

# Reação fiscal, rigidez orçamentária e a sustentabilidade da dívida pública no Brasil: uma abordagem por meio de MS-VECM<sup>♦</sup>

Felipe Araujo de Oliveira<sup>1</sup>

Wellington Charles Lacerda Nobrega<sup>2</sup>

Sinézio Fernandes Maia<sup>3</sup>

## Abstract

There is a growing concern about debt sustainability, not just related to distributional effects of public policies, but also to coordinate fiscal and monetary policies, and to avoid crisis. This research aimed to evaluate the sustainability of the fiscal policy conduction in the period from 1999 to 2021, using the model proposed in Bohn (2007). The use of Markov Switching-VECM, Markov Switching-OLS Regressions, and moving windows regressions is justified due non-linearities and peculiarities of data. The results are method and sample dependent. When discretionary and mandatory spending are used as control variables, the fiscal reaction points out to a poor quality of debt sustainability until 2009. Since then, the fiscal policy conduction became unsustainable, being highly affected by budget rigidity. The evidences in this paper clarifies that attacking budget rigidity is paramount when designing a fiscal framework capable of reducing GDP uncertainty and country's vulnerability to crisis.

## Keywords

Fiscal sustainability, Budget rigidity, Policies Coordination, MS-VECM, Fiscal reaction.

## Resumo

A preocupação a respeito da sustentabilidade fiscal é crescente não só para garantir a intertemporalidade das políticas públicas, como também para não prejudicar a potência da política monetária e a redução da vulnerabilidade do país a crises. O objetivo dessa pesquisa foi avaliar

<sup>♦</sup> Os autores agradecem ao CNPq pelo fomento inicial para o projeto desta pesquisa sob o n<sup>o</sup> de processo PIE7788-2016

<sup>1</sup> Analista de Adm. de Risco, B3 – Bolsa, Brasil, Balcão Praça Antônio Prado, 48, Centro Histórico de São Paulo – São Paulo - SP – Brasil – CEP: 18970-020 – E-mail: [felipe.8.araujo@gmail.com](mailto:felipe.8.araujo@gmail.com)  
ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-9621-5433>.

<sup>2</sup> Doutor em Economia pelo PPGE/UFPB, Economista Setorial na 4intelligence – Jd. Cid. Universitária CEP: 58051-900 – João Pessoa - PB – Brasil – E-mail: [wellington\\_charles@hotmail.com](mailto:wellington_charles@hotmail.com)  
ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-0634-9396>

<sup>3</sup> Professor titular na Universidade Federal da Paraíba (UFPB) – Jd. Cid. Universitária – CEP: 58051-900 João Pessoa - PB – Brasil – E-mail: [sineziomaia@yahoo.com.br](mailto:sineziomaia@yahoo.com.br) – ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-2239-7227>.

Recebido: 08/10/2020. Aceito: 07/10/2021.

Editor Responsável: Dante Mendes Aldrighi



Esta obra está licenciada com uma Licença Creative Commons Atribuição-Não Comercial 4.0 Internacional.

se a condução da Política Fiscal foi sustentável entre 1999 e 2021, usando o modelo proposto em Bohn (2007). Por meio das abordagens de *Markov-Switching-VECM*, Regressão com Regimes Markovianos, usando janelas móveis e testes de quebra estrutural pôde-se concluir que a condução da política fiscal é frágil. A depender do método empregado e do tamanho da amostra, o resultado pode ser alterado significativamente. Caso se controle a reação fiscal pelos gastos obrigatórios e discricionários, é possível concluir que houve baixo grau de sustentabilidade fiscal até 2009, correlacionado com a maior produtividade do período. Evidencia-se que houve uma deterioração da condução da política fiscal a partir de 2009, e, também que a rigidez orçamentária deve ser levada em consideração ao se desenhar um regime fiscal capaz de estabilizar o produto e reduzir a vulnerabilidade do país a crises.

### **Palavras-chave**

Sustentabilidade fiscal, Rigidez orçamentaria, Coordenação de políticas, MS-VECM, Reação fiscal.

### **JEL Classification**

C32, E66, H61.

## **1. Introdução**

Em conversa com o Nobel Thomas Sargent, o também Nobel, Milton Friedman revela: “crises fiscais causam revoluções sociais”.<sup>1</sup> A combinação de baixo crescimento<sup>2</sup> com gastos governamentais crescendo, desde 1991, acima do PIB e da inflação, colocou a sustentabilidade das contas da União e dos estados no centro do debate público no Brasil (Almeida et al., 2015). Parece evidente que, ao menos no curto prazo, é o endividamento elevado que traz uma crise de credibilidade econômica e política. Não é demais salientar que o endividamento público é um instrumento fundamental para promover a distribuição intertemporal ótima das políticas públicas. Entretanto, para que o instrumento do endividamento possa cumprir de forma adequada seu papel, deve ser sustentável (Costa, 2009).

Esse não é um debate novo. Vale resgatar que os excessos cometidos pelos governos ao redor do mundo no pós-Segunda Guerra Mundial resultaram em déficits sistemáticos e a crise conhecida como “Estagflação” na década de 70. Enquanto após a grande crise de 1929, o *mainstream* econômico sugeria que as crises seriam evitáveis por meio de estímulo à demanda agregada, essa visão é confrontada pela existência a partir de 1970 de

<sup>1</sup> *Luch and conversation with Thomas J. Sargent.*

<sup>2</sup> O PIB brasileiro experimentou redução de 7,04 % no período de 3 anos (2014-2017).

recessão e inflação elevada. Não só isso, na perspectiva teórica surge a discussão acerca de expectativas e o consenso de que as políticas econômicas deveriam ser conduzidas por meio de regras. O gerenciamento da demanda agregada passa a ser o *mainstream* econômico, pelo qual seria possível controlar a inflação e reduzir a volatilidade do produto efetivo (Blanchard; Summers, 2017).

É nesse cenário que Barro (1974) provou o teorema da “Equivalência Ricardiana”, o qual propõe que políticas keynesianas de elevação dos déficits públicos têm limites. Se usadas sem se atentar ao ciclo econômico, estas resultariam em desequilíbrios fiscais e baixo crescimento do produto. Esse debate volta com De Long e Summers (2012), que estabelecem as condições necessárias para que políticas de expansão de gastos sejam efetivas, e com Blanchard (2019) que ensaia uma resposta para o *puzzle* da dívida pública americana.

Sargent e Wallace (1975) mostraram que quando a taxa de juros se torna instrumento de política monetária, o nível de inflação de equilíbrio pode tornar-se indeterminado, quando considerado um *framework* de expectativas racionais. Sargent e Wallace (1981), contestam a afirmativa de Milton Friedman, de que a inflação é apenas um fenômeno monetário, ou seja, que a política monetária é estéril para afetar produto e desemprego, entretanto, é efetiva se a sua condução for centrada em controle do crescimento da moeda.

Os autores levantam a hipótese da “Desagradável Aritmética Monetarista”, confrontam a lógica monetarista ao argumentarem que se a condução da política monetária for realizada por meio de operações de mercado aberto, tal condução pode ser estéril também para combater a inflação. Em última instância, esta pode ser até mesmo contraproducente ao perseguir a redução da inflação por meio da elevação de juros. A Política Monetária determinaria, em parte, o custo da dívida e, a Política Fiscal pressionaria a taxa de juros no mercado. Nesse contexto, a Política Fiscal ganha importância também para garantir a eficácia da Política Monetária. Para que a lógica monetarista se mostre razoável, é necessário que as políticas econômicas (fiscal e monetária) estejam coordenadas, e que a dinâmica da dívida seja sustentável. Caso contrário, a autoridade monetária pode encerrar o que a literatura denomina de um quadro de “Dominância Fiscal”.

A controvérsia com relação à condução da Política Monetária tradicional é complementada com a abordagem da Teoria Fiscal do Nível de Preços (TFNP), e entre seus principais proponentes estão Sims (1997) e Cochrane (2011). Nesse arcabouço, a âncora do nível de preços é fiscal, e estes são determinados pela quantidade de títulos, moeda e superávits primários do governo.

Especificamente, no Brasil, dada a ruptura do Tripé Macroeconômico<sup>3</sup> ocorrida a partir de 2011, como ressaltam Pastore, Gazzano e Pinotti (2014), a condução da política econômica passa a ser colocada em xeque. Apesar das evidências diversas, isso é facilmente percebido pelo interesse da literatura recente sobre interação entre políticas Monetária e Fiscal.

Estudando o período recente, apesar da heterogeneidade de métodos, há controvérsia quanto à existência de perda de potência monetária devido a problemas fiscais. Enquanto Badia (2016), Moraes (2016), Ferreira et al. (2012), Junior (2010), Nobrega, Maia e Besarria (2020) encontram evidência de algum tipo de dominância fiscal, Araujo de Besarria (2014) e Souza et al. (2016) encontram dominância monetária para o Brasil pós Plano Real.

A modelagem de dívida pública tradicional utiliza a trajetória do estoque da dívida com relação ao PIB como indicativo de sustentabilidade ou não. Para Hamilton e Flavin (1985) a dívida deveria ser estacionária. Hakkio e Rush (1991) assumem que gastos e receitas cointegradas determinam a hipótese de sustentabilidade. Já Trehan e Walsh (1991) testa a cointegração entre superávit fiscal e estoque da dívida. Em suma, esses modelos assumem que caso a taxa de crescimento da economia fosse maior (ou igual) ao custo de financiamento da dívida em termos reais, a sustentabilidade estaria garantida.

Todavia, desde Bohn (1998) e Bohn (2007), sabe-se que isso é verdade apenas quando se tem uma situação de superávit. Bohn (1998) prova que podem haver tipos de processos estocásticos que violam a estacionariedade e cointegração entre as séries, e ainda sim satisfazem à restrição orçamentária. Com Bohn (2007) a condução da política fiscal por parte do governo ganha um instrumento claro e uma postura ótima. Dado o papel estabilizador da política fiscal na economia, e sua ineficácia em períodos de pleno emprego, a autoridade fiscal deve atentar-se ao ciclo econômico. Em outras palavras, a condução da Política Fiscal deveria ser contracíclica.

<sup>3</sup> Conjunto de medidas constituído por metas de inflação, câmbio flutuante e superávit primário.

De acordo com a literatura recente para o Brasil, após o estabelecimento do regime de metas de inflação, a pró-ciclicidade da política fiscal predominou. Essa afirmativa é corroborada por Wichmann e Portugal (2013), Jesus (2014), Mendonça, Santos e Sachsida (2009), com métodos lineares e não-lineares.

Oliveira e Oreiro (2005) ao utilizarem a metodologia de Pasinetti, encontram que a relação dívida/PIB no Brasil é não sustentável. Silva e Gamboa (2011), utilizam a lógica de teste de sustentabilidade apresentada por Hakkio e Rush (1991). Ademais, realiza uma análise contrafactual, ao incluir e retirar senhoriagem do teste de cointegração de Johansen (1991). Com isso os autores identificam que do período que vai de 1986 até 2006, o governo garantiu a sustentabilidade por meio de senhoriagem. O teste de reação fiscal desenvolvido por Bohn (1998) e Bohn (2007), é também aplicado para a Economia Brasileira recente. Simonassi, Arraes e Sena (2014) realizam um exercício empírico de teste de sustentabilidade da dívida brasileira do corte amostral que vai de dezembro de 1991, até 2008, encontrando evidências de que a trajetória da dívida se manteve sustentável no período de análise.

Luporini (2015) analisa a dinâmica da reação fiscal do governo de 1991 até 2011, por meio de uma janela móvel de 12 meses. Foi possível identificar a partir do exercício empírico que, em média, a dívida foi sustentável para todo o período. Chicoli (2016), fazem uma análise da sustentabilidade da dívida pública brasileira, levando em consideração as operações de contabilidade criativa e de crédito com bancos públicos, encontrando indícios de não sustentabilidade. Mais recentemente, o trabalho de Campos e Cysne (2019) fez uso de filtro de Kalman e cointegração com coeficientes variando no tempo. Os principais resultados apontam para sustentabilidade fiscal até 2013. Campos, Cysne et al. (2018) atualiza os dados do trabalho anterior, indo até maio de 2018 e contribui com a literatura de reação fiscal para o Brasil ao mostrar que a partir de 2017 o parâmetro de interesse torna-se negativo e que os resultados de insustentabilidade são robustos mesmo usando o resultado do Setor Público (e não do Governo Geral) para a análise. A mesma conclusão é encontrada em Campos e Cysne (2020a) usando uma metodologia de multicointegração. Ao incorporar a possibilidade de quebras estruturais à metodologia anterior, Campos e Cysne (2019b) encontra a data precisa onde a condução da política fiscal passou a ser insustentável: maio de 2014.

Em suma, não há evidência categórica de que há ou não sustentabilidade fiscal. Ademais, há controvérsias quanto ao nível ideal de dívida e o seu efeito nas demais variáveis da economia. A presente pandemia da COVID-19 torna ainda mais urgente o desenvolvimento de métodos que possam servir de norte para a condução da política fiscal. Dessa maneira, o objetivo geral do presente artigo é não só testar a sustentabilidade da dívida pública brasileira por meio do modelo proposto por Bohn (1998) como também contribuir no diagnóstico dos problemas na política fiscal brasileira. Ademais, busca-se também identificar períodos de rupturas na condução da política fiscal (quebra estrutural) para o período entre 1999 e 2021. Para isso, utilizou-se um modelo de Vetores Autorregressivos com Correção de Erros e *Markov-Switching* (MS-VECM) e *Markov-Switching*-OLS, incorporando estados-espço por meio de cadeias de markov, principal contribuição desse trabalho. O intuito da aplicação dessa classe de métodos é captar as possíveis não-linearidades existentes no parâmetro de sustentabilidade fiscal, bem como identificar períodos de política fiscal ativa ou passiva.

O presente artigo está dividido em cinco seções, inclusive esta introdução. Na seção 2 é realizada uma discussão breve a respeito da evolução da dívida pública. Na seção 3 é discutida modelagem teórica da restrição intertemporal do governo e a estratégia empírica adotada. Já na seção 4, tem-se a discussão a respeito dos resultados encontrados. Finalmente, a seção 5 encerra o trabalho com algumas conclusões e considerações.

## **2. Rigidez Orçamentária, Conjuntura Econômica e Sustentabilidade Fiscal**

A presente seção analisa a evolução dos principais indicadores relacionados ao desempenho da política fiscal no Brasil. Em documento recente, o Banco Mundial (2017) aponta a rigidez orçamentária de 92% como um dos mais significativos problemas estruturais da política fiscal Brasileira. Nesse sentido, Giacomoni (2011) ressalta que a rigidez orçamentária endereça ao menos três desafios à gestão pública: i) menor liberdade e flexibilidade na programação dos recursos; ii) dificuldade de cunho político na revisão dos gastos obrigatórios e, por fim, iii) ineficiência dos gestores de áreas protegidas pela vinculação. A Figura 1 apresenta a evolução das

receitas e dos gastos totais do governo central.<sup>4</sup> Nela observa-se que há um aparente descompasso entre gastos obrigatórios e discricionários, enquanto o primeiro grupo cresce mesmo em períodos de recessão, o segundo cai quase que monotonicamente até o período recente.

É possível observar que entre os anos de 2000 até meados de 2014 as receitas governamentais se mantinham em patamares superiores ao montante dos gastos totais. Entretanto, este último ano marcou um ponto de inflexão na trajetória dessas variáveis, na qual o gasto público passou a superar as receitas do governo. Esse resultado aponta para um desequilíbrio fiscal resultante de uma má gestão das contas públicas e que levou o país a uma crise fiscal nos anos seguintes. Não obstante o fraco crescimento da economia a partir desse momento, é fato marcante a manutenção da trajetória de crescimento do gasto público, mostrando um primeiro indício do nível de rigidez do orçamento governamental.

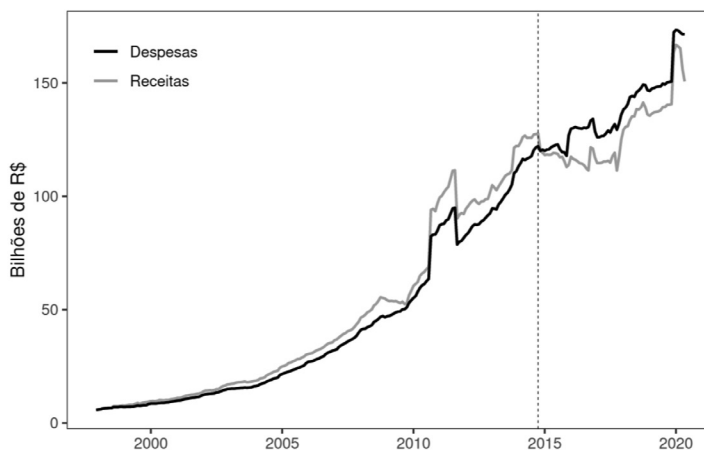
A Figura 2 apresenta a evolução da dívida líquida do setor público, a dívida bruta do governo geral (A) e também mostra o comportamento do esforço, em termos de economia, para saldá-la, ou seja, o superávit primário (B). Em relação à dívida pública (Figura 2 (A)), é possível observar que se encontrava em patamares elevados no início do período analisado. Nesse sentido, é importante destacar que as depreciações cambiais decorrentes do contágio do *default* da Argentina em 2001 e a crise de confiança derivada da transição do governo FHC para Lula entre os anos de 2002 e 2003, tiveram efeito sobre o nível da dívida nesse período, onde a mesma chegou a registrar uma proporção de aproximadamente 55% do PIB.

Posteriormente, entre 2005 e meados de 2014, a dívida passou a exibir trajetória decrescente. A implementação da Lei de Responsabilidade Fiscal e o início do saneamento dos bancos iniciados com o Programa de Estímulo à Reestruturação e ao Fortalecimento do Sistema Financeiro Nacional (PROER), ainda no governo FHC, em conjunto com o aprofundamento do tripé macroeconômico, influenciaram de maneira positiva na redução da relação Dívida/PIB no governo Lula. Isso proporcionou liberdade para usar as políticas monetária e fiscal como instrumento contracíclico (Pastore, Gazzano e Pinotti 2014). Nesse sentido, o governo Lula encarou um cenário internacional favorável: i) os termos de troca cresceram 237% desde 2002 até 2011; ii) as taxas de juros internacionais

<sup>4</sup> O Governo Central é composto por Previdência, Banco Central e Tesouro Nacional.

(*FED fund rates* ou até mesmo LIBOR) foram muito baixas nesse período; iii) a valorização da taxa de câmbio e; iv) o alto grau de ociosidade na economia (Giambiagi; e Schwartzman 2014).

A crise internacional do *subprime* (2008) refletiu em redução do superávit primário para níveis inferiores à meta de economia de 3% do PIB (Figura 1 (B)). Em 2010, o impacto do contágio da crise sobre as contas públicas já dava indícios que havia sido superado, não somente em virtude das ações implementadas, também em função da política de acúmulo de reservas internacionais nos anos anteriores à crise. A entrada da China na Organização Mundial de Comércio (OMC) em 2001 e sua consolidação como motor de crescimento global ajudou a arrefecer os impactos da crise global no Brasil. A expansão chinesa proporcionou elevação nos preços das *commodities*, o que resultou na elevação dos termos de troca nos países exportadores. O *quantitative easing* executado pelo FED elevou os ingressos de capitais, que no Brasil atingiram em torno de \$US100\$ bilhões, reforçando o estoque de reservas internacionais (Pastore, Gazzano e Pinotti 2014). Vale ressaltar que as reservas internacionais são tanto um dos principais ativos em posse do governo, quanto um dos principais determinantes da diferença entre DLSP e DBGG.



**Figura 1 - Trajetória da Receita Líquida e da Despesa Total do Governo Central**

Fonte: Elaborado pelos autores a partir de dados do Tesouro Nacional.

Nota (\*): Séries acumuladas em 12 meses e deflacionadas utilizando o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA).



Por outro lado, Pastore, Gazzano e Pinotti (2014) ressaltam que as medidas adotadas no pós-crise, principalmente no Governo Dilma I, aprofundaram o problema estrutural de endividamento no Brasil, conforme também discutido por Godeiro e Lima (2017) e Nobrega, Maia e Besarria (2020). Esse cenário marca um giro na condução das políticas até então adotadas, indo de encontro às premissas do Regime de Metas para Inflação (Frascaroli e Nobrega, 2019). Nesse contexto, a reunião do COPOM, realizada em agosto de 2011, reduziu a taxa Selic em 0.5% em um estágio em que a economia se encontrava com a inflação acima da meta (ver Figura 3). A taxa de juros mais baixa passa a fazer parte do programa de governo. O resultado prático de tal postura da autoridade monetária pode ser observado na Figura 3, traduzido em seguidas violações à meta de inflação pré-estabelecida com cenário agravado no ano de 2016, onde a inflação anual superou inclusive a banda superior, registrando 10,67%.

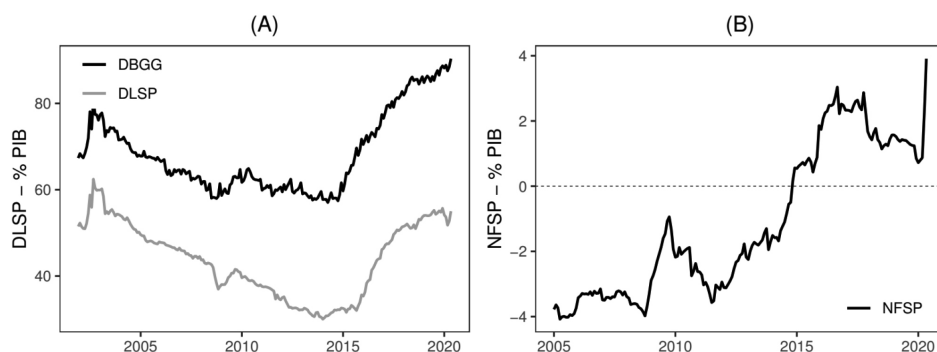


Figura 2 - Trajetória da Dívida Líquida do Setor Público (DLSP), Dívida Bruta do Governo Geral (DBGG) e Do Superavit Primário (NFSP)

Fonte: Elaborado pelos autores a partir de dados do Banco Central do Brasil.

Pelo lado fiscal, o governo sentiu-se à vontade para afrouxar a meta de superávits fiscais depois de 2010. Ademais, a redução da taxa de juros como meta, acompanhada de depreciação cambial como política industrial, e abandono da política de superávits primários são as características que vão marcar o desmonte do “Tripé Macroeconômico”, e a ascensão da nova “Matriz Macroeconômica”. Nesse contexto, a partir de meados de 2014 ocorre reversão na trajetória de redução da dívida, passando a apresentar forte crescimento que perdura até então. Os anos subsequentes são mar-

cados por seguidos aumentos na taxa de juros da economia sem o efeito esperado de redução no nível de preços, sugerindo uma possível dominância fiscal, conforme descrito em Sargent e Wallace (1981). Tal comportamento, emerge da perda de eficiência da política monetária em controlar a dinâmica da inflação, em virtude, principalmente, do andamento da política fiscal e do nível de gastos públicos.

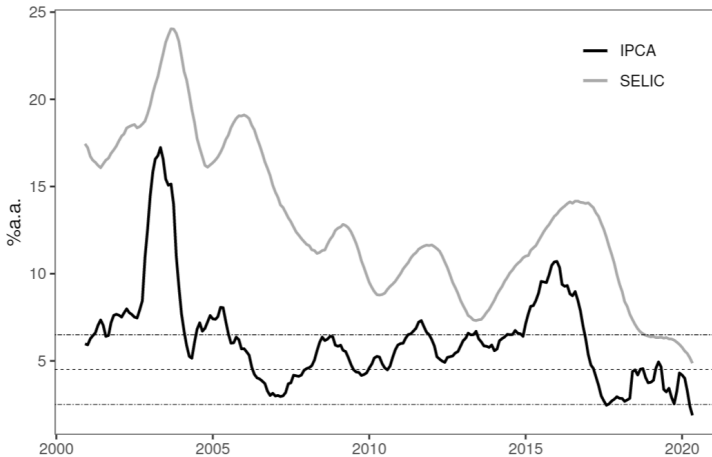


Figura 3 - Trajetória do IPCA e Taxa Selic (Over)

Fonte: Elaborado pelos autores a partir de dados do Banco Central do Brasil.

Em 2015, a agência de classificação de risco *Standard & Poors* rebaixou a nota de crédito brasileira, em parte, por considerar a trajetória da dívida preocupante. Nesse mesmo sentido, o relatório do Fundo Monetário Internacional (FMI), “World Economic Outlook” de abril de 2016, evidencia a preocupação com a trajetória da Dívida Pública do Brasil, com uma projeção da dívida para 2018 de 84% como proporção do PIB. O resultado do abandono do Tripé Macroeconômico foi de maior endividamento, maior inflação e menor crescimento (resgate da estagflação). Em síntese, ao invés de políticas públicas que melhorassem o ambiente de negócios e a produtividade total dos fatores da economia, a opção foi de políticas de expansão fiscal e populismo macroeconômico. Todavia, é importante ressaltar que não somente a política econômica dos últimos anos é a responsável pela atual condição fiscal.

### 3. Metodologia

#### 3.1. Modelagem Teórica

##### 3.1.1. Da precificação da dívida à restrição orçamentária

Partindo da identidade orçamentária:

$$B_t \equiv (1 + i)B_{t-1} + (T_t - G_t) \quad (1)$$

onde,  $B_t$  é o estoque da dívida do governo;  $T_t$  é a arrecadação;  $G_t$  são os gastos do governo;  $i$  é a taxa nominal de juros; e,  $T_t$  é a arrecadação do governo. Dividindo pelo nível de preços  $P_t$ , pela taxa de inflação  $\pi_t = P_t - P_{t-1}$  e pelo produto agregado real  $y_t = Y_t/P_t$ , tem-se:

$$\frac{B_t}{P_t y_t} \equiv \frac{(1 + i)B_{t-1}}{(1 + \pi_t)P_t y_{t-1}} + \frac{T_t - G_t}{P_t y_{t-1}} \quad (2)$$

Sendo,

$$b_t \equiv (1 + r_t)b_{t-1} + DEF_t \quad (3)$$

em que  $DEF_t$  é o déficit primário em proporção do PIB no período  $t$ , também expresso por:

$$DEF_t = \tau_t - g_t \quad (4)$$

Na Equação 3 está definida a identidade orçamentária em termos reais e em razão do PIB. Desse modo, evita-se o efeito de circularidade da moeda e torna a dívida comparável. Nessa formulação, é fácil observar que, em última instância, é essa equação que precifica a dívida pública por meio da perpetuidade do fluxo de déficit. Ao diferenciá-la, chega-se à expressão:

$$\Delta b_t \equiv b_t - b_{t-1} = r_t b_{t-1} + DEF_t \quad (5)$$

A passagem da identidade orçamentária para a sua restrição é feita com suposições quanto à dinâmica da taxa real de juros ( $r_t$ ). Na literatura de dívida pública, em geral, se assume que ela é positiva e constante,  $r_t = r > 0$ , é suficiente para derivar as condições de validade das restrições.<sup>5</sup>

Assim como em Bohn (2007), assumiremos que a taxa de juros segue processo estocástico estacionário com média  $r > 0$ . Assim, os gastos passam a acomodar desvios dos juros reais da dívida,  $g'_t = g_t + (r_t - r)b_{t-1}$ . Desse modo, ao incorporar a dinâmica estocástica da taxa de juros, a equação orçamentária passa a ser especificada assim:

$$b_t = \rho E_t[\tau_{t+1} - g_{t+1} + b_{t+1}] \quad (6)$$

Sendo,

$$\rho = \frac{1}{(1 + r)} < 1$$

onde,  $E_t[\cdot]$  é a esperança, dadas as informações disponíveis ao investidor no período  $t$ . Para que a equação (6) se torne a Restrição Orçamentária Intertemporal (ROI), a dinâmica dívida tem que atender à Condição de Transversalidade (CT):

$$(CT): \lim_{n \rightarrow \infty} \rho^n E_t[b_{t+n}] = 0 \quad (7)$$

Sendo satisfeita a condição da equação (7) e usando a equação (6), se chega à ROI:

$$(ROI): b_t = \sum_{v=1}^{\infty} \rho^v E_t[\tau_{t+v} - g_{t+v}] \quad (8)$$

em que  $\rho^v$  denota a taxa de desconto no período  $v$ . Caso a CT não seja respeitada, admite-se a possibilidade dos chamados jogos de *ponzi*.<sup>6</sup> Isso

<sup>5</sup> Ver Bohn (2007) para um descritivo detalhado de cada um dos pressupostos de taxas de juros na literatura da dívida pública.

<sup>6</sup> Jogos de *ponzi* ocorrem quando a taxa de rentabilidade da dívida pública cresce a uma velocidade superior ao crescimento da taxa básica de juros. Isso implica que o governo pagará dívida com mais dívida, rolando-a indefinidamente. Os modelos convencionais de sustentabilidade da dívida pública não admitem essa hipótese (Azizi *et al.*, 2012).

implica em não sustentabilidade da mesma, ao passo em que a dinâmica se torna explosiva. Nesse caso, esses modelos apresentam poucas alternativas teóricas para lidar com o problema.

Em séries temporais, a abordagem consensual passa a ser testar quando a ROI é ou não válida (Bohn 2007) por meio de testes de raiz unitária. Essa abordagem predominou na década de 1980, tendo como trabalho seminal Hamilton e Flavin (1985), o qual contribuiu analiticamente ao colocar testes de raiz unitária no estoque da dívida como teste econométrico de sustentabilidade de dívida.

A rigidez dessa hipótese passa a ser flexibilizada pela literatura subsequente ao utilizar diferentes variáveis da identidade orçamentária da Equação 1, mas ainda restritos ao estudo das dinâmicas que tornam a condição de transversalidade válida. Casos notáveis estão em Hakkio e Rush (1991) e Trehan e Walsh (1991). Há aqui problemas clássicos em pesquisa aplicada ao usar testes de raiz unitária, apontados em Bohn (1998), Bohn (2005), Bohn (2007):

1. O problema de potência inerente aos testes de raiz unitária, sendo vulneráveis ao erro do tipo I e II.
2. Na prática, esses testes tendem a ser ambíguos *per se* na comparação dos resultados. Lembrando que cada teste tenta acomodar determinados fatos estilizados, mantendo-se vulnerável a outros, por exemplo: **a) Teste Phillips-Perron**: acomoda heterocedasticidade, mas ignora a autocorrelação residual; **b) Teste Dickey-Fuller Aumentado**: pondera a autorregressividade, todavia não considera a heterocedasticidade; **c) teste KPSS**: inverte a hipótese nula e permite a existência de autocorrelação residual nas séries.
3. O pesquisador pode ser tentado a diferenciar a série em questão de modo arbitrário.

### 3.1.2. Cointegração e Modelo de Correção de Erro

O surgimento da abordagem de cointegração em séries temporais tem ganhos de análise estatística e econômica. Como Hakkio e Rush (1991), Trehan e Walsh (1991), Bohn (1998), Bohn (2007) provam analiticamente, a Condição de Transversalidade é facilmente aceita com essa abordagem. Nessa seção será mostrado em forma reduzida as diferentes abordagens que exploram a dinâmica comum de longo prazo.

- **Receitas ( $\tau$ ) e Gastos do governo ( $g$ )**

Hakkio e Rush (1991) partem da Equação 1. Rearranjando:

$$G_t + (1 + i)B_{t-1} = T_t + B_t \quad (9)$$

A passagem da restrição no período  $t$ , para uma restrição intertemporal se dá ao introduzir uma taxa de desconto, que diferente de em Hamilton e Flavin (1985), é estocástica ( $r_t$ ). Para trazer essa relação a valor presente,

$$B_0 = \sum_{t=1}^{\infty} r_t(T_t - G_t) + \lim_{n \rightarrow \infty} r_n B_n \quad (10)$$

onde,

$$r_t = \prod_{s=1}^{\infty} \beta_s = \frac{1}{(1 + i)_s}$$

A condição de cointegração entre as variáveis é representada por:

$$E \left[ \lim_{j \rightarrow \infty} (r_n B_n) | T, G \sim (m) \right] = 0 \quad (11)$$

De modo que, ainda que essas variáveis sejam não estacionárias, se forem integradas de mesma ordem, a condição necessária para a sustentabilidade da dívida pública é satisfeita.<sup>7</sup>

<sup>7</sup> A prova pode ser encontrada em Hakkio e Rush (1991).

- **Componentes da identidade fiscal: Explorando o caso da Interação entre Política Fiscal e Monetária**

Para o caso brasileiro, torna-se interessante mostrar essa abordagem em termos de teste de dominância fiscal. Para isso, basta recuperar a Equação 2 e, incorporando a emissão monetária  $M_t - M_{t-1} = \sigma_t$ , é fácil mostrar as principais intuições da “desagradável aritmética monetarista”, definida em Sargent e Wallace (1981). Ao considerar que a taxa de juros ( $r$ ) cresce acima da taxa de crescimento da economia ( $\rho$ ), e o governo se nega à monetização e, a dívida deve crescer dominada pelo fator de expansão da taxa de juros. Sargent e Wallace (1981) admitem que esse crescimento, em que a autoridade monetária se nega a agir, se dá até o momento em que  $t < T$ , quando  $t > T$ ; o Banco Central passa a expandir a oferta monetária para pagar a dívida e a desagradável aritmética monetarista passa a ser válida.

A determinação da quantidade de emissão monetária que deve ser gerada para manter a dívida constante, é representado por

$$\left( \frac{M_t - M_{t-1}}{p_t y_t} \right) = DEF_t - b_{t < T}(\mu) \left( 1 - \frac{1+r}{1+\rho} \right) \quad (12)$$

Essa especificação torna claro o que determina a dinâmica da base monetária nesse modelo e responde com sinal positivo a uma redução no déficit ( $DEF$ ) e ao crescimento maior na economia ( $\rho$ ). Ademais, como pode-se observar, no caso de um aumento na taxa de juros, a oferta de moeda se eleva ao invés de se contrair.

Partindo dos postulados da macroeconomia neoclássica, os quais consideravam a demanda por moeda como proporcional ao produto nominal,  $M_t^d = PY$ , pode-se assumir em dinâmica que  $(1 + \mu) = (1 + \pi)(1 + \rho)$  sendo  $(1 + \mu)$  a taxa de crescimento da moeda. Substituindo essa equação em 12 e rearranjando é possível encontrar a equação central da dominância fiscal clássica em taxa, assim:

$$\frac{[(1 + \pi)(1 + \rho) - 1]}{(1 + \pi)(1 + \rho)} = d_t + \frac{r - \rho}{1 + \rho} b_{t > T}(\mu) \quad (13)$$

O resultado intuitivo apresentado por Sargent e Wallace (1981) é que, fixada a taxa de crescimento do PIB, a inflação guarda uma relação positiva com o estoque de dívida  $b_T(\mu)$ , de modo que o nível de dívida em  $T$ , gera pressão inflacionária em  $t > T$ . As ações do Banco Central passam a ser dominadas pela política fiscal, ao passo em que o orçamento do governo passa a ser financiado pela autoridade monetária por meio de imposto inflacionário. Ainda que a dívida assuma trajetória sustentável depois de  $T$ , as ações do Banco Central com base na Regra de Taylor, são dominadas pela dinâmica da dívida. A política monetária pode tornar-se, inclusive, contraproducente.<sup>8</sup>

Admite-se ainda que caso as expectativas dos agentes nessa economia sejam racionais, essa relação pode-se estabelecer ainda no curto prazo. Para o período de 1974 até 1989, Pastore, Gazzano e Pinotti (2014) não encontram indícios de dominância fiscal nos moldes propostos em Sargent e Wallace (1981).

Partindo da versão log-linearizada da Equação 13, Pastore, Gazzano e Pinotti (2014) constroem o modelo empírico:

$$b_t - b_{t-1} = [(g_t + rb_{t-1} - \tau_t) - \sigma_t] + u_t \quad (14)$$

Na prática, caso a relação  $(g_t + rb_{t-1} - \tau_t)$  seja uma combinação linear, sem a necessidade de introduzira senhoriagem,  $[(.) - \sigma_t]$ , então a dívida é sustentável e o governo não faz uso de imposto inflacionário para financiar o déficit. A estimação da cointegração se dá ao seguir o procedimento proposto em Johansen (1991).

### • Déficit primário e dívida pública

Trehan e Walsh (1991) mostram que a condição de transversalidade se aplica, e a restrição orçamentária é satisfeita quando a dívida é cointegrada ao resultado primário e a equação em diferença quase linear de ambas variáveis são integradas de ordem zero. Partindo de (3), tem-se

$$DEF_t + \lambda B_{t-1} = \varepsilon_t, B_t - \lambda B_{t-1}, DEF_t - \lambda DEF_{t-1} \sim I(0) \quad (15)$$

<sup>8</sup> A Dominância Fiscal é um sintoma de uma economia com sérios problemas fiscais. Para um levantamento teórico e empírico mais amplo, ver D'Abadia (2016) e para uma abordagem fiscalista, ver Loyo (1999).



Pode-se derivar  $\lambda = 1 + r - \alpha$ . Caso  $\lambda$  esteja fora do círculo unitário, nenhuma das séries é estacionária em diferença. A dívida e o resultado primário assumem trajetória de crescimento exponencial à taxa  $\lambda - 1 > 0$ . Portanto, a relação analítica proposta por Trehan e Walsh (1991), mostra que a condição de transversalidade depende de  $\frac{\lambda}{1+r} < 1$  para que seja garantida a não ocorrência de esquemas de *ponzi*,  $\rho^n E_t [B_{t+1} = B_t \left(\frac{\lambda}{1+r}\right)^n] \rightarrow 0$ .

### • A reação fiscal

A proposta Trehan e Walsh (1991) assume, segundo Bohn (2007), a interpretação do comportamento da autoridade fiscal. Ao considerar a identidade orçamentária e a hipótese de cointegração,  $DEF_t + \lambda B_{t-1} = \varepsilon_t \sim I(0)$ , obtém-se:

$$B_t = DEF_t + (1 + r_t)B_{t-1} = (1 + r_t - \alpha)B_{t-1} + \varepsilon_t \quad (16)$$

A diferença quase-linear,  $B_t - \lambda B_{t-1}$ , deve ser estacionária em:  $\lambda = 1 + r - \alpha$ . Portanto, em essência, está analisando uma relação de correção de erro:

$$DEF_t = -\alpha B_{t-1} + \varepsilon_t \quad (17)$$

De modo que, a análise de sustentabilidade passa a ser representada por uma combinação linear dos parâmetros  $\alpha$  e  $r$ . A interpretação dos parâmetros pode ser feita assim:

- i) se  $\alpha > r$  implica em dívida estacionária (não existência de esquemas de *ponzi*);
- ii) caso  $\alpha < r$  significa que a dívida assumiu trajetória de crescimento exponencial - um caso específico pode ser considerado;
- iii) quando  $0 < \alpha < r$ , que apesar da dívida assumir uma trajetória de crescimento mais acelerada, ainda não é suficiente para se garantir insustentabilidade da dívida;
- iv) ademais, decompondo  $\alpha = \alpha_0 + \rho$ , é possível derivar a situação em que se o crescimento econômico é maior que a taxa de juros ( $\rho > r$ ),

a dívida pública passa a ser sustentável ainda que o governo não gere superávit primário.<sup>9</sup>

Portanto, com esse passeio pelas diversas nuances conclui-se que os métodos mais tradicionais de teste de sustentabilidade possuem baixa aderência à realidade e vulnerabilidades teóricas que justificam o uso de arcabouço mais flexível e que incorpore mais fundamentos econômicos, micro fundamentos e o comportamento dos investidores. Parte desse *puzzle* está muito bem-posto em Jiang *et al.* (2019), mas não é difícil entender que quando não satisfeita a Condição de Transversalidade, é ineficaz o uso desse arcabouço de séries temporais para inferir sustentabilidade.

A proposta em Bohn (1991), Bohn (1995), Bohn (1998), Bohn (2007) vai na direção de incorporar esses elementos. Na próxima sessão será abordada a estratégia econométrica usada para estimação do modelo teórico, incorporando estados-espço por meio de cadeias de *markov*, principal contribuição desse trabalho.

### 3.2. *Estratégia Empírica*

Nessa seção são definidas as duas principais abordagens empíricas adotadas. Primeiro uma análise linear. Depois, dado o comportamento dos dados, partiu-se para modelagem não-linear, usando cadeias de *markov* e também uma análise de regressão linear com parâmetros variantes no tempo.

#### 3.2.1. *Modelo Linear: Vetor de Correção de Erros (VECM)*

O modelo empírico segue a sugestão de Simonassi, Arraes e Sena (2014) e Chicoli (2016), que partem da proposta em Bohn (2005) e Bohn (2007), para representar o seguinte modelo de determinação do superávit ( $nfsp_t$ ):

<sup>9</sup> Portanto, entende-se que esse modelo é capaz de dar uma resposta à discussão lançada por Blanchard (2019). Diferente das abordagens que focam na dinâmica estocástica da dívida pública e seus componentes, a condição de transversalidade é condição suficiente, mas não necessária. Ou seja, se a taxa de crescimento do produto é maior do que a taxa de crescimento da dívida, déficits persistentes podem não implicar em maior prêmio de risco.

$$nfspt_t = pdbggt_t + \beta_0 + \beta_{\tilde{g}} \tilde{g}_t + \beta_{\tilde{y}} \tilde{y}_t + \varepsilon_t \quad (18)$$

onde  $nfspt_t$  é a necessidade de financiamento do setor público em relação ao PIB;  $dbgggt_t$  é a dívida bruta do governo geral em proporção ao PIB;  $\rho$  é o parâmetro da dívida (o resultado significativo do modelo);  $\tilde{g}_t$  é uma medida de gastos/PIB temporários;  $\tilde{y}_t$  é o hiato do produto;<sup>10</sup>  $\varepsilon_t$  é o termo de erro *i. i. d.*

Para a estimação será utilizado um modelo de correção de erro (VECM), proposto em Bohn (2007), e aplicado em Simonassi, Arraes e Sena (2014), Luporini (2015) e Chicoli (2016). A modelagem VECM exige que as variáveis sejam integradas de mesma ordem. Portanto, serão utilizados os testes de raiz unitária e a cointegração será testada por meio do procedimento proposto em Johansen (1991). Caso as variáveis sejam cointegradas, vetores de cointegração serão recuperados para uma estrutura VAR com vetores autorregressivos. Uma análise estrutural é realizada a partir do sinal e magnitude dos parâmetros.

O modelo empírico pode ser reescrito como:

$$\begin{bmatrix} \Delta nfspt_t \\ \Delta dbgggt_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \beta_0 \\ \beta_1 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_0 \\ \alpha_1 \end{bmatrix} \Phi_{t-1} X_{t-1} + \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} \\ p_{21} & p_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta nfspt_{t-1} \\ \Delta dbgggt_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{nfspt_t} \\ \varepsilon_{dbgggt_t} \end{bmatrix} \quad (19)$$

no qual,

$$\Phi_{(t-1)X_{t-1}} = [1, \beta] \begin{bmatrix} \Delta nfspt_{t-1} \\ \Delta dbgggt_{t-1} \end{bmatrix}$$

Nessa forma, tem-se  $\Phi_{t-1} X_{t-1}$  com o vetor de cointegração ou as relações de longo prazo; enquanto  $\Delta$  representa os desvios de curto prazo. O parâmetro de interesse nesse modelo é  $\rho_{12}$ , que capta a reação defasada da necessidade de financiamento do setor público ( $nfspt_{t-1}$ ) a uma variação da dívida bruta do governo geral ( $dbgggt_{t-1}$ ).

O período de análise compreende janeiro de 1999 a março de 2021. Os dados têm frequência mensal e serão acumulados em 12 meses para retirar os ruídos existentes.

<sup>10</sup> O hiato do produto  $\tilde{y}_t$  será uma representação marginal acerca da situação econômica no período observado. A estimação deste se dá por meio de um filtro Hodrick-Prescott com  $\lambda = 14.400$ .

### 3.3.1. Modelo Não linear: *Markov Switching* VECM

Quebras estruturais em séries de tempo macroeconômicas potencialmente prejudicam o entendimento de fenômenos econômicos, seja em termos de análise estrutural ou da sua dinâmica. A essência desses problemas está nos artigos seminais de Chow (1960), Nelson (1982) e Perron (1989). Hamilton (1989) é talvez um dos primeiros a atacar o problema de mudanças estruturais e das expectativas racionais em um arcabouço autocontido: Cadeias de Markov com modelo autorregressivo (AR).

Antes de aprofundar as intuições econômicas, é importante definir uma Cadeia de *Markov* para um problema generalizado. Dado o conjunto  $\mathfrak{X}$  de variáveis aleatórias  $X_{t,t} \in \mathfrak{X}$ , definidas no estado-espço  $\mathfrak{X}$ . Cada conjunto  $\mathfrak{X}$  representa um comportamento ou estado da natureza do processo estudado. Considerando  $S$  como sendo um conjunto de variáveis discretas, os estados-espço podem ser modelados por uma cadeia de Markov, onde  $X_0, X_1, \dots, X_n$  um processo estocástico,

$$P(X_{x+1} = j \mid X_0 = x_0, \dots, X_{n-1} = x_{n-1}, X_n = i) = P(X_{n+1} = j \mid X_n = i) \quad (20)$$

Para  $X_{n-1}, i, j \in S$ ; em que,  $S$  é o estado de uma cadeia de *Markov*. Dado que a passagem do estado  $i$  para o estado  $j$  no passo  $t + 1$  depende apenas do estado assumido pelo processo em  $i$ , a relação  $P_{ij} = P(X_{t+1} = j \mid X_t = i)$  pode ser expressa em uma matriz estocástica<sup>11</sup> quadrada  $\mathbf{P}_{kxk}$ , denominada de matriz de transição.

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} & p_{1q} \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ p_{q1} & p_{q2} & p_{qq} \end{bmatrix} \quad (21)$$

Portanto, o processo estocástico descrito por uma cadeia de Markov tem a propriedade de tornar o passado e o futuro independentes. O processo considera apenas o estado presente para calcular a probabilidade de transição no passo seguinte. Como argumenta Dobrow (2016), o processo de *Markov* é desejável computacionalmente, visto que as probabilidades de transição podem ser expressas por meio de álgebra linear.

<sup>11</sup> Para que a matriz  $\mathbf{P}$  seja estocástica, deve ser quadrada com todas as probabilidades positivas ( $P_{ij} > 0$ ) para todos os estados  $ij$ , e para cada linha  $i$ , a soma das probabilidades deve ser igual a 1 ( $\sum_j P_{ij} = 1$ ).

A literatura de modelos econométricos busca, com o uso de processos *markovianos*, acomodar problemas de quebra estrutural ou mudança de nível e de heterocedasticidade. A primeira abordagem, proposta por Hamilton (1988), acomoda as mudanças de regime em uma especificação autorregressiva univariada (MS-AR). Krolzig (2013) estende o método para aplicações multivariadas com modelos autorregressivos (MS-VAR) e vetor de correção de erros (MS-VECM). Como ressalta Krolzig (2013) o modelo permite o uso de coeficientes variantes no tempo, de forma a se adequar à não-linearidade presente nas séries. Entretanto, assume-se que em cada regime o modelo é linear, condicionado a um número discreto e não observável de regimes. Esse modelo difere dos demais modelos da classe não-linear, como o *Self-Exciting Threshold Autorregressive* (SETAR), *Smooth Transition Vector Error Correction Model* (SVECM).

Dado o comportamento das variáveis, decidiu-se por especificar um modelo VEC que caracterize efetivamente os diferentes estados da economia brasileira. A mudança de regime é governada por uma cadeia de Markov exógena com regimes  $S_t \in (1, \dots, M)$ .

Particularmente, considerando o vetor  $X_t$  como contendo as variáveis fiscais,  $X_t = [nfsp_t, dbgg_t]$ , assumindo a função de densidade probabilidade  $f(X_t | X_{t-1}, \alpha)$ , onde  $\alpha$  é o parâmetro  $nfsp_t = \alpha dbgg_{t-1}$ . Dessa forma, assume-se que o estado  $S_t$  determina se a dívida pública no Brasil é sustentável ou não.

Desse modo, seguindo Krolzig, Marcellino e Mizon (2002) Mendonça, Santos e Sachsida (2009), Krolzig (2013), Wichmann e Portugal (2013), Ghiani, Gillman e Kejak (2014), Balcilar, Gupta e Miller (2015), Campos e Cysne (2019); adota-se um modelo de regimes *markovianos* que acomodam mudanças nos parâmetros ( $A_i$ ), no intercepto ( $v$ ) e na matriz de variância-covariância ( $\Sigma^2$ ). No caso geral, para o dado regime  $S_t$ , o vetor  $X_t$  é gerado por um processo de vetor de correção de erros, de ordem  $p$ ,

$$\Delta X_t = v(S_t) + \Phi X_{t-1} + \sum_{j=1}^p A_j(S_t) \Delta X_{t-j} + \Sigma^2(S_t) \varepsilon_t \quad (22)$$

Onde  $p$  é a ordem da defasagem da especificação VAR;  $\Phi$  é a relação de longo prazo;  $v$  é o intercepto;  $A_j$  é a matriz de coeficientes;  $\varepsilon$ ,  $\Sigma$  é a matriz variância-covariância positiva-semidefinida, variante nos regimes.

Em cada regime, podem variar os coeficientes, o intercepto, a matriz variância-covariância ou ambos. Assim, as especificações são respectivamente: MS, MSI, MSH e MSIH. O significado dos regimes depende da caracterização apresentada pelos parâmetros estimados. A Tabela 1 abaixo apresenta todas as especificações possíveis em modelos MS-VAR.

Tabela 1 – Modelos Autorregressivos com Mudança Markoviana

Especificação MSM			Especificação MSI		
$\mu$ variando			$\mu$ constante	$\nu$ variando	$\nu$ constante
$A_j$ constante	$\Sigma$ constante	MSM-VAR	MVAR Linear	MSI-VAR	VAR Linear
	$\Sigma$ variando	MSMH-VAR	MSH-MVAR	MSIH-VAR	MSH-VAR
$A_j$ variando	$\Sigma$ constante	MSMA-VAR	MAS-MVAR	MSIA-VAR	MAS-VAR
	$\Sigma$ variando	MSMAH-VAR	MASH-MVAR	MISAH-VAR	MSAH-VAR

Nota(\*): as letras M, I, A e H denotam mudança *markoviana* na média, intercepto, parâmetros autorregressivos e nos resíduos, respectivamente.

O processo de estimação segue o método *Expected Maximization* (EM) sugerido em Hamilton (1988). O algoritmo consiste em duas etapas: i) toma-se a esperança do log-verossimilhança; ii) computam-se os coeficientes que maximizam o primeiro passo.<sup>12</sup> Essa estimação é refinada usando o algoritmo BHHH.

### 3.3. Dados

As séries de tempo referentes ao Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) e Produto Interno Bruto (PIB) foram coletadas através do *website* do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Os dados referentes à Dívida Bruta do Governo Geral (DBGG) e o Resultado Primário (NFSP) foram extraídas junto ao Sistema Gerenciador de Séries Temporais (SGS) do Banco Central do Brasil. Todas as séries possuem periodicidade mensal, abrangendo o período entre março de 1999 e março de 2021, totalizando uma amostra com 267 observações. A Tabela 2 apresenta a descrição das séries de dados temporais utilizadas na presente pesquisa.

<sup>12</sup> Ver Krolzig (2013).

Tabela 2 – Descrição dos dados utilizados na pesquisa

Série	Descrição	Unidade de Medida	Fonte	Código SGS
NFSP	Necessidade de Financiamento do Setor Público – Resultado Primário	% PIB – acumulado em 12 meses	BACEN	5068
DBGG	Dívida Bruta do Governo Geral	% PIB	BACEN	13761 / 4502
PIB	Produto Interno Bruto	Milhões de R\$ - acumulado em 12 meses	IBGE	4382
IPCA	Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo	Variação % ao mês	IBGE	433
Gasto	Gastos Totais do Governo Federal	Milhões de R\$ - acumulado em 12 meses	Tesouro Nacional	-
Receita	Receitas Totais do Governo Federal	Milhões de R\$ - acumulado em 12 meses	Tesouro Nacional	-
Gastos Discricionários	Somatório dos itens 4.4.1 e 4.4.2 do resultado primário do governo	Milhões de R\$ - acumulado em 12 meses	Tesouro Nacional	-
Gastos Obrigatórios	Somatório dos itens 4.1, 4.2 e 4.3 do resultado primário do governo	Milhões de R\$ - acumulado em 12 meses	Tesouro Nacional	-

Fonte: Elaboração própria.

#### 4. Resultados e discussão

Inicialmente, seguindo-se o procedimento de cointegração proposto em Johansen (1991), são estimados quatro modelos. Na Tabela 8 é possível observar que apenas os modelos 3 e 4 rejeitam a hipótese de nenhum vetor de cointegração, enquanto não aceitam a hipótese de ao menos um vetor cointegrado. Desse modo, o resultado sugere que no período analisado, o governo não fez uso de senhoriagem para atender a restrição orçamentária do mesmo. Recuperando os vetores de cointegração e inserindo na especificação VAR, encontra-se o Vetor de Correção de Erros (VEC), de interesse nessa pesquisa. Dado que as variáveis  $DBGG(b_{t-1})$  e Necessidade de Financiamento do Setor Público em seu conceito Primário (NFSP) estão contidas em um mesmo vetor, um sinal negativo na variável  $b_{t-1}$  implica em reação positiva da dívida. Como um aumento da NFSP se traduz em um maior déficit, para que a dívida pública seja sustentável, o parâmetro

$dbgg_{t-1}$  com relação a  $nfsp_t$  deve ser positivo. No modelo III da Tabela 3 é possível observar que esses parâmetros são positivos e significativos a 5%, indicando incapacidade da união reverter a trajetória da dívida. No modelo IV, ao adicionar o ciclo econômico representado por  $\tilde{y}_{t-1}$  e  $\tilde{y}_{t-2}$ , a resposta do superávit da dívida perde força e o ciclo impacta o superávit negativamente, indicando que parte do custo fiscal foi pago com crescimento econômico no período.<sup>13</sup>

Em última análise, a avaliação da dívida pública em todo o corte amostral por meio de um modelo linear, como o VEC, é pouco conclusiva, pois há indícios pontos de ruptura na condução da política fiscal. Quanto à estabilidade das séries todas as rubricas fiscais são estacionárias em primeira diferença, sendo a variável juros estacionária em nível. Aqui a crítica em Bohn (2007) é reforçada, dado a baixa potência desses testes.

Desse modo, é importante realizar testes de quebra estrutural. Foram realizados os testes em Bai e Perron (1998), Bai e Perron (2003), Lee e Strazicich (2003), Zivot e Andrews (2002), observados respectivamente nas tabelas 6, 9 e 7. Embora cada um deles tenha sua particularidade, há alguma convergência nos resultados que permite afirmar que o superávit sofre mudança estrutural de trajetória entre 2012 e 2017, enquanto que na dívida pública se observa por volta de 2002, mas com indícios de quebra em 2006, 2010, 2014 e 2017, apontados pelo teste de Bai e Perron (1998), Bai e Perron (2003).

No intuito de contornar o problema da instabilidade das séries e, conseqüentemente, melhorar a qualidade de ajustamento dos modelos aos dados, utiliza-se uma abordagem não-linear por meio de um modelo MS-VECM, proposto por Krolzig (2013). Com a utilização de cadeias de Markov, espera-se que seja possível estabilizar os momentos e, então, auferir ganhos de interpretação econômica. Ainda assim, somente a instabilidade da série não é condição suficiente e necessária para prosseguir com a estimação de um modelo através de técnicas de estimação não lineares. De acordo com Enders (2004), é necessário testar se a relação entre as variáveis do modelo é de fato não linear, para isso, foi realizado o teste LR de linearidade. A Tabela 10 sumariza o teste de linearidade, os resultados apontam para a rejeição da hipótese nula de linearidade, sugerindo que a relação entre as variáveis do modelo especificado é de fato não-linear.

---

<sup>13</sup> Ver seção 3.1



Tabela 3 – Estimação do Modelo de Correção de Correção de Erros

	Modelo II		Modelo IV	
<i>Eq.de Cointegração</i>				
$nfsp_{t-1}$	-0,0491 [0,02303] (0,033)		-0.0092 [0.0034] (0.008)	
$dbgg_{t-1}$	0.4723 [0.0986] (0.000)		-0.0338 [0.0156] (0.031)	
<b>Correção de Erros</b>	<b><math>nfsp_t</math></b>	<b><math>dbgg_t</math></b>	<b><math>nfsp_t</math></b>	<b><math>dbgg_t</math></b>
$nfsp_{t-1}$	0.2819 [0.0633] (0.000)	0.7288 [0.2711] (0.007)	0.3229 [0.0628] (0.000)	0.3648 [0.2840] (0.200)
$dbgg_{t-1}$	0.0488 [0.0145] (0,0000)	-0.2949 [0.062] (0.000)	0.0320 [0.0137] (0.020)	-0.15830 [0.0620] (0.011)
$\tilde{y}_{t-1}$			-0.0548 [0.0417] (0.189)	-0.2382 [0.1887] (0.2079)
$nfsp_{t-2}$	0.0435 [0.0623] (0.485)	0.5938 [0.2669] (0.026)	0.0893 [0.0613] (0.146)	0.3410 [0.2774] (0.220)
$dbgg_{t-2}$	0.0361 [0.0155] (0.020)	-0.0349 [0.0665] (0.5998)	0.0141 [0.0137] (0.3068)	0.1594 [0.0622] (0.011)
$\tilde{y}_{t-2}$			-0.1307 [0.0438] (0.003)	-0.3912 [0.1982] (0.049)
$R^2$ - ajustado	0,165	0,147	0,269	0,0967
Estatística F	11.63(0.000)	10.1(0.000)	14.89(0.000)	5.039(0.000)
$ARCH_{Multivariado}$	69.58(0.010)		367.98(0.000)	
$JB_{Multivariado}$	3500(0.000)		3856(0.000)	
<i>Pormanteau</i>	58.48(0.314)		138.26(0.121)	

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do Banco Central do Brasil. O parâmetro é seguido pelo erro padrão [.] e pelo p-valor(.).

Inicialmente, o processo de estimação consiste em encontrar a especificação que melhor se ajuste ao comportamento dos dados. A Tabela 4 apresenta a estimativa dos critérios de informação dos modelos; através dessa, é possível observar que o modelo que mostrou melhor grau de ajustamento foi a especificação MS(2)-VECM(1). Esse modelo permite avaliar a mudança nos parâmetros - tornando a análise não linear. Avaliando cada regime em separado, no que diz respeito ao regime 1, é possível observar que o parâmetro relacionado à dívida pública ( $dbgg_{t-1}$ ) é estatisticamente diferente de zero, porém o coeficiente apresenta sinal não negativo, o que implica em resposta positiva da autoridade fiscal em resposta à elevação marginal da dívida pública. Em outras palavras, esse resultado sugere que o regime 1 caracteriza os momentos em que a evolução da dívida não ocorreu de maneira sustentável. Ainda em relação ao regime 1, direcionando-se a análise ao superávit fiscal ( $nfsp_t$ ), relacionado a valores defasados da própria NFSP é estatisticamente diferente de zero e mais elevado que no regime 2. Esse resultado sugere que incrementos marginais anteriores de déficit (ou superávit) são mais persistentes no regime 1.

Prosseguindo a análise, no que diz respeito ao regime 2, esse é marcado pelo aumento significativo na variância do superávit primário ( $\sigma_{nfsp}$ ) com redução da persistência do mesmo. Esse resultado sugere uma elevação da incerteza quanto à condução da política fiscal, em virtude do incremento da volatilidade no instrumento de controle da dinâmica do passivo público. Nos outros modelos, apesar de haver inversão no sinal do parâmetro da dívida quando se adiciona uma defasagem, ele tende a ser menor que a primeira defasagem. A exceção se dá quando se flexibiliza a restrição de erros homocedásticos, acomodando a heterocedasticidade das séries no modelo MSH(2)-VECM(2), o qual transita entre um regime com insustentabilidade, alta persistência de superávit/déficit e baixa volatilidade na condução da política fiscal, para o regime em que os sinais do parâmetro de interesse tornam-se negativos, mas não significativos e a volatilidade se eleva. Esse achado corrobora com Wichmann e Portugal (2013) e Jesus (2014).

Tabela 4 – Resultados da estimação do VECM com Regimes Markovianos

Modelo	MSIH(2)- VECM(2)	MSIH(2)- VECM(1)	MSI(2)- VECM(2)	MSI(2)- VECM(1)	MS(2)- VECM(2)	MS(2)- VECM(1)	MSH(2)- VECM(2)
<b>Regime 1</b>							
$\Phi$	0,0458 (0,0000)	0,0317 (0,0000)	0,0316 (0,0000)	0,0000 (0,9577)	0,0288 (0,0000)	0,0232 (0,0000)	0,0452 (0,0000)
$\nu$	0,0000 (0,3820)	0,0000 (0,0000)	0,0000 (0,7720)	0,0012 (0,0010)	0,0006 (0,0020)	0,0022 (0,0000)	0,0000 (0,9100)
$\Delta n f s p_{t-1}$	1,1550 (0,0000)	0,8785 (0,0000)	0,7758 (0,0000)	0,0092 (0,0000)	0,7748 (0,0000)	0,5830 (0,0000)	1,1557 (0,0000)
$\Delta d b g g_{t-1}$	0,0908 (0,0000)	0,0449 (0,0000)	0,0644 (0,0000)	0,0138 (0,0000)	0,0599 (0,0000)	0,0389 (0,0000)	0,0905 (0,0000)
$\Delta n f s p_{t-2}$	-0,3154 (0,0000)		-0,2075 (0,0000)		-0,2101 (0,0000)		-0,3163 (0,0000)
$\Delta d b g g_{t-2}$	-0,0334 (0,0000)		-0,0234 (0,0000)		-0,0227 (0,0000)		-0,0336 (0,0000)
$\sigma_{n f s p}$	0,0001 (0,0000)	0,0001	0,0001 (0,0000)	0,0001 (0,0000)	0,0001 (0,0000)	0,0001 (0,0000)	0,0001 (0,0000)
$\sigma_{d b g g}$	0,0002 (0,0000)	0,0002					0,0002 (0,0000)
<b>Regime 2</b>							
$\Phi$	-0,0001 (0,9220)	-0,0007 (0,4870)	0,0148 (0,0000)	0,0346 (0,0000)	0,0162 (0,0000)	0,0115 (0,0000)	0,0008 (0,4320)
$\nu$	0,0008 (0,1820)	0,0026 (0,0000)	0,0008 (0,0020)	0,0000 (0,0000)	0,0018 (0,0000)	0,0016 (0,0000)	0,0028 (0,0000)
$\Delta n f s p_{t-1}$	-0,0045 (0,4290)	-0,0008 (0,8810)	0,3911 (0,0000)	0,8761 (0,0000)	0,3928 (0,0000)	0,2961 (0,0000)	0,0059 (0,30800)
$\Delta d b g g_{t-1}$	0,0060 (0,2900)	0,0028 (0,4930)	0,0356 (0,0000)	0,0478 (0,0000)	0,0317 (0,0000)	0,0238 (0,0000)	-0,0003 (0,9564)
$\Delta n f s p_{t-2}$	-0,0037 (0,5120)		-0,1113 (0,0000)		-0,0980 (0,0000)		0,0060 (0,2980)
$\Delta d b g g_{t-2}$	0,0012 (0,8210)		-0,0142 (0,0010)		-0,0129 (0,0002)		-0,0014 (0,7840)
$\sigma_{n f s p}$	0,0176 (0,0000)	0,0156	0,0002 (0,0000)	6,1907 (0,0000)	0,0002 (0,0000)	0,0002 (0,0000)	0,0176 (0,000)
$\sigma_{d b g g}$	0,0736 (0,0000)	0,0551					0,0734 (0,0000)
<b>Probabilidades de Transição de Regimes</b>							
$P(s_{t+1} = 1   s_t = 1)$	0,9904	0,9892	0,7712	0,4034	0,7737	0,7999	0,9904
$P(s_{t+1} = 2   s_t = 2)$	0,3254	0,3144	0,5502	0,9920	0,5595	0,6107	0,3272
$P(s_{t+1} = 2   s_t = 1)$	0,0095	0,0107	0,2287	0,5965	0,2262	0,2000	0,0095
$P(s_{t+1} = 1   s_t = 1)$	0,6745	0,6855	0,4497	0,0079	0,4404	0,3892	0,6727
<b>Avaliação dos Modelos</b>							
Log-Likelihood	1518,47	1527,52	1524,86	1532,67	1524,51	1532,79	1518,58
AIC	41,34	25,33	33,34	17,33	21,34	5,33	29,34
BIC	141,79	97,04	119,43	74,72	85,91	41,20	108,26
HQ	81,69	54,15	67,92	40,38	47,27	19,74	61,05

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do Banco Central do Brasil

A análise da matriz de probabilidade de transição ergódica, mostra que uma vez que a autoridade fiscal se encontra no regime 1, a probabilidade de ir para o regime 2 é baixa. Isso indica que há incentivo para que o governo tenha leniência fiscal, sendo constantemente expansionista. Esse resultado está em linha com o encontrado por Wichmann e Portugal (2013), os quais testam a resposta fiscal e monetária ao ciclo econômico para o período de 2001 até 2009. Apesar dos resultados não serem comparáveis diretamente, para os autores, a autoridade fiscal no Brasil é constantemente expansionista, ficando a cargo do Banco Central, o papel de reagir de modo contracíclico a um hiato positivo do produto. Ao não inserir variáveis de ajuste monetário, o modelo estimado na Tabela 4 sugere que a variável de condução da política fiscal tem pouca capacidade de reagir ao crescimento da dívida. Isso pode ser atribuído, em grande medida à rigidez do orçamento no Brasil, como discutido na subseção 4.1.

#### *4.1. O Papel dos Gastos Obrigatórios na Sustentabilidade Fiscal*

Como discutido na seção 2, chama a atenção o alto grau de rigidez orçamentária no Brasil. Com o objetivo de estimar econometricamente e qualificar como essa rigidez afeta o parâmetro de sustentabilidade fiscal, será adicionada à especificação de Bohn (2005), Bohn (2007) os gastos obrigatórios e discricionários da união, assim:

$$\overline{nfsp}_t = \overline{dbgg}_t + \beta_0 + \beta_{\overline{go}}\overline{go}_t + \beta_{\overline{gd}}\overline{gd}_t + \varepsilon_t \quad (23)$$

Onde  $\overline{nfsp}_t$  é a necessidade de financiamento do setor público em relação ao PIB;  $\overline{dbgg}_t$  é a dívida bruta do governo geral em proporção ao PIB;  $\rho$  é o parâmetro da dívida (de interesse do modelo);  $\overline{go}_t$  é o agregado de gastos obrigatórios da união;  $\overline{gd}_t$  é a soma das rubricas de gastos discricionários da união;  $\varepsilon_t$  é o termo de erro i.i.d.<sup>14</sup>

A estratégia empírica a ser implementada usará duas etapas, a primeira é a estimação de uma regressão linear com regimes markovianos interagindo cada uma das variáveis ao modelo original de reação fiscal da seção anterior, portanto a especificação do modelo econométrico passa a ser, assim:

<sup>14</sup> Todas as variáveis foram suavizadas por meio de um filtro HP com lambda 14.400.

$$\overline{nfsp}_t = \overline{dbgg}_t(S_t) + \beta_0(S_t) + \beta_{\overline{g\bar{o}}}\overline{g\bar{o}}_t(S_t) + \beta_{\overline{g\bar{d}}}\overline{g\bar{d}}_t(S_t) + \varepsilon_t \quad (24)$$

Onde  $(S_t)$  indica a existência de  $S$  regimes no período  $t$ . Os resultados da estimação da equação 24 podem ser encontrados na Tabela 5. Ao interagir a dívida pública com os agregados de gastos discricionários é possível encontrar correlações que podem explicar por que em nenhum dos modelos de correção de erros estimados na seção anterior foi encontrado regime com sustentabilidade da dívida. Primeiro, no regime 1 ao adicionar o gasto obrigatório como variável explicativa, é possível observar uma redução relevante no parâmetro de reação fiscal ( $\rho$ ), enquanto  $\beta_{\overline{g\bar{o}}}$  opassa a acomodar a maior parte do efeito pró-cíclico nos modelos II e IV. Mais elucidativo ainda é observar que controlar a condução fiscal pelos gastos discricionários  $\beta_{\overline{g\bar{d}}}$  não só reduz a pró-ciclicidade captada pelo  $\rho$ , como também se mostrou o instrumento responsável pela política fiscal contracíclica. No regime 2, adicionar apenas o gasto obrigatório no modelo II torna o sinal do parâmetro  $\rho$  negativo, mesmo que não significativo. Já no modelo IV todos os parâmetros são positivos e significativos, com exceção do gasto discricionário. Possível explicação para o primeiro fato é que o multiplicador dos gastos com benefícios sociais em períodos de recessão é maior que a unidade, como estimam Orair e Gobetti (2017). Portanto, há algum indício de que a rigidez orçamentária é a principal contribuição para uma reação fiscal consistentemente pró-cíclica para o caso brasileiro.

Tabela 5 – Regressões Linear com Regimes Markovianos para diferentes especificações

Parâmetro	Modelo I	Modelo II	Modelo III	Modelo IV
<b>Regime 1</b>				
$\beta_0$	0.0001 (0.8670)	-0.0003 (0.3170)	-0.0005 (0.0120)	0.0001 (0.7380)
$\rho$	0.5439 (0.0000)	0.1750 (0.0000)	0.0300 (0.0002)	0.0166 (0.2200)
$\beta_{\bar{g}o}$		0.7176 (0.0000)		0.9940 (0.0000)
$\beta_{\bar{g}d}$			0.1360 (0,0040)	-0.6840 (0,0000)
<b>Regime 2</b>				
$\beta_0$	-0.0005 (0.0120)	0.0004 (0.0450)	0.0001 (0.8670)	0.0006 (0.1330)
$\rho$	0.0364 (0.0000)	-0.0064 (0.3740)	0.5533 (0.0000)	0.1119 (0.0000)
$\beta_{\bar{g}o}$		0.1638 (0.0000)		0.1735 (0.0250)
$\beta_{\bar{g}d}$			0.1835 (0.0730)	0.0690 (0.2770)
<b>Avaliação dos Modelos</b>				
<b>AIC</b>	-2229.47	-2366.40	-2237.56	-2315.44
<b>BIC</b>	-2192.78	-2311.36	-2182.51	-2242.04
<b>Log-Likelihood</b>	1118.73	1189.20	1124.78	1165.72
<b>Matriz de Transição de Probabilidades</b>				
$P(s_{t+1} = 1   s_t = 1)$	0.9776	0.9676	0.9778	0.9778
$P(s_{t+1} = 2   s_t = 2)$	0.0585	0.0323	0.0530	0.0223
$P(s_{t+1} = 2   s_t = 1)$	0.0223	0.0218	0.0221	0.0221
$P(s_{t+1} = 2   s_t = 1)$	0.9414	0.9778	0.9469	0.9776

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do Banco Central do Brasil

Com isso, o presente trabalho corrobora parcialmente com as pesquisas de Wichmann e Portugal (2013), Jesus (2014), Mendonça, Santos e Sachsida (2009) ao mostrar que a pró-ciclicidade da política fiscal é causada pelos gastos obrigatórios, mas não só isso, fica demonstrado que os gastos discricionários são usados para se atingir as metas de superávit ou para ajustes fiscais no período. Com relação ao trabalho de Campos e Cysne (2019), o presente artigo o complementa ao mostrar que a reação fiscal para o Brasil

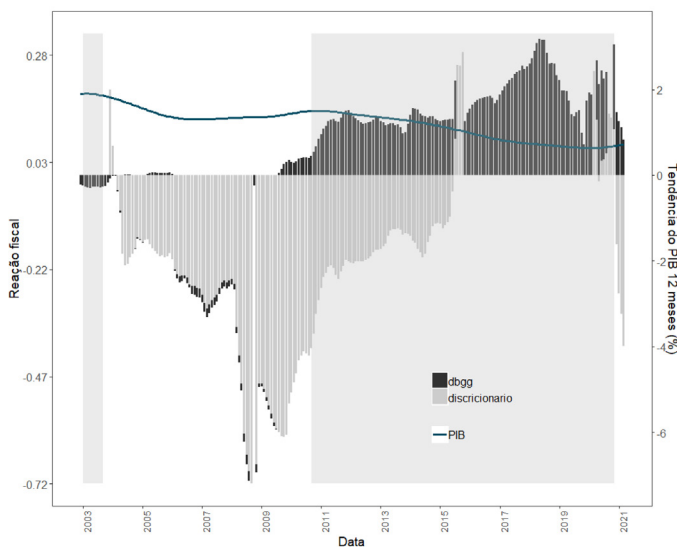
deve ser controlada não só pela taxa de juros, termos de troca, risco país e nível de reservas, como também pelo grau de rigidez dos gastos públicos; e, diverge ao mostrar que mesmo antes de 2013, são poucos os períodos em que se pode afirmar categoricamente que houve sustentabilidade fiscal.

Para explorar qualitativamente os resultados mostrados na seção, os gráficos 4 e 8, apresentam respectivamente a estimação do modelo IV em uma regressão linear em janela móvel de 48 meses e a trajetória dessas variáveis com ciclo extraído por meio de um filtro *Hodrick Prescott*. É possível dividir a análise em dois períodos, primeiro, até meados de 2009 observa-se que o parâmetro de reação fiscal representado por *dbgg* é negativo (sendo significativo apenas até 2004), coincidindo com o período em que houve vigência do tripé macroeconômico e de uma taxa maior de crescimento do produto (consequentemente da produtividade) - pontos já elencados na seção 2.

Cabe aqui destacar que com a crise financeira mundial, a partir de 2009 houve mudança no regime fiscal, como demonstra Orair e Siqueira (2018) os investimentos públicos passaram a ser substituídos por subsídios e desonerações, tese que, segundo aos autores, ganha força entre 2010 e 2014. Enquanto subsídios cresceram aproximadamente 26% em termos reais, a formação bruta de capital fixo permaneceu estagnada, caindo à metade entre 2014 e 2015. Adicionalmente, nesse período houve desaceleração da arrecadação em função da contração econômica com crescimento ascendente dos gastos obrigatórios em função da responsabilidade constitucional de seguridade social. Por óbvio, há endogeneidade entre as despesas primárias executadas, o crescimento do produto e capacidade de financiamento da dívida - ressaltado por DeLong e Summers (2012), ponto ao que voltaremos ao final dessa seção.

Esses parâmetros foram estimados com uma regressão linear móvel de 4 anos, com base na especificação do modelo IV da tabela. É importante ressaltar que houve mudanças institucionais importantes na política macroeconômica. Em dezembro de 2016 foi promulgada a Emenda Constitucional nº 95, regra fiscal que impõe um teto às despesas primárias; e, em 2017, foi apresentada, em abril, sob Medida Provisória (MP) nº 777/17 e posteriormente sancionada sob Lei nº 13.483 em setembro, a qual altera a formação da Taxa de Juros de Longo Prazo (TLP) aplicada pelo Banco Nacional de Desenvolvimento (BNDES). Pelo lado conjuntural, o Banco Central teve espaço para iniciar um ciclo de expansão monetária, levando o país à me-

nor taxa de juros real da história recente. A conjunção desses fatores pode explicar parte da redução no parâmetro de reação fiscal, mas foi incapaz de tornar a política fiscal sustentável no período. Nesse sentido, essa análise em particular, corrobora com os resultados de Campos e Cysne (2020b), Campos, Cysne *et al.* (2018), Campos e Cysne (2020a), divergindo apenas quando a condução da política fiscal não foi sustentável.



**Figura 4 – Evolução do parâmetro de reação fiscal estimado com base em Bohn (2005)**

Fonte: Elaboração dos autores com dados do banco central. A área destacada indica os períodos em que o parâmetro de reação fiscal foi significativo ao nível de 5%.

Em suma, os resultados dessa seção apontam que os gastos obrigatórios, por serem consistentemente expansivos, reduzem a capacidade da união executar política fiscal contracíclica. O instrumento para isso têm sido os gastos discricionários, os quais vêm sendo comprimidos desde os anos 2000 (ver Figura 5). Portanto, há urgência na construção de um regime fiscal mais flexível, capaz de estabilizar o produto. A importância das evidências dessa pesquisa está na conexão da literatura de multiplicadores fiscais no caso brasileiro (ver Alves, Rocha e Gobetti (2019)). Como evidência Orair e Siqueira (2018), a alta rigidez fiscal combinada com a fragilidade quanto a investimentos prioritários acaba por reduzir investimentos públicos a níveis muito baixos. Dentro do debate atual, a alta rigidez orçamentária prejudica o crescimento sustentado.



## 5. Conclusão

A sustentabilidade fiscal representa uma preocupação recente na condução de política econômica. A literatura registra, como ponto de partida o teorema da Equivalência Ricardiana de Barro (1974). Essa é uma explicação para os déficits sustentados do pós-guerra que passaram a prejudicar o crescimento no mundo. A dívida pública ganhou importância a partir desse período. De Long e Summers (2012) reaqueceram a discussão de multiplicadores fiscais, ressaltando a sustentabilidade fiscal como condição necessária para que políticas de demanda sejam efetivas.

Até às críticas de Bohn (2007), a abordagem ao problema da sustentabilidade da dívida esteve focada na trajetória, ou melhor, no processo gerador das variáveis fiscais em dinâmica. Com as sugestões do autor, sustentabilidade fiscal ganha instrumento claro e postura ótima.

O objetivo geral dessa pesquisa foi testar a sustentabilidade da dívida pública brasileira, bem como identificar a existência de rupturas nas políticas fiscal e monetária para o período entre 1999 e 2021. Os resultados encontrados apontam que a autoridade fiscal não foi responsável nesse período. A hipótese de ruptura das políticas econômicas não é rejeitada, principalmente em função do comportamento das séries no período. Ainda que possa haver períodos onde o ciclo expansionista do produto tenha sido suficiente para reverter a dinâmica da dívida, isso ocorreu de modo aleatório. Ou seja, momentos de *boom* econômico podem ter mascarado a insustentabilidade fiscal.

Para o Brasil, a literatura recente não é categórica, divergindo ao usar métodos diferentes ou estudando datas diferentes. Chicoli (2016) encontrou insustentabilidade no período que vai de 2000 até 2015. Simonassi, Arraes e Sena (2014) e Luporini (2015) encontram sustentabilidade, para o período de 1991 até 2008 e 1991 até 2011, respectivamente. Ainda, Campos e Cysne (2019) encontraram sustentabilidade até 2013, enquanto de 2014 até 2016 não houve. Resultado corroborado por Campos e Cysne (2020b) e Campos e Cysne (2020a).

Essa pesquisa sugere que parte do problema está no comportamento das séries de indicadores fiscais. Testes de robustez utilizados mostram que o período observado apresenta diversas rupturas (i.g. 2002, 2012, 2015 e 2017) e indícios de presença de raiz unitária, ainda depois de tratamento estatístico.

Nesse sentido, optou-se primeiro por estimar um modelo linear com vetor de correção de erros, o qual apontou para insustentabilidade fiscal mesmo controlando pelo hiato do produto. Depois foi usada a abordagem não-linear de regimes markovianos, indicando que a economia brasileira transita em níveis diferentes de insustentabilidade.

Finalmente, após exploração dos dados de despesas primárias, o presente artigo apresenta sua maior contribuição: controlar a evolução da reação fiscal pelos gastos obrigatórios e discricionários por meio de regressão linear com regimes markovianos e regressão linear em janela móvel. Os resultados dessa abordagem elucidam que a rigidez fiscal é maior parte do problema, já que em função da expansão monotônica e crescente dos gastos obrigatórios, a autoridade fiscal usa os gastos discricionários como instrumento contracíclico. Ademais, apesar dos problemas evidenciados em Orair e Siqueira (2018), as metas de superávit primário geraram algum grau (ainda que baixo) de sustentabilidade fiscal até 2009, corroborando parcialmente com a literatura recente para o Brasil, já que a partir de 2009, os resultados não apontam sustentabilidade para nenhuma das abordagens.

Como sugestão para futuras pesquisas sugere-se que seja abordada a endogeneidade entre a sustentabilidade fiscal, prêmios de risco no mercado de dívida pública, investimento público e produtividade. O debate levantado por Blanchard (2019) e De Long e Summers (2012) sugere que a análise da qualidade da dívida pública emitida e do gasto executado deve estar acima da observância da trajetória da mesma. Ademais, é importante a busca de uma melhor filtragem das séries utilizadas como o uso de filtro de Kalman, regressão spline penalized e transformada de wavelet. Também é sugerido abordagem não-paramétrica para vetores cointegrados, como proposta em Li, Phillips e Gao (2017). Por fim, para uma análise econômica mais apurada, sugere-se comparativo entre países, sempre controlando para custo de capital, custo da dívida e estágio de desenvolvimento econômico.

## Referências

- Almeida, M., M. Lisboa, S. Pessoa, e E. de Paula (2015). O Ajuste Inevitável. Folha de São Paulo.
- Alves, R. S., F. F. Rocha, e S. W. Gobetti (2019). “Multiplicadores Fiscais Dependentes do Ciclo Econômico: O que é possível dizer para o Brasil?” *Estudos Econômicos* 49(4), 635–660.
- Araujo, J. M. e C. da Nobrega Besarria (2014). “Relações de Dominância entre as Políticas Fiscal e Monetária: Uma Análise para Economia Brasileira no Período de 2003 a 2009.” *Revista de Economia* 40(1).
- Azizi, K., N. Canry, J.-B. Chatelain, B. Tinel, et al. (2012). *Are no-ponzi Game and Transversality Conditions Relevant for Public Debt? A Keynesian Appraisal*. Technical Report.
- Badia, M. M. M. (2016). *Fiscal Monitor; October 2016: Debt: Use It Wisely*. International Monetary Fund.
- Bai, J. e P. Perron (1998). “Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes.” *Econometrica*, 47–78.
- Bai, J. e P. Perron (2003). “Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models.” *Journal of Applied Econometrics* 18(1), 1–22.
- Balcilar, M., R. Gupta, e S. M. Miller (2015). “Regime Switching Model of US Crude Oil and Stock Market Prices: 1859 to 2013.” *Energy Economics* 49, 317–327.
- Banco Mundial (2017). Um Ajuste Justo: Análise da Eficiência e Equidade do Gasto Público no Brasil. Volume I, Síntese. Disponível em: <http://www.worldbank.org/pt/country/brazil/publication/brazilpenditure-review-report>.
- Barro, R. J. (1974). “Are Government Bonds Net Wealth?” *Journal of Political Economy* 82(6), 1095–1117.
- Barro, R. J. (1979). “On the Determination of the Public Debt.” *Journal of Political Economy* 87(5, Part 1), 940–971.
- Blanchard, O. (2019). “Public Debt and Low Interest Rates.” *American Economic Review* 109(4), 1197–1229.
- Blanchard, O. e L. Summers (2017). Rethinking Stabilization Policy. Back to the Future.
- Bohn, H. (1991). “Budget Balance through Revenue or Spending Adjustments? Some Historical Evidence for the United States.” *Journal of Monetary Economics* 27(3), 333–359.
- Bohn, H. (1995). “The Sustainability of Budget Deficits in a Stochastic Economy.” *Journal of Money, Credit and Banking* 27(1), 257–271.
- Bohn, H. (1998). “The Behavior of US Public Debt and Deficits.” *The Quarterly Journal of Economics* 113(3), 949–963.
- Bohn, H. (2005). The Sustainability of Fiscal Policy in the United States.
- Bohn, H. (2007). “Are Stationarity and Cointegration Restrictions really Necessary for the Intertemporal Budget Constraint?” *Journal of Monetary Economics* 54(7), 1837–1847.
- Campos, E. L. e R. P. Cysne (2019). “A Time-varying Fiscal Reaction Function for Brazil.” *Estudos Econômicos* 49(1), 5–38.
- Campos, E. L. e R. P. Cysne (2020a). “Sustainability of Brazilian Public Debt: A Structural Break Analysis”. *International Journal of Emerging Markets*.
- Campos, E. L. e R. P. Cysne (2020b). “Sustainability of the Brazilian Public Debt: An Analysis using Multicointegration.” *Estudios Econômicos* 37(75), 5–25.
- Campos, E. L., R. P. Cysne, et al. (2018). *An Alert on the Recent Fall of the Fiscal Reaction in Brazil*. Technical Report, EPGE Brazilian School of Economics and Finance-FGV EPGE (Brazil).
- Chicoli, R. D. S. (2016). “Sustentabilidade da Dívida Pública Brasileira: Uma Análise sob Diversos Conceitos de Superávit Primário e Endividamento.” Tese de Doutorado, Universidade de São Paulo.
- Chow, G. C. (1960). Tests of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions. *Econometrica*, 591–605.

- Cochrane, J. H. (2011). “Determinacy and Identification with Taylor Rules.” *Journal of Political Economy* 119(3), 565–615. da Costa, C. E. E. L. (2009). *Sustentabilidade da Dívida Pública*. Banco Mundial.
- D’Abadia, B. M. (2016). “Teste para Existência de Dominância Fiscal no Brasil entre 2011 e 2015”, Tese de Doutorado, Universidade de Brasília.
- DeLong, J. B. e L. H. Summers (2012). Fiscal Policy in a Depressed Economy. *Brookings Papers on Economic Activity* 2012(1), 233–297.
- Dobrow, R. P. (2016). *Introduction to Stochastic Processes with R*. John Wiley & Sons.
- Enders, W. (2004). “Applied Econometric Time Series, by Walter.” *Technometrics* 46(2), 264.
- Ferreira, D. M. et al. (2012). O Efeito Contágio da Crise do *Subprime* no Mercado Acionário Brasileiro.
- Frascaroli, B. F. e W. C. L. Nobrega (2019). “Inflation Targeting and Inflation Risk in Latin America.” *Emerging Markets Finance and Trade* 55(11), 2389–2408.
- Ghiani, G., M. Gillman, e M. Kejak (2014). A General Theory of Employment, Interest and Money: with MSIAH VECM Markov-Switching Evidence.
- Giacomoni, J. (2011). *Receitas Vinculadas, Despesas Obrigatórias e Rigidez Orçamentária. Orçamentos Públicos e Direito Financeiro*. São Paulo: Revista dos Tribunais.
- Giambiagi, F. e A. Schwartzman (2014). *Complacência: Entenda Por Que o Brasil Cresce Menos do que pode*. Campus.
- Godeiro, L. L. e L. R. R. d. O. Lima (2017). Measuring Macroeconomic Uncertainty to Brasil. *Economia Aplicada* 21(2), 311.
- Hakkio, C. S. e M. Rush (1991). “Is the Budget Deficit “too large?””. *Economic Inquiry* 29(3), 429–445.
- Hamilton, J. D. (1988). “Rational-Expectations Econometric Analysis of Changes in Regime: An Investigation of the Term Structure of Interest Rates.” *Journal of Economic Dynamics and Control* 12(2-3), 385–423.
- Hamilton, J. D. (1989). “A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle.” *Econometrica*, 357–384.
- Hamilton, J. D. e M. Flavin (1985). On the Limitations of Government Borrowing: A Framework for Empirical Testing.
- Jesus, C. S. d. (2014). Política Fiscal e Estabilidade Macroeconômica.
- Jiang, Z., H. Lustig, S. Van Nieuwerburgh, e M. Z. Xiaolan (2019). The US Public Debt Valuation Puzzle. Technical report, National Bureau of Economic Research.
- Johansen, S. (1991). “Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models.” *Econometrica*, 1551–1580.
- Junior, K. M. (2010). “Há Dominância Fiscal na Economia Brasileira? Uma Análise Empírica para o Período do Governo Lula.” *Indicadores Econômicos FEE* 38(1).
- Krolzig, H.-M. (2013). *Markov-Switching Vector Autoregressions: Modelling, Statistical Inference, and Application to Business Cycle Analysis*, volume 454. Springer Science & Business Media.
- Krolzig, H.-M., M. Marcellino, e G. E. Mizon (2002). A Markov-Switching Vector Equilibrium Correction Model of the UK Labour Market. In *Advances in Markov-Switching Models*, pp. 91–112. Springer.
- Lee, J. e M. C. Strazich (2003). “Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Test with Two Structural Breaks.” *The Review of Economics and Statistics* 85(4), 1082–1089.
- Li, D., P. C. Phillips, e J. Gao (2017). Kernel-Based Inference in Time-Varying Coefficient Cointegrating Regression.
- Loyo, E. (1999). *Tight Money Paradox on the Loose: A Fiscalist Hyperinflation*. Harvard University.
- Luporini, V. (2015). “Sustainability of Brazilian Fiscal Policy, Once Again: Corrective Policy Response over Time.” *Estudos Econômicos* 45(2), 437–458.

- Mendonça, M. J. C. d., C. H. M. d. Santos, e A. Sachsida (2009). “Revisitando a Função de Reação Fiscal no Brasil Pós-real: Uma Abordagem de Mudanças de Regime.” *Estudos Econômicos* 39(4), 873–894.
- Moraes, M. L. B. d. (2016). “Efeitos dos Choques de Políticas Monetária e Fiscal sobre as Expectativas de Inflação no Brasil”, Tese de Doutorado, Universidade Federal de Juiz de Fora.
- Nelson, C. R. e C. R. Plosser (1982). “Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications.” *Journal of Monetary Economics* 10(2), 139–162.
- Nobrega, W. C. L., S. F. Maia, e C. d. N. Besarria (2020). “Interação entre as Políticas Fiscal e Monetária: uma Análise sobre o Regime de Dominância Vigente na Economia Brasileira.” *Análise Econômica* 37(74), 7–34.
- Oliveira, J. C. e J. L. Oreiro (2005). Política Fiscal e Dívida Pública.
- Orair, R. O. e S. W. Gobetti (2017). Brazilian Fiscal Policy in Perspective.
- Orair, R. O. e F. d. F. Siqueira (2018). “Investimento Público no Brasil e suas Relações com Ciclo Econômico e Regime Fiscal.” *Economia e Sociedade* 27(3), 939–969.
- Pastore, A., M. Gazzano, e M. Pinotti (2014). *Inflação e Crises: O Papel da Moeda*, Volume 1. Elsevier Brasil.
- Perron, P. (1989). The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis. *Econometrica*, 1361–1401.
- Sargent, T. J. e N. Wallace (1975). ““Rational” Expectations, the Optimal Monetary Instrument, and the Optimal Money Supply Rule.” *Journal of Political Economy* 83(2), 241–254.
- Sargent, T. J. e N. Wallace (1981). Some Unpleasant Monetarist Arithmetic. *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review* 5(3), 1–17.
- Silva, R. d. e U. R. d. Gamboa (2011). “Regime Fiscal e Sustentabilidade da Dívida Pública Brasileira–1986 a 2006.” *Revista Gestão & Políticas Públicas* 1(1).
- Simonassi, A. G., R. A. Arraes, e A. M. C. de Sena (2014). “Fiscal Reaction under Endogenous Structural Changes in Brazil.” *EconomiA* 15(1), 68–81.
- Sims, C. A. (1997). Fiscal Foundations of Price Stability in Open Economies.
- Souza, E. T. d. C. et al. (2016). Os Efeitos da Interação entre as Políticas Fiscal e Monetária sobre Variáveis Macroeconômicas da Economia Brasileira.
- Trehan, B. e C. E. Walsh (1991). “Testing Intertemporal Budget Constraints: Theory and Applications to US Federal Budget and Current Account Deficits.” *Journal of Money, Credit and Banking* 23(2), 206–223.
- Wichmann, R. M. e M. S. Portugal (2013). “Política Fiscal Assimétrica: O Caso do Brasil.” *Revista Brasileira de Economia* 67(3), 355–378.
- Zivot, E. e D. W. K. Andrews (2002). “Further Evidence on the Great Crash, the Oil-price Shock, and the Unit-root Hypothesis.” *Journal of Business & Economic Statistics* 20(1), 25–44.

Apêndice

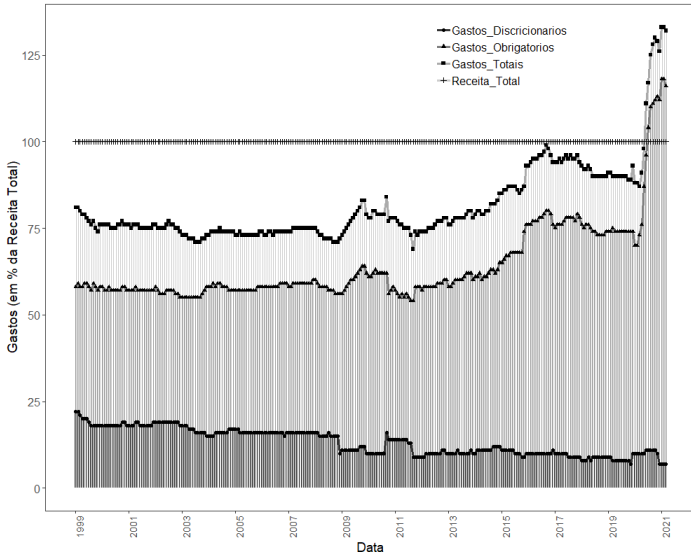


Figura 5 - Evolução dos Gastos da União como proporção da Receita Total - entre 1999 e 2021  
 Fonte: Tesouro Nacional. Seguindo as rubricas do relatório mensal do Tesouro Nacional, os gastos foram agregados em obrigatórios e discricionários.

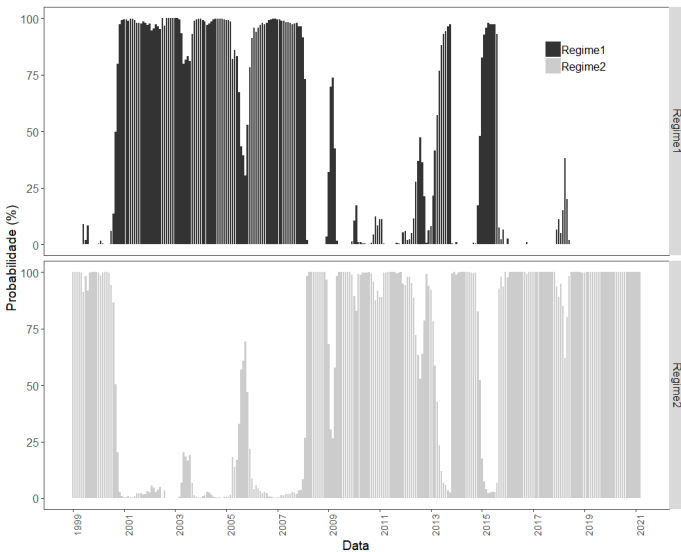
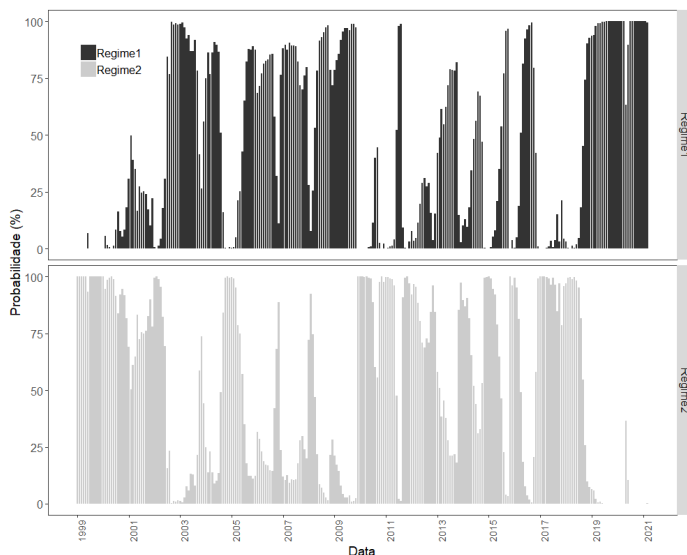
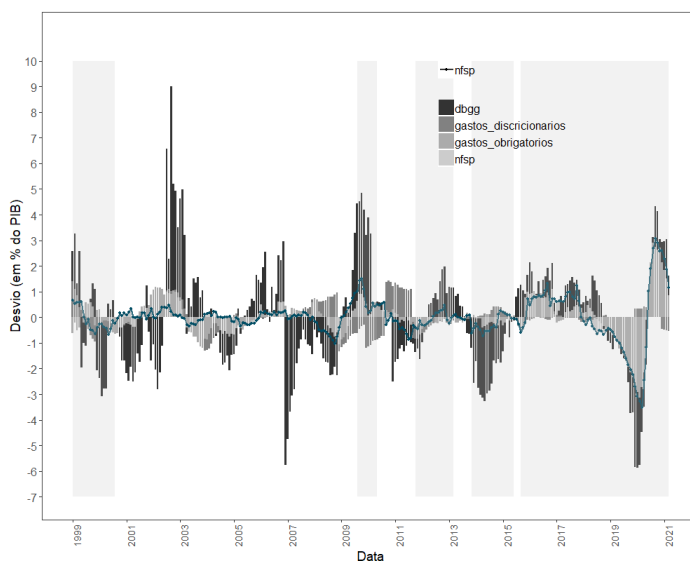


Figura 6 - Probabilidades Filtradas para cada Regime - entre 1999 e 2021  
 Fonte: Resultados do modelo II de regressão linear com cadeias de Markov.



**Figura 7 - Probabilidades Filtradas para cada Regime - entre 1999 e 2001**

Fonte: Resultados do modelo IV de regressão linear com cadeias de Markov.



**Figura 8 - Evolução das variáveis do modelo ao longo do tempo - entre 1999 e 2021**

Fonte: Banco Central. Acima são apresentados o componente ciclo em proporção ao PIB, extraídos por meio de um filtro HP com lambda 14.400. As áreas destacadas se referem ao período em que o regime I do Modelo IV que usa regressão linear com cadeias de Markov prevalece.

Tabela 6 - Teste de quebras múltiplas de Bai e Perron (1998), Bai e Perron (2003)

<i>nfsp</i>			<i>dbgg</i>	
Estatística de Quebra	Estatística -T(prob)	Data de quebra	Estatística -T(prob)	Data de quebra
(1,1)	0.01372(0.00)	Jul/2012	0.0934(0.00)	Abr/2002
(1,2)	0.5174(0.00)	Nov/2015	-0.0353(0.00)	Mar/2006
(1,3)			-0.0882(0.00)	Jun/2010
(1,4)			0.0386(0.00)	Jul/2014
(1,5)			0.1700(0.00)	Nov/2017

Fonte: Elaboração Própria a partir de dados do Banco Central do Brasil.

Tabela 7 - Teste de quebra estrutural Zivot e Andrews (2002)

Variáveis	Ponto de Quebra	Estatística	Valor Crítico (5%)
<i>dbgg</i>	Fev/2010	-3.38	<b>-5.08</b>
$\Delta dbgg$	Jan/2002	<b>-5.57</b>	
<i>nfsp</i>	Fev/2019	-3.12	
$\Delta nfsp$	Fev/2019	-4.29	

Fonte: Elaboração Própria a partir de dados do Banco Central do Brasil.

Tabela 8 - Teste de Cointegração de Johansen (1991)

Modelo	Valor Traço Crítico*	Estatística Traço	Máx. Auto Valor Crítico*	Estatística Auto Valor	Nº de Quebras
Modelo 1 - $\frac{f(nfsp, dbgg, m1)}{y}$	34.91	21.54	22.00	17.43	Nenhum
	19.96	4.11	5.67	<b>3.47</b>	$r <= 1$
	9.24	0.64	9.24	<b>17.43</b>	$r <= 2$
Modelo 2 - $\frac{f(\Delta nfsp, \Delta dbgg)}{y}$	19.96	30.98	15.67	59.84	Nenhum
	9.24	28.96	9.24	28.96	$r <= 1$
Modelo 3 - $\frac{f(nfsp, dbgg)}{y}$	19.96	5.68	15.67	4.65	Nenhum
	9.24	1.03	9.24	1.03	$r <= 1$
Modelo 4 - $f\left(\frac{nfsp, dbgg}{y}, y\right)$	34.91	66.36	22.00	61.19	Nenhum
	19.96	5.18	15.67	4.07	$r <= 1$
	9.24	1.10	9.24	1.10	$r <= 2$

Fonte: Elaboração Própria a partir de dados do Banco Central do Brasil.



Tabela 9 - Teste de quebra estrutural Lee e Strazicich (2003)

<i>dbgg</i>		<i>nfsp</i>		T-Crítico (5%) <b>-4.51</b>
Fev/2011	Estatística -T -2.20	Set/2009	Estatística - T 4.28	
<b><math>\Delta dbgg</math></b>		<b><math>\Delta nfsp</math></b>		
Jul/2002	Estatística -T <b>-5.41</b>	Nov/2017	Estatística -T <b>-6.25</b>	

Fonte: Elaboração Própria a partir de dados do Banco Central do Brasil.

Tabela 10 - Seleção do melhor modelo e teste LR de linearidade

Teste Likelihood Ratio (LR) - Sob H0 = O modelo é igual ou o modelo é linear							
	MS(2)- VECM(1)	MSI(2) VECM(1)	MSIH(2)- VECM(1)	MSIH(2)- VECM(2)	MSI(2) - VECM(2)	MS(2) - VECM(2)	VECM(2)
MS(2)- VECM(1)							REJEITA
MSI(2)- VECM(1)	NÃO REJEITA						REJEITA
MSIH(2) - VECM(1)	NÃO REJEITA	REJEITA					REJEITA
MSIH(2) - VECM(2)	NÃO REJEITA	REJEITA	REJEITA				REJEITA
MSI(2) - VECM(2)	NÃO REJEITA	REJEITA	NÃO REJEITA	REJEITA			REJEITA
MS(2) - VECM(2)	REJEITA	REJEITA	REJEITA	NÃO REJEITA	NÃO REJEITA		REJEITA

Nota: A estatística LR é comparada com a distribuição chi-quadrado com os devidos graus de liberdade a 5% (\*) de confiança.