

Universidade Federal do Rio Grande do Sul
Faculdade de Ciências Econômicas
Bacharelado em Ciências Econômicas

Willian Souza da Rosa

**Relação entre Política Monetária e Política Fiscal no Brasil entre 2011 e 2021: um
exercício de séries temporais**

Porto Alegre
2022

Willian Souza da Rosa

Relação entre Política Monetária e Política Fiscal no Brasil entre 2011 e 2021: um exercício de séries temporais

Trabalho de Conclusão de Curso apresentado como requisito parcial à obtenção do título de bacharel em Ciências Econômicas da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal do Rio Grande do Sul.

Orientador: Prof. Dr. Sabino da Silva Pôrto Júnior

Porto Alegre

2022

CIP - Catalogação na Publicação

Rosa, Willian Souza da
Relação entre Política Monetária e Política Fiscal
no Brasil entre 2011 e 2021: um exercício de séries
temporais / Willian Souza da Rosa. -- 2022.
45 f.
Orientador: Sabino da Silva Pôrto Júnior.

Trabalho de conclusão de curso (Graduação) --
Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Faculdade
de Ciências Econômicas, Curso de Ciências Econômicas,
Porto Alegre, BR-RS, 2022.

1. Dominância Fiscal. 2. Dominância Monetária. 3.
Política Fiscal. 4. Política Monetária. 5. Brasil. I.
Pôrto Júnior, Sabino da Silva, orient. II. Título.

Willian Souza da Rosa

Relação entre Política Monetária e Política Fiscal no Brasil entre 2011 e 2021: um exercício de séries temporais

Trabalho de Conclusão de Curso apresentado como requisito parcial à obtenção do título de bacharel em Ciências Econômicas da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal do Rio Grande do Sul.

Orientador: Prof. Dr. Sabino da Silva Pôrto Júnior

Aprovado em: Porto Alegre, 05 de outubro de 2022.

BANCA EXAMINADORA:

Prof. Dr. Sabino da Silva Pôrto Júnior- Orientador
Universidade Federal do Rio Grande do Sul

Prof. Dr. Ronald Otto Hillbrecht
Universidade Federal do Rio Grande do Sul

Prof. Dr. Sérgio Marley Modesto Monteiro
Universidade Federal do Rio Grande do Sul

*Esse trabalho é dedicado a todos aqueles que não desistem do debate honesto
e preferem os dados aos dogmas.*

AGRADECIMENTOS

Agradeço principalmente a meus pais por todo apoio, suporte, dedicação e incentivo em minha trajetória até aqui. Nada disso teria sido possível sem eles.

Agradeço a meus amigos e colegas por todas as nossas discussões frutíferas e inspiradoras, sobretudo aquelas que vieram a contribuir para meu desenvolvimento acadêmico e intelectual.

Agradeço a todos os professores que, de um jeito ou de outro, foram responsáveis por me apresentar novas perspectivas e visões de mundo. A pluralidade de ideias foi, sem sombra de dúvidas, fundamental e positiva em minha trajetória na graduação.

Agradeço a meu orientador, prof. Sabino, por toda a ajuda e paciência durante a elaboração desse trabalho.

Agradeço também a todos que, direta ou indiretamente, contribuíram para este trabalho e me incentivaram a ir até o final.

*”The economy, like science or art,
is more like an organism growing uncertainly
toward the light than a steel machine repeating
exactly today and tomorrow what it did yesterday.”
(Deirdre Nansen McCloskey)*

RESUMO

Esta monografia analisa se a economia brasileira esteve em regime de dominância monetária ou de dominância fiscal entre os anos 2011 e 2021, de acordo com os trabalhos de Sargent e Wallace (1981) e Gadelha e Divino (2008). São utilizados dados de índice de preços, taxa de câmbio, taxa de juros, risco-país, superávit primário e dívida pública para verificação de causalidade de Granger, com o objetivo de identificar ganhos de credibilidade ou não para as políticas fiscal e monetária entre 2011 e 2021. Os resultados obtidos não são suficientes para afirmar a existência de um regime de dominância fiscal para o período 2011 a 2021.

Palavras-chave: Dominância Fiscal. Política Fiscal. Dominância Monetária. Política Monetária.

Classificação JEL: C22, E31, E52, E58, E61, E63.

ABSTRACT

This monograph analyzes whether the Brazilian economy was in a regime of monetary dominance or fiscal dominance between the years 2011 and 2021, according to the works of Sargent and Wallace (1981) and Gadelha and Divino (2008). Data on price index, exchange rate, interest rate, country risk, primary surplus and public debt are used for Granger causality checking, in order to identify credibility gains or not for fiscal and monetary policies between 2011 and 2021. The results obtained are not sufficient to affirm the existence of a fiscal dominance regime for the period 2011 to 2021.

Keywords: Fiscal Dominance. Fiscal Policy. Monetary Dominance. Monetary Policy.

JEL classification: C22, E31, E52, E58, E61, E63.

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Figura 1 – Trajetória da Dívida Bruta do Governo Geral, do Déficit Primário do Setor Público, da Despesa Total do Governo Central e do Embi+BR entre 2011 e 2021	33
Figura 2 – Comportamento das séries temporais no período da análise (2011-2021) . .	36
Figura 3 – Comportamento das séries temporais em logaritmo no período da análise (2011-2021)	42

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Símbolo, Descrição e Fonte de cada variável escolhida	35
Tabela 2 – Média, mediana e variância das séries em logaritmo	43
Tabela 3 – Resultados dos testes de raiz unitária ADF e KPSS	43
Tabela 4 – Média, mediana e variância das séries após duas diferenciações	43
Tabela 5 – Teste de cointegração de Engle-Granger	44
Tabela 6 – Resultados do teste de causalidade de Granger	46

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

ADF	Augmented Dickey Fuller
BACEN	Banco Central do Brasil
DBGG	Dívida Bruta do Governo Geral
EMBI	Emerging Market Bond Index
FGV	Fundação Getúlio Vargas
IBGE	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
IPCA	Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo
IPEA	Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada
KPSS	Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin
NFSP	Necessidade de Financiamento do Setor Público
PIB	Produto Interno Bruto
SELIC	Sistema Especial de Liquidação e de Custódia
SIDRA	Sistema IBGE de Recuperação Automática
SGS	Sistema Gerenciador de Séries Temporais
TFNP	Teoria Fiscal do Nível de Preços
VAR	Vetor Autorregressivo

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	20
2	A VISÃO TRADICIONAL DO REGIME DE DOMINÂNCIA FISCAL	22
2.1	Contexto histórico	22
2.2	Sargent e Wallace (1981)	22
3	A TEORIA FISCAL DO NÍVEL DE PREÇOS	26
4	ANÁLISES PARA O BRASIL	28
5	A ECONOMIA BRASILEIRA ENTRE 2011 E 2021	32
6	METODOLOGIA E BASE DE DADOS	35
6.1	Variáveis Escolhidas e Origem dos Dados	35
6.2	Metodologia e Testes	37
6.2.1	Testes de Raiz Unitária	37
6.2.1.1	Teste Aumentado de Dickey-Fuller (ADF)	38
6.2.1.2	Teste KPSS	38
6.2.2	Teste de Cointegração de Engle-Granger	39
6.2.3	Teste de Causalidade de Granger	39
7	ANÁLISE DOS RESULTADOS	42
7.1	Testes de Raiz Unitária	42
7.2	Teste de Cointegração de Engle-Granger	44
7.3	Teste Causalidade de Granger	45
8	CONCLUSÃO	48
	Referências	49
	ANEXO A – DADOS DA ECONOMIA BRASILEIRA - PYTHON	52
	ANEXO B – DADOS E TESTES ESTATÍSTICOS - PYTHON	54

1 INTRODUÇÃO

O objetivo deste trabalho é avaliar a existência ou não de dominância fiscal na economia brasileira nos anos de 2011 a 2021. Para isso, este estudo usará séries temporais de juros nominais, taxa de câmbio, estoque de dívida pública, resultado fiscal primário, uma proxy para o risco-país e índice de preços de forma a testar relações de causalidade de Granger que possam confirmar ou não a hipótese inicial de que a economia brasileira esteve em regime de dominância monetária de 2011 a 2021. O ferramental estatístico utilizado engloba testes de estacionariedade, cointegração e causalidade de Granger através da linguagem de programação *Python*, conforme Gadelha e Divino (2008).

De acordo com Araujo (2019), a dominância fiscal pode ser descrita como uma situação extrema onde o Banco Central - a autoridade monetária - perde a capacidade de influenciar e conduzir as expectativas de inflação, tornando-se impotente ao perseguir a estabilização dos níveis de preços. Em casos assim, a economia passa a depender da autoridade fiscal - o governo e os agentes definidores do orçamento público - para recolocar as expectativas de inflação e a trajetória dos preços em linha com as metas da autoridade monetária. Daí o nome dominância fiscal.

Em linhas gerais, conforme Sargent e Wallace (1981), a política monetária é ativa (a autoridade monetária fixa a taxa de juros conforme a trajetória da inflação) e a política fiscal é passiva (a autoridade fiscal ajusta o orçamento a partir da trajetória da taxa de juros, com o objetivo de realizar um superávit primário capaz de manter a relação dívida/PIB estabilizada). Entretanto, comportamentos pouco usuais e combinações equivocadas de políticas por parte da autoridade monetária e/ou da autoridade fiscal podem desorganizar esse cenário, neutralizando o papel ativo do Banco Central e colocando a economia em situação de dominância fiscal.

[...] se a política fiscal se compromete em manter uma trajetória sustentável ou não explosiva da dívida pública, então o formulador da política deve atuar de forma passiva, ou seja, preocupar-se apenas em ajustar a razão superavit primário/PIB no intuito de responder positivamente aos incrementos da razão dívida pública/PIB na magnitude que for necessária para mantê-la sob controle. Nesse contexto, uma política fiscal passiva e adequada a um modelo de dominância monetária não deve responder a outras variáveis, tais como inflação ou crescimento do produto. A política fiscal deve se ajustar às decisões da política monetária passivamente. Se isto não ocorrer, significa que a autoridade fiscal está assumindo uma postura ativa, isto é, ela está mais interessada em controlar a demanda agregada para combater o desemprego, por exemplo, do que controlar a trajetória da dívida pública. (MENDONÇA; MOREIRA; SACHSIDA, 2017)

Para alcançar o objetivo proposto, este trabalho se divide em duas partes: a primeira retoma o contexto onde fora formulado o trabalho de Sargent e Wallace (1981), assim como a Teoria Fiscal do Nível de Preços. Na sequência, apresenta-se alguns dos trabalhos já realizados com o intuito de investigar a existência de dominância fiscal no Brasil em outros anos, e também um breve panorama dos indicadores da economia brasileira nos anos 2011 a 2021.

A segunda parte dispõe sobre a metodologia adotada no trabalho, bem como sobre as séries temporais escolhidas, a fonte dos dados coletados e os testes que serão realizados, tudo isso a partir do trabalho de Gadelha e Divino (2008), partindo então para a apresentação dos resultados obtidos e sua interpretação. Por fim, conclui-se e apresenta-se possíveis pesquisas futuras.

2 A VISÃO TRADICIONAL DO REGIME DE DOMINÂNCIA FISCAL

Nesse primeiro capítulo, veremos o contexto histórico e a contribuição de Sargent e Wallace (1981) para a definição de dominância fiscal, bem como qual era a posição preponderante à época em que o artigo fora publicado, e qual a visão que os autores buscavam confrontar.

2.1 CONTEXTO HISTÓRICO

O ponto de partida é Friedman (1968), onde o precursor do monetarismo argumenta que a política monetária não possui impacto de longo prazo sobre produto, desemprego ou taxas de juros, e que a função da política monetária é a de manter em níveis adequados a inflação, sobretudo no longo prazo. Friedman afirma:

The first requirement is that the monetary authority should guide itself by magnitudes that it can control, not by ones that it cannot control. [...] Of the various alternative magnitudes that it can control, the most appealing guides for policy are exchange rates, the price level as defined by some index, and the quantity of a monetary total—currency plus adjusted demand deposits, or this total plus commercial bank time deposits, or a still broader total. (FRIEDMAN, 1968)

Para os pensadores monetaristas, a moeda é neutra no longo prazo, não afetando o lado real da economia, e não-neutra no curto prazo, podendo afetar o produto, tanto de forma expansionista (gerando pressão futura sobre preços), como de forma contracionista (através de um ajuste que faça a taxa de inflação convergir ao patamar esperado para o médio prazo). Para que essas premissas sejam verdadeiras, o monetarismo propõe uma taxa de crescimento constante da quantidade de moeda na economia, onde esse crescimento da oferta monetária ficaria limitado ao crescimento do produto interno bruto (PIB) real - o que viria a resultar em estabilidade para o nível de preços e para a economia em si. (OLIVEIRA, 2016)

Inflation is always and everywhere a monetary phenomenon in the sense that it is and can be produced only by a more rapid increase in the quantity of money than in output. (FRIEDMAN, 1970)

O artigo seminal de Sargent e Wallace (1981) foi escrito com o intuito de mostrar que, mesmo considerando as hipóteses monetaristas, a política monetária não possui controle total e permanente sobre o nível de preços, o que viria a colocar em xeque os resultados afirmados pelos pensadores monetaristas.

2.2 SARGENT E WALLACE (1981)

Em "*Some Unpleasant Monetarist Arithmetic*", Sargent e Wallace partem das premissas (monetaristas) de que (I) a base monetária está diretamente ligada aos níveis de preços e (II)

que a autoridade monetária pode fazer uso da senhoriagem como forma de obter receitas para o Estado. Para eles, ainda que a base monetária e o nível de preços permaneçam fortemente conectados, existe a possibilidade do controle inflacionário por parte da autoridade monetária acabar limitado a partir da execução das políticas fiscal e monetária sob certas circunstâncias, bem como de acordo com a demanda por títulos da dívida pública.

In the context of this paper, an economy that satisfies monetarist assumptions (or, a monetarist economy) has two characteristics: the monetary base is closely connected to the price level, and the monetary authority can raise seignorage, by which we mean revenue from money creation. We will show that, under certain circumstances, the monetary authority's control over inflation in a monetarist economy is very limited even though the monetary base and the price level remain closely connected. In particular, we will demonstrate that this is true when monetary and fiscal policies are coordinated in a certain way and the public's demand for interest-bearing government debt has a certain form. (SARGENT; WALLACE, 1981)

Sargent e Wallace (1981) afirmam que a demanda por títulos pode reduzir a capacidade da autoridade monetária em controlar a inflação quando, por exemplo, se estabelece um limite superior para o estoque real de títulos do governo com relação ao tamanho da economia. Ainda, a taxa de juros paga sobre os títulos também pode acabar por diminuir a força da política monetária. Para tanto, os autores afirmam que é preciso observar a relação entre as políticas fiscal e monetária.

Quando temos a política monetária predominando sobre a política fiscal, a autoridade monetária possui liberdade para determinar suas políticas, como o estabelecimento da taxa de juros básica ou da taxa de crescimento da base monetária atual e futura. Com isso, fica determinado o valor da receita que será fornecida à autoridade fiscal através de senhoriagem. Diante dessas decisões, a autoridade fiscal terá de lidar com as restrições impostas pela autoridade monetária para a demanda por títulos, uma vez que seus orçamentos atual e futuro precisam ter seus déficits cobertos ou financiados por uma combinação de senhoriagem e venda de títulos. Em uma situação como essa, a dominância da autoridade monetária a permite controlar de forma efetiva a inflação, dada a liberdade que possui para estabelecer os parâmetros necessários para o atingimento desse objetivo - o instrumento clássico é a determinação da taxa de juros básica da economia. (GADELHA; DIVINO, 2008)

Já quando a política fiscal exerce dominância sobre a política monetária, temos um cenário onde a autoridade fiscal pode decidir de forma livre e independente os seus orçamentos atual e futuro, bem como os níveis de déficit ou superávit que pretende realizar. Assim, acaba subentendido o quanto terá de ser gerado de receita através da emissão de títulos e/ou de senhoriagem. Portanto, a autoridade monetária acaba tendo de lidar com um cenário de restrição à sua atuação, haja visto que precisa prover títulos ou emitir moeda (senhoriagem) para atender aos déficits estabelecidos pela política fiscal. Em um cenário como esse, a força da política monetária acaba comprometida, ainda que esta possa continuar tentando controlar a

inflação. Quando os déficits não puderem ser cobertos pela venda de títulos, a autoridade monetária acabará tendo que criar moeda e aceitar níveis maiores de inflação para garantir o cumprimento dos orçamentos estabelecidos pela autoridade fiscal. (GADELHA; DIVINO, 2008)

A principal consequência do regime de dominância fiscal é que se a taxa de juros real exceder a taxa de crescimento do produto, a política monetária não só perde a capacidade de controlar a inflação, como passa a ter efeitos perversos. Nesta situação, uma contração monetária com o objetivo de desinflacionar a economia acaba por impelir uma elevação na razão entre a dívida pública e o PIB, dado que a receita não gerada pela senhoriagem se vê substituída pela emissão de dívida nova. Em algum momento esta conjuntura não será mais sustentável e uma expansão monetária será necessária para arcar com o encargo da dívida (i.e. haverá uma monetização da dívida), a qual implicará em uma aceleração da inflação. (FERNANDES, 2017)

No caso em que a autoridade monetária precisa fazer uso de senhoriagem, sua capacidade em controlar a inflação de forma permanente dependerá da forma em que se apresentará a demanda pelos títulos. É o que ocorre, por exemplo, em uma situação onde a demanda por títulos públicos implique em taxas de juros superiores ao nível de crescimento do produto, combinada com a presença de déficits orçamentários por parte da autoridade fiscal. Essa soma de situações acabaria por reduzir a força da autoridade monetária em controlar permanentemente a variação do nível de preços e o tamanho da base monetária, visto que o estoque real de títulos crescerá mais rápido do que a economia. Considerando que o estoque de títulos não pode crescer infinitas vezes acima da economia, chegará o momento em que a autoridade monetária terá de expandir a base monetária para gerar receitas de senhoriagem, a fim de financiar o déficit da autoridade fiscal e pagar pelo financiamento da dívida já contratada, culminando num processo inflacionário.

If the principal and interest due on these additional bonds are raised by selling still more bonds, so as to continue to hold down the growth in base money, then, because the interest rate on bonds is greater than the economy's growth rate, the real stock of bonds will grow faster than the size of the economy. This cannot go on forever, since the demand for bonds places an upper limit on the stock of bonds relative to the size of the economy. Once that limit is reached, the principal and interest due on the bonds already sold to fight inflation must be financed, at least in part, by seignorage, requiring the creation of additional base money. Sooner or later, in a monetarist economy, the result is additional inflation. (SARGENT; WALLACE, 1981)

Flexibilizando parte das premissas monetaristas, Sargent e Wallace (1981) passam a considerar a demanda por moeda como resultado da expectativa inflacionária (taxa de inflação esperada), tornando uma contração monetária intensificadora da inflação no curto prazo. Nesse caso, a atuação da autoridade monetária se torna inócua para frear o crescimento do nível de preços.

A partir do trabalho de Sargent e Wallace (1981), a literatura sobre dominância fiscal evoluiu consideravelmente, como veremos nos capítulos a seguir, onde trataremos da Teoria Fiscal do Nível de Preços e das análises realizadas para a realidade brasileira.

3 A TEORIA FISCAL DO NÍVEL DE PREÇOS

Após a publicação do artigo de Sargent e Wallace (1981), outros acadêmicos se debruçaram sobre o tema afim de deixar sua contribuição na busca pelo entendimento e enfrentamento da questão da dominância fiscal. Uma segunda vertente fora batizada por Woodford (1994) como Teoria Fiscal do Nível de Preços (TFNP).

A TFNP começou a ser desenvolvida por Leeper em 1991 no artigo "Equilibria under 'Active' and 'Passive' Monetary and Fiscal Policies" utilizando o modelo de equilíbrio geral. O autor utiliza a definição de autoridade passiva ou ativa, em paralelo a dominância de Sargent e Wallace. (CARVALHO, 2019)

Cochrane (1998; 2001), Sims (1994), Woodford (1994; 1995; 2001) consideraram a política monetária como insuficiente para controlar o nível de preços, salientando que é necessária a participação da política fiscal para que o objetivo possa ser alcançado. A teoria leva em conta que o nível de preços é formado por três variáveis: (i) o superávit primário, cuja responsabilidade é da autoridade fiscal, (ii) o estoque nominal de moeda, cuja responsabilidade é da autoridade monetária, e (iii) o nível de encaixes reais, determinado pelo público. A interação entre as três variáveis é que dita se a meta de inflação pode ou não ser atingida, bem como se o nível de preços se manterá dentro dos padrões adequados ou irá acelerar.

The existence and uniqueness of the equilibrium price level cannot be determined from knowledge of monetary policy alone; fiscal policy plays an equally important role. [...] Determinacy of the price level under any policy depends on the public's beliefs about what the policy authority would do under conditions that are never observed in equilibrium. (SIMS, 1994)

John Cochrane (1998) questiona a abordagem tradicional, afirmando que a teoria quantitativa da moeda não explicou bem a inflação no pós-Guerra e nem as então recentes inovações no sistema financeiro, que ocorreram enquanto os EUA apresentavam razoável estabilidade inflacionária. Para o autor, essas questões não se encaixavam nos modelos convencionais.

Meanwhile, a wide array of privately provided, liquid, interest-paying, and often nonreservable assets have been created, leaving the supply of transaction-facilitating assets beyond the Fed's control. The quantity theory has also not had much success in describing the history of postwar U.S. inflation: Inflation seems to have very little to do with the history of monetary aggregates or interest rates. Money demand relations are dominated by velocity shocks, unrelated to changes in financial structure. Recent inflation has been remarkably stable despite continuing financial innovation. (COCHRANE, 1998)

Woodford (2001) salienta que países com Banco Central independente não precisam acatar as necessidades de senhoriagem da política fiscal, podendo fazer uso de títulos (dívida) para isso, como indicou Taylor (1995). Porém, tal operação possui um limite tanto de curto

(demanda), quanto de longo prazo (solvência). No curto prazo, o Banco Central precisa encontrar compradores a dívida, caso contrário terá de expandir sua base monetária imediatamente (gerando inflação), enquanto no longo precisa garantir que a economia terá condições de pagar sem fazer uso de inflação para diminuir o estoque e o custo da dívida. Uma elevação no estoque da dívida sem perspectiva de solvência geraria um temor inflacionário, como abordado por King (1995). Assim, políticas fiscais comprometidas com as expectativas de solvência seriam necessárias para ancorar as expectativas dos agentes econômicos quanto à capacidade futura do Estado de honrar a dívida contraída.

In recent years, the greater public acceptance of the goal of price stability has been, to use a favorite central banking word, welcome. But it has led to unpleasant fiscal arithmetic. This has compounded the existing fiscal problems. And since soundness in two dimensions has been rare, it raises the fear that the commitment to price stability will, in the future, come under threat as unexpected inflation looks to be an attractive expedient for reducing the debt burden. (KING, 1995)

Para o Woodford (2001), o comprometimento com o controle inflacionário por parte da autoridade monetária não é condição suficiente para que os níveis de preço venham a convergir com a meta estipulada o país. Dependendo do caso, algumas combinações de política monetária e política fiscal podem acabar acelerando a elevação dos níveis de preços e alimentando uma piora da situação.

Our results imply that a central bank charged with maintaining price stability cannot be indifferent as to how fiscal policy is determined. Commitment to an anti-inflationary monetary policy rule, such as a Taylor rule with a low implicit inflation target, cannot by itself ensure price stability. First of all, fiscal expectations inconsistent with a stable price level may prevent that outcome from occurring. This possibility is often discussed (e.g., in Sargent and Wallace, 1981) as resulting from an inconsistency between the policies of the central bank and of the fiscal authority, so that the outcome depends upon which must accommodate the other's policy commitment in practice. (WOODFORD, 2001)

A diferença entre a abordagem tradicional e a Teoria Fiscal do Nível de Preços está na forma de interpretar a restrição intertemporal do governo, onde o valor estoque da dívida deve ser igual ao valor presente descontado dos superávits futuros, como aponta Rocha e Silva (2004):

$$\frac{B}{P} = S \quad (3.0.1)$$

onde B é o estoque de dívida nominal e P é o nível de preços. O superávit S inclui receitas de senhoriagem e impostos sobre o retorno da dívida pública (isto é, *default*).

4 ANÁLISES PARA O BRASIL

Algumas análises sobre a questão fiscal e monetária na economia brasileira já foram realizadas por autores do Brasil e do exterior. A seguir, veremos um breve resumo das discussões apresentadas por Evan Tanner, Alberto Ramos, Olivier Blanchard, Dionísio Carneiro, Thomas Wu, Sérgio Gadelha, José Divino, Mário Mendonça, entre outros.

Em estudo publicado em janeiro de 2002 pelo FMI, Tanner e Ramos (2003) analisaram a economia brasileira no período de 1991 até o ano 2000, passando pela implementação do Plano Real e as consequências trazidas pelas reformas fiscais e monetárias sobre o trabalho das autoridades monetária e fiscal. Os autores ressaltaram que o Brasil é um bom exemplo para estudos sobre dominância fiscal, uma vez que possuía (na época da publicação) "elevados déficits, inflação e mudanças políticas dramáticas"(TANNER; RAMOS, 2003).

O trabalho de Tanner e Ramos faz duas análises: a primeira olhando pro passado e observando os déficits primários, os passivos do Estado brasileiro e o gasto com juros, e a segunda através de um Vetor Autorregressivo (VAR), buscando estimar os valores das variáveis observadas e seus impactos na política monetária. Os resultados encontrados apontaram que o Brasil possuía, em uma perspectiva cautelosa, de acordo com os autores, um cenário de dominância monetária durante os anos 1995 e 1997, que tornou-se de dominância fiscal após a crise asiática e internacional. Ainda, mesmo com a implementação de um ajuste fiscal iniciado em 1999, Tanner e Ramos não conseguiram observar a volta de um cenário de dominância monetária nos anos finais (1999-2000) do estudo.

Results in this paper relate to recent developments in Brazil. A substantial fiscal adjustment in Brazil began in 1999 (following the devaluation of the Real). At that time, the primary surplus rose to over 3 percent of GDP, consistent with intertemporal solvency and sufficient to reduce the debt-to-GDP ratio.

In the most recent period covered by this paper, notwithstanding the substantial fiscal adjustment, there is little evidence favoring a monetary dominant regime (a statistically significant relationship between primary deficits and liabilities). (TANNER; RAMOS, 2003)

Na sequência, em 2004, foi publicado um trabalho de Blanchard, *Fiscal Dominance and Inflation Targeting: Lessons from Brazil*, analisando a economia brasileira no período de 2002 a 2003. Ele trouxe uma nova hipótese sobre os impactos negativos de um aumento da taxa de juros em um cenário de dominância fiscal: para o autor, um aumento na taxa de juros real tornaria mais atrativa a dívida interna governamental, ocasionando um aumento em seu custo e tornando o país mais suscetível a um calote na dívida.

Para Blanchard (2004), tanto a dívida pública poderia se tornar mais atrativa por ofertar um pagamento de juros mais elevado, atraindo capital especulativo, como poderia também elevar as chances de um possível calote, uma vez que a situação fiscal do país poderia não comportar o custo desse aumento no serviço da dívida. Em um cenário de elevação do

risco de calote, mais difícil seria para o país atrair capital interessado em seus títulos, gerando mais depreciação da moeda doméstica e reforçando a situação inflacionária.

Nesse sentido, Blanchard (2004) adverte que o cenário negativo da elevação da dívida seria mais provável quanto maior fosse a proporção de dívida denominada em moeda estrangeira, bem como quanto maior fosse o prêmio de risco. Assim, o sistema de metas teria efeitos perversos sobre o controle do nível de preços, uma vez que a elevação dos juros com o intuito de reverter a trajetória inflacionária acabaria por acelerá-la ainda mais. Diante desse cenário, fica a autoridade monetária sem condições de controlar o nível de preços, cabendo então para a autoridade fiscal desempenhar a tarefa.

A standard proposition in open-economy macroeconomics is that a central-bank-engineered increase in the real interest rate makes domestic government debt more attractive and leads to a real appreciation. If, however, the increase in the real interest rate also increases the probability of default on the debt, the effect may be instead to make domestic government debt less attractive, and to lead to a real depreciation. That outcome is more likely the higher the initial level of debt, the higher the proportion of foreign-currency-denominated debt, and the higher the price of risk.

Under that outcome, inflation targeting can clearly have perverse effects: An increase in the real interest in response to higher inflation leads to a real depreciation. The real depreciation leads in turn to a further increase in inflation. In this case, fiscal policy, not monetary policy, is the right instrument to decrease inflation. (BLANCHARD, 2004)

O trabalho de Blanchard analisou anos (2002 e 2003) fortemente marcados por um estresse de expectativas provocado pela transição governamental da eleição presidencial de 2002. A conclusão do autor encontrada pelo autor foi de que, entre 2002 e 2003, o Brasil esteve em situação de dominância fiscal, onde essa elevação dos juros por parte da autoridade monetária culminou por elevar ainda mais a taxa de inflação. O modelo desenvolvido interpreta a relação entre taxa de juros, taxa de câmbio e a probabilidade de inadimplência, sobre a hipótese de um cenário de dívida pública elevada e alto risco.

Seguindo na linha da desconfiança causada pela elevação da dívida governamental, Carneiro e Wu (2005) escreveram um artigo citando também o endividamento privado externo como possível promotor de perda de eficácia da política monetária, colocando a condição fiscal no cerne da análise dos prêmios de risco associados às taxas de juros reais em economias emergentes. Para níveis elevados de endividamento, uma elevação da taxa de juros aumenta o serviço da dívida, tornando ainda piores as condições fiscais e a percepção de risco da dívida. Prêmios de risco mais altos induzem à saída de capitais de curto prazo, causando depreciação da taxa de câmbio e elevando a inflação. O resultado é aumento da perda de eficácia da política monetária, o que os autores chamam de fadiga do principal instrumento do BC.

Ainda segundo Carneiro e Wu (2005), a dominância fiscal foi descrita como o resultado de erros e distúrbios causados pela política fiscal. Assim sendo, a inflação alta não é

responsabilidade de erros de política monetária, mas de escolhas equivocadas no orçamento público e na trajetória da dívida do país. Contudo, más decisões quanto à trajetória da taxa de juros podem vir a forjar um cenário cambial que reforça a situação inflacionária. Nesse sentido, a política monetária acaba por se afastar do objetivo de combater o aumento no nível de preços.

Em uma abordagem mais empírica e buscando também confrontar a hipótese de Olivier Blanchard (2004), o artigo de Gadelha e Divino (2008), que veio a inspirar este trabalho, buscou verificar a existência ou não de dominância fiscal na economia brasileira no período posterior à implementação do Plano Real. O estudo serviu como inspiração para esta monografia, fazendo uso da taxa nominal de juros, relação dívida/PIB, relação superávit primário/PIB, taxa real de câmbio e prêmio de risco como variáveis tomadas para as análises multivariada e bivariada.

Partindo das definições de Sargent e Wallace (1981), Gadelha e Divino buscaram observar se havia evidência de dominância fiscal na economia brasileira pós-Plano Real. Os autores encontraram evidência de que "a taxa Selic Granger-causa unidirecionalmente a relação dívida/PIB, [...] indicando que a política monetária não é afetada pela dinâmica da dívida pública, caracterizando dominância monetária". (GADELHA; DIVINO, 2008)

Além disso, Gadelha e Divino refutam as observações encontradas por Olivier Blanchard (2004), que afirmara existir transmissão entre variáveis fiscais e monetárias (assumidas a priori por Blanchard) na economia brasileira em parte do período analisado, resultando em uma situação de dominância fiscal.

Logo, melhorias na estabilização da relação dívida/PIB podem ser obtidas por meio da geração de superávits primários, expressando ganhos de credibilidade da política fiscal, contradizendo o argumento de Blanchard (2004) de existência de um regime de dominância fiscal.

Entretanto, se existem ganhos de credibilidade das políticas fiscal e monetária, por que a avaliação externa ainda exerce influência na economia brasileira? A resposta reside no fato de que a credibilidade adquirida ainda é frágil. Conforme destacam Reinhart e Rogoff (2004), os mercados ainda levam em consideração o histórico de *default* do Brasil, ou seja, a memória dos mercados sobre a moratória brasileira da década de 1980 ainda está presente. Isto determina a influência interna da avaliação externa do País. (GADELHA; DIVINO, 2008)

Por fim, em um trabalho mais recente, Mendonça, Moreira e Sachsida (2017) fizeram uso do modelo de Leeper (1991; 2005) para identificar a cronologia das regras de política quanto ao caráter ativo ou passivo. Em Leeper (1991; 2005), a dominância monetária se apresenta quando $|\alpha\beta| > 1$ e $|\beta^{-1} - \gamma| < 1$, bem como a dominância fiscal é caracterizada quando $|\alpha\beta| < 1$ e $|\beta^{-1} - \gamma| > 1$, sendo $|\alpha\beta|$ a reação da política monetária à inflação (>1 quando responde fortemente, <1 quando responde fracamente) e $|\beta^{-1} - \gamma|$ a reação da política fiscal à dívida (>1 quando não responde fortemente, <1 quando responde fortemente).

As regras são estimadas via Markov Switching (MS), onde os regimes são gerados endogenamente. Na análise econométrica da função de reação fiscal, levou-se em conta a

hipótese de que o superávit fiscal perseguido pelo governo se ajusta conforme as mudanças na dívida pública vão ocorrendo, com o objetivo de manter a sustentabilidade da mesma. O modelo da regra de reação fiscal fez uso de dados mensais do período novembro de 2002 a dezembro de 2015, tendo sido escolhidas as variáveis: (i) resultado primário do setor público consolidado (Banco Central do Brasil), (ii) razão entre dívida líquida do setor público e o PIB (DLSP, Banco Central do Brasil), (iii) taxa de inflação 12 meses medida pelo IPCA (Índice de Preços ao Consumidor Amplo, IBGE), e (iv) taxa de crescimento do PIB real em 12 meses (Fundação Getúlio Vargas). Na regra de reação monetária também entram os dados da Taxa SELIC (Banco Central do Brasil).

O trabalho de Mendonça, Moreira e Sachsida (2017) é importante pois se debruça sobre anos que farão parte da análise deste trabalho. Nele, os autores concluíram que houve dominância fiscal em 2010 e entre 2013 e 2014, com o Banco Central agindo de forma passiva durante o período 2011 a 2014, o que teria contribuído para a aceleração inflacionária. A administração de Alexandre Tombini (2011-2016) é considerada responsável pela situação de dominância fiscal em 2013 e 2014, principalmente por conta das escolhas tomadas em 2011 e 2012.

Cabe ressaltar que, durante quase toda a gestão de Alexandre Tombini à frente do Banco Central, a política monetária foi passiva. Em 2011 e 2012, a política monetária foi passiva e a política fiscal também. Contudo, nos anos de 2013 e 2014, a política monetária permaneceu passiva, enquanto a política fiscal tornou-se ativa, resultando, assim, em um período de dominância fiscal. A crítica aqui à gestão de Tombini é clara: tivesse a política monetária exercido seu papel ativo em 2011 e 2012, a inflação e sua expectativa teriam sido controladas. A displicência no controle da inflação por parte do Banco Central gerou o cenário seguinte de dominância fiscal. Quando o Banco Central finalmente tentou controlar a inflação, por meio de uma política fiscal ativa, em 2015, já era tarde demais. As expectativas já haviam se deteriorado, e a situação fiscal estava comprometida. (MENDONÇA; MOREIRA; SACHSIDA, 2017)

Conforme vimos, diversos trabalhos já foram produzidos na tentativa de encontrar evidências da existência ou não de dominância fiscal na economia brasileira em diferentes épocas. Alguns se dedicaram a analisar períodos inteiros, enquanto outros se debruçaram sobre as evidências para cada ano de suas análises.

Nos próximos capítulos, será apresentado um breve panorama da economia brasileira entre 2011 e 2021, além da metodologia que será empregada para analisar esse período, bem como qual a importância de cada etapa dessa análise, com o objetivo de encontrar evidências da ocorrência ou não de dominância fiscal na economia.

5 A ECONOMIA BRASILEIRA ENTRE 2011 E 2021

Entre os anos 2011 e 2021, objetos de estudo deste trabalho, a economia brasileira foi marcada por crises econômicas e políticas, incluindo a maior recessão da nossa história recente, um processo de impeachment de Presidente da República e uma pandemia, como relatado por Oreiro (2017) e Safatle, Borges e Oliveira (2016).

Diante de um cenário de turbulências econômicas, políticas e sanitárias, a economia brasileira acabou enfrentando diferentes combinações de decisões políticas que impactaram a trajetória dos juros, da dívida pública, dos preços, entre outros. Oreiro (2017) destaca decisões equivocadas de investimento público, enquanto Safatle et al (2016) narra as escolhas políticas que nos levaram até a maior recessão da história brasileira.

No período 2011 a 2021, a Dívida Bruta do Governo Geral saltou de 52,4% para 80,27%, bem como o resultado primário, que em 2011 registrou superávit de R\$ 93,5 bi, passou para um déficit de R\$ 154,25 bi em 2016 e fechou 2021 em déficit de R\$ 64,727 bi. As despesas do Governo Central cresceram nominalmente 120% durante o período.

Depois de 2012, o estrago nas contas foi sendo progressivo. Em 2015, a situação era devastadora. As despesas que cresciam acima da renda do país e as receitas anêmicas em virtude das desonerações e da recessão levaram o resultado primário a um déficit de 1,88% do PIB, déficit nominal de 10,34% do PIB e as despesas com juros da dívida pública a 8,46% do PIB. Em 2016 a piora se acentuou.

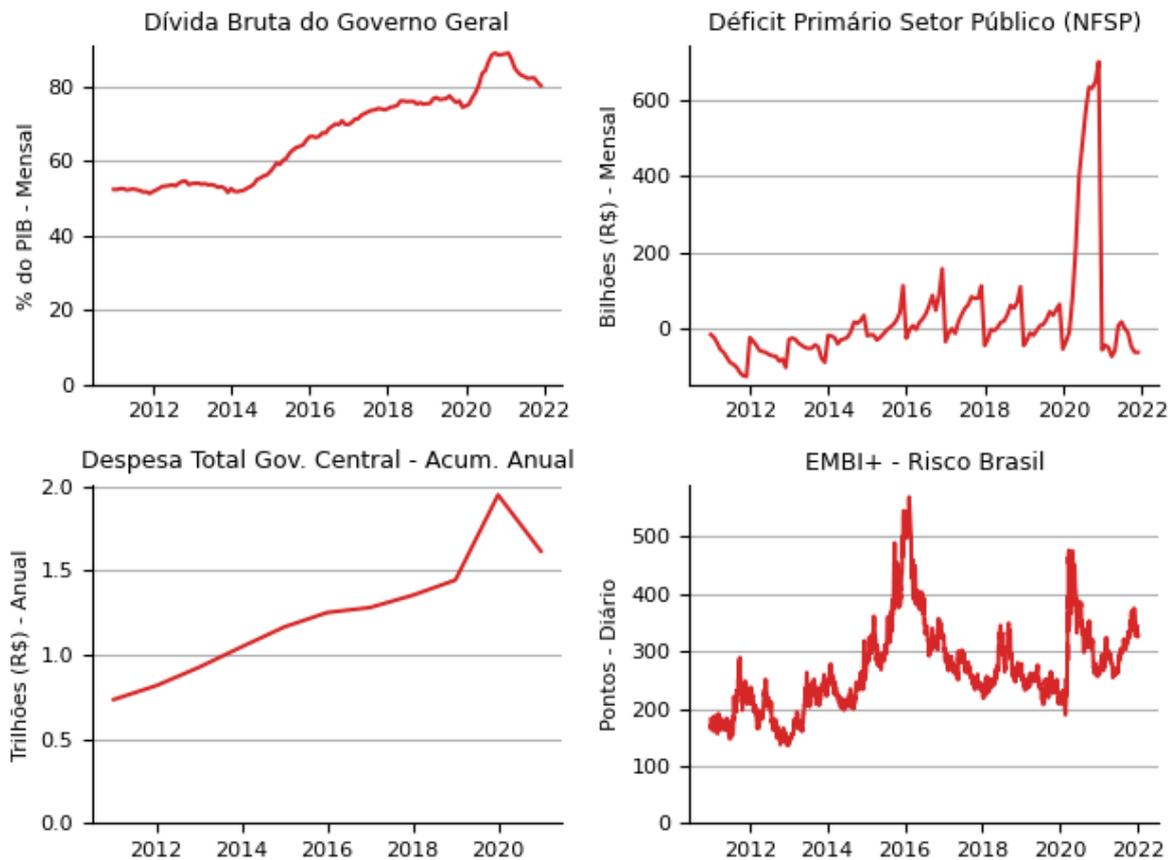
A dívida bruta do setor público, principal indicador de solvência do Estado, assumiu uma trajetória acelerada de crescimento depois de 2013, quando foi de 51,7% do PIB. A partir daí, a ascensão foi vigorosa: 57,2% do PIB em 2014, 66,5% do PIB em 2015, alcançando 69,5% do PIB em julho de 2016. Em números absolutos, significava uma dívida de 4,2 trilhões de reais. (SAFATLE; BORGES; OLIVEIRA, 2016)

Na década iniciada em 2011 e finalizada em 2020, o país apresentou uma queda de 0,6% no PIB per capita. A primeira recessão se iniciou após o término do segundo trimestre de 2014 e chegou ao fim no último trimestre de 2016, deixando 12,3 milhões de brasileiros em situação de desemprego. A segunda, fruto da pandemia do coronavírus, gerou uma queda de 3,9% no PIB em 2020 (IBGE..., 2022; CONSIDERA; TRECE, 2021).

Ainda, no período que compreende os anos de 2011 a 2021, o país teve 4 governos diferentes: Dilma Rousseff (2011 a 2014), Dilma Rousseff (2015 a 2016), Michel Temer (2016 a 2018) e Jair Bolsonaro (2019 a 2022), sendo um deles, o de Michel Temer, resultado de um processo impeachment, além de 6 Ministros da Fazenda (Guido Mantega (2011 a 2014), Joaquim Levy (2015 a 2016), Nelson Barbosa (2016), Henrique Meirelles (2016 a 2018), Eduardo Guardia (2018) e Paulo Guedes (2019 a 2022)) e 3 Presidentes do Banco Central (Alexandre Tombini (2011 a 2016), Ilan Goldfajn (2016 a 2018) e Roberto Campos Neto (2019 a 2022)).

A Figura 1 apresenta a trajetória de alguns indicadores no período 2011-2021.

Figura 1 – Trajetória da Dívida Bruta do Governo Geral, do Déficit Primário do Setor Público, da Despesa Total do Governo Central e do Embi+BR entre 2011 e 2021



Fonte: Elaboração própria (2022), com dados do BACEN, do Tesouro Nacional e do IPEA.

Conforme já vimos, uma situação de dominância fiscal envolve a incapacidade da autoridade monetária em controlar a inflação. Segundo dados do Banco Central, entre janeiro de 2011 e dezembro de 2021, o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA/IBGE), referência para a inflação de produtos e serviços de varejo consumidos por famílias de 1 a 40 salários mínimos, registrou alta acumulada de 91,49%; enquanto o Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC/IBGE) atingiu 91,97%, sendo este índice referência a respeito da variação de preços para famílias de 1 a 5 salários mínimos. Já o Índice Geral de Preços - Mercado (IGP-M/FGV), referência para reajustes nos setores imobiliário, de telefonia, energia elétrica, entre outros, alcançou 144,5%; e o Índice Geral de Preços - Disponibilidade Interna (IGP-DI/FGV) acumulou 145,39% de alta.

Em 2015, diante de rumores de que o Brasil estaria sob um regime de dominância fiscal, o então Presidente do Banco Central, Alexandre Tombini, rechaçou a possibilidade:

É importante ter claro que o Brasil não está numa situação de dominância fiscal [...] De um lado, os desequilíbrios fiscais estão sendo corrigidos por um importante processo de consolidação fiscal. De outro lado, os mecanismos de transmissão da política monetária estão em pleno funcionamento, e o Banco

Central continuará a guiar suas decisões de política monetária de acordo com os objetivos do sistema de metas para a inflação. (UOL, 2015)

Diante desses números, levanta-se a hipótese da economia brasileira ter estado sob o regime de dominância fiscal. Para verificar essa questão, faremos uso do ferramental utilizado por Gadelha e Divino (2008) para investigar a possibilidade ou não de dominância fiscal no Brasil entre 2011 e 2021.

No próximo capítulo, apresentaremos uma metodologia baseada naquela utilizada por Gadelha e Divino (2008), bem como os testes que serão empregados e a fonte dos dados que formam as séries temporais escolhidas para a análise.

6 METODOLOGIA E BASE DE DADOS

A metodologia deste trabalho seguirá o proposto no artigo de Gadelha e Divino (2008). Nessa seção serão apresentadas as variáveis escolhidas, a origem dos dados e os testes estatísticos de verificação de estacionariedade, cointegração e causalidade de Granger que foram utilizados na análise para verificar a ocorrência ou não de dominância fiscal na economia brasileira entre 2011 e 2021.

Será explicada a importância de cada um dos testes empregados e qual sua função para que cheguemos a resultados o mais confiáveis possíveis.

6.1 VARIÁVEIS ESCOLHIDAS E ORIGEM DOS DADOS

As séries temporais que foram escolhidas para serem objeto de análise neste trabalho são: (i) taxa de juros nominal, (ii) relação dívida pública (DBGG)/PIB, (iii) resultado primário (em % do PIB), (iv) taxa de câmbio BRL/USD, (v) risco-país (utilizando uma proxy) e (vi) taxa de inflação acumulada em 12 meses.

Os dados, na forma de séries temporais, foram coletados a partir de observações mensais e tomados em forma logarítmica. Uma síntese da descrição, o símbolo utilizado e a fonte de cada variável pode ser vista a seguir na Tabela 1:

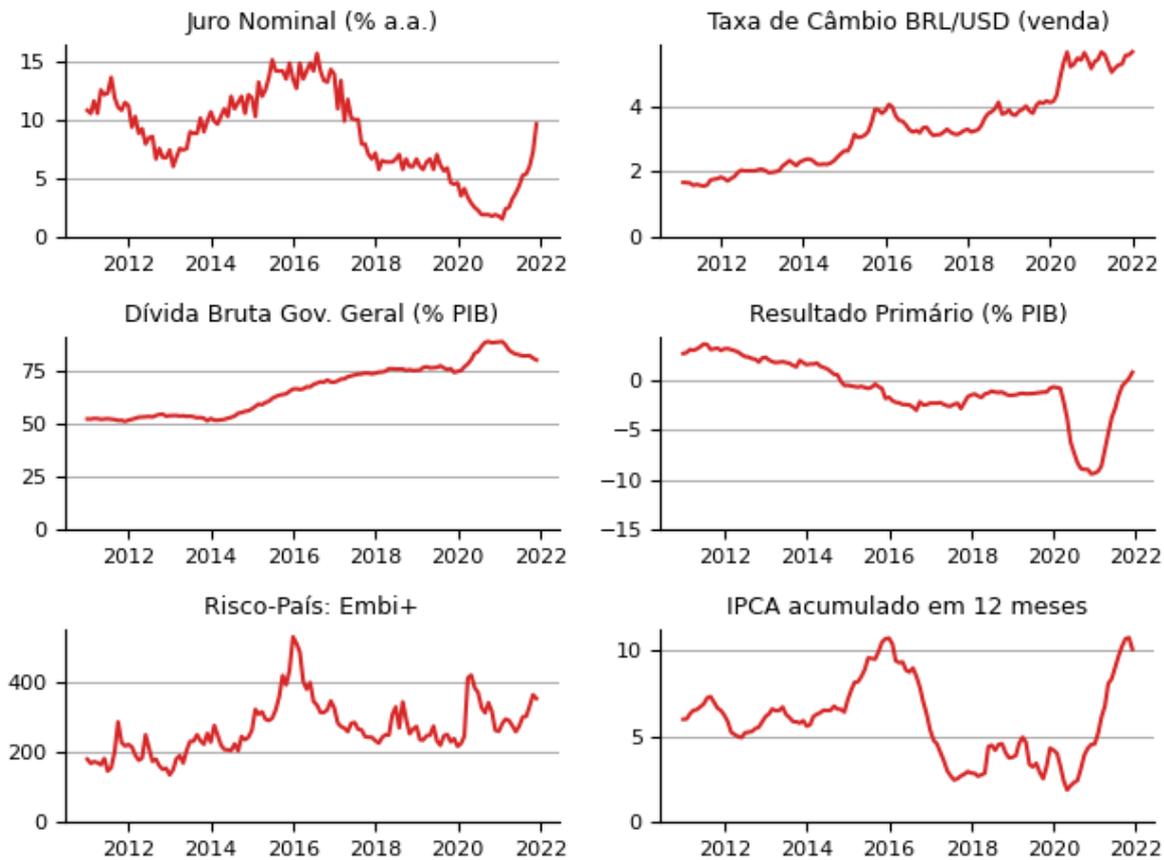
Tabela 1 – Símbolo, Descrição e Fonte de cada variável escolhida

Símbolo	Variável	Descrição	Fonte
i_t	Taxa de Juros Nominal	Taxa Over/Selic acumulada ao ano no mês	IPEA
e_t	Taxa de Câmbio BRL/USD	Preço médio de venda do dólar comercial no período	IPEA
d_t	Dívida Pública em % do PIB	Dívida Bruta do Governo Geral dividida pelo PIB nominal no mês	BACEN
s_t	Resultado Primário em % do PIB	Resultado primário acumulado em 12 meses sem desvalorização cambial dividido pelo PIB nominal	BACEN
r_t	Risco-País	Primeira observação do EMBI+ Brasil no mês	IPEA
π_t	Taxa de Inflação	Variação acumulada em 12 meses do IPCA no período	IBGE

Fonte: Elaboração própria (2022).

Para representar a taxa de juros, i_t , que é o instrumento do Banco Central para perseguir a meta de inflação no regime de metas, foi utilizado a taxa *over selic*, que representa a Taxa Selic efetivamente praticada nas transações interbancárias, por meio de média ponderada das

Figura 2 – Comportamento das séries temporais no período da análise (2011-2021)



Fonte: Elaboração própria (2022), com dados do IPEA, do BACEN e do IBGE.

operações realizadas no sistema Selic, acumulada anualizada em cada mês, e elaborada pelo IPEA.

A taxa de câmbio, e_t , foi representada a partir da primeira observação (o valor no primeiro dia do mês) do preço médio de venda do dólar comercial. A fonte dos dados é o IPEA.

A dívida pública, d_t , está apresentada como percentual através da razão entre a Dívida Bruta do Governo Geral (DBGG)¹ e o Produto Interno Bruto (PIB) nominal da economia no mês de referência. A fonte dos dados é o Sistema Gerenciador de Séries Temporais (SGS) do BACEN.

O resultado primário², s_t , é representado como porcentagem da razão entre a Necessidade de Financiamento do Setor Público (NSFP) sem desvalorização cambial e acumulada em 12 meses e o Produto Interno Bruto (PIB) para o mês de referência. A fonte e elaboração dos dados é o Sistema Gerenciador de Séries Temporais (SGS) do BACEN.

¹ Envolve governos federal, estaduais e municipais, bem como o Banco Central e as empresas estatais de todos os níveis da federação.

² Diferença entre as receitas primárias e as despesas primárias do Governo Central. Quando negativo, o valor reflete um déficit primário.

O Risco-País, r_t , é expresso através de uma proxy: usaremos a primeira observação (o valor no primeiro dia do mês) do EMBI+Br³, que é o *spread* do *Emerging Markets Bond Index (EMBI)*, índice do JP Morgan, que reflete a diferença entre um título expresso em dólar emitido pelo governo brasileiro, e um título correspondente emitido pelo tesouro americano.

Por fim, a inflação, π_t , é representada pela variação acumulada em 12 meses do Índice de Preços ao Consumidor Amplo - IPCA⁴ no mês de referência. A fonte dos dados é o Sistema IBGE de Recuperação Automática (SIDRA).

6.2 METODOLOGIA E TESTES

A metodologia do trabalho é inspirada nos modelos de Sargent e Wallace (1981) e na proposta metodológica de Gadelha e Divino (2008). O passo a passo consiste na realização de testes de estacionariedade, de cointegração e de causalidade de Granger, com o objetivo de verificar se uma alteração em uma determinada variável Granger-cause alterações em outra variável. Os testes baseados em Gadelha e Divino (2008) estão especificados a seguir:

1. Testes de Raiz Unitária

- Teste Aumentado de Dickey-Fuller (1979; 1981)
- Teste KPSS (1992)

2. Teste de Cointegração de Engle-Granger (1987)

3. Teste de Causalidade de Granger (1969)

6.2.1 Testes de Raiz Unitária

Precisamos realizar testes para verificar a existência de raízes unitárias, com o objetivo de verificar se as séries possuem tendência estocástica ou determinística, dado que uma análise puramente visual costuma nos induzir ao erro quanto à existência ou não de raiz unitária.

Assim sendo, usaremos dois testes: o Teste Aumentado de Dickey-Fuller (*ADF*) e o Teste *KPSS*.

Na sequência, poderemos definir a ordem de integração das séries, tornando-as estacionárias e reduzindo as chances da nosso teste de causalidade de Granger apresentar um resultado espúrio.

³ O índice reúne vários títulos de crédito emitidos por economias emergentes, observando os retornos oferecidos e calculando, a partir disso, a diferença em relação aos títulos emitidos pelo tesouro americano. Quanto maior a diferença, mais risco é atribuído ao país emissor dos títulos.

⁴ Medido pelo IBGE, o índice mede a inflação de um conjunto de produtos e serviços comercializados no varejo, referentes ao consumo pessoal de famílias com rendimentos de 1 a 40 salários mínimos em 10 regiões metropolitanas, 5 capitais e o Distrito Federal.

6.2.1.1 Teste Aumentado de Dickey-Fuller (ADF)

O Teste Aumentado de Dickey-Fuller (1979; 1981) é um teste de raiz unitária em séries temporais. Foi desenvolvido para os casos em que os termos de erro são correlacionados, uma vez que o tradicional Teste de Dickey-Fuller (1979) admitia que o termo de erro era não correlacionado.

Do ponto de vista prático, é preciso introduzir tantas variáveis autorregressivas quantas forem necessárias para que o teste de resíduos não rejeite a hipótese de que se trata de um ruído branco. (BUENO, 2015)

O novo teste é realizado adicionando os valores defasados da variável dependente. Conforme (GUJARATI; PORTER, 2011), o teste consiste em estimar a seguinte regressão:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \epsilon_t \quad (6.2.1)$$

onde ϵ_t é um termo de erro de ruído branco puro, $\Delta Y_{t-1} = (Y_{t-1} - Y_{t-2})$, $\Delta Y_{t-2} = (Y_{t-2} - Y_{t-3})$, etc.

No Teste Aumentado de Dickey-Fuller, a hipótese nula é de que a série é não-estacionária e possui raiz unitária. A hipótese alternativa é de estacionariedade da série e inexistência de raiz unitária.

6.2.1.2 Teste KPSS

O Teste KPSS (1992) tem como hipótese nula a estacionariedade da série testada, ou seja, o contrário do teste ADF. As equações do teste estão a seguir (BUENO, 2015):

$$y_t = \mu + \delta t + x_t + u_t \quad (6.2.2)$$

$$x_t = x_{t-1} + v_t \quad (6.2.3)$$

$$e_t \equiv x_t + u_t \quad (6.2.4)$$

1. Estimar a série em análise contra as variáveis determinísticas:

$$y_t = \mu + \delta t + e_t \quad (6.2.5)$$

2. Calcular os resíduos para todo t :

$$\hat{e}_t = y_t - \hat{\mu} - \hat{\delta} t \quad (6.2.6)$$

3. Definir a soma parcial dos resíduos:

$$S_t = \sum_{j=1}^t \hat{e}_j \quad (6.2.7)$$

4. Utilizar o teste de multiplicador de Lagrange, KPSS:

$$KPSS = \sum_{t=1}^T \frac{S_t^2}{T^2 \hat{\sigma}_v^2} \quad (6.2.8)$$

O teste de hipótese se dá através de:

$$H_0 : \sigma_v^2 = 0 \quad X \quad H_1 : \sigma_v^2 > 0 \quad (6.2.9)$$

Onde a hipótese nula, H_0 é de estacionariedade. H_0 não será rejeitado caso a estatística estimada seja inferior aos níveis críticos. A hipótese alternativa implica que a série não é estacionária.

6.2.2 Teste de Cointegração de Engle-Granger

O teste de cointegração serve para verificar se duas séries costumam se movimentar juntas. Em caso afirmativo, implica que ambas possuem uma relação de longo prazo. (GUJARATI; PORTER, 2011)

”O teste de cointegração de Engle e Granger (1987) é indicado para ser feito sobre uma única equação. [...] A metodologia consiste em estimar a relação de longo prazo e armazenar os resíduos. Se as variáveis forem cointegradas, os resíduos serão estacionários. Portanto, o objetivo é fazer o teste de raiz unitária nos resíduos. Se a hipótese nula de raiz unitária dos resíduos não for rejeitada, as variáveis não serão cointegradas. Em contraste, a rejeição da hipótese nula implica que as variáveis são cointegradas, pois os resíduos serão estacionários. Procede-se ao teste da seguinte forma:

1. Execute o teste de raiz unitária nas variáveis de interesse e certifique-se de que são I(1);
2. Estime a relação de longo prazo e obtenha \hat{u}_t , em que o circunflexo representa parâmetro estimado;
3. Faça o teste de raiz unitária nos resíduos estimados, usando o procedimento ADF:

$$\Delta \hat{u}_t = \alpha \hat{u}_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \lambda_{i+1} \Delta \hat{u}_{t-1} + v_t. \quad (6.2.10)$$

A não rejeição de $H_0 : \alpha = 0$ implica que os resíduos têm raiz unitária, de modo que as variáveis não cointegram.”(BUENO, 2015)

6.2.3 Teste de Causalidade de Granger

O teste de Granger (1969) busca responder se uma hipotética variável X é capaz de prever uma hipotética variável Y, bem como em quais condições. Segundo Bueno (2015), se X

não for capaz de prever Y, diz-se que y não Granger-causa z. "O teste de causalidade de Granger deve ser realizado utilizando-se variáveis que sejam estacionárias".

De acordo com Gujarati (2011): "O teste pressupõe que as informações relevantes à previsão das respectivas variáveis preditivas estão contidas unicamente nos dados de série temporal dessas variáveis."

O teste é composto por duas equações:

$$X_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_j X_{t-j} + u_{1t} \quad (6.2.11)$$

$$Y_t = \sum_{i=1}^n \lambda_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^n \delta_j X_{t-j} + u_{2t} \quad (6.2.12)$$

Supõe-se que os termos de erro não estejam correlacionados (u_{1t} e u_{2t}).

"A equação 6.2.11 postula que o X esteja relacionado a seus próprios valores passados, bem como àqueles de Y, e a Equação 6.2.12 postula um comportamento semelhante para Y."(GUJARATI; PORTER, 2011)

1. "Uma causalidade unidirecional de Y para X será indicada se os coeficientes estimados das defasagens de Y na equação 6.2.11 forem estatisticamente diferentes de zero como grupo e o conjunto de coeficientes estimados de X na equação 6.2.12 não for estatisticamente diferente de zero."(GUJARATI; PORTER, 2011)(grifos do autor)
2. "Por outro lado, a causalidade unidirecional de X a Y existe se o conjunto de coeficientes defasados na equação 6.2.11 não é estatisticamente diferente de zero e o conjunto dos coeficientes de X na equação 6.2.12 é estatisticamente diferente de zero."(GUJARATI; PORTER, 2011)(grifos do autor)
3. "Feedback, ou causalidade bilateral, será sugerido quando os conjuntos de coeficientes de Y e X forem estatisticamente diferentes de zero em ambas as regressões."(GUJARATI; PORTER, 2011)(grifos do autor)
4. "[...] a independência será sugerida quando os conjuntos de coeficientes de Y e X não forem estatisticamente significativos em nenhuma das regressões."(GUJARATI; PORTER, 2011)(grifos do autor)

Conforme Bueno (2015), o teste de causalidade de Granger deve ser realizado fazendo uso de variáveis que sejam estacionárias. Ainda, Gujarati (2011) reitera que a direção da causalidade pode depender do número de termos defasados incluídos.

Como vimos, precisamos seguir determinados passos até chegar no resultado da nossa investigação. Primeiro, analisar e verificar a estacionariedade e se as séries possuem raiz

unitária, depois analisar cada uma e verificar cointegração entre pares, a partir disso podemos submeter as séries temporais ao teste de causalidade de Granger para verificar relações de Granger-causalidade que possam nos fornecer evidências que apontem ou não para um regime de dominância fiscal no Brasil entre 2011 e 2021 no Brasil.

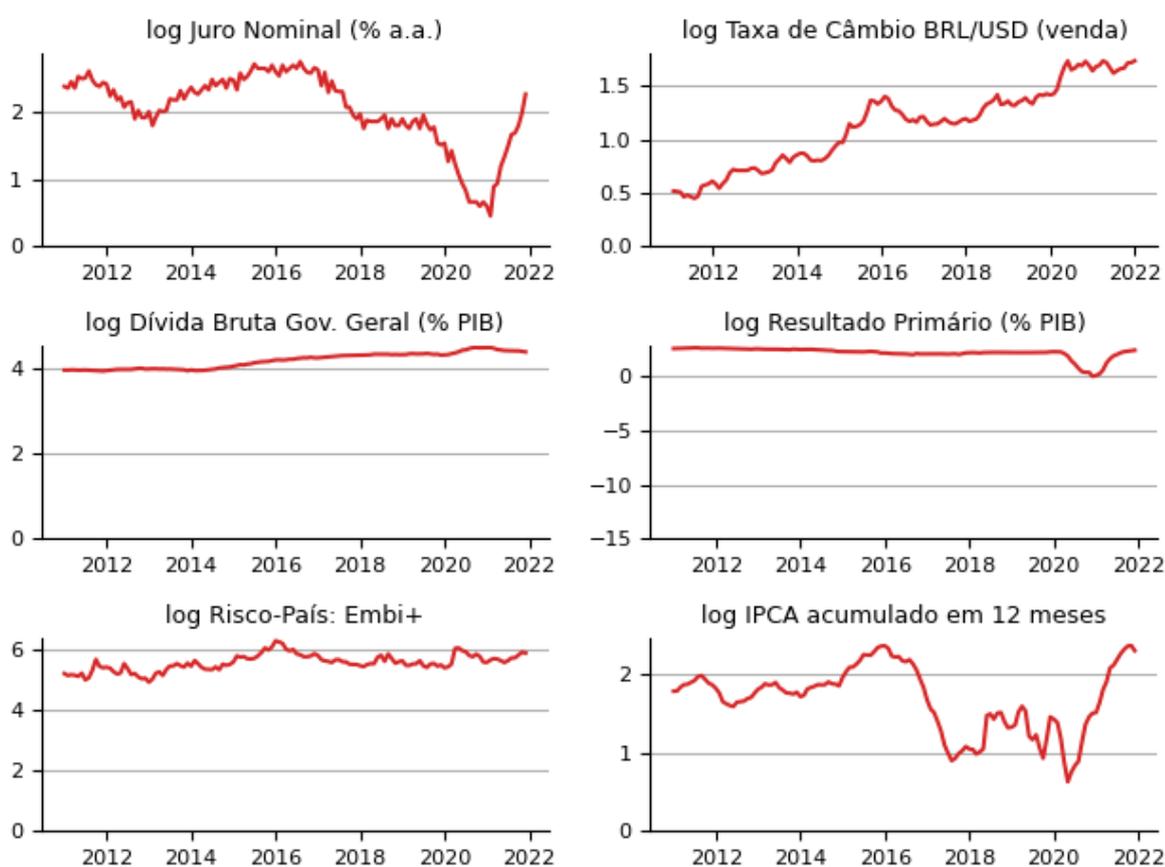
No capítulo a seguir, iremos apresentar e explicar os resultados obtidos em cada teste a que foram submetidas as séries temporais.

7 ANÁLISE DOS RESULTADOS

Para analisar cada uma das séries temporais, faremos uso dos dados em logaritmo, conforme Sims (1980), para melhor representar seus efeitos. Em virtude de seus valores negativos, a variável Resultado Primário teve uma constante adicionada a seus valores, para permitir que fosse possível a transformação dos mesmos em logaritmo.

Na sequência, a Figura 3 apresenta a representação gráfica da transformação das séries temporais em logaritmo, e a Tabela 2 mostra a média, a mediana e a variância de cada série.

Figura 3 – Comportamento das séries temporais em logaritmo no período da análise (2011-2021)



Fonte: Elaboração própria (2022), com dados do IPEA, do BACEN e do IBGE.

Na sequência, apresentamos os resultados do Teste Aumentado de Dickey-Fuller e do Teste KPSS de estacionariedade para cada uma das séries temporais.

7.1 TESTES DE RAIZ UNITÁRIA

Os testes ADF e KPSS foram realizados primeiramente com as variáveis em logaritmo. Ao verificar que a série não se encontrava estacionária, submeteu-se a primeira ou a segunda diferença do logaritmo da série temporal aos testes.

Tabela 2 – Média, mediana e variância das séries em logaritmo

Variável	Média	Mediana	Variância
Juros Nominais (i_t)	2,046051	2,181627	0,300262
Taxa de Câmbio (e_t)	1,126528	1,168409	0,139408
Dívida Pública (d_t)	4,183471	4,221603	0,033032
Resultado Primário (s_t)	2,162920	2,255493	0,279028
Risco-País (r_t)	5,556606	5,533382	0,074387
Taxa de Inflação (π_t)	1,689045	1,772398	0,178811

Fonte: Elaboração própria (2022).

No teste ADF, a hipótese nula é de existência de raiz unitária e não-estacionariedade, enquanto no teste KPSS a hipótese nula é de estacionariedade. Os resultados obtidos podem ser analisados na Tabela 2.

Tabela 3 – Resultados dos testes de raiz unitária ADF e KPSS

Variável	Estat. ADF	P-valor ADF	Estat. KPSS	P-valor KPSS	Diff(log)
i_t	-2,91	0,04	0,13	0,10	2
e_t	-8,15	0,00	0,05	0,10	1
d_t	-3,07	0,03	0,05	0,10	2
s_t	-3,42	0,01	0,06	0,10	2
r_t	-9,53	0,00	0,04	0,10	1
π_t	-3,19	0,02	0,15	0,10	1

Nota: Resultados para um nível de significância de 5%.

Fonte: Elaboração própria (2022).

Três séries (a do juro nominal, da dívida pública e do superávit primário) apresentaram ordem de integração I(2, enquanto outras três (taxa de câmbio, risco-país e índice de inflação) apresentaram ordem I(1). Portanto, temos que a ordem máxima de integração é I(2). Sendo assim, usaremos as séries temporais com duas defasagens em nossa análise.

Na tabela a seguir, é apresentada a média, a mediana e a variância de cada série após as duas diferenciações.

Tabela 4 – Média, mediana e variância das séries após duas diferenciações

Variável	Média	Mediana	Variância
Juros Nominais (i_t)	-0,003713	0,000000	0,023123
Taxa de Câmbio (e_t)	0,018612	0,017951	0,003516
Dívida Pública (d_t)	0,006648	0,005766	0,000309
Resultado Primário (s_t)	-0,002873	-0,005734	0,045082
Risco-País (r_t)	0,011126	-0,006160	0,027076
Taxa de Inflação (π_t)	-0,008454	0,020702	0,029306

Fonte: Elaboração própria (2022).

7.2 TESTE DE COINTEGRAÇÃO DE ENGLE-GRANGER

O teste de cointegração tem por objetivo verificar a existência de relação de longo prazo entre as variáveis. A hipótese nula é de não-cointegração, mas isso não é suficiente para implicar em ausência de Granger-causalidade entre elas.

O resultados dos testes de cointegração de Engle-Granger estão reportados na tabela 5, a seguir. Na execução do teste, foram utilizados 15 lags, valor selecionado pelos critérios de informação de Akaike, Schwarz e Hannan-Quinn através de um VAR.

Tabela 5 – Teste de cointegração de Engle-Granger

Hipótese Nula	Estatística Teste	P-valor	Cointegrado
Δi_t não cointegrado com Δe_t	-2,35	0,35	Não
Δi_t não cointegrado com Δd_t	-2,48	0,29	Não
Δi_t não cointegrado com Δs_t	-1,88	0,59	Não
Δi_t não cointegrado com Δr_t	-1,67	0,69	Não
Δi_t não cointegrado com $\Delta \pi_t$	-1,64	0,70	Não
Δe_t não cointegrado com Δi_t	-1,22	0,85	Não
Δe_t não cointegrado com Δd_t	-2,30	0,38	Não
Δe_t não cointegrado com Δs_t	-1,43	0,79	Não
Δe_t não cointegrado com Δr_t	-1,42	0,79	Não
Δe_t não cointegrado com $\Delta \pi_t$	-1,00	0,90	Não
Δd_t não cointegrado com Δi_t	-1,37	0,81	Não
Δd_t não cointegrado com Δe_t	-2,14	0,45	Não
Δd_t não cointegrado com Δs_t	-1,19	0,86	Não
Δd_t não cointegrado com Δr_t	-1,72	0,67	Não
Δd_t não cointegrado com $\Delta \pi_t$	-0,87	0,92	Não
Δs_t não cointegrado com Δi_t	-2,08	0,49	Não
Δs_t não cointegrado com Δe_t	-4,20	0,00	Sim
Δs_t não cointegrado com Δd_t	-3,30	0,06	Não
Δs_t não cointegrado com Δr_t	-3,72	0,02	Sim
Δs_t não cointegrado com $\Delta \pi_t$	-2,87	0,15	Não
Δr_t não cointegrado com Δi_t	-2,53	0,27	Não
Δr_t não cointegrado com Δe_t	-3,35	0,05	Sim
Δr_t não cointegrado com Δd_t	-3,06	0,10	Não
Δr_t não cointegrado com Δs_t	-2,75	0,18	Não
Δr_t não cointegrado com $\Delta \pi_t$	-2,63	0,22	Não
$\Delta \pi_t$ não cointegrado com Δi_t	-1,72	0,67	Não
$\Delta \pi_t$ não cointegrado com Δe_t	-2,19	0,43	Não
$\Delta \pi_t$ não cointegrado com Δd_t	-2,40	0,32	Não
$\Delta \pi_t$ não cointegrado com Δs_t	-2,21	0,42	Não
$\Delta \pi_t$ não cointegrado com Δr_t	-1,91	0,58	Não

Fonte: Elaboração própria (2022).

O teste apontou a existência de cointegração entre a relação superávit primário/PIB e a taxa de câmbio, assim como entre a relação superávit primário/PIB e o índice de risco-país e

entre a taxa de câmbio e o índice de risco-país, indicando a existência de uma relação de longo prazo na trajetória de cada um dos pares, o que sugere uma possível relação entre as variáveis - que terá de ser verificada no teste de causalidade de Granger.

Não foi possível afirmar relação de longo prazo entre a relação dívida/PIB e a taxa de juros nominal, diminuindo a possibilidade de interferência da dinâmica da dívida na postura da política monetária.

Para os demais pares submetidos ao teste também não foi possível rejeitar a hipótese nula, concluindo-se pela não existência de cointegração entre eles. Contudo, a ausência de cointegração não implica necessariamente em uma ausência de causalidade de Granger entre as variáveis.

7.3 TESTE CAUSALIDADE DE GRANGER

O teste de causalidade de Granger verifica a existência de relação de Granger-causalidade entre uma variável e outra, identificando se a variação em uma Granger-cause uma variação em outra.

Os resultados do teste estão reportados na Tabela 6, onde a hipótese nula é de não-existência de Granger-causalidade, e a hipótese alternativa é de que a variável independente Granger-cause a variável dependente:

O teste de causalidade de Granger aponta que a relação dívida/PIB Granger-cause unidirecionalmente a relação superávit primário/PIB a um nível de significância de 5%, indicando que a política fiscal, por parte da geração de resultados primários, não tem conseguido controlar a dinâmica da dívida bruta do governo. Com isso, podemos assumir que não há ganhos de credibilidade da política fiscal nessa relação em específico.

Na sequência, podemos ver que a taxa de juros nominal Granger-cause unidirecionalmente a relação dívida/PIB a um nível de significância de 1%, apontando não-interferência da dinâmica da dívida pública nas decisões tomadas pela autoridade monetária, indicando com isso ganhos de credibilidade da política monetária.

Ainda, há outras relações de Granger-causalidade unidirecionais no resultado: a taxa de câmbio Granger-cause uma variação do EMBI a um nível de significância de 1%, indicando que a volatilidade cambial promove alterações no índice do risco-país.

A taxa de câmbio Granger-cause unidirecionalmente a taxa de inflação a um nível de 10% de significância, indicando que mudanças na taxa de câmbio afetam o nível de preços.

A relação dívida/PIB Granger-cause mudanças na taxa de câmbio de forma unidirecional a níveis de significância de 5%, o que indica que a dinâmica da dívida reflete no preço do dólar em reais.

A relação dívida/PIB também Granger-cause unidirecionalmente o *spread* do EMBI, a

Tabela 6 – Resultados do teste de causalidade de Granger

Variáveis Independentes	Variáveis Dependentes					
	Δi_t	Δe_t	Δd_t	Δs_t	Δr_t	$\Delta \pi_t$
Δi_t	-	0,3601 (0,9786)	2,3316 (0,0101)	1,8488 (0,0473)	0,5815 (0,8630)	1,0295 (0,4309)
Δe_t	1,4236 (0,1641)	-	1,4271 (0,1625)	1,2994 (0,2281)	3,7408 (0,0001)	1,6964 (0,0751)
Δd_t	0,9510 (0,5052)	1,8350 (0,0493)	-	1,8835 (0,0424)	2,0342 (0,0264)	1,3399 (0,2054)
Δs_t	1,9634 (0,0331)	0,4411 (0,9500)	1,3082 (0,2230)	-	0,5548 (0,8830)	2,6337 (0,0037)
Δr_t	2,0732 (0,0233)	0,5090 (0,9137)	0,5707 (0,8713)	1,2630 (0,2503)	-	0,8751 (0,5813)
$\Delta \pi_t$	2,0789 (0,0229)	0,9787 (0,4783)	0,8580 (0,5988)	2,7025 (0,0029)	1,4086 (0,1709)	-

Nota: os valores apresentados são os do teste F de Causalidade de Granger e do seu respectivo p-valor (em parênteses). A defasagem ótima foi selecionada utilizando um VAR pelos critérios de informação de Akaike (AIC), Schwarz (SC) e Hannan-Quinn (HQ).

Fonte: Elaboração própria (2022).

níveis de significância de 5%, mostrando que assim como a taxa de câmbio, a dívida impacta na percepção de risco dos agentes econômicos.

O índice EMBI+ Granger-cause a taxa de juros nominal, a um nível de significância de 5%. Podemos concluir que a percepção de risco sobre a economia brasileira afeta as decisões da política monetária.

A taxa de inflação (IPCA) Granger-cause a taxa de juros nominal a um nível de significância de 5%, indicando que a política monetária reage a alterações nos níveis de preço.

Temos também relação de bicausalidade de Granger entre a taxa de juros nominal e a relação superávit primário/PIB, a um nível de significância de 5%, apontando que tanto uma mudança no juro nominal Granger-cause uma mudança no superávit primário, quanto vice-versa.

Além disso, temos outra relação de bicausalidade de Granger entre a relação superávit primário/PIB e a taxa de inflação medida pelo IPCA, a um nível de significância de 1%.

Portanto, podemos concluir que ao se verificar uma não-interferência da relação dívida/PIB nas decisões tomadas pela autoridade monetária, enquanto o oposto se faz

verdadeiro, isto é, a alteração na taxa de juros nominal Granger-cause a relação dívida/PIB, temos que o período dos anos 2011 a 2021 não esteve sob o fenômeno da dominância fiscal, como pontuado por Sargent e Wallace (1981), uma vez que a decisão da autoridade monetária quanto aos juros surte efeito na dinâmica da dívida/PIB.

8 CONCLUSÃO

Este trabalho retomou o contexto de surgimento das discussões acerca da dominância fiscal na economia, revisando o artigo seminal de Sargent e Wallace (1981) e as contribuições trazidas pela Teoria Fiscal do Nível de Preços (TFNP). Na sequência, apresentou-se alguns dos estudos que foram aplicados à realidade brasileira, como é o caso do trabalho de Gadelha e Divino (2008), que veio a inspirar esta pesquisa.

Na sequência, foi apresentado o arcabouço metodológico do trabalho, as séries temporais escolhidas e a fonte dos dados. Os testes de estacionariedade, ADF e KPSS, bem como o teste de cointegração de Engle-Granger e o teste de causalidade de Granger foram explicados e demonstrados.

A partir dos resultados obtidos através dos testes de cointegração e causalidade de Granger, podemos afirmar que, com a metodologia e os dados selecionados, não é possível concluir pela existência de dominância fiscal na economia brasileira para todo o período 2011-2021.

No entanto, não se pode afirmar a existência ou a não-existência de dominância fiscal em anos isolados do período 2011-2021, ficando esta análise mais detalhada como sugestão para futuros trabalhos que pretendam revisitar o tema no período especificado.

REFERÊNCIAS

- ARAÚJO, Aloísio. Teoria Macroeconômica com Fragilidade Fiscal. **Revista Brasileira de Economia - RBE**, v. 73, n. 3, set. 2019.
- BLANCHARD, Olivier. Fiscal Dominance and Inflation Targeting: Lessons from Brazil. **Working Paper Series**, National Bureau of Economic Research, n. 10389, mar. 2004.
- BUENO, Rodrigo. **Econometria de séries temporais**. 2. ed. São Paulo: Cengage Learning, 2015. 341 p.
- CARNEIRO, Dionísio; WU, Thomas. A qualidade da dívida pública brasileira. **Texto para Discussão**, Instituto de Estudos de Política Econômica, Casa das Garças, n. 9, nov. 2005.
- CARVALHO, Rebeca. **A interação e coordenação da política fiscal e monetária no Brasil: uma análise da dominância fiscal e dos impactos sobre a inflação**. 2019. 58 f. Monografia (Trabalho de Conclusão do Curso de Ciências Econômicas) – Centro Sócio Econômico, Universidade Federal de Santa Catarina, Florianópolis.
- COCHRANE, John. A Frictionless View of U.S. Inflation. **NBER Macroeconomics Annual**, v. 13, p. 323–384, 1998.
- _____. Long-Term Debt and Optimal Policy in the Fiscal Theory of the Price Level. **Econometrica**, v. 69, n. 1, p. 69–116, 2001.
- CONSIDERA, Claudio; TRECE, Juliana. **A nova década perdida brasileira e o resto do mundo – resultados per capita**. 2021. Disponível em: <<https://blogdoibre.fgv.br/posts/nova-decada-perdida-brasileira-e-o-resto-do-mundo-resultados-capita>>. Acesso em: 22 abr. 2022.
- DICKEY, David; FULLER, Wayne. Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root. **Journal of the American Statistical Association**, v. 74, n. 366, p. 427–431, 1979.
- _____. Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. **Econometrica**, v. 49, n. 4, p. 1057–1072, 1981.
- ENGLE, Robert; GRANGER, Clive. Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. **Econometrica**, v. 55, n. 2, p. 251–276, 1987.
- FERNANDES, João. **A interação entre regimes de dominância fiscal e monetária no Brasil entre 2011 e 2016**. 2017. 85 f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre.
- FRIEDMAN, Milton. The Counter-Revolution in Monetary Theory. **Institute of Economic Affairs**, n. 33, 1970.
- _____. The Role of Monetary Policy. **The American Economic Review**, American Economic Association, v. 58, n. 1, p. 1–17, 1968.
- GADELHA, Sérgio; DIVINO, José. Dominância Fiscal ou Dominância Monetária no Brasil? Uma Análise de Causalidade. **Economia Aplicada**, v. 12, n. 4, p. 659–675, 2008.

- GRANGER, Clive. Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. **Econometrica**, v. 37, n. 3, p. 424–438, 1969.
- GUJARATI, Damodar; PORTER, Dawn. **Econometria Básica - 5.Ed.** 5. ed. [S.l.]: McGraw Hill Brasil, 2011. 920 p. ISBN 9788580550511.
- IBGE. [S.l.: s.n.]. Disponível em: <<https://sidra.ibge.gov.br/>>. Acesso em: 22 abr. 2022.
- KING, Mervyn. Monetary policy implications of greater fiscal discipline (commentary). **Proceedings - Economic Policy Symposium - Jackson Hole**, p. 171–183, 1995.
- KWIATKOWSKI, Denis et al. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root? **Journal of Econometrics**, v. 54, p. 159–178, 1992.
- LEEPER, Eric. A simple model of the fiscal theory of the price level. Indiana University e NBER, 2005.
- _____. Equilibria under 'active' and 'passive' monetary and fiscal policies. **Journal of Monetary Economics**, v. 27, p. 129–147, 1991.
- MENDONÇA, Mário; MOREIRA, Tito; SACHSIDA, Adolfo. Regras de Políticas Monetária e Fiscal no Brasil: evidências empíricas de dominância monetária e dominância fiscal. **Economia Aplicada**, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, Brasília, n. 2310, jun. 2017.
- OLIVEIRA, Vitor de. Neutralidade da Moeda: Neoclássicos e Monetaristas. **Boletim Informações FIPE**, Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas, n. 435, p. 50–58, dez. 2016.
- OREIRO, José Luis. A grande recessão brasileira: diagnóstico e uma agenda de política econômica. **Estudos Avançados**, v. 31, n. 89, p. 75–88, abr. 2017.
- REINHART, Carmen; ROGOFF, Kenneth. Serial Default and the "Paradox" of Rich-to-Poor Capital Flows. **American Economic Review**, v. 94, p. 53–58, mai. 2004.
- ROCHA, Fabiana Fontes; SILVA, Elisa Paschoalotto da. Teoria fiscal do nível de preços: um teste para a economia brasileira no período 1966-2000. **Pesquisa e Planejamento Econômico (PPE) - Artigos**, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), v. 34, p. 419–436, 2004.
- SAFATLE, Claudia; BORGES, João; OLIVEIRA, Ribamar. **Anatomia de um desastre**. 1. ed. Brasil: Portfolio-Penguin, 2016. 336 p. ISBN 9788582850435.
- SARGENT, Thomas; WALLACE, Neil. Some unpleasant monetarist arithmetic. **Quarterly Review**, Federal Reserve Bank of Minneapolis, v. 5, n. 33, 1981.
- SIMS, Christopher. A Simple Model for Study of the Determination of the Price Level and the Interaction of Monetary and Fiscal Policy. **Economic Theory**, v. 4, n. 3, p. 381–99, 1994.
- _____. Macroeconomics and Reality. **Econometrica**, [Wiley, Econometric Society], v. 48, n. 1, p. 1–48, 1980.

TANNER, Evan; RAMOS, Alberto. Fiscal sustainability and monetary versus fiscal dominance: evidence from Brazil, 1991-2000. **Applied Economics**, v. 35, n. 7, p. 859–873, 2003.

TAYLOR, John. The Monetary Transmission Mechanism: An Empirical Framework. **Journal of Economic Perspectives**, v. 9, n. 4, p. 11–26, dez. 1995.

UOL. **Tombini repete que Brasil não está sob dominância fiscal**. 2015. Disponível em: <<https://economia.uol.com.br/noticias/reuters/2015/12/15/tombini-repete-que-brasil-nao-esta-sob-dominancia-fiscal.htm>>. Acesso em: 25 set. 2022.

WOODFORD, Michael. Fiscal Requirements for Price Stability. **Journal of Money, Credit and Banking**, Ohio State University Press, v. 33, n. 3, p. 669–728, ago. 2001.

_____. Monetary Policy and Price Level Determinacy in a Cash-in-Advance Economy. **Economic Theory**, v. 4, n. 3, p. 345–380, abr. 1994.

_____. Price Level Determinacy Without Control of a Monetary Aggregate. **NBER Working Papers**, National Bureau of Economic Research, n. 5204, ago. 1995.

ANEXO A – DADOS DA ECONOMIA BRASILEIRA - PYTHON

```
import matplotlib.pyplot as plt
import ipeadatapy
import pandas as pd
import sgs
from datetime import date
from matplotlib.ticker import FuncFormatter

date_range_years = pd.date_range(start='2011-01-01', end='2021-12-31', freq='YS')

# dívida bruta
df_dbgg = sgs.time_serie(13762, start='01/01/2011', end='31/12/2021')
df_dbgg = pd.DataFrame(df_dbgg.values, index=df_dbgg.index)
df_dbgg.columns = ['value']

# nfsp
df_nfsp = sgs.time_serie(4792, start='01/01/2011', end='31/12/2021')
df_nfsp = pd.DataFrame(df_nfsp.values, index=df_nfsp.index)
df_nfsp.columns = ['value']

# despesas da união
df_despesa_uniao = pd.read_csv('data/tesouro_despesa_uniao.csv', encoding='latin-1',
decimal=',', thousands='.', sep=';', header=0, skiprows=[0, 1, 2, 3, 4])
df_despesa_uniao['Data'] = df_despesa_uniao['Data'].apply(lambda x: pd.to_datetime(
x, format='%d/%m/%Y', errors='coerce'))
df_despesa_uniao = df_despesa_uniao.loc[(df_despesa_uniao['Data'] >= '2011-01-01')
& (df_despesa_uniao['Data'] < '2021-12-31')]
df_despesa_uniao = df_despesa_uniao.groupby(
df_despesa_uniao['Data'].dt.strftime('%Y'))['Valor'].first().reset_index()
df_despesa_uniao.columns = ['date', 'value']
df_despesa_uniao['date'] = df_despesa_uniao['date'].apply(
lambda x: date(int(x), 1, 1))
df_despesa_uniao = df_despesa_uniao.set_index('date')

# embi br
df_embi = ipeadatapy.timeseries('JPM366_EMBI366',
yearGreaterThan=2010, yearSmallerThan=2022)
df_embi = df_embi.set_index(df_embi.index)[['RAW DATE', 'VALUE (-)']]
df_embi['RAW DATE'] = df_embi['RAW DATE'].apply(
```

```
lambda x: pd.to_datetime(x, errors='coerce').date())
df_embi = df_embi.dropna()
df_embi.columns = ['date', 'value']
df_embi = df_embi.set_index('date')

# plot
def billions_formatter(x, pos):
    return f'{int(x / 1000)}'

def trillions_formatter(x, pos):
    return f'{x / 1000000}'

fig, ((ax1, ax2), (ax3, ax4)) = plt.subplots(2, 2)

ax1.plot(df_dbgg, 'tab:red')
ax1.set_title('Dívida Bruta do Governo Geral', fontsize=9)
ax2.plot(df_nfsp, 'tab:red')
ax2.set_title('Déficit Primário Setor Público (NFSP)', fontsize=9)
ax3.plot(df_despesa_uniao, 'tab:red')
ax3.set_title('Despesa Total Gov. Central - Acum. Anual', fontsize=9)
ax4.plot(df_embi.index, df_embi.values, 'tab:red')
ax4.set_title('EMBI+ - Risco Brasil', fontsize=9)

for ax in (ax1, ax2, ax3, ax4):
    ax.spines.right.set_visible(False)
    ax.spines.top.set_visible(False)
    ax.tick_params(labelsize=8)
    ax.grid(axis='y')
    ax.set_ylim(ymin=0)
    ax2.set_ylim(ymin=-150000)
    ax1.set_ylabel('% do PIB - Mensal', fontsize=8)
    ax2.yaxis.set_major_formatter(FuncFormatter(billions_formatter))
    ax2.set_ylabel('Bilhões (R$) - Mensal', fontsize=8)
    ax3.yaxis.set_major_formatter(FuncFormatter(trillions_formatter))
    ax3.set_ylabel('Trilhões (R$) - Anual', fontsize=8)
    ax4.set_ylabel('Pontos - Diário', fontsize=8)

fig.tight_layout()
fig.show()
```

ANEXO B – DADOS E TESTES ESTATÍSTICOS - PYTHON

```
import ipeadatapy
import sgs
import pandas as pd
import numpy as np
from matplotlib import pyplot as plt
from statsmodels.stats.stattools import durbin_watson
from statsmodels.tsa.stattools import grangercausalitytests, adfuller, kpss, coint
from pmdarima.arima import ndiffs
from statsmodels.tsa.api import VAR
import warnings
warnings.filterwarnings("ignore")

# Juro Nominal -----
temp_juro_nominal = ipeadatapy.timeseries(
'PAN12_TJOVER12', yearGreaterThan=2010, yearSmallerThan=2022)
temp_juro_nominal = temp_juro_nominal.rename(
columns={'VALUE ((% a.a.): 'value')}[['value']]
juro_nominal = temp_juro_nominal.value
juro_nominal_log = np.log(juro_nominal)

# Taxa Real de Câmbio -----
temp_cambio = ipeadatapy.timeseries('BM12_ERV12',
yearGreaterThan=2010, yearSmallerThan=2022)
temp_cambio = temp_cambio.rename(
columns={'VALUE (R$): 'value')}[['RAW DATE', 'value']]
temp_cambio = temp_cambio.dropna()
temp_cambio = temp_cambio.groupby(pd.Grouper(freq='M')).first()[['value']]
cambio = temp_cambio.value
cambio_log = np.log(cambio)

# expect gdb debt relation -----
temp_dbgg = sgs.time_serie(13762, start='01/01/2011', end='31/12/2021')
temp_dbgg = temp_dbgg.to_frame()
temp_dbgg.columns = ['value']
dbgg = temp_dbgg.value
dbgg_log = np.log(dbgg)

# primary surplus
```

```

temp_primario = sgs.time_serie(5793, start='01/01/2011', end='31/12/2021')
temp_primario = temp_primario.to_frame()
temp_primario.columns = ['value']
primario = temp_primario.value * -1
primario_log = np.log(primario + 1 + abs(min(primario)))

# country risk -----
temp_embi = ipeadatapy.timeseries('JPM366_EMBI366',
yearGreaterThan=2010, yearSmallerThan=2022)
embi = temp_embi[['VALUE (-)']].copy().reset_index()
embi.columns = ['date', 'value']
embi['date'] = embi['date'].apply(lambda x: pd.to_datetime(x).strftime('%Y-%m'))
embi = embi.groupby('date').first()[['value']]
embi.index = pd.to_datetime(embi.index, format='%Y-%m')
embi = embi.value
embi_log = np.log(embi)

# Inflation -----
temp_ipca = pd.read_json('data/ipca.json')
temp_ipca = temp_ipca[['D3C', 'V']][1:]
temp_ipca.columns = ['date', 'value']
temp_ipca['date'] = pd.to_datetime(temp_ipca['date'], format='%Y%m')
temp_ipca = temp_ipca.set_index('date')
temp_ipca['value'] = pd.to_numeric(temp_ipca.value)
ipca = temp_ipca.value
ipca_log = np.log(ipca)

# gráfico das variáveis

fig, ((ax1, ax2), (ax3, ax4), (ax5, ax6)) = plt.subplots(3, 2)

ax1.plot(juro_nominal.index, juro_nominal.values, 'tab:red')
ax1.set_title('Juro Nominal (% a.a.)', fontsize=9)
ax2.plot(cambio.index, cambio.values, 'tab:red')
ax2.set_title('Taxa de Câmbio BRL/USD (venda)', fontsize=9)
ax3.plot(dbgg.index, dbgg.values, 'tab:red')
ax3.set_title('Dívida Bruta Gov. Geral (% PIB)', fontsize=9)
ax4.plot(primario.index, primario.values, 'tab:red')
ax4.set_title('Resultado Primário (% PIB)', fontsize=9)

```

```
ax5.plot(embí.index, embí.values, 'tab:red')
ax5.set_title('Risco-País: Embí+', fontsize=9)
ax6.plot(ipca.index, ipca.values, 'tab:red')
ax6.set_title('IPCA acumulado em 12 meses', fontsize=9)

for ax in (ax1, ax2, ax3, ax4, ax5, ax6):
    ax.spines.right.set_visible(False)
    ax.spines.top.set_visible(False)
    ax.tick_params(labelsize=8)
    ax.grid(axis='y')
    ax.set_ylim(ymin=0)
    ax4.set_ylim(ymin=-15)

fig.tight_layout()
fig.show()

# gráfico das variáveis em log

fig, ((ax1, ax2), (ax3, ax4), (ax5, ax6)) = plt.subplots(3, 2)

ax1.plot(juro_nominal_log.index, juro_nominal_log.values, 'tab:red')
ax1.set_title('log Juro Nominal (% a.a.)', fontsize=9)
ax2.plot(cambio_log.index, cambio_log.values, 'tab:red')
ax2.set_title('log Taxa de Câmbio BRL/USD (venda)', fontsize=9)
ax3.plot(dbgg_log.index, dbgg_log.values, 'tab:red')
ax3.set_title('log Dívida Bruta Gov. Geral (% PIB)', fontsize=9)
ax4.plot(primario_log.index, primario_log.values, 'tab:red')
ax4.set_title('log Resultado Primário (% PIB)', fontsize=9)
ax5.plot(embí_log.index, embí_log.values, 'tab:red')
ax5.set_title('log Risco-País: Embí+', fontsize=9)
ax6.plot(ipca_log.index, ipca_log.values, 'tab:red')
ax6.set_title('log IPCA acumulado em 12 meses', fontsize=9)

for ax in (ax1, ax2, ax3, ax4, ax5, ax6):
    ax.spines.right.set_visible(False)
    ax.spines.top.set_visible(False)
    ax.tick_params(labelsize=8)
    ax.grid(axis='y')
    ax.set_ylim(ymin=0)
```

```
ax4.set_ylim(ymin=-15)

fig.tight_layout()
fig.show()

# ----- TESTE DE ESTACIONARIEDADE

ALPHA = 0.05

def adf_test(x):
    adf_result = adfuller(x.values)
    t_stat, p_value, _, _, critical_values, _ = adf_result
    print(f'ADF estatística: {t_stat:.2f}')
    print(f'ADF: p-valor: {p_value:.2f}')
    print("ADF: não estacionário - raiz unitária")
    if p_value >= ALPHA else "ADF: estacionário ou apenas estacionário de diferença")
    boo_ADF = (p_value < ALPHA) # True: (difference-)stationary
    return boo_ADF

def kpss_test(x):
    kpss_result = kpss(x.values)
    t_stat, p_value, _, critical_values = kpss_result
    print(f'KPSS statistic: {t_stat:.2f}')
    print(f'KPSS: p-value: {p_value:.2f}')
    print("KPSS: non-stationary - unit root") if p_value < ALPHA else print(
    "KPSS: estacionário ou apenas estacionário de tendência")
    boo_KPSS = (p_value >= ALPHA) # True: (trend-)stationary
    return boo_KPSS

# combine the ADF and KPSS results and derive the recommendation
def is_stationary(x):
    boo_ADF = adf_test(x)
    boo_KPSS = kpss_test(x)
    n_diffscore = boo_KPSS * 10 + boo_ADF * 1
    diff_eval = eval_diff(n_diffscore)
    print(diff_eval)
    return diff_eval

def eval_diff(diffscore):
```

```

ADF1_KPSS1 = "Estacionário: ADF e KPSS de acordo."
ADF0_KPSS1 = """"Diferenciar.""""
ADF1_KPSS0 = """"Diferenciar.""""
ADF0_KPSS0 = "Não estacionário"

```

```

switcher = {
11: ADF1_KPSS1,
10: ADF0_KPSS1,
1: ADF1_KPSS0,
0: ADF0_KPSS0
}
return switcher.get(diffscore, "invalid")

```

```

# o seguinte método retorna a ordem recomendada de diferenciação,
# com base no resultado maior do ADF ou KPSS

```

```

def n_diff(x):
n_adf = ndiffs(x, max_d=4, test="adf")
n_kpss = ndiffs(x, max_d=4, test="kpss")
n_diff = max(n_adf, n_kpss)
return n_diff

```

```

# ----- JURO NOMINAL

```

```

is_stationary(juro_nominal_log)
n_diff_juro_nominal = n_diff(juro_nominal_log)
print("Juro Nominal recommended order of differencing: " + str(n_diff_juro_nominal))
# difference and check again for stationarity:
juro_nominal_diff = juro_nominal_log.diff(n_diff_juro_nominal).dropna()
is_stationary(juro_nominal_diff)

```

```

# ----- TAXA DE CAMBIO

```

```

is_stationary(cambio_log)
n_diff_cambio = n_diff(cambio_log)
print("Cambio recommended order of differencing: " + str(n_diff_cambio))
# difference and check again for stationarity:
cambio_diff = cambio_log.diff(n_diff_cambio).dropna()
is_stationary(cambio_diff)

```

```

# ----- DIVIDA PUBLICA

```

```

is_stationary(dbgg_log)

```

```
n_diff_divida = n_diff(dbgg_log)
print("Divida recommended order of differencing: " + str(n_diff_divida))
# difference and check again for stationarity:
divida_diff = cambio_log.diff(n_diff_divida).dropna()
is_stationary(divida_diff)

# ----- NFSP
is_stationary(primario_log)
n_diff_nfsp = n_diff(primario_log) + 1
print("NSFP recommended order of differencing: " + str(n_diff_nfsp))
# difference and check again for stationarity:
nfsp_diff = primario_log.diff(n_diff_nfsp).dropna()
is_stationary(nfsp_diff)

# ----- EMBI
is_stationary(emb_i_log)
n_diff_risco = n_diff(emb_i_log)
print("Risco recommended order of differencing: " + str(n_diff_risco))
# difference and check again for stationarity:
risco_diff = emb_i_log.diff(n_diff_risco).dropna()
is_stationary(risco_diff)

# ----- IPCA
is_stationary(ipca_log)
n_diff_ipca = n_diff(ipca_log)
print("IPCA recommended order of differencing: " + str(n_diff_ipca))
# difference and check again for stationarity:
ipca_diff = ipca_log.diff(n_diff_ipca).dropna()
is_stationary(ipca_diff)

max_diff = max([n_diff_juro_nominal, n_diff_cambio,
n_diff_divida, n_diff_nfsp, n_diff_risco, n_diff_ipca])

# ----- dataframe antes da diferenciação
df_before = pd.DataFrame({
'juros': juro_nominal_log.values,
'cambio': cambio_log.values,
'divida': dbgg_log.values,
'nfsp': primario_log.values,
```

```

'risco': embi_log.values,
'ipca': ipca_log.values
})

# ----- dataframe após a diferenciação
df_after = pd.DataFrame.from_dict({
'juros': juro_nominal_log.diff(max_diff).dropna().values,
'cambio': cambio_log.diff(max_diff).dropna().values,
'divida': dbgg_log.diff(max_diff).dropna().values,
'nfsp': primario_log.diff(max_diff).dropna().values,
'risco': embi_log.diff(max_diff).dropna().values,
'ipca': ipca_log.diff(max_diff).dropna().values
}, orient='index').T

df_after.describe()

# ----- var
MAXLAG = 14

VARmodel1 = VAR(df_before)
lags = range(0, MAXLAG)
ic_dict = {i: [0, 0, 0] for i in lags}
for L in lags:
try:
res = VARmodel1.fit(L)
ic_dict[L] = [res.aic, res.bic, res.hqic]
except:
pass
lag_min_aic = min(ic_dict, key=lambda k: ic_dict[k])
lag_min_bic = min(ic_dict, key=lambda k: ic_dict[k])
lag_min_hqic = min(ic_dict, key=lambda k: ic_dict[k])

lag_min = {"aic": lag_min_aic, "bic": lag_min_bic, "hqic": lag_min_hqic}
print(lag_min)

# ----- test for cointegration using Engle-Granger
for x in df_before.columns:
for y in df_before.columns:
if x == y:

```

```

pass
else:
score, pvalue, _ = coint(x, y, maxlag=lag_min_aic)
print(f'Cointegração: Teste: {score:.2f}')
print(f'Cointegração: P-valor: {pvalue:.2f}')

# ----- Granger Causality Tests
maxlag = lag_min_aic
test = 'ssr_ftest'

def granger_causation_matrix(data, variables, test='ssr_ftest', verbose=False):
df = pd.DataFrame(np.zeros((len(variables), len(variables))),
columns=variables, index=variables)
for c in df.columns:
for r in df.index:
test_result = grangercausalitytests(data[[r, c]], maxlag=[maxlag], verbose=False)
# p_values = [round(test_result[i+1][0][test][1], 4) for i in range(maxlag)]
p_values = [round(test_result[maxlag][0][test][1], 4)]
# f_value = round(test_result[maxlag][0][test][0], 4)
# if verbose:
# print(f'Y = {r}, X = {c}, P Values = {p_values}')
min_p_value = np.min(p_values)
df.loc[r, c] = min_p_value
# df.loc[r, c] = f_value
df.columns = [var + '_x' for var in variables]
df.index = [var + '_y' for var in variables]
return df

output = granger_causation_matrix(df_after, variables=df_after.columns)
print(output)

```