes.

Na escola neoclássica de economia encontramos uma visão diferente da Keynesiana, para os autores neoclássicos a dívida pública coloca o estoque de capital em uma trajetória inferior, diminuindo assim a força de trabalho e o emprego. Segundo Cavalcanti e Silva (2010), na teoria neoclássica a política fiscal age sobre o setor privado principalmente pelo do lado da oferta, podendo gerar efeitos contraditórios sobre o produto. Desta forma, o financiamento de maiores gastos por meio de tributação distorciva reduz o incentivo a trabalhar e investir, o que leva à diminuição da oferta de mão de obra e, conseqüentemente, do produto. Como bem ressalta Marques Junior (2015), no mundo neoclássico, a elevação dos gastos do governo causará aumento dos impostos no futuro sobre as famílias, que diretamente reduz o consumo privado.

## **2.2 Dívida pública: conceitos fiscais e abrangência**

O orçamento do governo é constituído por receitas públicas e por despesas públicas. As receitas são oriundas de impostos, taxas e contribuições de melhorias, enquanto as despesas públicas estão atreladas aos gastos com a manutenção da

máquina pública e gastos sociais (escolas, hospitais, saneamento básico, etc). Conforme Gadelha (2017), a chamada dívida pública se origina e aumenta, a partir do momento em que o governo efetua gastos maiores que sua arrecadação. Deste modo, quando os impostos e demais receitas governamentais são incapazes de cobrir as despesas (*déficit* orçamentário), o governo é financiado por seus credores (pessoas físicas, empresas, bancos, etc), dando origem à dívida pública.

Contudo, para pagar essa dívida pública o governo paga encargos sob a forma de juros, que diretamente elevam as despesas, o *déficit* e a dívida. Conforme Blanchard (2007) é importante ressaltar que os termos “*déficit*” e “dívida” não devem ser confundidos. A dívida é um estoque, o que o governo deve em consequência de *déficits* passados. Por outro lado, o *déficit* é um fluxo, quanto o governo toma emprestado em um dado ano. A equação (1), descrita a seguir, é a representação do *déficit* orçamentário em um determinado ano  $t$ . Onde  $r$  simboliza a taxa de juros real paga sobre a dívida.

$$d\u00e9ficit_t = (r \times d\u00edvida_{t-1}) + despesas - receitas \quad (1)$$

O *déficit* orçamento é apenas um dos conceitos que permeiam a situação financeira de um país. Para um olhar amplo da saúde fiscal de um país, é necessário conhecer mais alguns indicadores fiscais. Segundo o Banco Central do Brasil (BACEN, 2015a), os indicadores fiscais são importantes medidas de evolução das finanças do setor público que permitem avaliar o desempenho fiscal de um país ao longo do tempo. Primeiramente, destacam-se dois importantes indicadores: o resultado primário e o resultado nominal.

O resultado primário indica se as finanças públicas estão em ordem, ou seja, se o governo está gastando ou não de acordo com suas receitas. Por isso, esse indicador é conhecido como “esforço fiscal”. De acordo com o Tesouro Nacional (2016), o resultado primário corresponde ao confronto de receitas e despesas primárias, excluída a parcela referente aos juros nominais incidentes sobre a dívida líquida interna e externa. As receitas não financeiras e as despesas não financeiras são aquelas que não envolvem juros, correções e amortizações de empréstimos ou dívidas do passado. Então, quando as receitas não financeiras são maiores que as despesas não financeiras, dizemos que ocorreu um *superávit* primário. Todavia, se



as despesas não financeiras forem maiores que as receitas não financeiras, dizemos que houve um *déficit* primário (DP).

Conforme o Tribunal de Contas da União (TCU, 2019) a apuração do resultado primário fornece uma avaliação do impacto da política fiscal nas contas públicas. O resultado primário é importante porque indica a consistência entre as metas de política macroeconômicas e a sustentabilidade da dívida, isto é, da capacidade do governo de honrar seus compromissos. A formação de *superávit* primário serve para garantir recursos para pagar os juros da dívida pública e reduzir o endividamento do governo no médio e longo prazo (AGÊNCIA SENADO, 2015).

Sob outro enfoque, o resultado nominal é um conceito fiscal mais amplo e representa a diferença entre o fluxo agregado de receitas totais (inclusive de aplicações financeiras) e de despesas totais (inclusive despesas com juros), num determinado período (TESOURO NACIONAL, 2016, p. 6). Segundo Rocha (2019), o conhecimento deste indicador fiscal é indispensável para o entendimento de qual a necessidade ou não que o ente público tem em adquirir empréstimos junto a terceiros para cobrir suas despesas.

As equações (2) e (3) a seguir, traduzem de forma analítica as definições mencionadas. A saber;

$$\text{Resultado primário} = \text{Receitas não financeiras} - \text{Despesas não financeiras} \quad (2)$$

$$\text{Resultado nominal} = \text{Receitas totais} - \text{Despesas totais} \quad (3)$$

Tabela 1: Saldo do resultado primário e nominal

<b>Resultados</b>	<b>Saldo negativo (receita &lt; despesa)</b>	<b>Saldo positivo (receita &gt; despesa)</b>
Primário	<i>Déficit</i> primário	<i>Superávit</i> primário
Nominal	<i>Déficit</i> nominal	<i>Superávit</i> nominal

Fonte: Elaborado pelo autor.

Os conceitos de DP e *déficit* nominal (DN) nos reportam a denominada Necessidade de Financiamento do Setor Público (NFSP). Segundo Piñon (2019), a NFSP representa a necessidade do setor público em se financiar por meio de dívida. De acordo com Lourenço (2022), a NFSP também é reconhecida como o resultado fiscal por excelência do Governo, sendo calculada pelo BACEN principalmente nos conceitos nominal e primário. Em relação ao conceito nominal, a NFSP trata-se do

resultado fiscal do Governo, inclusos os componentes de atualização monetária e cambial da dívida e os respectivos encargos financeiros. A NFSP no conceito primário refere-se ao conceito nominal, excluídas as despesas de juros nominais incidentes sobre a DLSP (LOURENÇO, 2022, p.28).

Portanto, percebe-se que a NFSP é equivalente ao conceito de DP e DN. Sendo representadas pelas equações (4) e (5)

$$DP \equiv NFSP \text{ primário} \equiv \text{Desp. prim.} - \text{Rec. prim.} \quad (4)$$

$$DN \equiv NFSP \text{ nominal} \equiv \text{Desp. prim.} - \text{Rec. prim.} \quad (5)$$

No que diz respeito à abrangência das estatísticas da dívida, em conformidade com as particularidades brasileiras, como elucidado em Caldeira *et al.* (2011, p.31), apresenta-se os seguintes conceitos. A saber;

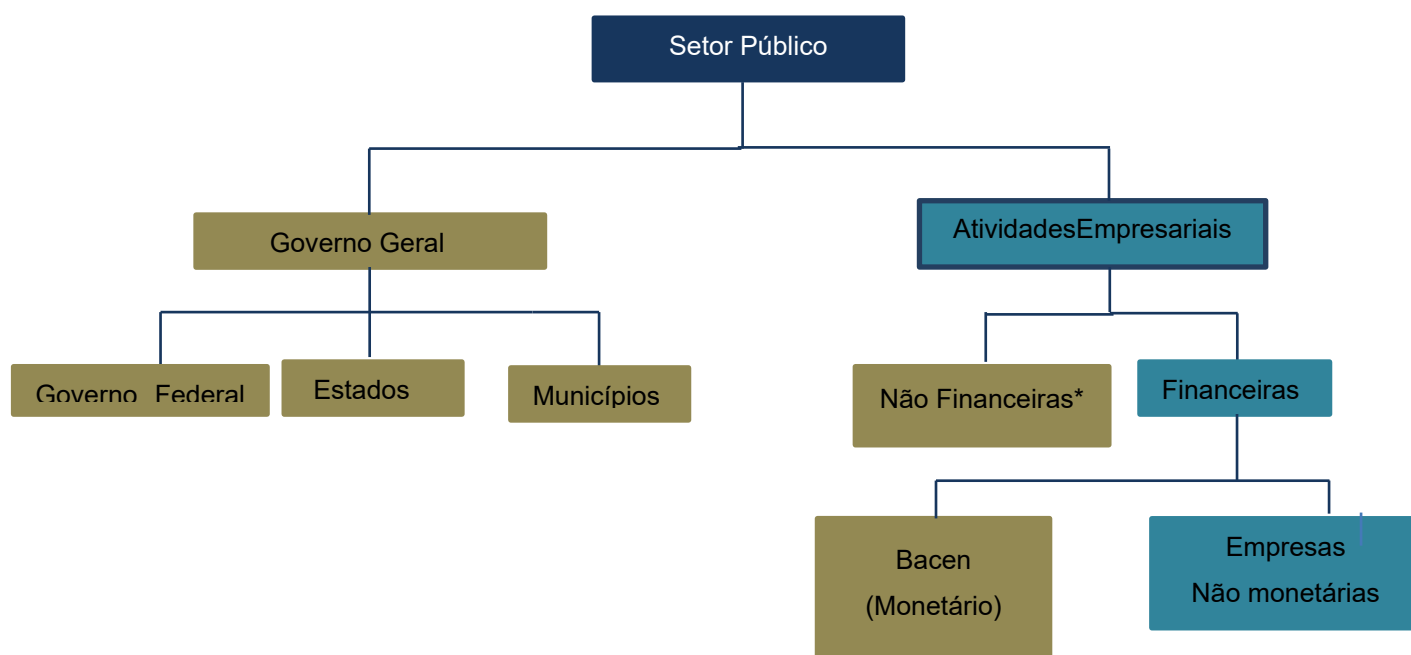
- I. *Setor Público*: para fins, de mensuração da dívida, considera-se o setor público como constituído pelo setor público não-financeiro e o Banco Central do Brasil (BACEN). O setor público não-financeiro inclui a administração direta; as autarquias e as fundações das três esferas de governo (federal, estadual e municipal); o sistema público de previdência social – Instituto Nacional de Seguridade Social (INSS)-; e as empresas estatais não financeiras (exceto Petrobrás e Eletrobrás).<sup>1</sup>
- II. *Governo Central*: inclui o Tesouro Nacional, INSS e Banco Central;
- III. *Governo Federal*: inclui o Tesouro Nacional e INSS;
- IV. *Governo Geral*: inclui o governo federal e governos regionais;
- V. *Governos Regionais*: consiste nos governos estaduais e municipais; e
- VI. *Empresas Estatais*: empresas estatais federais, estaduais e municipais.

---

<sup>1</sup>Um detalhamento completo da justificativa da exclusão das empresas é encontrado em: <https://dadosabertos.bcb.gov.br/dataset/4509-divida-liquida-do-setor-publico--pib---total---empresas-estatais>. Acesso: 02/10/2020.

Com o propósito de elucidar os respectivos conceitos mencionados, o gráfico 1 demonstra de forma geral, as relações apresentadas entre as diversas abrangências da dívida brasileira.

Gráfico 1: Abrangências Estatísticas da Dívida brasileira



Fonte: Elaborado pelo autor com base nas informações do Manual de Estatísticas Fiscais do Bacen (Março/2018, p.9). \*Exceto Petrobrás e Eletrobrás.

Com relação à origem da dívida, o Tesouro Nacional (2020), designa essa classificação como pertencente ao quesito monetário, ou seja, a dívida pública pode ser classificada conforme a moeda à qual são originados os fluxos de recebimento e pagamento da dívida. Neste quesito, a dívida assume mais duas classificações. Sendo elas denominadas de: i) Dívida Interna; e ii) Dívida Externa.

Quando os débitos do governo seja ele federal (incluindo o Banco Central), estadual, municipal, e também das estatais, são assumidos a credores residentes no próprio país, isto é, quando o fluxo dos pagamentos e recebimentos, ocorrem na moeda corrente em circulação do país<sup>2</sup>, a dívida é classificada como dívida interna. Em relação à dívida externa, o Manual de Balanço de Pagamentos e Posição Internacional de Investimento (BPM, 2009), publicado pelo Fundo Monetário

<sup>2</sup> No caso brasileiro, os fluxos da dívida interna são realizados em reais (moeda circulante do Brasil).

Internacional (FMI)<sup>3</sup>, a define como uma obrigação de uma entidade residente detida por não residentes.

Em síntese, a estatística da dívida externa é compreendida como o total dos débitos contratuais efetivamente desembolsados e ainda não quitados, cujo credor seja não residente e haja obrigatoriedade de pagamento de principal e/ou juros. Com relação à moeda dos fluxos da dívida externa, os dados são apurados na moeda de registro de cada operação e então convertidos para dólar norte-americano (BACEN, 2019).

A Dívida Líquida do Setor Público (DLSP) é o principal indicador de endividamento utilizado pelo governo brasileiro para decisões de política econômica. Esse indicador reflete de maneira mais adequada a dinâmica dos passivos públicos e o esforço fiscal do governo. Conforme Wosgrau (2007), a DLSP corresponde ao saldo líquido do endividamento do setor público não financeiro e do BACEN com o sistema financeiro, o setor privado não financeiro e o resto do mundo. Conforme publicado pelo BACEN (2015b), o conceito de DLSP é o mais amplo, pois incluem os governos federal, estaduais e municipais, o BACEN, a Previdência Social e as empresas estatais.

Conforme Mendonça e Medrano (2015) a dinâmica da DLSP é dada pela seguinte identidade:

$$DLSP \equiv DLSP_{-1} + JN + DP + AP \quad (6)$$

$$DLSP - DLSP_{-1} \equiv JN + DP + AP$$

Por meio das relações de *déficit* primário e *déficit* nominal expostas nas equações (1) e (2), reescrevemos a equação (6) como:

$$\Delta DLSP \equiv DN + AP \quad (7)$$

Com isso, a dinâmica da DLSP, no final de um período contábil, é dada pelo seu próprio valor final do período anterior ( $DLSP_{-1}$ ) somado aos juros nominais

---

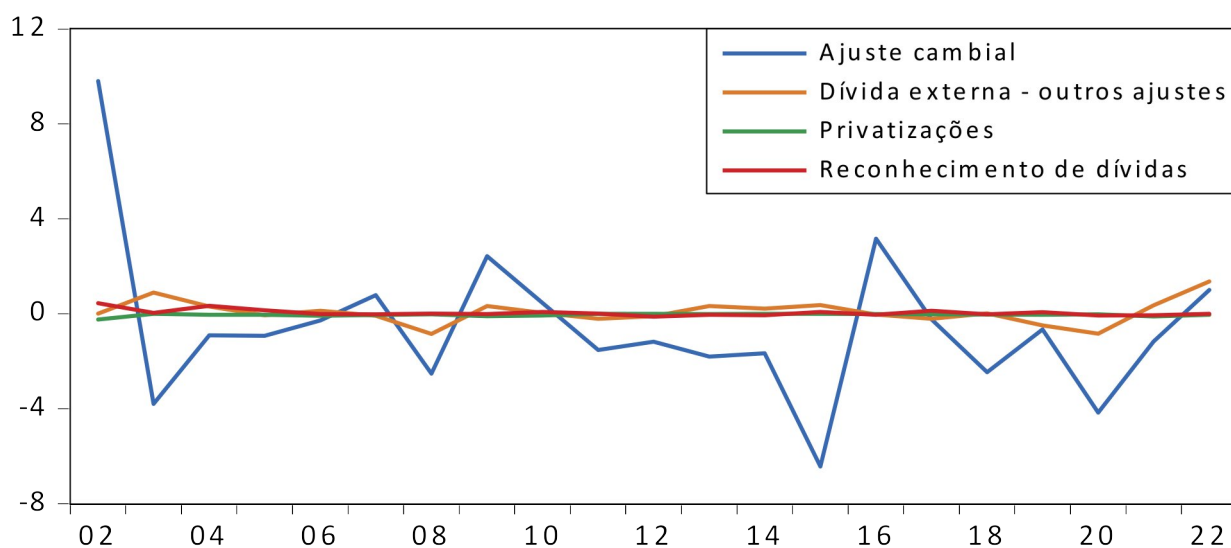
<sup>3</sup> O BMP encontra-se disponível em: <https://www.imf.org/external/pubs/ft/bop/2007/pdf/bpm6.pdf>. Acesso em: 01/10/2020.

(JN), ao *déficit* primário (DP) do setor público e aos ajustes patrimoniais (AP) ocorridos no período.

Segundo o BACEN (2015a) os juros nominais referem-se ao fluxo de juros, apropriados por competência, incidentes sobre a dívida interna e externa. Sua definição engloba os juros reais e o componente de atualização monetária da dívida. Os AP são mudanças que ocorrem na DLSP que não são oriundos de esforço fiscal durante o período em análise. Conforme Mendonça e Medrano (2015) os AP podem ser divididos em três grandes grupos, quais sejam: i) ajustes cambiais; ii) ajustes relativos às privatizações (apresenta efeito redutor da dívida).; e iii) ajustes devidos ao reconhecimento de dívidas, denominados “esqueletos”.

O gráfico 2, demonstra o nível percentual de participação dos grupos de ajuste patrimonial na dívida pública brasileira. A linha azul reflete que a participação do ajuste cambial é a mais relevante no período de 2002-2022. Esse indicador tem a finalidade de captar o efeito da apreciação ou depreciação do câmbio sobre a dívida líquida, via passivos ou ativos denominados em moeda estrangeira.

Gráfico 2 - Componentes do Ajuste Patrimonial



### 2.3 Sustentabilidade fiscal e a restrição orçamentária

A análise da sustentabilidade fiscal é o uso de um conjunto de ferramentas para analisar o orçamento de um governo e sua posição de endividamento, e leva a conclusões, dado o nível de endividamento do governo, sobre a adequação da política fiscal. Conforme Biderman e Arvate (2005), a questão de se as políticas fiscais correntes assumem uma trajetória sustentável ou se levarão a um ajuste fiscal severo na forma de impostos maiores ou redução de gastos, tem preocupado países desenvolvidos e em desenvolvimento.

De acordo com Neck e Sturm (2008) nas últimas décadas, muitos países construíram substanciais montantes de dívida pública, muitas acompanhados por setores públicos crescentes e políticas fiscais míopes. A necessidade de uma coordenação da política fiscal e de um entendimento de que os gastos excessivos de hoje representam uma ameaça para o bem-estar das gerações futuras trouxeram uma discussão animada e controversa tanto na academia quanto no público. Sendo assim, Pontes *et al.* (2016) acentua que o uso de indicadores de sustentabilidade fiscal tem sido praticado em diversos países do mundo, com o intuito de atestar se a política fiscal levará a um crescimento da dívida pública e, por consequência, comprometer o desenvolvimento econômico.

Segundo o Tesouro Nacional (s.d) se faz importante distinguir o conceito de solvência e sustentabilidade fiscal. O primeiro termo remete a capacidade do governo em cumprir suas obrigações de forma integral e tempestiva. Para permanecer em estado de solvência, um governo nacional arrecada recursos junto à sociedade, via tributação ou emissão de dívida, para fazer frente aos seus pagamentos. Por outro lado, a sustentabilidade se concentra na sua trajetória futura. Um país pode ser atualmente solvente, mas não sustentável, caso as projeções futuras para o seu balanço de receitas e despesas impliquem uma trajetória de dívida pública para patamares que reduzam o interesse dos potenciais investidores em financiá-la, devido aos riscos prospectados.

Conforme Costa (2009) qualquer indicador de sustentabilidade em princípio, deve ser derivado da restrição orçamentária intertemporal do governo. Segundo Bohn (1991) as variáveis básicas no orçamento do governo são as receitas fiscais ( $T$ ), os gastos ( $G$ ) e a dívida do governo ( $D$ ) no início do período. Os gastos excluem os pagamentos de juros e as receitas fiscais incluem os impostos inflacionários. Essas variáveis estão ligadas pela equação de restrição orçamentária do governo, descrita na equação (8), onde  $r_t$  representa a taxa de juros no período  $t$ .

$$D_t = (1 + r_t) D_{t-1} + G_t - T_t \quad (8)$$

Segundo Costa (2009), a respectiva equação descreve o mundo em um cenário determinístico, no qual uma dívida é dita sustentável quando o valor presente do fluxo futuro de receitas menos despesas do devedor é suficiente para pagar a tudo o que está contratualmente definido. Conforme o respectivo autor, podemos descrever a equação (8) para o próximo período e sequencialmente para "s" períodos a frente. A saber;

$$D_{t+1} = (1 + r_{t+1}) D_t + G_{t+1} - T_{t+1} \quad (9)$$

Substituindo a equação (8) em (9)

$$D_{t+2} = (1 + r_{t+1}) [(1 + r_t) D_t + G_{t+1} - T_{t+1}] + G_{t+2} - T_{t+2} \quad (10)$$

Logo, para um tempo  $t + s$ ;

$$D_t = \frac{D_{t+s}}{\prod_{v=1}^s (1 + r_{t+v-1})} + \sum_{v=0}^s \frac{T_{t+v} - G_{t+v}}{r_v} \quad (11)$$

Todavia, a literatura econômica analisa a situação fiscal do governo de um país com base em sua relação dívida sobre o Produto Interno Bruto (PIB). Esse indicador, normalmente apresentado em termos de um mesmo padrão monetário ou em relação a outra grandeza econômica representativa, como o PIB, têm a grande vantagem de permitir comparações internacionais diretas, além de análises temporais (TESOURO NACIONAL, 2011).

Conforme Blanchard (2007), a relação dívida-PIB pode ser derivada a partir da equação (8). Primeiro, divida a respectiva equação pelo PIB real,  $P_t Y_t$ .

$$\frac{D_t}{PIB_t} = \frac{D_t}{P_t Y_t} = \frac{(1 + i_{t-1})}{P_t Y_t} D_{t-1} + \frac{T_t}{P_t Y_t} - \frac{G_t}{P_t Y_t} = \quad (12)$$

$$= \frac{(1 + i_{t-1})}{P_t Y_t} \frac{D_{t-1}}{P_{t-1} Y_{t-1}} P_{t-1} Y_{t-1} + \frac{T_t}{P_t Y_t} - \frac{G_t}{P_t Y_t}$$

Sendo  $\frac{P_{t-1}}{P_t} = 1 + \pi_t$  e  $\frac{Y_{t-1}}{Y_t} = 1 + g_t$ ; Onde  $\pi_t$  é a taxa de inflação e  $g_t$  é a taxa de crescimento real do PIB, substituindo em (10), temos que:

$$\frac{D_t}{P_t Y_t} = \frac{(1 + i_{t-1})}{(1 + \pi_t)(1 + g_t)} \frac{D_{t-1}}{P_{t-1} Y_{t-1}} + \frac{T_t}{P_t Y_t} - \frac{G_t}{P_t Y_t} \quad (1)$$

3)

Denominado  $d_t = \frac{D_t}{P_t Y_t}$ ;  $DEF_t = \frac{G-T}{PY}$  é possível reorganizar a equação (13) e reescrevê-la da seguinte forma:

$$d_t = \frac{(1 + i_{t-1})}{(1 + \pi_t)(1 + g_t)} d_{t-1} + DEF_t \quad (14)$$

Utilizando as duas hipóteses encontradas em Blanchard (2017), em que  $\frac{(1+i_{t-1})}{(1+\pi_t)} \cong 1 + r_t$  ( $r_t$  representa a taxa real de juros) e  $\frac{(1+r_{t-1})}{(1+g_t)} \cong (1 + r - g)$ , tem-se por fim que:

$$d_t = (1 + r - g)d_{t-1} + NFSP_t \quad (15)$$

Por meio da equação (15) é possível perceber que a relação entre a dívida pública e o PIB ( $d$ ) será maior quando: Maior a taxa real de juros; Menor for a taxa de crescimento do produto; Maior for o endividamento inicial ( $d_{t-1}$ ); e Maior for o *déficit* primário.

Conforme Mendonça, Pires e Medrano (2008), a equação (15) mostra que a trajetória da dívida pública está diretamente relacionada ao comportamento de variáveis macroeconômicas fundamentais como a taxa real de juros, taxa de crescimento do produto e a NFSP. Assim, ao obter a trajetória destas respectivas variáveis, é possível estimar a trajetória esperada para dívida pública.

Na prática, a sustentabilidade da dívida pública requer do governo a obrigação de ajustar o *superávit* primário, de modo a estabilizar a relação dívida/PIB. Segundo Arantes e Lopreato (2017), o esforço fiscal necessário está condicionado ao comportamento das variáveis macroeconômicas com reflexo direto na relação, e



podem comprometer sua sustentabilidade e demandar o aumento do esforço fiscal para preservar sua solvência.

## **2.4 A dívida pública brasileira**

O Plano Real foi um processo de estabilização econômica iniciado em 1993 e o seu sucesso representou a quebra da espinha dorsal da inflação no Brasil. Segundo Santos (2000) a primeira fase de implementação do Plano Real, foi marcada pelo debate sobre a questão fiscal referente aos problemas de fluxo (*déficit*). Visto que, havia uma avaliação de que o déficit seria controlado em tempo relativamente curto, antes que o estoque da dívida adquirisse uma magnitude preocupante para a política de estabilização. No entanto, conforme Correa e Biage (2009), após a implantação do Plano Real a situação da Dívida Líquida do Setor Público brasileiro saiu de uma posição de relativo controle, cerca de 30% do PIB, para uma trajetória de preocupante crescimento. Impulsionada, principalmente, pelo comportamento da Dívida Interna.

A partir de maio de 2000, o plano de equilíbrio fiscal recebeu um aliado importante, com a publicação da Lei Complementar nº 101 (Brasil, 2000), ao qual foi denominada Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF). A LRF possibilitou reforçar o manuseio da dívida pública, ampliando as premissas do Plano Real a todas as partes do governo. Por meio do equilíbrio das contas públicas, dos Estados e Municípios, assim como o Governo Federal foram agregados dentro de um programa de desenvolvimento autossustentável, o que implica gastar apenas aquilo que as receitas admitirem (NASCIMENTO, 2006).

Conforme lembra Silva e Reis (2005), a LRF estabelece que nenhum governante seja capaz de criar uma nova despesa continuada (por mais de dois anos), sem indicar sua fonte de receita ou sem reduzir outras despesas já existentes. Isso faz com que o governante consiga sempre pagar despesas, sem comprometer o orçamento ou orçamentos futuros. Pela LRF ainda, são definidos mecanismos adicionais de controle das finanças públicas em anos de eleição.

Em 2002, ocorreram as eleições presidenciais do Brasil que consagrou Luiz Inácio Lula da Silva (candidato do Partido dos Trabalhadores) presidente do país para o período de 2003 a 2006, e posteriormente a reeleição para o mandato de 2007 a 2010. Conforme Giambiagi (2004) o ano de 2003 iniciou-se com a divulgação

dos indicadores fiscais, que no ano anterior tiveram uma nova elevação da relação dívida-PIB, pelo oitavo ano consecutivo, chegando ao nível superior de 55% do PIB. Segundo Arantes e Lopreato (2017) o primeiro passo da política do governo Lula foi estabelecer o chamado “ajuste macroeconômico sólido e necessário” para retomar o controle da situação monetária, fiscal e cambial do país.

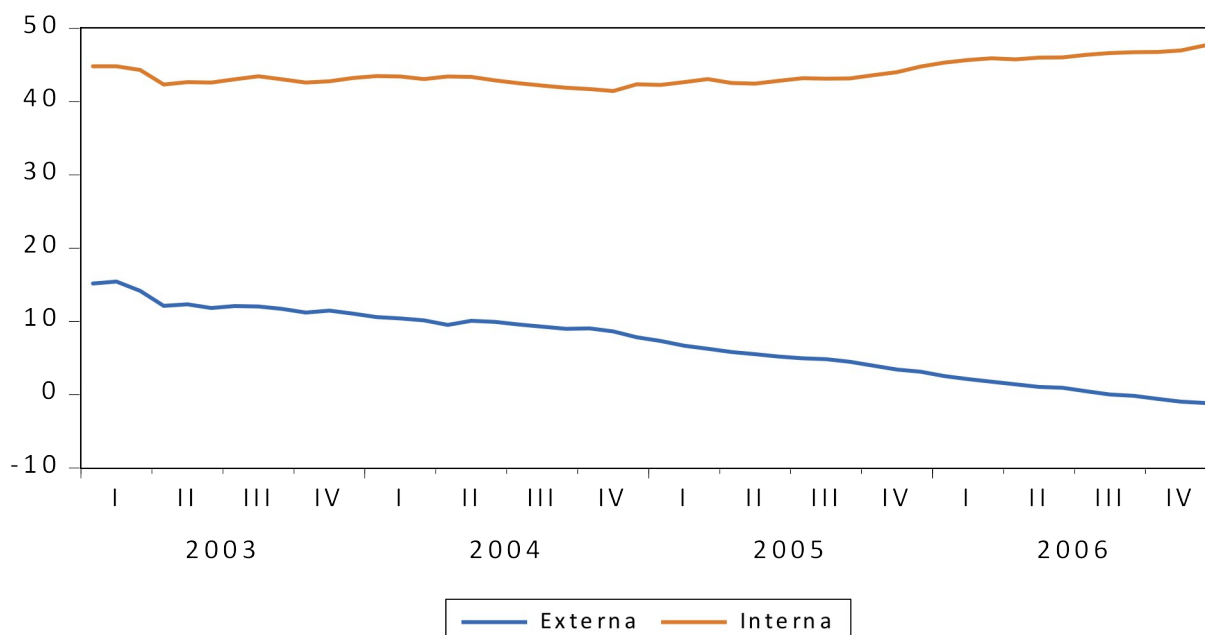
Diante da presente conjuntura, o governo Lula aliou-se com o ideário ortodoxo, recorrendo à “contração fiscal expansionista” (BARBOSA e SOUZA, 2010). Com base nessa visão, a partir de 2003 o governo orientou as ações fiscais em defesa da redução da dívida/PIB, pois acreditava que, aliada ao cumprimento das regras fiscais, renasceria a confiança do mercado à política macroeconômica e, assim, ocorreria a retomada do crescimento. De acordo com Mendonça e Pinton (2012), até 2004 a busca por credibilidade fez o governo adotar uma postura mais austera e alcançar as metas de *superávit* primário. Logo, pode-se classificar essa fase como um “período de ajuste”, com uma política fiscal basicamente pró-cíclica. Em contrapartida, a partir de 2005 a postura da política fiscal se modifica para uma política contra cíclica<sup>4</sup>. Segundo Werneck (2010), em 2005, ocorreu um grande embate na cúpula do governo em torno da ideia de um programa de ajuste fiscal de longo prazo. Percebendo que os gastos primários vinham crescendo ao dobro da taxa de crescimento do PIB.

Os anos três primeiros anos de governo Lula inauguraram uma nova fase do processo de evolução da dívida pública, marcado por uma queda da mesma. De acordo com Figueiras e Gonçalves (2007), durante o Governo Lula foram destinadas altas somas (aproximadamente 8,2% do PIB) para o pagamento do *déficit* público. Assim, o país conseguiu reduzir a dívida externa, em contrapartida viu a sua dívida interna aumentar, o que prejudicou bastante o país (Gráfico 3).

Gráfico 3: Dívida interna e externa (%PIB) – Lula 1

---

<sup>4</sup>Política pró-cíclica: Os Gastos do governo, como proporção do PIB, crescem durante episódios de aceleração econômica e decrescem durante episódios de desaceleração; Política contra-cíclica: A política fiscal é dita contra-cíclica quando o governo eleva/diminui seus gastos durante episódios de desaceleração/aceleração, contribuindo, dessa forma, para suavizar as flutuações do produto



**Fonte:** Elaborado pelo autor. Dados retirados do BACEN. Séries 4524/4535.

Conforme Silva (2016), a partir de 2007, os *superávits* primários realizados não conseguiram atingir a meta, nesse período o governo passa a utilizar ainda mais a política fiscal como indutor do crescimento e como instrumento de regulação da demanda agregada, principalmente no período em que a crise financeira se agravou. Lukic (2015) ressalta que o governo tomou medidas tributárias de emergência, como isenções temporárias de impostos para estimular a produção, o comércio e o consumo. Ao longo de 2009, a mesma medida foi tomada para os setores de bens de consumo duráveis, materiais de construção, equipamentos, motocicletas, móveis e alimentos.

No primeiro governo Dilma, a partir de 2011, houve importantes mudanças no cenário da dívida pública. Segundo Gentil e Hermann (2017) à reversão do cenário externo, na esteira da crise internacional iniciada em 2008, fez a economia brasileira entrar em rota de desaceleração, apresentando: taxas de crescimento menores, desaceleração do investimento privado e do consumo das famílias, dificuldades de concorrência enfrentadas pela indústria, *déficit* externo crescente e a estabilização da inflação em nível próximo ao teto da meta do governo (em torno de 6% a.a.).

Segundo Almeida Júnior, Lisboa e Pessôa (2015), do ponto de vista conjuntural, o principal problema do primeiro governo de Dilma Rousseff teria sido a adoção da Nova Matriz Econômica. A expansão do gasto governamental nesse período, com a concessão de subsídios e desonerações para estimular a produção,

teria deteriorado de maneira significativa as contas públicas sem gerar um maior crescimento econômico. Esse cenário de instabilidade macroeconômica explicaria a decisão do segundo governo Rousseff de iniciar um processo de ajuste fiscal por meio da reversão das medidas de política econômica que teriam causado a desaceleração e a recessão.

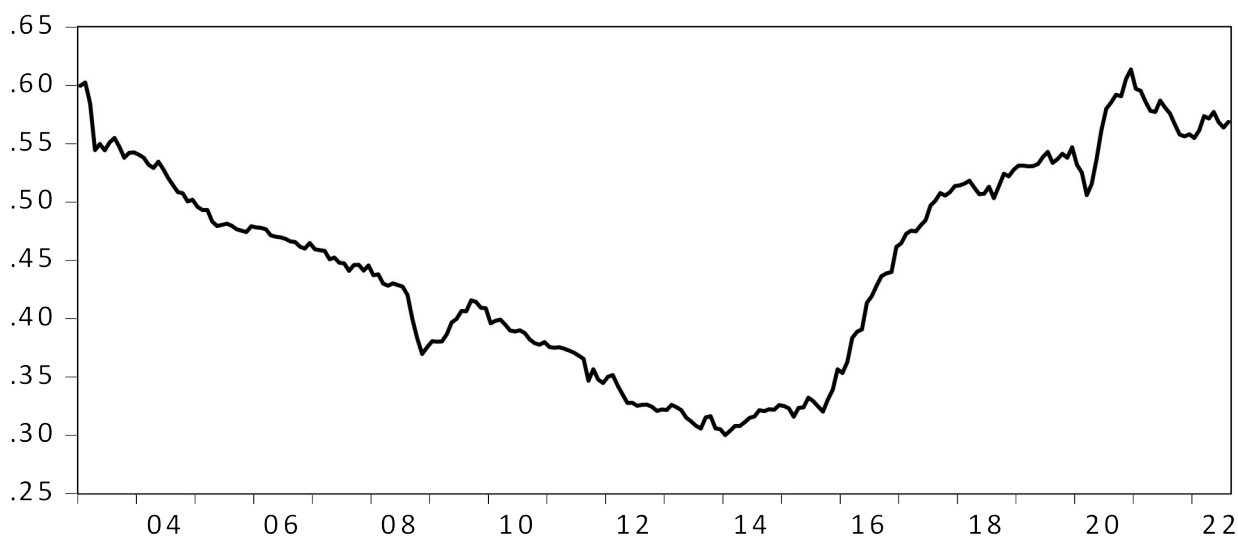
O resultado foi um aumento substancial do endividamento público em 2015 e, sobretudo, em 2016. O crescimento da dívida continuou no governo Temer, que concluiu seu mandato com dívida líquida de 52,8% do PIB. A magnitude da recessão de 2015-16, juntamente com a necessidade de política de estabilização levaram ao aumento do endividamento público em 2017-18 (BARBOSA, 2020). Segundo Filho e Silva (2019) no governo Temer houve uma evidente mudança de postura, ao optar pelo ajuste fiscal recessivo, com contenção de gastos em áreas anteriormente prioritárias, tais como os programas sociais.

Conforme o Senado Federal (2016), no dia 15 de dezembro de 2016, o Congresso Nacional promulgou, a Emenda Constitucional 95, que limitava por 20 anos os gastos públicos. Encaminhada pelo governo de Michel Temer ao Legislativo com o objetivo de equilíbrio das contas públicas por meio de um rígido mecanismo de controle de gastos, a PEC do teto de gastos públicos foi aprovada, e estabelecia que a partir de 2018, os gastos federais só poderiam aumentar de acordo com a inflação acumulada conforme o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA).

Finalmente, chegando ao governo Bolsonaro, o crescimento da dívida começou a desacelerar em 2019, mesmo com lento crescimento da economia. Conforme Barbosa (2020), a pandemia do COVID-19 mudou completamente o quadro. Em quase todo o mundo, os governos adotaram medidas emergenciais, fiscais e monetárias, que por sua vez têm gerando elevados *déficits* e aumentado a dívida pública.

O gráfico 4 elucida o comportamento da relação DLSP-PIB no período de 2003-2022.

Gráfico 4: Razão DLSP-PIB (2003-2022)



Fonte: Elaborado pelo autor. Dados do BCB.

### 3. REVISÃO DA LITERATURA

A presente seção debate a questão da sustentabilidade da dívida pública à luz da literatura empírica. Para tal, será feita uma revisão bibliográfica sobre a mesma, tanto dos casos internacionais quanto no caso brasileiro.

#### 3.1 Estudos para economia internacional

Os estudos acerca da sustentabilidade da dívida pública aparecem na literatura por meio de diversas maneiras. Segundo Mendonça, Medrano e Pires (2008), a maior parte dos estudos concentra-se em basicamente três abordagens distintas. Sendo elas: i) aplicação de testes econométricos; ii) estimativas da função de reação fiscal do tesouro nacional; e iii) por meio de previsões da trajetória das variáveis que afetam por definição a dívida pública.

Na literatura econômica encontram-se um volume substancial de estudos empíricos com foco na sustentabilidade fiscal, que lidam com as responsabilidades governamentais explícitas e observam os possíveis riscos de uma dívida pública elevada. O interesse sobre a sustentabilidade da dívida pública enquanto ramo de estudo econômico se dá em virtude do crescimento da mesma durante as décadas de 80 e 90, primeiro nos EUA e posteriormente no Brasil (SANTOS E DINIZ, 2022). Segundo Afonso (2004), inicialmente a prática predominante na literatura econômica

estava voltada para aplicação de testes econométricos, com a finalidade de analisar se a dívida do governo segue um processo estacionário ou apresenta cointegração.

As aplicações de testes econométricos foram inicialmente propostas por Hamilton e Flavin (1986). Conforme os autores, uma política fiscal é considerada sustentável quando as séries do resultado primário (exclusive juros) e da dívida pública seguem um processo estacionário, ou seja, ambas as séries devem apresentar média, variância e covariância constantes ao longo do tempo<sup>5</sup>. A partir de séries anuais de 1962 a 1984 Hamilton e Flavin (1986) testaram se a restrição de endividamento a valor presente do governo federal dos EUA assume caráter estacionário. Sendo assim, por meio da aplicação do teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) os autores verificaram que ambas as séries, em primeira diferença favoreciam a rejeição da presença de raiz unitária, o que validou a hipótese de sustentabilidade do orçamento do governo dos EUA no período de 1962-1984 em termos de valor presente.

No entanto, os resultados encontrados no estudo elaborado por Hamilton e Flavin (1986) vieram a ser questionados por outros autores, entre eles destacam-se os estudos de Wilcox (1989) e Kremers (1989).

Wilcox (1989) propôs a aplicação de um novo teste, pois na perspectiva do autor o período de 1960-1984 não poderia ser tratado como um todo, pois havia indícios de mudança na estrutura da política fiscal dos EUA. Ainda de acordo com Wilcox (1989), a sustentabilidade fiscal se dá pela previsão da trajetória da dívida. Por meio da aplicação de modelos ARIMA os resultados indicaram que no período anterior a 1974, não houve evidências de que a restrição ao endividamento não teriam sido satisfeitas, caso a estrutura da política fiscal tivesse sido mantida. Todavia, para o período após 1974, a restrição de endividamento não foi observada. Em outras palavras, o valor da dívida do governo apresentou-se maior que a soma dos *superávits* futuros que seriam gerados a partir de 1974. Logo, a política fiscal dos EUA não apresentava uma trajetória temporal sustentável.

Em seu estudo Kremers (1988) constatou alguns equívocos na abordagem proposta por Hamilton e Flavin, em especial o baixo poder explicativo do teste realizado pelos autores. Com isso, o autor buscou reapplicar o teste ADF e examinar se a condução da política fiscal dos EUA no período de 1920 a 1985 foi influenciada

---

<sup>5</sup>Mais detalhes do conceito de estacionariedade e cointegração são encontrados no capítulo 4 deste trabalho.

por restrições no estoque acumulado da dívida pendente. A hipótese mostrou-se afirmativa durante a maior parte do período entre e pós-guerra, com ações que estabilizaram a dívida federal em proporção ao PIB. Mas, depois de 1981, a grande dívida e seus custos de serviço não produziram reduções do *déficit* consistente com o padrão das décadas anteriores, o que configura um caráter explosivo dos indicadores fiscais.

Contudo, o avanço da econometria, em especial os estudos de cointegração de Engler e Granger (1987), propiciou uma nova vertente de critério para sustentabilidade fiscal, a exigência de uma relação de equilíbrio de longo prazo entre os indicadores fiscais (SILVA e GAMBOA, 2011). Segundo Oliveira e Marques Junior (2009) somente a aplicação de testes de estacionariedade das séries não configurava um critério sólido de análise de solvência da dívida, pois as variáveis econômicas, em geral, não apresentam este comportamento.

Neste ponto, Trehan e Walsh (1988; 1991) demonstram que a exigência de que o orçamento do governo seja equilibrado em termos de valor presente é equivalente à condição de que as despesas do governo, incluindo juros, e receitas fiscais sejam cointegradas. Os autores concluem que, para os dados estadunidenses de 1890-1986, as condições acima são satisfeitas. O estudo de Hakkio e Rush (1991) ao utilizar o teste de cointegração de Engle e Granger atestaram que no período 1964 a 1988 as séries gastos e receita, ambas em valores reais e em proporção do PIB da economia dos EUA não atendiam ao critério de cointegração. Os resultados encontrados no respectivo estudo aduziram a necessidade do governo em reduzir seus gastos (ou aumentar a receita tributária).

A análise da sustentabilidade fiscal por cointegração também foi aplicada em estudos da economia europeia. Corsetti e Roubini (1991) analisam os dados de 18 países da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE). Na análise, além da utilização de testes de cointegração para os países em questão, os autores também verificam se variáveis macroeconômicas como crescimento, inflação, taxa de juros, são estáveis ao longo do tempo. Concluem que a sustentabilidade do setor público da Itália é um problema grave, enquanto essa questão não é um problema na Alemanha e no Japão.

Bravo e Silvestre (2003) estimaram a sustentabilidade da política fiscal usando dados de 11 (onze) países europeus de 1960 a 2000. O estudo conduzido por meio da metodologia do teste Johansen (1992) para cointegração conclui que os

*déficits* fiscais assumiam uma trajetória insustentável na Áustria, Reino Unido, Alemanha, França e Holanda. Afonso (2005) ampliou o estudo feito por Bravo e Silvestre (2003), incluindo 15 (quinze) países europeus e usando dados de 1970 a 2003. Afonso (2005) encontrou por cointegração, testando gastos públicos e receitas públicas, que a maioria dos países participantes do estudo apresenta *déficits* orçamentários insustentáveis.

Bohn (1991; 1995) publicou diversas críticas aos testes de estacionariedade e cointegração como mecanismo de investigação da sustentabilidade fiscal. De acordo com o autor, os testes empíricos existentes são baseados em métodos muito simples e inadequados modelos teóricos. Bohn (1998) também critica a negligência da distribuição de probabilidade das várias variáveis incluídas nesta restrição e, portanto, o tratamento das taxas de juros como livres de risco.

Na literatura empírica recente, um conceito inerentemente relacionado à operacionalização da sustentabilidade fiscal é a função de reação fiscal, cunhada no artigo seminal de Bohn (1998). Aplicado ao cenário da economia dos EUA, o respectivo trabalho mostra que uma condição suficiente para a sustentabilidade é que o governo reaja sistematicamente aos aumentos da dívida pública, ajustando o saldo primário (reduzindo o *déficit* ou aumentando o excedente líquido de pagamentos de juros). De acordo com Taylor (2000), uma função de reação fiscal nesse sentido seria análoga em sua forma a uma função de reação de política monetária. Segundo o autor, existe um paralelo entre essas duas ideias, pois a especificação da função de reação fiscal reflete o objetivo dos formuladores da política fiscal de estabilizar conjuntamente o produto e a dívida pública, assim como os formuladores de política monetária buscam estabilizar o produto e a inflação.

Bohn (2007) ressalta que a condição de cointegração de Trehan e Walsh (1991) implica em um mecanismo de correção de erros que pode ser interpretado como uma função de reação fiscal, fornecendo assim uma ponte para a literatura sobre o comportamento fiscal. As condições de correção de erros geram sustentabilidade sem séries de dívidas integradas de ordem finita.

Neste ponto, Muzenta (2014), analisa empiricamente se o governo da África do Sul manteve sua posição de dívida pública em uma trajetória sustentável durante o período de 1990-2013. Após a avaliação diagnóstica das propriedades de raiz unitária e cointegração dos dados da série temporal, uma função de reação fiscal foi estimada por um modelo VECM, para examinar se as políticas fiscais do governo



eram consistentes com a restrição orçamentária intertemporal do governo. Os resultados apurados confirmam que o governo manteve uma política fiscal sustentável durante o período em análise, ajustando o *déficit* ou *superávit* primário em resposta a variações em suas posições de endividamento.

Com relação a zona do euro, Weichenrieder e Zimmer (2013) usaram a função de reação fiscal para um painel de países da zona do euro, com a finalidade de investigarse a adesão ao euro reduziu a capacidade de resposta dos países a dívida herdada. Os resultados evidenciaram que o nível de endividamento resulta-se em grande parte de níveis de dívida pré-existentes antes da entrada da moeda. Westphal e Zdarek (2017) estimam uma estrutura de função de reação fiscal para países da zona do euro e derivam uma abordagem não linear para medir a fadiga fiscal dos países. Os resultados encontrados dão evidências de restrições fracas de sustentabilidade.

Beqiraj, Fedeli e Forte (2018) mostram a existência de uma relação sistemática de longo prazo entre as variáveis dívida e saldo primário para 21 países da OCDE. Sustentando a visão de que a resposta dos governos de longo prazo a aumentos da relação dívida/PIB é negativa, ou seja, os governos não estão atualmente tomando ações de longo prazo que contra balançam o aumento das dívidas e não satisfazem a restrição orçamentária intertemporal. Campos, Marín e Badilla (2020), estimam a função de reação fiscal da Costa Rica por meio de um modelo de Correção de Erros. Com dados anuais do período de 1974–2018, foi descoberto que a dívida tem sido insustentável para períodos específicos de longo e curto prazo, a conclusão é que a trajetória da dívida é insustentável.

### 3.2 Estudos para economia brasileira

No cenário brasileiro, Pastore (1994) analisou o período entre 1974 e 1989, testando a primeira diferença do endividamento público brasileiro. Seus resultados indicaram a sustentabilidade da dívida pública brasileira para o período, porém, esta sustentabilidade estaria condicionada à obtenção de receitas com senhoriagem<sup>6</sup>.

---

<sup>6</sup>O papel-moeda é desenvolvido pelo BACEN, produzidos em centros de impressão de notas e, então, armazenadas nos cofres dos bancos centrais nacionais. Por meio delas, o BACEN auferem juros sobre os empréstimos que concede, ou recebe rendimentos com os ativos que adquire, sendo estes proveitos os designados “rendimentos de senhoriagem”.

No Brasil, essa metodologia também foi utilizada nos estudos de Rocha (1997) e Issler e Lima (2000), que mostram que a hipótese de estacionariedade para a dívida pública brasileira no período que se estende de 1947 a 1992 não pode ser rejeitada. Os mencionados estudos mostram que os ajustes ocorreram quase sempre por meio de elevação de impostos, e que a receita de senhoriagem precisou ser somada à receita tributária para que a receita e a despesa convergissem no longo prazo. Desta forma, a sustentabilidade somente foi mantida pela receita inflacionária no período analisado.

Em Ramos (2001) encontra-se uma análise referente ao comportamento fiscal do Brasil após o Plano Real. A autora buscou analisar os resultados da gestão da política fiscal no Brasil no período entre 1994 e 1999. Suas conclusões mostram que não houve mudança significativa na gestão fiscal durante o respectivo período. Ainda segundo a mesma autora, a ênfase da política ficou centrada na abordagem de curto prazo, focada no aumento das receitas fiscais como forma de evitar a deterioração dos *déficits* primários. Por outro lado, as reformas estruturais necessárias para apoiar o ajuste fiscal foram adiadas.

Na análise de cointegração é importante considerar a possibilidade de que, em um determinado momento existam quebras estruturais. A existência de quebras estruturais diminui o poder tanto dos testes de raiz unitária como os de cointegração. Neste ponto, Gamboa (2005) testou a sustentabilidade da dívida pública brasileira por meio do teste de cointegração de Johansen para séries de gastos e receitas nacionais, no período de 1823 a 2004. No estudo foram utilizadas *dummies* para cada período de *default* ou renegociação da dívida brasileira. Como resultado, pode-se postular que a política fiscal operante no Brasil durante quase toda sua história como nação independente, oscila entre períodos de autêntica sustentabilidade e momentos onde a sustentabilidade fiscal foi alcançada a partir da renegociação da dívida ou utilizando senhoriagem.

Simonassi (2007) inclui uma nova forma de análise da sustentabilidade da política fiscal no Brasil, considerando a possibilidade de múltiplas quebras estruturais endógenas nos coeficientes da função de resposta fiscal do governo, a partir de dados mensais entre janeiro de 1991 e outubro de 2006 para o estoque da DLSP e dos fluxos de gastos e receitas incluindo senhoriagem. Os resultados evidenciaram uma mudança estrutural na política fiscal brasileira a partir de maio de 1995.

Mendonça, Pires e Medrano (2008) avaliam como a administração da dívida pública no Brasil afetou a sua sustentabilidade fiscal no período 1996-2007. Para atender ao objetivo proposto, os autores recorreram a utilização de um modelo MS-VAR (Markov *Switching*-VAR), o qual possibilita captar mudança de comportamento na administração pública. Ademais, o estudo projeta a trajetória da DLSP em proporção ao PIB a partir de simulações de Monte Carlo. As variáveis utilizadas no modelo foram: razão entre a DLSP e o PIB acumulado em 12 meses, taxa de crescimento do PIB, razão entre a NFSP e o PIB; razão entre AP e o PIB, IPCA e taxa de câmbio. Os resultados indicaram que a dívida pública brasileira podia ser considerada sustentável no médio prazo.

Mendonça, Santos e Sachsida (2009) também utilizam um modelo MS-VAR, mas com a finalidade de estimar a "função de reação fiscal" do setor público consolidado brasileiro após o Plano Real. O estudo aponta três importantes conclusões para época: **1)** a política fiscal apresentou dois regimes distintos após o Plano Real; **2)** no regime 1 (vigente até outubro de 2000) a reação do *superávit* primário a variações na DLSP é bastante evidente. Enquanto no regime 2 (vigente após outubro de 2000) caracteriza-se por uma baixa (ou mesmo nula) reação do *superávit* primário a DLSP; e **3)** nos regimes 1 e 2 o *superávit* primário parece responder positivamente a variações no produto.

Com visto, a metodologia proposta por Bohn (1998; 2007) foi bastante aceita e utilizada pela literatura econômica. Embora cada autor utilize suas particularidades e meios de estimação da função de reação fiscal, no cenário brasileiro encontram-se ainda os seguintes estudos aplicados a esse método: Simonassi, Ares e Sena (2014), Luporini (2015), Chicoli e Bender (2015) e Oliveira, Maia e Braga (2017).

Simonassi, Ares e Sena (2014) analisam a sustentabilidade da política fiscal brasileira levando em consideração a possibilidade de múltiplas quebras estruturais endógenas nos coeficientes da função de reação do governo. A partir de dados mensais no período de 1991 a 2008, os autores confirmam a sustentabilidade fiscal e os testes ditam a ocorrência de mudança estrutural em maio de 1994, e outra em fevereiro de 2003. Luporini (2015) analisa a sustentabilidade fiscal do governo brasileiro por meio das respostas fiscais a alterações na razão dívida bruta/PIB. Com dados de 1991 a 2011, os autores observam por meio de um VECM que a política fiscal do período foi sustentável, assumindo uma tendência declinante após 2006.

Por outro lado, Chicoli e Bender (2015) utilizam dois conceitos de *superávit* primário (oficial e permanente) e três de endividamento (dívidas líquida, bruta e bruta excluídas reservas internacionais), para o período de 2003 a 2014. Em todos os casos analisados, a hipótese de sustentabilidade não foi satisfeita. Oliveira, Maia e Nobrega (2017; 2022), apresentaram estimativas da trajetória da condução da política fiscal no Brasil entre 1999 e 2016 pelo método de *Markov Switching-VECM* (MS-VECM). Os resultados encontrados apontam uma irresponsabilidade da autoridade fiscal no período. Conforme os autores, o ciclo expansionista do PIB mascarou a insustentabilidade fiscal do Brasil.

Campos e Cysne (2019a) observam a necessidade de avaliar a existência de quebra estrutural ao longo da amostra, corroborando pressupostos oriundos do ciclo político. Campos e Cysne (2019b) avaliaram a sustentabilidade da dívida pública no Brasil usando dados mensais de janeiro de 2003 a junho de 2016, com base na estimação de funções de reação fiscal com coeficientes variantes no tempo. As estimações indicaram que a reação do *déficit* primário às variações da relação dívida/PIB declinou na maior parte do período analisado. Cysne, Campos e Moreira (2022) também demonstram que em 2020, com o advento da Covid-19, as despesas com saúde e auxílios emergenciais provocaram uma forte deterioração fiscal, levando o coeficiente de reação fiscal a atingir, valores negativos.

#### **4. ANÁLISE ECONOMÉTRICA DA DÍVIDA PÚBLICA**

A seguir apresentam-se o modelo a ser estimado; a base de dados; e os testes econométricos aplicados.

##### **4.1 Modelo estimado**

Como descrito na revisão da literatura, as variáveis selecionadas e a forma funcional dos modelos de sustentabilidade da dívida pública seguiram diferentes mecanismos de critérios entre os autores. Deste modo, em acordo com os objetivos propostos e a literatura empírica, na qual se analisa o tema, o presente estudo

desenvolve-se pela estimação da função de reação fiscal proposta por Bohn (1998; 2007).

O modelo é inicialmente expresso pela equação (16). A saber;

$$s_t = \rho \cdot d_t + \alpha Z_t + \epsilon_t \quad (16)$$

Em que:  $s$  representa o *superávit* primário em razão ao PIB;  $d$  a razão da dívida e o PIB;  $Z_t$  é um conjunto de variáveis de controle que ajudam a explicar o resultado primário; os coeficientes  $\rho$  e  $\alpha$  são os parâmetros estimados; e  $\epsilon_t$  é o termo de erro i.i.d.

Seguindo a expansão do modelo proposto por Bohn (1998; 2007) encontra-se os estudos de Mendonça, Santos e Sachsida (2009) e Campos, Marín e Badilla (2020), ao qual estimam a seguinte forma da Função de Reação Fiscal:

$$f_t = \beta_1 + \varphi f_{t-1} + \rho d_{t-1} + a_1 \check{y}_t + a_2 IPCA + \epsilon_t$$

Onde:  $f_t$  é a razão entre a necessidade de financiamento do setor público sobre o PIB acumulado em 12 meses;  $d$  a razão da dívida e o PIB acumulado em 12 meses; e as variáveis  $\check{y}_t$  e IPCA constituem o grupo de controle. Sendo  $\check{y}_t$  o hiato do produto e IPCA o índice de inflação.

Vale ainda ressaltar, que a variável NFSP apresenta sinal contrário do *superávit*, ou seja, quando ocorre um *superávit* (sinal positivo) a NFSP diminui (sinal negativo). O mesmo ocorre em situações de *décit* (sinal negativo), que aumenta a NFSP (sinal positivo). A respeito da utilização do hiato do produto, a mesma possui importante peso na análise de longo prazo da dívida. Conforme Considera, Andrade e Trece (2020), a importância do hiato do produto para a condução da política fiscal consiste na avaliação de longo prazo da dívida pública, pois, é importante saber qual é a capacidade de crescimento da economia e avaliar sua sustentabilidade.

O teste proposto por Bohn (1998) é uma aproximação de uma regra fiscal (ou função de reação). A análise da função de reação fiscal busca verificar a hipótese de que o resultado primário responde a variações na dívida pública, de forma a garantir sua sustentabilidade. Com referência aos resultados, é esperada a existência de uma relação negativa entre a NFSP e a dívida pública ( $\rho$  negativo), visto que,

quando a dívida aumenta é prudente aumentar o *superávit* primário (e, portanto reduzir a NFSP) a fim de garantir uma trajetória sustentável para o endividamento. Em segundo lugar, espera-se que o parâmetro do hiato do produto também seja negativo, isto é, diminuições/aumentos no produto induziriam aumentos/diminuições nas NFSP. Com relação ao parâmetro da inflação um valor negativo indica que o Tesouro atuou em cooperação com a Autoridade Monetária, já que, nesse caso, um aumento da inflação induziria o Tesouro a gerar um superávit maior (NFSP menor).

$$\frac{\partial f}{\partial d} < 0; \frac{\partial f}{\partial \tilde{Y}} < 0; \frac{\partial f}{\partial INF} < 0$$

A equação (16) é originada da busca de evidências das ações corretivas por parte do governo em resposta a mudanças em sua relação dívida/PIB. Segundo Bohn (1998) e Luporini (2015), a busca por uma relação sustentável entre a NFSP e dívida pública contará com um possível vetor cointegrador relacionando a essas duas variáveis fiscais.

Assim, o modelo proposto assume as variáveis  $f$  e  $d$  como endógenas, permitindo um termo constante no vetor de cointegração e VAR. As demais variáveis (hiato do produto e inflação) são consideradas variáveis de controle do modelo. Conforme Oliveira, Maia e Braga (2017), a equação (16) pode ser reescrita na forma de correção de erros da seguinte forma:

$$\begin{bmatrix} \Delta f \\ \Delta d \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} B_0 \\ B_1 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_0 \\ \alpha_1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & B \end{bmatrix} \begin{bmatrix} f_{-1} \\ d_{-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \rho_{11} & \rho_{12} \\ \rho_{21} & \rho_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta f_{-1} \\ \Delta d_{-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_f \\ \varepsilon_d \end{bmatrix}$$

## 4.2 Base de dados

Os dados utilizados na elaboração deste presente trabalho estão na periodicidade mensal, pertencentes ao período de janeiro de 2003 a agosto de 2022, com o total de 236 observações para cada série de dados. A utilização da periodicidade mensal se justifica por estes apresentarem-se mais sensíveis às mudanças ocorridas no período. Desta forma, torna-se possível captar de maneira mais precisa as relações entre as variáveis.

As séries históricas utilizadas no estudo e suas respectivas fontes são listadas a seguir na Tabela 2:

Tabela 2: Descrição dos dados utilizados

Variável	Fonte	Código
DLSP – setor público consolidado	BACEN	4003
NFSP sem valorização cambial – Fluxo acumulado em 12 meses – Resultado primário setor público consolidado	BACEN	5078
PIB acumulado em 12 meses	BACEN	4382
PIB mensal	BACEN	4380
Inflação acumulada em 12 meses	BACEN	13522

Fonte: Elaborado pelo autor. Nota: A coluna denominada código, refere-se à numeração das séries na base de dados do BACEN.

Com relação ao setor público consolidado, o mesmo é composto do Governo Geral mais as empresas estatais não financeiras (inclusive estaduais e municipais), excetuando-se Petrobras e Eletrobras (vide gráfico 1).

O hiato do produto foi obtido por meio da série PIB mensal, a qual foi deflacionada pelo IPCA (preços de agosto de 2022). Logo após, a série foi dessazonalizada pelo método *census X-13*, e então transformada em logarítmica. Por fim, foi aplicado o Filtro Hodrick-Prescott (Filtro HP)<sup>7</sup>, onde o seu componente ciclo foi estabelecido como o hiato do produto. O gráfico 5 demonstra o comportamento da série PIB mensal em logaritmo e a sua tendência, a diferença entre elas é caracterizada como seu componente “ciclo”, denominado de hiato do produto.

Com a finalidade de encontrar possíveis quebras estruturais, foi aplicada uma estimativa recursiva, que apresentou as seguintes quebras estruturais: janeiro/2009 a dezembro/2009; agosto/2014 a dezembro/2014; e maio/2020 a julho/2021. Desta forma, o modelo estimado contará com as seguintes variáveis *dummies*:

Tabela 3 - Dummies utilizadas

Dummy	Valor 1 recebido para data	Valor 0 recebido para data
-------	----------------------------	----------------------------

<sup>7</sup>Para este estudo, optou-se pelo uso do valor da frequência de 14400, pois, na literatura, há relatos de que esse seria o valor mais adequado para dados mensais.

---

D1	Novembro/2014 até outubro/2021	Janeiro/2003 até outubro/2014 e novembro/2021 até agosto/2022
D2	Maiο/2020 até julho/2021	Janeiro/2003 até abril/2020 e agosto/2021 até agosto/2022
D3	Janeiro/2009 até dezembro/2009	Janeiro/2003 até dezembro/2008 e janeiro/2010 até agosto/2022
D4	Junho/2021 até agosto/2022	Janeiro/2003 até maio/2021

---

Fonte: Elaborado pelo autor.

Onde:

D1 – representa o período de déficit primário do Brasil (ver gráfico 6);

D2 – representa o aumento da NFSP causada pela COVID-19;

D3 – representa os impactos da crise de 2008; e

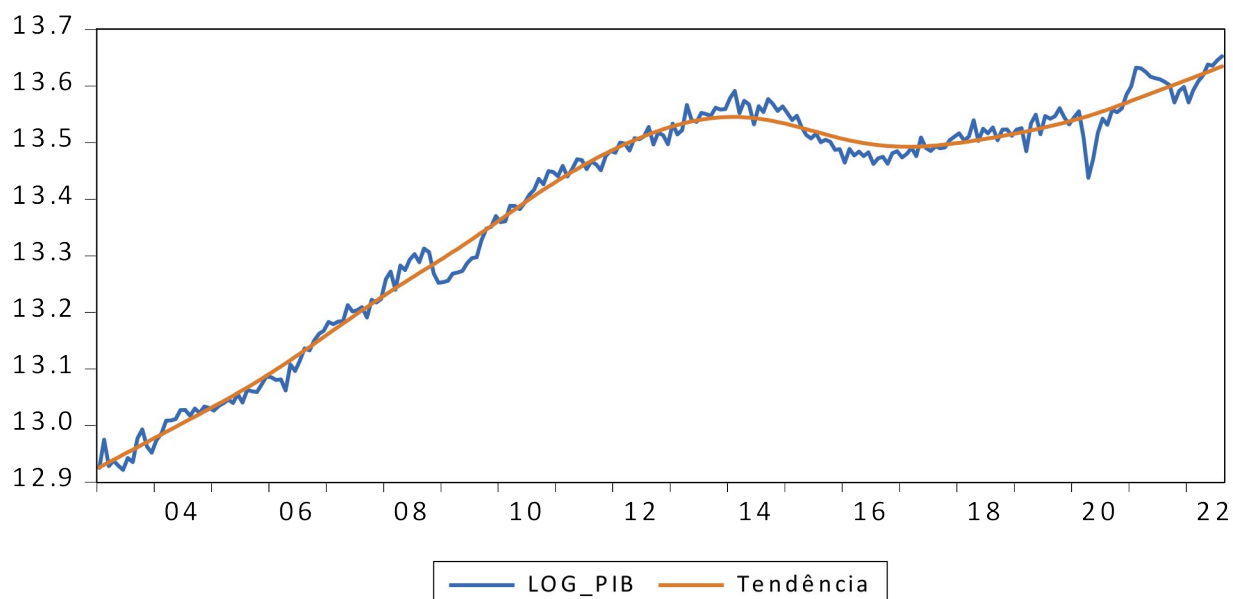
D4 – representa a queda do déficit primário, pós a desaceleração da COVID-19.

A partir de então, as variáveis foram submetidas aos testes econométricos para observar a natureza das séries quanto a sua oscilação e possíveis sazonalidades. Com isso, de maneira consecutiva, é determinado o modelo de séries temporais mais adequados para o procedimento.

No procedimento, serão adotados 3 modelos estimados: I) o modelo 1 contará apenas com as variáveis NFSP/PIB e DLSP/PIB; II) O modelo 2 terá o acréscimo das variáveis hiato e inflação; e III) o modelo 3 será formulado com o acréscimo das variáveis dummies. Com isso, será possível dimensionar a significância do conjunto de variáveis nas respostas fiscal.

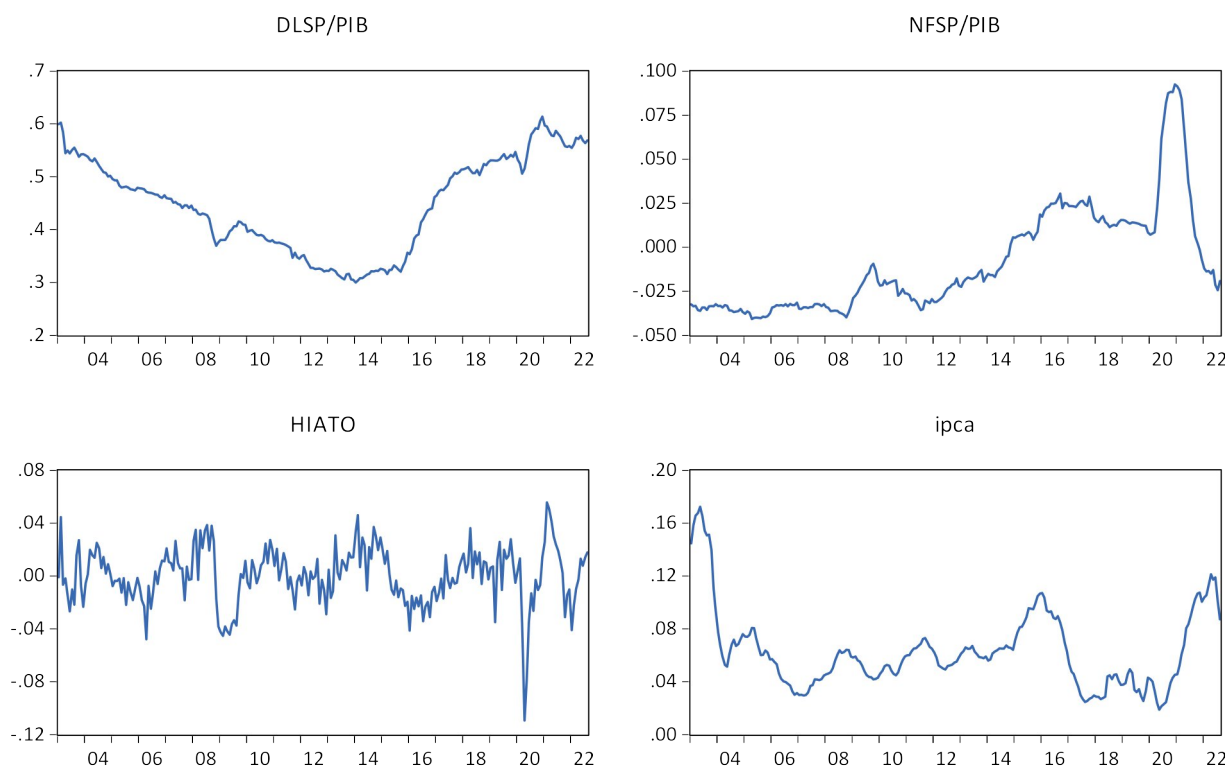
Gráfico 5: Logaritmo do PIB real x Tendência do PIB





Fonte: Elaborado pelo autor. Nota: Aplicação do filtro HP considerou o lambda em 14.400.

Gráfico 6: Séries utilizadas



Fonte: Elaborado pelo autor. Nota: Eixo vertical em porcentagem; Eixo horizontal representa os anos.

### 4.3 Séries econômicas e a estacionariedade

O conceito de estacionariedade caracteriza-se como a principal ideia que se deve ter para estimar uma série temporal (BUENO, 2008, p. 15). Segundo Markellos (2008), Shie (2010) e Gujarati e Porter (2011) a estimação de séries não estacionárias podem levar a conclusões equivocadas, o que impossibilita a sua generalização para outros períodos. Assim, para o propósito de previsão ou trajetória, uma série temporal não estacionária pode ser de pouco valor prático.

Na literatura sobre séries temporais, encontram-se duas formas de estacionariedade. A primeira refere-se à estacionariedade forte, que ocorre quando um processo estocástico ou uma série temporal apresentam uma função de densidade de probabilidade conjunta independente no tempo (BUENO, 2008). No entanto, segundo Gujarati e Porter (2011), esta condição é raramente encontrada. Em função disso, são estabelecidas restrições para a média, variância e a covariância a fim de ter um conceito menos restritivo que é chamado de estacionariedade fraca.

De forma geral, uma série de tempo é classificada como fracamente estacionária se sua média e variância forem constantes e o valor da covariância entre os dois períodos de tempo depender apenas da distância, do intervalo ou da defasagem entre os dois períodos (GUJARATI E PORTER, 2011, p. 734).

$$\text{Média: } E(Y_t) = \mu \quad (17)$$

$$\text{Variância: } \text{var} = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2 \quad (18)$$

$$\text{Covariância: } \gamma_h = E[(Y_t - \mu)(Y_{t-h} - \mu)] \quad (19)$$

Conforme Pereira (1988), quando verificada a não estacionariedade de uma série deve-se realizar as denominadas “diferenças” de alguma ordem, para induzir a estacionariedade. Segundo Mattos (2018), um processo não estacionário de uma variável é chamado processo integrado de ordem  $d$ , ou  $I(d)$ , se é preciso diferenciar ao menos “ $d$  vezes” para se tornar um processo estacionário. No caso da série se tornar estacionária após a primeira diferença, será denominada como integrada de ordem 1, ou **I(1)**, estacionária na primeira diferença e com uma raiz unitária<sup>8</sup>. Neste

---

<sup>8</sup> Os termos, não estacionário e presença de raiz unitária são ditos como sinônimos. Para mais detalhes ver: Gujarati e Porter (2011, cap. 21).

contexto, uma série temporal tida como estacionária em nível, será integrada de ordem zero, simbolicamente representada por **I(0)**.

#### 4.4 Testes de raízes unitárias

Segundo Pindyck e Rubinfeld (2004) na prática, a grande maioria das séries econômicas apresentam características não estacionárias. Com isso, se faz necessário recorrer a testes estatísticos para verificar a presença (ou não) de raiz unitária nas séries temporais envolvidas na análise.

No presente estudo duas espécies de testes serão utilizadas: a primeira composta pelos testes de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS, 1992), que não consideram possíveis quebras estruturais nas amostras; o segundo grupo é composto pelos testes de Zivot-Andrews (1992) e Perron (1997), os quais consideram quebras estruturais.

##### 4.4.1 Testes de raiz unitária sem quebra estrutural

Dickey e Fuller (DF) desenvolveram primeiramente o teste DF (1979, 1981). O entendimento do respectivo teste passa inicialmente pelo seguinte modelo:

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t \quad (20)$$

Onde  $\rho$  está contido no intervalo de  $-1 \leq \rho \leq 1$  e o erro,  $u_t$ , é um ruído branco (média zero, variância constante e autocorrelação igual à zero).

Segundo Gujarati e Porter (2011) quando  $\rho = 1$ , ou seja, ocorre presença de raiz unitária, a equação (20) assume a forma de um passeio aleatório sem deslocamento ( $Y_t = Y_{t-1} + u_t$ ), que por definição é não estacionário. Todavia, analisar se uma série é ou não estacionária apenas estimando a hipótese de  $\rho = 1$  não é possível, pois devida a presença de raiz unitária, o teste  $t$  convencional apresentaria resultados viesados. Na busca de contornar tal situação, DF realizaram algumas manipulações na equação (20);

$$\begin{aligned}
Y_t - Y_{t-1} &= \rho Y_{t-1} - Y_{t-1} + u_t \\
\Delta Y_t &= (\rho - 1) Y_{t-1} + u_t \\
\Delta Y_t &= \delta Y_{t-1} + u_t
\end{aligned}
\tag{21}$$

Onde:  $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$  e  $\delta = (\rho - 1)$ .

Assumindo  $\rho = 1$ , o coeficiente angular ( $\delta$ ) da equação (20) passa a ser zero. A partir dessa hipótese, DF recalcularam os valores da estatística  $t$ , o que originou a denominada estatística- $\tau$  (lê-se: estatística-*tau*) (BUENO, 2008). Para permitir as várias possibilidades de um processo de passeio aleatório, o teste DF é estimado de três formas diferentes. Como respectivamente apresentando a seguir;

Tabela 4: Formas de estimativa do teste DF

<b>Passeio aleatório:</b>	$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + u_t$	(22)
<b>Passeio aleatório com deslocamento:</b>	$\Delta Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + u_t$	(23)
<b>Passeio aleatório com deslocamento em torno de uma tendência determinística:</b>	$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + u_t$	(24)

Fonte: Elaborado pelo autor.

Os valores estatísticos do teste  $\tau$  são diferentes para as especificações (22), (22) e (23), onde são mutuamente representadas pela simbologia  $\tau$ ,  $\tau_\mu$  e  $\tau_\tau$ .

Embora o teste DF tenha sido bem elaborado, ele apresentava uma pequena falha ao considerar  $u_t$  como não correlacionado. Em muitos casos a série  $u_t$  é um processo correlacionado. Visando resolver este problema, Dickey-Fuller desenvolveram o teste denominado Dickey-Fuller Aumentado (ADF) (BUENO, 2008). Na prática, os formuladores do teste corrigiram o problema usando uma versão aumentada das equações (22), (23) e (24) do teste DF em que se permitem termos defasados de  $\Delta y_t$  como variáveis adicionais no lado direito da expressão (MATTOS, 2018);

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \rightarrow \tau \quad (25)$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \rightarrow \tau_\mu \quad (26)$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \rightarrow \tau_\tau \quad (27)$$

Sendo as hipóteses do teste ADF:

$$H_0: \delta = 0$$

$$H_A: \delta < 0$$

**Onde:** A hipótese nula ( $H_0$ ) indica a presença de raiz unitária e a hipótese alternativa ( $H_A$ ) indica a ausência de raiz unitária.

Segundo Gujarati e Porter (2011), as hipóteses encontradas no teste ADF são as mesmas do teste DF, e o teste ADF segue a mesma distribuição da estatística DF, assim os mesmos valores fundamentais podem ser utilizados.

Como a  $H_A$  é de que  $\delta < 0$ , o teste ADF assume a característica de ser unicaudal à esquerda. Isso significa que para as séries estacionárias, a estatística- $\tau$ , além de ser sempre negativa, encontra-se na área de rejeição de  $H_0$ . A rejeição de  $H_0$  ocorre quando em módulo o valor estatístico de  $\tau$  é maior que o módulo do valor crítico ( $|ADF| > |\tau_{crítico}|$ ).

Outro teste realizado no presente trabalho será o teste KPSS. Conforme Bueno (2008), a ideia dos autores é usar o teste como mecanismo de complementar o teste ADF. De forma contrária ao teste ADF, a hipótese nula do teste KPSS é de que a série é estacionária, contra a hipótese alternativa de ser integrada de ordem 1. Segundo Margarido e Junior (2006), o objetivo de se empregar testes com hipóteses nulas opostas é mitigar o fato de que o teste ADF tem baixo poder e são fortemente influenciados pela introdução ou não de intercepto e/ou tendência.

Conforme Tiryaki e Malbouisson (2017), para entender o teste KPSS, assumo o seguinte processo gerador de dados:

$$y_t = x_t + z_t$$

Em que:

$$x_t = x_{t-1} + v_t$$

**Onde:**  $z_t$  é um processo estacionário e  $v_t$  é Independente e identicamente distribuído (i.i.d), com média zero, variância constante e sem presença de autocorrelação serial.

Ainda, segundo Tiryaki e Malbouisson (2017) a ideia do teste KPSS é testar a variância de  $x_t$ . Perante a isso, as hipóteses podem ser reescritas da seguinte maneira:

$$H_0: \sigma^2 = 0$$

$$H_A: \sigma^2 > 0$$

Se essa variância for nula, então o processo é estacionário. Por fim, o teste KPSS, é assim estabelecido:

$$KPSS = \sum_{t=1}^T \frac{S_t^2}{T^2 \widehat{\sigma}^2}$$

Em que:  $S_t^2$  é o quadrado da soma parcial dos resíduos;  $T$  é o número total de observações; e  $\widehat{\sigma}^2$  corresponde ao valor aproximado da variância de longo prazo.

#### 4.4.2 Testes de raiz unitária com quebra estrutural

Diversos testes de raiz unitária surgiram da pesquisa em torno de quebras estruturais. Esses testes variam de acordo com o número de quebras nos dados, se uma tendência está presente ou não e a hipótese nula que está sendo testada. Segundo Bueno (2008) na presença de quebra estrutural, os testes tradicionais são viesados na direção da não rejeição da hipótese de raiz unitária. Nesse caso, devem-se recorrer aos valores tabelados para teste com quebra estrutural.

De acordo com Perron (1994), mudanças discrepantes podem ser separadas da função de ruído e ser modelados como mudanças ou intervenções na parte

determinística do modelo de série de tempo, isto é, pode-se utilizar *dummies* como variáveis de entrada no modelo que está sendo estimado. Utilizando tal estratégia, é possível separar o que pode e o que não pode ser explicado pelo modelo de ruído. Outro aspecto importante é que se pressupõe que as intervenções sejam exógenas e ocorram em datas conhecidas (MARGARIDO, 2001).

A hipótese nula do teste de Perron é de que exista raiz unitária com uma quebra na tendência e a hipótese alternativa é estacionariedade em torno de uma quebra na tendência.

O teste de Zivot-Andrews (1992) argumenta que a modelagem de Perron (1989) viesou os resultados para rejeição da hipótese nula, porque a hipótese alternativa deveria tratar a quebra estrutural como desconhecida (BUENO, 2008). Consequentemente, eles propõem um modelo em que o ponto de quebra é escolhido de forma que a quebra estrutural obtenha o maior peso possível para a aceitação do modelo de tendência estacionário. Assim, a hipótese nula é que as séries possuem raiz unitária com quebra estrutural contra a hipótese alternativa de que são estacionárias com quebra.

#### **4.5 Metodologia do Vetor Auto-regressivo (VAR)**

A análise econômica envolve a utilização de diversas variáveis que se interligam em diversos aspectos. Sendo assim, a utilização de modelos univariados não representam os melhores meios de se expressar modelos econômicos. Segundo Bueno (2008), os modelos de vetores auto-regressivos (VAR) possibilitam que se expressem uma modelagem econômica de forma completa e se estimem os parâmetros desse modelo.

Conforme o BACEN (2004), os modelos VAR surgiram na década de 80 como resposta às críticas ao grande número de restrições impostas às estimações pelos modelos estruturais. A ideia era desenvolver modelos dinâmicos com o mínimo de restrições, nos quais todas as variáveis econômicas fossem tratadas como endógenas. Seguindo o proposto por Enders (2014), a modelagem VAR pode inicialmente ser entendida por uma representação bivariada de ordem 1, ou seja, um VAR simples com duas variáveis ( $y$  e  $z$ ) mais uma defasagem. Desta forma, o respectivo modelo é representado da seguinte forma:

$$y_t = b_{10} - b_{12}z_t + \gamma_{11}y_{t-1} + \gamma_{12}z_{t-1} + \varepsilon_{yt} \quad (28)$$

$$z_t = b_{20} - b_{21}y_t + \gamma_{21}y_{t-1} + \gamma_{22}z_{t-1} + \varepsilon_{zt} \quad (29)$$

Onde  $y_t$  e  $z_t$  são estacionários;  $\varepsilon_{yt}$  e  $\varepsilon_{zt}$  são ruídos brancos; e a covariância de  $\varepsilon_{yt}$  e  $\varepsilon_{zt}$  é zero.

No entanto, Hamilton (1994) e Anders (2014) ressaltam que o efeito contemporâneo entre as variáveis  $y_t$  e  $z_t$  cria um viés de simultaneidade na estimação por mínimos quadrados ordinários (MQO). Para contornar este problema utiliza-se o recurso matricial, e assim se estabeleceu um mecanismo mais utilizável, ao qual se denominou VAR padrão. Representado pelas equações (30) e (31):

$$y_t = a_{10} + a_{11}y_{t-1} + a_{12}z_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (30)$$

$$z_t = a_{20} + a_{21}y_{t-1} + a_{22}z_{t-1} + \varepsilon_{2t} \quad (31)$$

De modo geral, segundo Bueno (2008) pode-se representar um modelo VAR de ordem (p) pela seguinte relação:

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

**Em que:**  $A$  é uma matriz  $n \times n$  que define as restrições contemporâneas entre as variáveis que formam o vetor  $n \times 1, X_t$ ;  $B_0$  é um vetor de constantes  $n \times 1$ ;  $B_i$  são matrizes  $n \times n$ ; e  $B$  é uma matriz diagonal  $n \times n$  de desvios-padrão.

Sendo assim, os modelos VAR examinam relações lineares entre cada variável e os valores defasados dela própria e de todas as demais variáveis (BACEN, 2004, p.106). Conforme Enders (2014), o modelo VAR dá a oportunidade de analisar de forma empírica, o efeito que cada uma variável tem nas alterações ocorridas nas outras, através da análise de decomposição da variância; como também o efeito da resposta de uma variável quando há choque ou inovação em outra, através da análise das funções de Impulso-Resposta. Nos modelos VAR, o número de defasagens é normalmente escolhido com base em critérios estatísticos, como os de Akaike (AIC), Schwarz (SC) e Hannan-Quinn (HQ).

No entanto, como referido, a análise VAR requer que as variáveis sejam estacionárias em nível. Caso a série seja considerada estacionária em nível, quando



na verdade se torna após alguma diferença, ocorre problemas de relações espúrias entre as variáveis e com isso os parâmetros estimados e os testes estatísticos se tornam insignificantes. Portanto, antes de trabalhar com o modelo VAR, é necessário que se faça o teste de cointegração. Neste caso, havendo cointegração, recomenda-se trabalhar com modelo de vetores de correção de erros (VEC) (BUENO, 2008).

#### 4.6 Cointegração e o teste de Johansen

A estimação de uma série temporal não estacionária em outra série temporal não estacionária pode produzir uma regressão espúria, ou seja, uma estimativa sem significância econômica. Na busca de solucionar esse desvio, Engle e Granger (1987) formalizaram a ideia de cointegração. Segundo Wooldridge (2006) o método de cointegração torna as regressões que envolvem variáveis  $I(1)$  potencialmente significativas. O método centra-se na seguinte ideia: Sendo  $x_t$  e  $y_t$  dois processos integrados de ordem 1,  $I(1)$ , e existindo um  $\beta \neq 0$ , tal que a combinação linear  $y_t - \beta x_t$  seja um processo  $I(0)$ , dizemos que  $x$  e  $y$  são cointegrados, e  $\beta$  é chamado de parâmetro de cointegração. Se  $x$  e  $y$  não são cointegrados, qualquer combinação linear deles será não estacionária e o  $u_t$  será também não estacionário.

Assim, quando duas variáveis são cointegradas gera-se a existência de um equilíbrio de longo prazo entre elas. Com o objetivo de detectar as relações de longo prazo entre as variáveis, vários métodos são encontrados na literatura especializada. Conforme Margarido (2004), o teste de Johansen, desenvolvido por Johansen e Juselius (1990), passou a ser amplamente utilizado com o aperfeiçoamento de diversos *softwares*. Apesar de ser mais complexo, isto é, exigir maior esforço, em termos teóricos, para sua aplicação e análise dos resultados, a principal vantagem desse teste, comparativamente aos demais, consiste na determinação do número de vetores de cointegração.

O método de cointegração de Johansen se divide em dois testes: 1) Teste Traço; e 2) Teste de Máximo Autovalor. Conforme Bueno (2008) os testes seguem as seguintes condições:

O primeiro teste é o do traço, representado pela equação (32), cuja hipótese nula assume a existência de  $r$  vetores de cointegração contra a hipótese alternativa que existam  $k$  relações cointegrantes. Neste teste,  $k$  representa o número de

variáveis endógenas, para  $r = 0, 1, 2, \dots, k - 1$ . Segundo Nychai e Araujo (2012), a hipótese de  $k$  relações de cointegração condiz ao caso que nenhuma das séries tenha uma raiz unitária, e um VAR estacionário em nível poderia ser modelado.

Logo, as hipóteses do teste traço são descritas como:

$$H_0 = \text{Presença de } r \text{ vetores de cointegração}$$

$$H_1 = \text{Presença de } k \text{ relações cointegrantes}$$

Enquanto isso, o segundo teste, representado pela equação (33), testa a hipótese nula que existam  $r^*$  vetores de cointegração; a hipótese alternativa é que existam  $r^* + 1$  vetores cointegrantes. Nesse sentido, o teste verifica qual o máximo autovalor significativo que produz um vetor cointegrante.

$$\lambda_{\text{traço}}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \widehat{\lambda}_i) \quad (32)$$

$$LR(r) = -T \ln(1 - \widehat{\lambda}_{r+1}) \quad (33)$$

Na análise, se os valores para as estatísticas de traço e máximo valor forem maiores que os valores críticos, então há cointegração, indicando uma relação entre as variáveis no longo prazo.

#### 4.7 Modelo de Correção de Erros Vetoriais (VECM)

De acordo com Bueno (2008) o modelo de correção de erros vetoriais (VECM) é uma versão mais completa do VAR. O modelo VAR padrão discutido anteriormente só pode ser estimado quando as variáveis são estacionárias. A maneira convencional de remover a raiz unitária é diferenciando a série. No entanto, no caso de séries cointegradas, isso levaria a superdiferenciação e perda de informações transmitidas pelo movimento de longo prazo das variáveis.

De acordo com Enders (2004), o modelo VECM é um modelo VAR que utiliza restrições de cointegração, utilizado para estimar séries que são não estacionárias e

são cointegradas. De acordo com Winarno *et al.* (2016) descrevemos o VECM da seguinte maneira:

$$\Delta y_t = \alpha \beta' y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (34)$$

**Onde:**  $\Delta$ : Operador diferencial ( $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$ );  $y_{t-i}$ : Vetor de variáveis endógenas;  $\varepsilon_t$ : Vetor residual;  $\Gamma_i$ : Matriz de ordem  $k \times k$ ;  $\alpha$ : Vetor de ajustamento, matriz de ordem  $k \times r$ ;  $\beta$ : Vetor cointegrante (parâmetros de longo prazo) matriz  $k \times r$ .

#### 4.8 Decomposição da Variância

Por sua parte, a Decomposição da Variância reflete a importância relativa das variáveis. Segundo Zivot e Wang (2005) a decomposição da variância responde a pergunta: “Qual a porcentagem da variância do erro de previsão ao prever  $x_{T+h}$  é devido ao choque estrutural?”. Sendo assim, o referido método de análise reflete a porcentagem da variância do erro de previsão ao longo do horizonte de previsão (BUENO, 2008).

### 5. RESULTADOS

A presente seção exhibe a estimação dos testes e do modelo funcional proposto, os quais foram realizados por meio do *software* Eviews-10.

#### 5.1 Estatísticas descritivas

Precedendo a apresentação dos resultados propostos pela etapa metodológica, faz-se necessário expor as características descritivas das variáveis. Segundo Guedes e Acorsi (2018), a estatística descritiva auxilia a sintetizar uma série de valores de mesma natureza. Permitindo que se tenha uma visão global da

variação desses valores, para melhor entender seu comportamento e seus coeficientes.

A tabela 4 mostra que a relação DLSP/PIB apresenta uma amplitude (diferença do valor máximo para o valor mínimo) de aproximadamente 31%, com valores da média e mediana, próximos. Com relação a hipótese de normalidade dos dados, os valores de assimetria e curtose, são respectivamente diferentes de zero e três, o que influencia a estatística Jarque-Bera a ser rejeitada ao nível de 1% para todas as séries.

Tabela 5: Estatísticas Descritivas

<b>Estatísticas</b>	<b><i>f</i></b>	<b><i>d</i></b>	<b><math>\tilde{Y}</math></b>	<b><i>INF</i></b>
Média	-0.008636	0.447643	1.27E-12	0.062875
Mediana	-0.018798	0.459036	-0.000282	0.058450
Máximo	0.092377	0.613699	0.055645	0.172400
Mínimo	-0.040782	0.300074	-0.109390	0.018800
Desvio Padrão	0.030014	0.089296	0.021640	0.029532
Assimetria	1.351901	-0.063909	-0.714754	1.466243
Curtose	4.754098	1.742650	5.581366	5.565218
Jarque-Bera	102.1428	15.70646	85.61830	149.2682
Probabilidade	0.000000	0.000388	0.000000	0.000000

Fonte: Elaborado pelo autor.

## 5.2 Testes de raiz Unitária

Por meio do gráfico (6), é possível deduzir que algumas variáveis do modelo não possuem uma média constante, indicando uma possível não estacionariedade das mesmas. Admite-se então uma provável presença de raiz unitária, incluindo ou não uma tendência determinística. Portanto, diante das observações, serão realizados testes para verificar a estacionariedade (ou não) das variáveis.

Nas tabelas (5) e (6), encontram-se demonstrados os resultados para o teste ADF e KPSS em nível. Observa-se que as séries de interesse  $d$  e  $f$  em nível não rejeitam a hipótese de presença de raiz unitária a 5% de significância, considerando a presença de intercepto ( $\tau(\mu); \eta(\mu)$ ) e intercepto com tendência ( $\tau(\tau); \eta(\tau)$ ).

Tabela 6: Teste ADF em nível

Série	$\tau(\mu)$	$\tau(\tau)$	Valor crítico $\hat{\tau}(\mu)^*$	Valor crítico $\hat{\tau}(\tau)^*$	Conclusão $\tau(\mu)$	Conclusão $\tau(\tau)$
<i>f</i>	-1.93	-2.79	-2.87	-3.43	Não estacionária	Não estacionária
<i>d</i>	-0.87	-1.81	-2.87	-3.43	Não estacionária	Não estacionária

Fonte: Elaborado pelo autor. \*Valor crítico de 5%.

Tabela 7: Teste KPSS em nível

Série	$\eta(\mu)$	$\eta(\tau)$	Valor crítico $\eta(\mu)^*$	Valor crítico $\eta(\tau)^*$	Conclusão $\eta(\mu)$	Conclusão $\eta(\tau)$
<i>f</i>	1.42	0.16	0.46	0.15	Não estacionária	Não estacionária
<i>d</i>	0.55	0.49	0.46	0.15	Não estacionária	Não estacionária

Fonte: Elaborado pelo autor. \*Valor crítico de 5%.

Reaplicando os testes ADF e KPSS, agora em primeira diferença, para as variáveis NFSP/PIB e DLSP/PIB, verifica-se que ambas as séries passam a ser consideradas estacionárias, ou seja, são classificadas como integradas de ordem 1.

Tabela 8: Teste ADF em 1ª diferença

Série	$\tau(\mu)$	$\tau(\tau)$	Valor crítico $\hat{\tau}(\mu)^*$	Valor crítico $\hat{\tau}(\tau)^*$	Conclusão $\tau(\mu)$	Conclusão $\tau(\tau)$
<i>f</i>	-9.20	-9.18	-2.87	-3.43	Estacionária	Estacionária
<i>d</i>	-8.14	-12.21	-2.87	-3.43	Estacionária	Estacionária

Fonte: Elaborado pelo autor. \*Valor crítico de 5%.

Tabela 9: Teste KPSS em 1ª diferença

Série	$\eta(\mu)$	$\eta(\tau)$	Valor crítico $\eta(\mu)^*$	Valor crítico $\eta(\tau)^*$	Conclusão $\eta(\mu)$	Conclusão $\eta(\tau)$
<i>f</i>	0.08	0.08	0.46	0.14	Estacionária	Estacionária
<i>d</i>	0.09	0.12	0.46	0.14	Estacionária	Estacionária

Fonte: Elaborado pelo autor. \*Valor crítico de 5%.

A literatura empírica ressalta a importância de considerar possíveis quebras estruturais na análise dos componentes macroeconômicos. Perante a isso, e com auxílio gráfico das séries, utilizam-se os testes de presença de raiz unitária com quebras estruturais expostos na metodologia do presente estudo.

Em nível, tanto o teste de Perron quanto o teste de Zivot-Andrews não rejeitam a hipótese nula de presença de raiz unitária ao nível de 5% de significância

(vide tabela 9). A partir da primeira diferença, tabela (10), as séries rejeitam a hipótese de presença de raiz unitária com quebra estrutural.

Tabela 10: Testes estacionários com quebra estrutural (em nível)

Séries	Perron		Zivot-Andrews	
	Estatística	Conclusão	Estatística	Conclusão
<i>f</i>	-4.320573	Não estacionária	-4.875574	Não estacionária
<i>d</i>	-4.345116	Não estacionária	-3.255771	Não estacionária

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 11: Testes estacionários com quebra estrutural (1ª diferença)

Séries	Perron		Zivot-Andrews	
	Estatística	Conclusão	Estatística	Conclusão
<i>f</i>	-8.579357	Estacionária	-5.774809	Estacionária
<i>d</i>	-13.26370	Estacionária	-9.192561	Estacionária

Fonte: Elaborado pelo autor.

## 5.2 Teste de cointegração

A partir dos testes realizados para presença de raiz unitária, o conjunto das séries *f* e *d* foram estabelecido como integrado de primeira ordem,  $I(1)$ . Com isso, realizou-se o teste de cointegração de Johansen (1991), levando em consideração o número de defasagens atribuídas pelos critérios de Schwarz (SC) e Hannan-Quinn (HQ). A realização do procedimento estabeleceu respectivamente pelos critérios a modelagem com uma defasagem.

Estabelecido o número de defasagens, foi realizado o teste de autocorrelação LM, também denominado de teste de Breusch-Godfrey, para análise do modelo VAR. A estimação do VAR com uma defasagem não apresentou autocorrelação nos resíduos<sup>9</sup>.

Tabela 12: Critério de seleção de defasagem para o Modelo

Defasagem	SC	HQ
0	-27.00886	-27.08086
<b>1</b>	<b>-27.83261*</b>	<b>-28.04860*</b>
2	-27.56048*	-27.92046*

<sup>9</sup>Ver anexo 2

3	-27.32276	-27.82675
4	-26.99887	-27.64685
5	-26.69657	-27.48855
6	-26.50917	-27.44514

**Fonte:** Elaborado pelo autor. \*Ordem de defasagem escolhida pelos critérios.

Concluídas as verificações preliminares foi realizado o teste de cointegração de Johansen. A tabela (12) elucida respectivamente os resultados dos testes traço e de máximo valor, que ao nível de 5% de significância rejeitam a hipótese de não haver cointegração, pois, os valores estatísticos são superiores aos valores críticos. Contudo, a hipótese de haver até um vetor cointegrante não pode ser rejeitada em ambos os testes, com 5% de significância, a estatística traço e de máximo valor é inferior ao valor crítico. Como resultado, as variáveis possuem uma combinação linear estacionária, indicando a relação de equilíbrio no longo prazo.

Tabela 13: Teste de cointegração de Johansen – Estatística traço

Hipótese	Autovalor	Estatística Traço	Valor Crítico 0.05	Prob.
None*	0,099338	26,39079	15,49471	0,0008
No máximo 1	0,008603	2,013195	3,841466	0,1559

**Fonte:** Elaborado pelo autor. \*hipótese nula rejeitada a 5%.

Tabela 14: Teste de cointegração de Johansen - Estatística de máximo valor

Hipótese	Autovalor	Estatística	Valor Crítico 0.05	Prob.
Nenhum*	0,099338	24,37760	14,26460	0,0009
No máximo 1	0,008603	2,013195	3,841466	0,1559

**Fonte:** Elaborado pelo autor. \*hipótese nula rejeitada a 5%.

Como as séries foram identificadas como não estacionárias e que apresentam no máximo 1 vetor cointegrante, a análise é realizada a partir da especificação VECM (Johansen & Juselius, 1990). Com relação ao número de defasagens, o modelo com uma defasagem não apresentou autocorrelação residual. A partir dos testes de heterocedasticidade e de normalidade, observou-se que não se rejeita a hipótese nula de homocedasticidade multivariada, mas a normalidade foi rejeitada. No entanto, o aspecto da distribuição não normal indica apenas cautela na interpretação dos resultados<sup>10</sup>.

<sup>10</sup>Para mais detalhes ver (BUENO, 2008).

### 5.3 A Função de Reação Fiscal do Brasil por VECM

A realização da estimação do modelo VECM foi constituída por uma defasagem e um vetor de cointegração. As saídas estimadas do VECM são interpretadas de duas partes. A primeira parte, constituída pelos parâmetros de longo prazo, relata os resultados da primeira etapa do procedimento de Johansen. Conforme mencionado, para que o endividamento público seja considerado sustentável, é preciso que o parâmetro da razão dívida/PIB seja negativo, indicando que havendo um aumento da dívida, gera-se *superávit* que consequentemente diminui a NFSP. Como as variáveis dívida/PIB e NFSP/PIB estão contidas em um mesmo vetor, um sinal positivo no vetor de cointegração da razão dívida/PIB representa um sinal negativo no parâmetro desta mesma variável.

A análise da segunda parte das saídas do *Eviews* relata os resultados seguindo os passos em primeiras diferenças ( $\Delta$ ), incluindo os termos de correção de erros estimados a partir da primeira etapa (tabela 15). Sendo seus coeficientes, erro padrão e a estatística-t, apresentados a seguir na tabela (16).

Tabela 15: Coeficientes de Longo prazo (2003-2022)

Cointegratin eq:	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
$f(-1)$	1.000	<b>1.000</b>	<b>1.000</b>
$d(-1)$	-0.085566 (0.05683) [-1.50566]	<b>-0.094177</b> <b>(0.05487)</b> <b>[-1.71629]*</b>	<b>-0.05004</b> <b>(0.02760)</b> <b>[1.81328]*</b>

**Fonte:** Elaborado pelo autor. Nota: Desvio padrão entre parênteses, estatística-t entre colchetes e parâmetros estimados abertos. \*Significativo a 10%.

Tabela 16: Coeficientes de curto prazo – VECM

Error Correction Cointegrating Eq:	$\Delta f$ (Modelo1)	$\Delta f$ (Modelo 2)	$\Delta f$ (Modelo 3)
CointEq	<b>-0.014894</b> <b>(0.00766)</b> <b>[-1.94343]*</b>	<b>-0.014330</b> <b>(0.00750)</b> <b>[-1.91113]*</b>	<b>-0.092062</b> <b>(0.02061)</b> <b>[-4.46622]***</b>
$\Delta f(-1)$	<b>0.603938</b>	<b>0.527322</b>	<b>0.464810</b>



	<b>(0.05578)</b> <b>[10.8264]***</b>	<b>(0.05655)</b> <b>[ 9.32429]***</b>	<b>(0.06205)</b> <b>[7.49059]***</b>
$\Delta d(-1)$	0.022443 (0.03081) [0.72845]	0.009806 (0.02976) [0.32953]	0.028590 (0.02919) [0.97929]
$C$	4.39E-05 (0.00020) [ 0.21596]	<b>0.001004</b> <b>(0.00049)</b> <b>[2.04279]**</b>	-0.000703 (0.00069) [-1.02155]
<i>Hiato</i>	-	<b>-0.041157</b> <b>(0.00961)</b> <b>[-4.28448]***</b>	<b>-0.039614</b> <b>(0.01006)</b> <b>[-3.93594]***</b>
<i>Inflação</i>	-	<b>-0.015571</b> <b>(0.00726)</b> <b>[-2.14515]**</b>	<b>-0.014097</b> <b>(0.00748)</b> <b>[-1.88393]*</b>
D1	-	-	<b>0.003731</b> <b>(0.00104)</b> <b>[ 3.60129]***</b>
D2	-	-	<b>0.005329</b> <b>(0.00155)</b> <b>[ 3.44436]***</b>
D3	-	-	-0.000825 (0.00095) [-0.86730]
D4	-	-	8.23E-05 (0.00099) [ 0.08295]
<b>R-squared</b>	<b>0.405830</b>	<b>0.427761</b>	<b>0.480989</b>

**Fonte:** Elaborado pelo autor. Nota: Desvio padrão entre parênteses, estatística-t entre colchetes e parâmetros estimados abertos. \*Significativo a 10%. \*\*Significativo a 5%. \*\*\*Significativo a 1%.

A tabela (15) nos traz importantes informações. Com relação a sustentabilidade fiscal é válido ressaltar que os modelos 1, 2 e 3 indicam um coeficiente  $\rho > 0$  e significativo a 10% para os modelos 2 e 3. Os coeficientes significativos estabelecem que um aumento de 1% na relação DLSP/PIB gera respectivamente um aumento médio de aproximadamente 0,09% e 0,05% na NFSP. Portanto, a partir dos modelos propostos é possível concluir que o indicador DLSP/PIB não apresentou uma trajetória sustentável no período de 2003-2022. Esse resultado está em conformidade com a literatura recente encontrada em Chicoli e Bender (2015), Oliveira, Maia e Braga (2017) e Cysne, Campos e Moreira (2022).

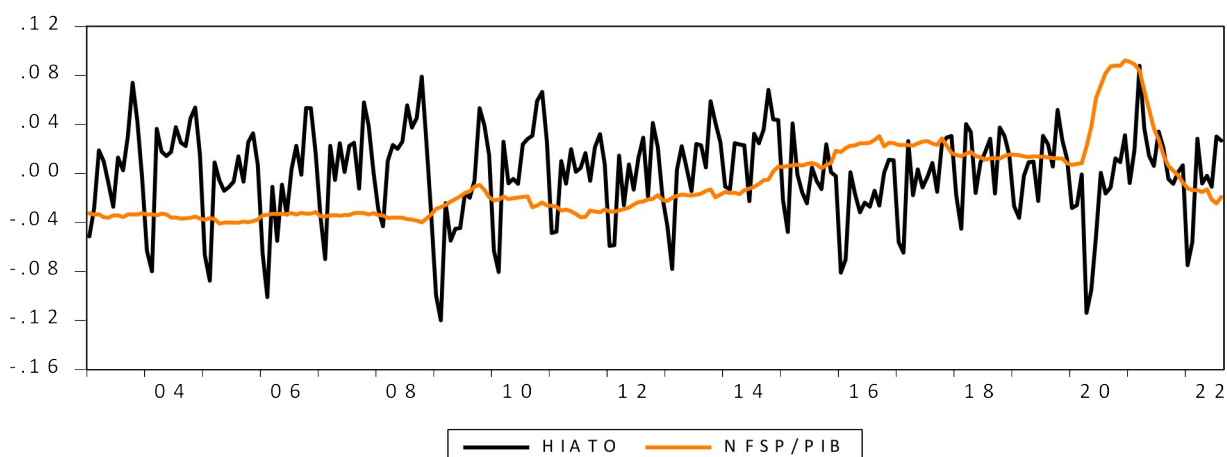
A análise da magnitude dos coeficientes de ajustamento da tabela (16) sugere que  $d$  se ajusta muito lentamente a precipitações no curto prazo para atingir o equilíbrio de longo prazo. Nos modelos 1, 2 e 3 o coeficiente do vetor de correção de

erros é negativo e significativo em todos os modelos para NFSP primária. Logo, desvios na relação de longo prazo entre as variáveis são compensadas por alterações no *déficit* primário, isto é, se a relação de longo prazo entre as variáveis estiver fora do valor de equilíbrio, ocorreram mudanças na NFSP de forma a corrigi-lo.

A respeito da inclusão das variáveis de controle, destaca-se o aumento do ajustamento ( $R^2$ ) das estimativas conforme a inclusão das mesmas. Dito isso, ressalta-se que a relação dívida-PIB é influenciada principalmente por três fatores: resultado primário, pagamento de juros e crescimento do PIB nominal. Quanto menor o crescimento econômico e quanto maior o serviço da dívida, maior deve ser o resultado primário para estabilizar a dívida. A inclusão da variável Hiato do Produto nos modelos 2 e 3 foi estatisticamente significativa a 1%. As variações em relação ao produto potencial possuem um resultado negativo, implicando que o governo segue uma trajetória contracíclica. Sendo assim, em momentos de recessão econômica a autoridade fiscal atua com aumento da NFSP na compensação do equilíbrio.

No ano de 2020, a pandemia de coronavírus (COVID-19) impactou, sobremaneira, a saúde pública e as economias mundiais. Os devastadores efeitos sanitários e econômicos geraram uma das maiores recessões dos últimos. O PIB brasileiro de 2020 apurado pelo IBGE indicou uma retração de 4,06%. O gráfico (7) evidencia o respectivo resultado, ao mostra que a NFSP aumentou durante os índices de maior ociosidade da economia, como na pandemia do COVID-19 em meados de 2020.

Gráfico 7: Relação NFSP e Hiato do Produto



A estimação da função de reação fiscal permite investigar se a política fiscal persegue algum outro objetivo, como auxiliar à autoridade monetária no controle da inflação. Em relação aos modelos 2 e 3 ainda é válido destacar a significância do parâmetro referente a inflação ( $\frac{\partial \Delta f}{\partial INF} < 0$ ). Esse coeficiente pode ser analisado perante duas óticas: a primeira referente a situação em que uma maior inflação gera um maior superávit (logo reduz NFSP), no entanto, com os preços gerais em crescimento, dado que a tributação é proporcional, o valor bruto arrecadado sobe numa proporção maior que os gastos. Sendo que a maior parte da arrecadação advém de impostos sobre o consumo, na prática essa conta acaba sendo paga pelos mais pobres. O segundo ponto evidencia que a política fiscal é um importante instrumento de controle da inflação no Brasil. Pelo lado da receita, temos as reduções de tributos nos combustíveis, energia elétrica, telecomunicações e transporte público, aplicada durante todos os governos da época. Entretanto, isso se torna perigoso, já que a política fiscal (de tributos) entra em conflito com a de juros.

Por fim, no modelo 3, ainda é válido ressaltar a significância das *dummies* D1 e D2, que representam respectivamente a mudança da macroeconomia do governo Dilma e o advento da pandemia do COVID-19. Os coeficientes positivos ressaltam o aumento da NFSP durante esses períodos, ocasionado pelo aumento de gastos. Desta forma, o tema dívida pública torna-se essencial e urgente, o desequilíbrio fiscal permanente, que, mesmo antes da crise da pandemia, ainda não estava resolvido prejudicam a estabilidade econômica do país. Com o advento da crise de 2020, no entanto, tornou necessária a realização de vultosos gastos sociais, o que gerou forte aumento do endividamento e piorou a dinâmica prospectiva da dívida pública.

#### **5.4 Decomposição da variância**

Na tabela (16) estão as decomposições sumarizadas em 10 meses. A decomposição da variância é uma forma de dizer que porcentagem da variância do erro de previsão decorre de cada variável endógena ao longo do horizonte de previsão. A dívida líquida do setor público em relação ao PIB tem inicialmente 94,7% de sua variância explicada por ela mesma. A partir do terceiro período começa a

ocorrer quedas significativas no percentual, passando a 83% de sua própria variância. Ao longo do tempo, a variável NFSP/PIB ganha uma relevante importância, mesmo assim, os resultados sugerem que o principal responsável pela trajetória da dívida pública é o seu próprio estoque.

Tabela 17: Decomposição da variância do erro de previsão

Período	S.E	<i>f</i>	<i>d</i>
1	0.006701	5.336877	94.66312
2	0.010120	11.59680	88.40320
3	0.012935	16.78705	83.21295
4	0.015397	20.62645	79.37355
5	0.017593	23.34253	76.65747
6	0.019573	25.21824	74.78176
7	0.021371	26.48596	73.51404
8	0.023016	27.31822	72.68178
9	0.024534	27.83915	72.16085
10	0.025943	28.13746	71.86254

Fonte: Elaborado pelo autor.

## 6. CONCLUSÃO

O objetivo geral da presente monografia foi verificar a sustentabilidade da dívida pública do Brasil, além disso, também buscou compreender a relação da política fiscal frente aos desvios do produto e a compactação com a autoridade monetária. A partir da aplicação de testes econométricos em conformidade com a literatura empírica, em especial a aplicada por Bohn (1998; 2007) houve importantes constatações referentes as respostas fiscais do Brasil.

Com o *déficit* público acumulado a partir de 2014, agravado a partir de 2015, questiona-se a capacidade do governo brasileiro em fazer política fiscal. Durante a recessão de 2014/2017 a coordenação política do país foi amplamente discutida. Tendo em vista a mudança na gestão política a partir de 2011, com o rompimento do tripé macroeconômico e a adesão da Nova Matriz Econômica. De acordo com os resultados obtidos pela estimação VECM, a dívida pública não apresenta uma trajetória sustentável no período de 2003-2022. Resultados de insustentabilidade já

havia sido relatados por Chicoli e Bender (2015); e Oliveira, Maia e Nobrega (2017).

O hiato do produto e a inflação mostraram-se significantes fatores exógenos para a política fiscal. A função de reação fiscal brasileira foi estimada com a finalidade de se examinar o comportamento da autoridade fiscal na presença de choques em variáveis macroeconômicas relevantes. Com os exercícios realizados foi possível constatar que: i) a política fiscal brasileira apresentou características contra-cíclica; e ii) a função de reação da autoridade fiscal brasileira tem utilizado a inflação em seus objetivos.

Naturalmente, tal aspecto não significa que a política fiscal tenha deixado de enfatizar a sustentabilidade da DLSP. A utilização das variáveis dummies revelam que as mudanças da política macroeconômica do governo Dilma e o advento da COVID-19, em 2020, que gerou aumento dos gastos com saúde e auxílios emergenciais provocaram uma forte deterioração fiscal.

## 7. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AFONSO, A. (2005), "Fiscal sustainability: the unpleasant european case", FinanzArchiv: Public Finance Analysis, Vol. 61 No. 1, pp. 19-44.

AGÊNCIA SENADO. (2015). Disponível em: <<https://www12.senado.leg.br/noticias/entenda-o-assunto/superavit>> Acesso em: 21/08/2020.

ALMDEIDA JR, M; LISBOA, M. e PESSOA, S. O ajuste inevitável: ou o país que ficou velho antes de se tronar desenvolvido. 2015. Disponível em: <<http://infogbucket.s3.amazonaws.com/arquivos/2015/07/28/o-ajuste.pdf>>.

ARANTES, F. e LOPREATO, F. L. O novo consenso em macroeconomia no Brasil: a política fiscal do plano real ao segundo governo Lula. Revista de economia contemporânea, 21(3): p1-34. 2017. Disponível em:<<https://www.scielo.br/j/rec/a/YppBbyjzGh5mmMhp9S8Mjyw/?format=pdf&lang=pt>>.

ASPROMOURGOS, T. Keynes, employment policy and the question of public deb. Review of political economy. V. 26, 2014. Disponível em:<<https://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1080/09538259.2014.938440>>.

BACEN. Manual de estatísticas fiscais. 2015(a).

BACEN. Manual de estatísticas fiscais. 2019.

BARBOSA, N. Dois conceitos de dívida bruta e um conceito de dívida líquida. Fundação Getúlio Vargas. 2020. Disponível em:<<https://blogdoibre.fgv.br/posts/dois-conceitos-de-divida-bruta-e-um-conceito-de-divida-liquida>>.

BICALHO, A. e ISSLER, J. V. Teste de sustentabilidade da dívida, ajuste fiscal no Brasil e consequências para o produto. Fundação Getúlio Vargas, 2008. **Disponível em:**[https://bibliotecadigital.fgv.br/dspace/bitstream/handle/10438/14071/Teste\\_de\\_Sustentabilidade\\_da\\_D%C3%ADvida\\_Ajuste\\_Fiscal\\_no\\_Brasil\\_e\\_Conseq%C3%BC%C3%Aancias\\_para\\_o\\_Produto.pdf?sequence=1&isAllowed=y](https://bibliotecadigital.fgv.br/dspace/bitstream/handle/10438/14071/Teste_de_Sustentabilidade_da_D%C3%ADvida_Ajuste_Fiscal_no_Brasil_e_Conseq%C3%BC%C3%Aancias_para_o_Produto.pdf?sequence=1&isAllowed=y). **Acesso em:** 10/12/2021.

BIDERMAN, C. e ARVATE, P. Economia do setor público no Brasil. Elsevier Editora Ltda – Rio de Janeiro. 2005.

BLANCHARD, O. Macroeconomia. 4ª edição – São Paulo. Pearson Prentice Hall, 2007.

BOHN, H. Budget Balance Through Revenue or Spending Adjustments? Some Historical Evidence for the United States. Journal of Monetary Economics. v. 27, 333-359, 1991.

BOHN, H. The behavior of U.S. public debt and déficits. The quarterly journal of economics, V. 113, issue 3, 1998. **Disponível em:**<<https://academic.oup.com/qje/articleabstract/113/3/949/1851153?redirectedFrom=fulltext>>. **Acesso em:** 15/11/2021.

BOHN, H. Are stationarity and cointegration restrictions really necessary for the intertemporal budget constraint?. Journal of monetary economic. V. 54, Issue. 7. 2007. **Disponível:**[https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0304393206002534/pdf?casa\\_token=HVITkNyAiNIAAAAA:OWKQwyRNystc5HyacBfiSwcsR8Z4hNmNOYrGDhUhqbouwTXNvoR85U9G3D6ld34MF7Pqdmzacnk&md5=d2ef17feeee86eb2eea1bf59121900c&pid=1-s2.0-S0304393206002534-main.pdf](https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0304393206002534/pdf?casa_token=HVITkNyAiNIAAAAA:OWKQwyRNystc5HyacBfiSwcsR8Z4hNmNOYrGDhUhqbouwTXNvoR85U9G3D6ld34MF7Pqdmzacnk&md5=d2ef17feeee86eb2eea1bf59121900c&pid=1-s2.0-S0304393206002534-main.pdf). **Acesso:**12/11/2021.

BUENO, R. L. S. Econometria de séries temporais. 1ª e 2ª Ed. Cengage Learning. 2008; 2011.

BRAVO, A. e SILVESTRE, A.L. "Intertemporal sustainability of fiscal policies: some tests for European countries", European Journal of Political Economy, Vol. 18 No. 3, pp. 517-528. 2003.

BRUE, S. L. e GRANT, R. R. História do pensamento econômico. São Paulo, SP: Cengage Learning, 2016.

CALDEIRA, A. A. *et al.* Sustentabilidade da dívida estatual brasileira: uma análise da relação dívida líquida e resultado primário. Revista adm. Pública, 50(2), 2016. **Disponível:**<<https://www.scielo.br/j/rap/a/VQqRbMWyfqgTtX6nV5Nz4yF/abstract/?lang=pt>>.

CAVALCANTI, M. SILVA, N. Dívida pública, política fiscal e nível de atividade: uma abordagem VAR para o Brasil no período 1995-2008. *Economia aplicada*, v. 14, n. 4, pp. 391-418. 2010.

CHICOLI, R. D. S. e S. BENDER. “Sustentabilidade da Dívida Pública Brasileira: Uma Análise sob Diversos Eonceitos de Superávit Primário e Endividamento.” Tese de Doutorado, Universidade de São Paulo. 2016.

CHURCHMAN, N. David Ricardo on public debt. Palgrave macmillan. 2001.

COSTA, C. E. Sustentabilidade da dívida pública. Tesouro Nacional. 2009. **Disponível:** <[https://sisweb.tesouro.gov.br/apex/f?p=2501:9::::9:P9\\_ID\\_PUBLICACA O\\_ANEXO:4718](https://sisweb.tesouro.gov.br/apex/f?p=2501:9::::9:P9_ID_PUBLICACA O_ANEXO:4718)>.

ENDERS, W. *Applied Econometric Time Series*. 2 ed. New Jersey: Wiley, 2004.

ENGLE, R. F. e GRANGER, C. W. J. Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica*. 55, 251-276, 1987.

GADELHA, S. R. B. Introdução ao orçamento público. Escola nacional de administração pública (ENAP). 2017. **Disponível em:** <<https://repositorio.enap.gov.br/bitstream/1/3169/1/Modulo%203%20%20A%20D ivida%20Publica%20e%20o%20Financiamento%20Orcamentario.pdf>>.

GAMBOA, U. R. Dívida pública brasileira, default e a “nova equivalência ricardiana”: um exercício cliométrico do Brasil – Império à época atual. *Anais do XXXIII Encontro nacional de Economia*. 2005. **Disponível em:** <<https://econpapers.repec.org/paper/anpen2005/050.htm>>.

GARSELAZ, P. S. Dívida pública: uma abordagem teórica, um relato histórico e o caso do Rio Grande do Sul. 2000. 133 f. Dissertação (Mestrado) - Curso de Administração, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2000. Disponível em: <<https://lume.ufrgs.br/handle/10183/3820>>.

GENTIL, D. e HERMANN, J. A política fiscal do primeiro governo Dilma Rousself: ortodoxia e retrocesso. *Economia e sociedade* 26(3). 2017.

GIAMBIAGI, F. A política fiscal do governo Lula em perspectiva histórica: qual [e o limite para o aumento do gasto público?. *Planejamento e políticas públicas*. N. 27. 2004.

GUJARATI, D. PORTER, D. *Econometria Básica*. 5ª Edição, editora Campus, 2011.

HAMILTON, J. *Time series analysis*, Princeton University Press. 1994.

HAMILTON, J. e FLAVIN, M. On the Limitations of Government Borrowing: A Framework for Empirical Testing. *American Economic Review*. v. 76, p. 808-819, 1986.

HAKKIO, C. e RUSH, M. Is the Budget Deficit "Too Large"?. *Economic Inquiry*. XXIX, p. 429-445, 1991.

ISSLER, J. V. e LIMA, L. R. Public Debt Sustainability and Endogenous Seigniorage in Brazil: Time Series Evidence from 1947-1992. *Journal of Development Economics*. 62, p. 131-147, 2000.

KNUTSSON, A. Analyzing the sustainability of swedish fiscal policy. UMEA UNIVERSITY. 2021.

KREMERS, J. U.S. Federal indebtedness and the conduct of fiscal policy. *Journal of monetary economics*. 1989.

LARA, L. P. Dívida pública e equivalência ricardiana: histórico, contexto e problemas. Universidade Federal do Paraná. Monografia apresentada para obtenção do grau de bacharel em economia. 2016.

LOURENÇO, P. H. Determinantes e dinâmica da dívida pública brasileira. Monografia apresentada na Universidade Federal de Uberlândia – bacharel em economia. 2022.

LUPORINI, V. (2015). "Sustainability of Brazilian Fiscal Policy, Once Again: Corrective Policy Response over Time." *Estudos Econômicos* 45(2), 437–458.

MARINHEIRO, C. J. F. O teorema da Equivalência Ricardiana: uma aplicação à economia portuguesa. *Notas Económicas*, v. 8, p. 42-55, 1996.

MARQUES JÚNIOR, L. S. Equivalência ricardiana e os efeitos da política fiscal na economia brasileira. *Análise Econômica*, Porto Alegre, ano 33, n. 64, p. 215-241, set. 2015. (2015).

MENDONÇA, M. J; MEDRANO, L. A. Sustentabilidade da dívida pública no Brasil revisitada. *Carta de Conjuntura*, 2015.

MENDONÇA, M. J.; PIRES, M. C.; MEDRANO L. A. Administração e sustentabilidade da dívida pública no Brasil: uma análise com mudança de regime. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 38, n. 3, 2008.

MENDONÇA, M; SANTOS, C. H. e SACHSIDA, A. Revisitando a função de reação fiscal no Brasil pós-real: uma abordagem de mudanças de regime. *Estudos econômicos*; 39 (4). 2009.

MENDONÇA, H.F., Pinton, O.V.F. O comportamento da política fiscal brasileira no século XXI: uma análise a partir do impulso fiscal. *Revista economia*. 2012.

NECK, R. STURM, J. Sustainability of public debt. *Massachusetts Institute of Technology*. 2008.



NICKEL, C; VANSTEENKISTE, I. Fiscal policies, the current account and Ricardian equivalence. Banco Central da Europa. (2016). **Disponível em:** <<https://www.econstor.eu/bitstream/10419/153369/1/ecbwp0935.pdf>>. **Acesso em:** 03/04/2019.

NOVO, B. C. A. Equivalência Ricardiana e financiamento do desenvolvimento: uma resenha exploratória. Universidade Federal do Rio de Janeiro – Instituto de economia. Trabalho de monografia. 2011.

OLIVEIRA, F. A. MAIA, S. F; e NOBREGA, W. C. Reação fiscal e a sustentabilidade da dívida pública no Brasil: Uma abordagem por meio de MS-VECM. ANPEC. 2017. Disponível em:<[https://www.anpec.org.br/encontro/2020/submissao/files\\_/i4-4f98c0f04304228fdb5094447c4fb9d8.pdf](https://www.anpec.org.br/encontro/2020/submissao/files_/i4-4f98c0f04304228fdb5094447c4fb9d8.pdf)>. **Acesso em:** 03/01/2022.

PASTORE, A. C. Déficit Público, a Sustentabilidade do Crescimento das Dívidas Interna e Externa, Senhoriagem e Inflação: Uma Análise do Regime Monetário Brasileiro. Revista de Econometria. v. 14(2), p. 177-191, 1994.

PERRON, P. Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables. Journal of econometrics, Elsevier, v. 80, n. 2, 1997.

PIÑON, M. Finanças públicas e economia do setor público. Secretária da Fazenda do estado da Bahia. (2019).

PHELPS, E. Public debt: My dissent from “keynesian” theories. Journal of government and economics. V. 5. 2022. **Disponível em:**<<https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S2667319322000015>>.

PINDYCK, R; RUBINFELD, D. Econometria. 1ª edição. Elsevier. (2004).

PONTES, P. A. *et al.* Síntese dos indicadores fiscais. Governo do estado do Ceará – IPECE. (2016).

ROCHA, F. Long-run Limits on the Brazilian Government Debt. Revista Brasileira de Economia. v. 51(4), p. 447-470, 1997.

ROCHA, M. D. Análise dos resultados primário e nominal dos municípios do estado do Rio Grande do Norte (RN), no período de 2016 a 2018. Monografia apresentada para conclusão do curso de ciências contábeis. 2019. **Disponível em:**<[https://repositorio.ufrn.br/bitstream/123456789/41445/3/ResultadosPrimarioNominal\\_Rocha\\_2019.pdf](https://repositorio.ufrn.br/bitstream/123456789/41445/3/ResultadosPrimarioNominal_Rocha_2019.pdf)>.

SACHSIDA, A.; CARLUCCI, F. N. Dívida pública afeta variáveis reais? um teste alternativo da Equivalência Ricardiana por meio de testes de superexogeneidade em séries simuladas. Texto para Discussão, IPEA, Brasília, n. 1505, 2010.

SANTOS, P. H. B; DINIZ, F. S. Um estudo sobre a dinâmica da sustentabilidade da dívida pública mineira entre 2003 e 2020: uma abordagem econométrica. Caderno de finanças públicas. V.22, n. 01(2022).

SARGENT, T. e WALLACE, N. Some Unpleasant Monetarist Arithmetic. Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review. v. 5, p. 1-17, 1981.

SILVA, R. e GAMBOA, U. R. Regime fiscal e sustentabilidade da dívida pública brasileira – 1986 a 2006. Revista da USP, v. 1, n.1. 2011.

SIMONASSI, A. G., R. A. ARRAES, e A. M. C. de SENA. “Fiscal Reaction under Endogenous Structural Changes in Brazil.” Economia 15(1), 68–81. 2014.

SIMONASSI, A. Função de resposta fiscal, múltiplas quebras estruturais e a sustentabilidade da dívida pública no Brasil. 2007. Mimeo.

STETTNER, W. F. Sir James Steuart on the public debt. Oxford Journals. Oxford University Press., V. 59, n. 3. 1945. Disponível em:<[https://cooperative-individualism.org/stettner-walter\\_james-steuart-on-the-public-debt-1945-may.pdf](https://cooperative-individualism.org/stettner-walter_james-steuart-on-the-public-debt-1945-may.pdf)>.

TAYLOR, J. B. (2000). Reassessing discretionary fiscal policy. Journal of Economic Perspectives, 14(3): 21-36.

TCU. Fatos fiscais do Brasil. 2019. Disponível em:<[https://portal.tcu.gov.br/data/files/F6/26/41/37/4AE2371055EB6E27E18818A8/Fatos%20Fiscais\\_2019.pdf](https://portal.tcu.gov.br/data/files/F6/26/41/37/4AE2371055EB6E27E18818A8/Fatos%20Fiscais_2019.pdf)>.

TESOURO NACIONAL. Manual de estatística fiscais do boletim resultado do tesouro nacional. 2016 e 2020.

TREHAN, B. e WALSH, C. Common Trends, the Budget Government Constraint, and Revenue Smoothing. Journal of Economic Dynamic and Control. v. 12, p. 425- 444, 1988.

TRINDADE, J. R. B. A dívida pública sob a ótica da economia clássica: análise crítica a partir de Marx. Revista Economia ensaios, Uberlândia (MG), 26(2), p-33-48, jan/jun. 2013.

WOSGRAU, C. H. Análise dos fatores condicionantes da evolução da dívida líquida do setor público durante o plano real: superávit primário, ajustes patrimoniais e taxa de juros. Monografia submetida ao departamento de ciências econômicas da UFSC. 2007.

WESTPHAL, C. C. ZDAREK, V. Fiscal reaction function and fiscal fatigue: evidence for the euro área. European central bank. N.2036. 2017.

WILCOX, D. The Sustainability of Government Deficits: Implications of the Present Value Borrowing Constraint. Journal of Money, Credit and Banking. v. 21, p. 291- 306, 1989.

WOOLDRIDGE, J. M. Introdução à econometria: uma abordagem moderna. 4ª edição. 2006.

ZIVOT, E; ANDREWS, D. Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. *Journal of business and economic statistics*, ASA, v. 20, n. 1, 2002.