

REAÇÃO FISCAL E A SUSTENTABILIDADE DA DÍVIDA PÚBLICA NO BRASIL: UMA ABORDAGEM POR MEIO DE MS-VECM

Felipe Araujo de Oliveira* Sinézio Fernandes Maia†
Wellington Charles Lacerda Nobrega‡

Resumo

A preocupação 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 na redução da vulnerabilidade do país a crises. O objetivo dessa pesquisa foi avaliar se a condução da Política Fiscal por meio de Dívida Pública foi sustentável entre 1999 e 2016, usando o modelo proposto em [Bohn \(2007\)](#). Por meio de um modelo *Markov Switching*-VECM, pôde-se concluir que o governo não esteve comprometido em estabilizar a relação dívida/PIB no período, intercalando momentos de alta e baixa incerteza na condução da política econômica. Evidencia-se que houve uma deterioração da condução da política fiscal à partir de 2009, entretanto há também o problema estrutural gerado pela rigidez orçamentária. Em toda a amostra não foi identificado nenhum momento de sustentabilidade fiscal. Isso sugere, que se houve, a mesma foi mascarada pelo crescimento da renda do país.

Keywords: Sustentabilidade Fiscal, Rigidez Orçamentaria, Coordenação de Políticas, MS-VECM, Reação Fiscal.

Abstract

There is a growing concern about debt sustainability, not just about distributional aspects of public policies, but also to coordinate fiscal and monetary policies, and in the avoidance of crisis. This research aimed to evaluate the sustainability of the fiscal policy conduction in the period that goes from 1999 to 2016, using the model proposed in [Bohn \(2007\)](#). The use of Markov Switching-VECM is justified due non-linearities and peculiarities of data. The results suggest 2009 was a threshold in the the fiscal policy conduction because it became more uncertain. This fact combined with the budget rigidity generates a systematic problem in public debt sustainability. The fiscal policy was never sustainable in Brazil, if so, it is correlated with a higher GDP growth, and not due a responsible fiscal authority.

Keywords:Fiscal Sustainability, Budget Rigidity, Policies Coordination, MS-VECM, Fiscal Reaction.

JEL classification: C32, E66, H61.

* Analista de Adm. de Risco – B3 e Bacharel em Economia pela UFPB. E-mail: <felipe.8.araujo@gmail.com>.

† Professor Associado do Departamento de Economia da UFPB. E-mail: <sineziomaia@yahoo.com.br>.

‡ Doutor em economia aplicada pelo PPGE/UFPB. E-mail: <wellington_charles@hotmail.com>.

1 Introdução

Em conversa com o Nobel Thomas Sargent, o também Nobel, Milton Friedman revela: “crises fiscais causam revoluções sociais”¹. A combinação de baixo crescimento² com gastos governamentais crescendo desde 1991 acima do PIB e da inflação colocou o 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 que 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 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, as mesmas resultariam em desequilíbrios fiscais e baixo crescimento do produto. Esse debate volta com DeLong e Summers (2012), que estabelecem as condições necessárias para que políticas de expansão de gastos sejam efetivas.

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, Wallace et al. (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, a mesma pode ser estéril também para combater a inflação. Em última instância, sendo 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 encarar 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). Entre seus principais proponentes estão Sims (1997) e Cochrane (2011). Nesse arcabouço, a âncora do nível de preços é fiscal, os quais são determinados pela quantidade de títulos, moeda e superávits primários do governo. Ademais, a teoria econômica contribui na definição do uso do instrumental de política econômica, de modo a manter crescimento sustentado da renda e maior bem estar no longo prazo. Para isso, o fluxo de arrecadação tributária deve ser suavizada ao longo do tempo (BARRO, 1979).

Especificamente, no Brasil, dado a ruptura do Tripé Macroeconômico ocorrida à partir de 2011, como ressaltam Pastore, Gazzano e Pinotti (2014), a condução da política econômica passa a ser colocada em cheque. Apesar das evidências diversas, isso é facilmente percebido pelo interesse da literatura recente sobre

¹ <<https://www.youtube.com/watch?v=NXYV19dnMsY>> “Lunch and Conversation with Thomas J. Sargent”.

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

interação entre políticas Monetária e Fiscal.

Estudando o período recente, apesar da heterogeneidade de métodos, há controvérsia quanto à existência perda de potência monetária dado 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 e Besarria \(2014\)](#), [Souza et al. \(2016\)](#) encontram dominância monetária para o Brasil pós Plano Real.

A modelagem de dívida pública tradicional atribui à 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 assim satisfazem a 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 contra-cíclica.

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 contra factual, 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 testado 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 resposta da autoridade fiscal foi então restritiva.

[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 MS-VAR para estimar coeficientes variantes no tempo. Os principais resultados dos autores apontam para sustentabilidade fiscal até 2013.

Em suma, não há evidência categórica de que há ou não sustentabilidade fiscal. Os resultados divergem a depender do método e do período estudado. Evidencia-se portanto, a necessidade de um tratamento rigoroso da estabilidade das séries fiscais, bem como o entendimento do financiamento dos gastos crescentes. Dessa maneira, o objetivo geral do presente artigo é testar a sustentabilidade da dívida pública brasileira por meio do modelo proposto por [Bohn \(1998\)](#). Ademais, busca-se também identificar períodos de rupturas na condução da política fiscal (quebra estrutural) para o período entre 1999 e 2016. Para isso, utilizou-se um modelo de Vetores Autorregressivos com Correção de Erros e *Markov Switching* (MS-VECM), no intuito de captar as possíveis não-linearidades existentes no parâmetro de sustentabilidade fiscal, bem como identificar períodos de política fiscal ativa ou passiva.

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 [BancoMundial \(2017\)](#) 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.

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, onde o gasto público passou a superar as receitas do governo. Esse resultado aponta para um desequilíbrio fiscal e consequente aumento da vulnerabilidade nas contas públicas. 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.

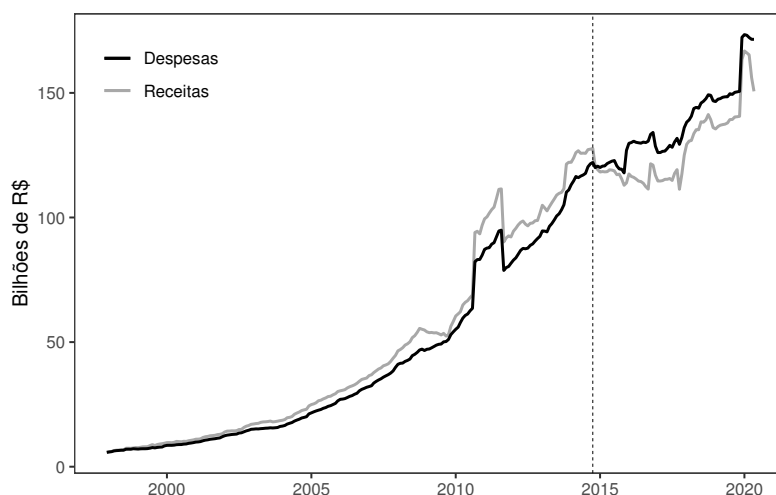
A [Figura 2](#) apresenta a evolução da dívida pública líquida e bruta (A) e, também, mostra o comportamento do esforço, em termos de economia, para saldá-la, ou seja, o superavit primário (B). Em relação à dívida pública ([Figura 2 \(A\)](#)), é possível observar que a mesma encontrava-se em patamares 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 bancos³, 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 contra-cíclico ([PASTORE; GAZZANO; 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 (*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; SCHWARTSMAN, 2014](#)).

A crise internacional do *subprime* (2009) refletiu em redução do superavit primário para níveis inferiores a meta de economia de 3% do PIB ([Figura 2 \(B\)](#)). Em 2010, o contágio da crise sobre as contas públicas já dava indícios que havia sido superado, não somente em virtude das ações implementadas, como também em função do advento de um novo motor de crescimento no mundo: a China. A expansão chinesa proporcionou elevação nos preços das *commodities*, o que resultou na elevação dos termos de troca nos países exportadores; e, o *quantitative easing* executado pelo FED elevou os ingressos de capitais, que no Brasil atingiram em torno de U\$100 bilhões, reforçando o estoque de reservas internacionais ([PASTORE; GAZZANO; 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.

³ Iniciados com o Programa de Estímulo à Reestruturação e ao Fortalecimento do Sistema Financeiro Nacional (PROER), ainda no governo FHC.

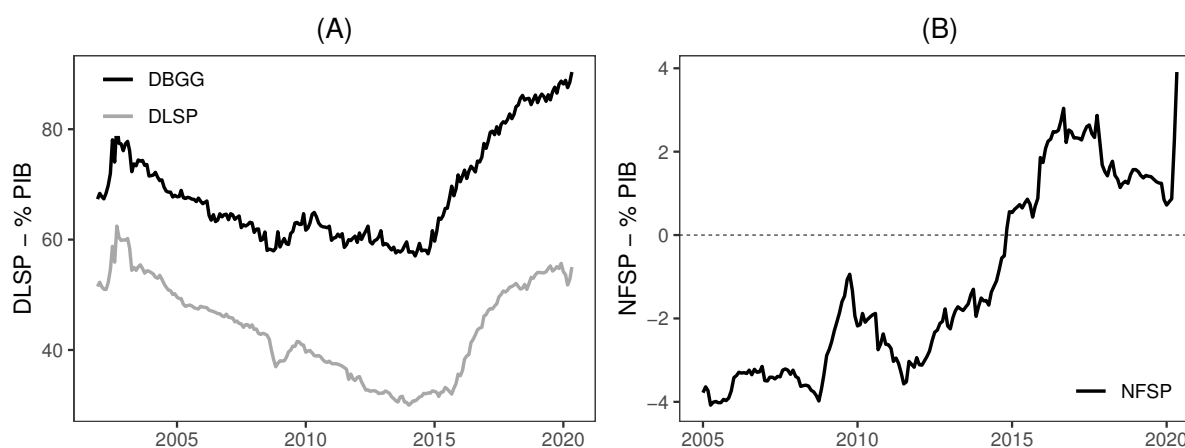
Figura 1 – Trajetória da Receita Líquida e da Despesa Total do Governo Central



Fonte: Elaborado pelos autores a partir de dados do Tesouro Nacional.
 Nota(*): As séries foram 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; 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 baixa passa 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 (DLSP) e Do Superavit Primário (NFSP)

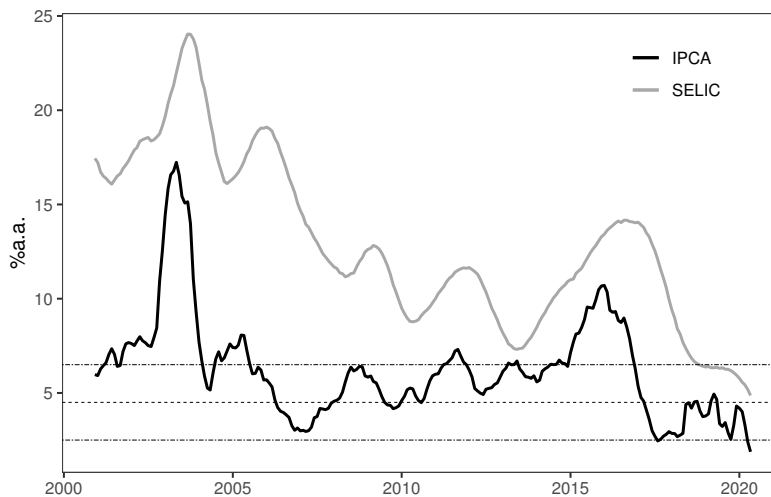


Fonte: Elaborado pelos autores a partir de dados do Banco Central do Brasil.

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, acompanhado 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 marcados 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



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 o responsável pela atual condição fiscal. A constituição é um importante determinante da atual situação, esse cenário, por si só, justifica a importância desse trabalho.

3 Metodologia

3.1 Modelagem Teórica

3.1.1 Da precificação da dívida à restrição orçamentária

Partindo da identidade orçamentária:

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

onde, B_t é o estoque dívida do governo; T_t é a arrecadação; G_t são os gastos do governo; r é a taxa de juros; e, T_t é 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:

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

sendo,

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

e,

$$DEF_t = \tau_t - g_t$$

Na equação (4) 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 deficit. Ao diferenciar a mesma, chega-se a:

$$\Delta b_t \equiv b_t - b_{t-1} = r_t b_{t-1} + DEF_t \quad (4)$$

A passagem da identidade orçamentária para a sua restrição é feita com suposições quanto à dinâmica da taxa de juros (r_t). Na literatura de dívida pública, em geral, assumir que ela é positiva e constante, $r_t = r > 0$, é suficiente para derivar as condições de existência de restrição orçamentária⁴.

Assim como em [Bohn \(2007\)](#), se assumirá 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

$$b_t = \rho E_t [\tau_{t+1} - g_{t+1} + b_{t+1}] \quad (5)$$

sendo,

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

onde, $E_t[\cdot]$ é a esperança dado as informações disponíveis ao investidor no período t . Para que a equação (5), torne-se a Restrição Orçamentária Intertemporal (ROI), a dinâmica dívida tem que atender a Condição de Transversalidade (CT):

$$(CT) : \lim_{n \rightarrow \infty} \rho^n E_t [b_{t+n}] = 0 \quad (6)$$

Sendo satisfeita a condição da equação (6) e usando a eq. (5), se chega à ROI:

$$(ROI) : b_t = \sum_{v=1}^{\infty} \rho^v E_t [\tau_{t+v} - g_{t+v}] \quad (7)$$

Caso a CT não seja respeitada, admite-se a possibilidade dos chamados jogos de *ponzi*⁵. Isso 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.

⁴ Ver [Bohn \(2007\)](#) para um descritivo detalhado de cada um dos pressupostos de taxas de juros na literatura de dívida pública.

⁵ 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](#))

Em séries temporais, 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 (3.1.1), 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 quando *per si* 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 auto correlação 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 auto correlação residual nas séries.
3. O pesquisador pode estar 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 (τ) e Gastos do governo (g)**

Hakkio e Rush (1991) partem da equação (4). Rearranjando:

$$G_t + (1 + i_t)B_{t-1} = T_t + B_t \quad (8)$$

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,

$$B_0 = \sum_{t=1}^{\infty} r_t(T_t - G_t) + \lim_{n \rightarrow \infty} r_n B_n \quad (9)$$

onde,

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

A condição de cointegração entre as variáveis é representada por:

$$E[\lim_{j \rightarrow \infty} (r_n B_n) | T, G \sim (m)] = 0 \quad (10)$$

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 satisfeita⁶.

⁶ A prova pode ser encontrada em Hakkio e Rush (1991).

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

Devido à restrição de espaço, os autores enviarão esse tópico por e-mail sob solicitação.

- **Deficit 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 (4), tem-se

$$DEF_t + \lambda B_{t-1} = \varepsilon_t, B_t - \lambda B_{t-1}, DEF_t - \lambda DEF_{t-1} \sim I(0) \quad (11)$$

Pode-se derivar $\lambda = 1 + r - \alpha$. Caso λ 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*, $\rho^n E_t[B_{t+1} = B_t(\frac{\lambda}{(1+r)})^n] \rightarrow 0$.

- **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:

$$B_t = DEF_t + (1 + r_t)B_{t-1} = (1 + r_t - \alpha)B_{t-1} + \varepsilon_t \quad (12)$$

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

$$DEF_t = -\alpha B_{t-1} + \varepsilon_t \quad (13)$$

De modo que, a análise de sustentabilidade passa a ser representado por uma combinação linear dos parâmetros α e r : i) Se $\alpha > r$ implica em dívida estacionária (não existência de esquemas de *ponzi*); ii) á $\alpha < r$ 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 qual tem implicação direta de sustentabilidade fiscal sem necessidade do governo gerar superávits primários.

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 fundamentando 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, $b_t = bt$, sendo 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, dado o comportamento dos dados, partiu-se para modelagem não-linear, usando cadeias de markov.

3.2.1 Modelo Não Linear: Vetor de Correção de Erros (VECM)

O modelo empírico segue a sugestão de [Simonassi, Arraes e Sena \(2014\)](#), [Chicoli \(2016\)](#) que partem da proposta em [Bohn \(2005\)](#), [Bohn \(2007\)](#) para representar o seguinte modelo de determinação do superávit ($nfsp_{p_t}$),

$$nfsp_{p_t} = \rho dbgg_{p_t} + \beta_0 + \beta_{\tilde{g}} \tilde{g}_t + \beta_{\tilde{y}} \tilde{y}_t + \varepsilon_t \quad (14)$$

onde $nfsp_{p_t}$ é a necessidade de financiamento do setor público em relação ao PIB; $dbgg_{p_t}$ é a dívida bruta do governo geral em proporção ao PIB; ρ 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; ε é o termo de erro i.i.d.⁷

Para a estimação será utilizado um modelo de correção de erro (VECM), proposto em [Bohn \(2007\)](#) e aplicado em [Simonassi, Arraes e Sena \(2014\)](#) e [Luporini \(2015\)](#), [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 parâmetros⁸.

O modelo empírico pode ser reescrito como

$$\begin{bmatrix} \Delta nfsp_{p_t} \\ \Delta dbgg_{p_t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \beta_0 \\ \beta_1 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_0 \\ \alpha_1 \end{bmatrix} \Phi_{t-1} X_{t-1} + \begin{bmatrix} \rho_{11} & \rho_{12} \\ \rho_{21} & \rho_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta nfsp_{p_{t-1}} \\ \Delta dbgg_{p_{t-1}} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{nfsp_{p_t}} \\ \varepsilon_{dbgg_{p_t}} \end{bmatrix} \quad (15)$$

onde,

$$\Phi_{t-1} X_{t-1} = [1, \beta] \begin{bmatrix} nfsp_{p_{t-1}} \\ dbgg_{p_{t-1}} \end{bmatrix}$$

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

O período de análise compreende janeiro de 1999 a dezembro de 2016. Os dados têm frequência mensal e serão acumulados para retirar os ruídos existentes nas mesmas. As variáveis de interesse na primeira estimação é o superávit, a dívida e a senhoriagem. Enquanto que no segundo modelo, a variável de interesse é o superávit.

3.2.2 Modelo linear: *Markov Switching* VECM

Quebras estruturais em série de tempo macroeconômicas potencialmente prejudica 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 e Plosser \(1982\)](#) 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).

⁷ O hiato do produto \tilde{y}_t será uma representação marginal acerca da situação econômica no período observado. A estimação do mesmo se dá por meio de um filtro HP com lambda 14.400.

⁸ Por restrição de espaço para submissão desse artigo, esses demais resultados serão fornecidos por solicitação aos autores.

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

$$P(X_{n+1} = j \mid X_0 = x_0, \dots, X_{n-1} = x_{n-1}, X_n = i) = P(X_{n+1} = j \mid X_n = i), \quad (16)$$

Para $X_{n-1}, i, j \in \mathcal{S}$; e, \mathcal{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 ⁹ quadrada $\mathbf{P}_{k \times k}$, denominada de matriz de transição.

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} & \cdots & p_{1q} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \\ p_{q1} & p_{q2} & \cdots & p_{qq} \end{bmatrix} \quad (17)$$

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.

A literatura de modelos econométricos busca, com o uso de processos markovianos, acomodar problemas de quebra estrutural ou mudança da 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 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 $\mathcal{S}_t \in (1, \dots, M)$.

Particularmente, considerando o vetor X_t como contendo as variáveis fiscais, $X_t = [nfs_p_{-p_t}, dbgg_{-p_t}]$, assumindo a função de densidade probabilidade $f(X_t \mid X_{t-1}, \alpha)$, onde α é o parâmetro $nfs_p = \alpha dbgg_{-p_{t-1}}$. Dessa forma, assume-se que o estado \mathcal{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 ($\Sigma^{\frac{1}{2}}$). No caso geral, para o dado regime \mathcal{S}_t , o vetor X_t é gerado por um processo de vetor de correção de erros, de ordem p ,

$$\Delta X_t = v(\mathcal{S}_t) + \Phi X_{t-1} + \sum_{j=1}^p A_j(\mathcal{S}_t) \Delta X_{t-j} + \Sigma^{\frac{1}{2}}(\mathcal{S}_t) \varepsilon_t \quad (18)$$

Onde p é a ordem da defasagem da especificação VAR; Φ é a relação de longo prazo; v é o intercepto; A_j é a matriz de coeficientes; e, Σ é matriz variância-covariância positivo-semidefinida, variante nos regimes.

⁹ 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 ($\sum_j P_{ij} = 1$).

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.

O processo de estimação segue o método *Expected Maximization* (EM) sugerido em [Hamilton \(1988\)](#). O algoritmo consiste de duas etapas: i. toma-se a esperança do log-verossimilhança; ii. computa os coeficientes que maximizam o primeiro passo¹⁰. Essa estimação é refinada usando o algoritmo BHHH.

4 Resultados e Discussão

Inicialmente, segue-se o procedimento de cointegração proposto em [Johansen \(1991\)](#), são estimados quatro modelos. Na [Tabela 4](#) 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 mesmo¹¹. 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 Superávit (NFSP) estão contidas em um mesmo vetor, um sinal negativo na variável b_{t-1} implica em reação positiva da mesma. Como aumento da Necessidade de Financiamento do Setor Público (NFSP) se traduz em um maior déficit, para que a dívida pública seja sustentável, o parâmetro b_{t-1} com relação a s_t deve ser positivo. Na [Tabela 3](#) é possível observar que os parâmetros de b_{t-1} com relação ao s_t , são negativos para os dois modelos, contudo, não significativos nem mesmo a 10%.

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, a [tabela 5](#) resume os principais testes de raiz unitária para as variáveis de interesse. Em suma, 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 1, 7 e 6](#). Embora cada um deles tenha sua particularidade, há alguma convergência nos resultados que permite afirmar que: o superávit sofre mudança estrutural de trajetória por volta de 2009, enquanto que na dívida pública se observa por volta de 2015 (com exceção do teste de [Zivot e Andrews \(2002\)](#) que aponta como sendo em 2002).

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 2](#) 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.

Inicialmente, o processo de estimação consiste em encontrar a especificação que melhor se ajuste ao comportamento dos dados. A [Tabela 2](#) 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 MSIH(2)-VECM(2). Esse modelo permite avaliar a mudança no intercepto – tornando a análise não linear – e flexibiliza a restrição de erros homocedásticos, acomodando a heterocedasticidade das séries.

A [Tabela 3](#) apresenta o resultado da estimação do modelo MSIH(2)-VECM(2), através dessa, é possível

¹⁰ Ver [Krolzig \(2013\)](#).

¹¹ Ver seção 3.1

observar as características que diferenciam os regimes. No que diz respeito ao regime 1, é possível observar que o parâmetro relacionado a dívida pública ($dbgg_{p_{t-1}}$) é estatisticamente diferente de zero na equação que especifica a necessidade de financiamento, apontando para influência do nível da dívida sobre o superávit primário. Contudo, o referido coeficiente apresenta sinal não negativo, o que implica em resposta positiva da autoridade monetária em resposta à elevação marginal da dívida pública. Em outras palavras, esse resultado sugere que o regime 1 caracteriza o momentos em que a evolução da dívida não ocorreu de maneira sustentável. Ainda em relação ao regime 1, direcionando-se a análise à segunda equação do modelo, responsável por especificar a dívida pública, observa-se que o coeficiente relacionado a valores defasados da própria dívida é estatisticamente diferente de zero e maior que um. Esse resultado sugere que a incrementos marginais anteriores possuem efeito mais do que proporcionais na dívida corrente, ou seja, sugerem dinâmica pró-cíclica do endividamento público nos períodos em que o regime 1 é realizado.

Prosseguindo a análise, no que diz respeito ao regime 2, esse é marcado pelo aumento significativo na variância do superávit primário (σ_{nfsp}), o que ocasionou na não significância estatística do parâmetro de interesse na determinação da evolução sustentável da dívida ($dbgg_{p_{t-1}}$). 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, nesse sentido, o coeficiente de variância passou de 0.6723 (regime 1) para 3.24414 (regime 2). No que diz respeito à equação da dívida, nota-se novamente significância estatística de valores defasados da própria dívida, contudo, o coeficiente sofreu redução de aproximadamente 48% e, registrando valor inferior a um. Em outras palavras, embora a incerteza na condução da política fiscal tenha se agravado (em virtude da elevação de σ_{nfsp}), nota-se que a dinâmica pró-ciclo é atenuada. Esse achado corrobora com [Wichmann e Portugal \(2013\)](#) e [Jesus \(2014\)](#).

A [Figura 4](#) apresenta a probabilidade de transição de regimes suavizada (em preto) e o desvio da necessidade de financiamento (em azul) do setor público no período de 1999 até 2016. Pode-se observar no primeiro gráfico que, ainda que o governo tenha gerado superávits fiscais no período que vai de 1999 até 2008, os mesmos não foram suficientes para impor uma trajetória sustentável para a dívida. Ademais, após o choque gerado pela crise do *subprime* em 2008, pode-se observar que o comportamento da série do instrumento fiscal se torna mais volátil, assim como, o da probabilidade de transição. O resultados supracitados sugerem que a política fiscal se mostra não sustentável nesse período, como também se torna mais incerta.

A análise da matriz de probabilidade de transição ergódica, na [Tabela 3](#), 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 contra-cíclico a um hiato positivo do produto. Ao não inserir variáveis de ajuste monetário, o modelo estimado na [Tabela 3](#) 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 [seção 2](#).

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. [DeLong e Summers \(2012\)](#) reaqueceram a discussão de multiplicadores fiscais, ressaltando a sustentabilidade fiscal como condição necessária para que políticas de demanda sejam efetivas.

Até as 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, a 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 2016. 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 possam haver períodos onde ou 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 haver 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.

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. 2009, 2012 e 2015) e indícios de presença de raiz unitária, ainda depois de tratamento estatístico. Ao usar a abordagem não-linear de cadeias de markov houve ganho intuitivo e de robustez nos resultados. Os resultados encontrados se justificam pela rigidez orçamentária e pela incerteza que acompanha a política econômica desde a crise *subprime*. A contribuição desse trabalho está em mostrar de modo enfático que nenhum governo foi capaz de controlar as contas públicas, e conseqüentemente garantir a sustentabilidade fiscal.

Como sugestão para futuras pesquisas está o uso de outros modelos não-lineares como o MCMC VAR/VECM. A busca de uma melhor filtragem das séries utilizadas como o uso de filtro de kalmann, 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. et al. O ajuste inevitável. *Folha de São Paulo*, 2015.

ARAÚJO, J. M.; BESARRIA, C. da N. Relações de dominância entre as políticas fiscal e monetária: uma análise para economia brasileira no período de 2003 a 2009. *Revista de Economia*, v. 40, n. 1, 2014.

AZIZI, K. et al. *Are No-Ponzi Game and Transversality Conditions Relevant for Public Debt? A Keynesian Appraisal*. [S.l.], 2012.

BADIA, M. M. M. *Fiscal Monitor, October 2016: Debt: Use It Wisely*. [S.l.]: International Monetary Fund, 2016.

BAI, J.; PERRON, P. Estimating and testing linear models with multiple structural changes. *Econometrica*, JSTOR, p. 47–78, 1998.

BAI, J.; PERRON, P. Computation and analysis of multiple structural change models. *Journal of applied econometrics*, Wiley Online Library, v. 18, n. 1, p. 1–22, 2003.

BALCILAR, M.; GUPTA, R.; MILLER, S. M. Regime switching model of us crude oil and stock market prices: 1859 to 2013. *Energy Economics*, Elsevier, v. 49, p. 317–327, 2015.

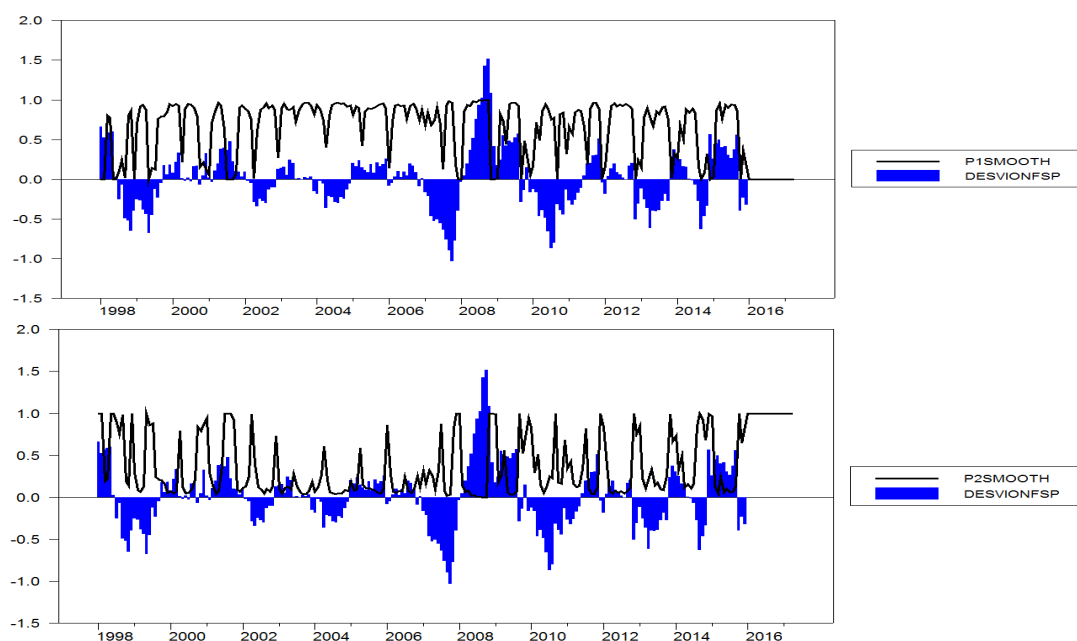
- BANCOMUNDIAL. Um ajuste justo: Análise da eficiência e equidade do gasto público no Brasil. *Volume I, Síntese. Disponível em: <http://www.worldbank.org/pt/country/brazil/publication/brazil-expenditurereview-report>, 2017.*
- BARRO, R. J. Are government bonds net wealth? *Journal of political economy*, The University of Chicago Press, v. 82, n. 6, p. 1095–1117, 1974.
- BARRO, R. J. On the determination of the public debt. *Journal of political Economy*, The University of Chicago Press, v. 87, n. 5, Part 1, p. 940–971, 1979.
- BLANCHARD, O.; SUMMERS, L. Rethinking stabilization policy. back to the future. 2017.
- BOHN, H. Budget balance through revenue or spending adjustments?: Some historical evidence for the United States. *Journal of monetary economics*, Elsevier, v. 27, n. 3, p. 333–359, 1991.
- BOHN, H. The sustainability of budget deficits in a stochastic economy. *Journal of Money, Credit and Banking*, JSTOR, v. 27, n. 1, p. 257–271, 1995.
- BOHN, H. The behavior of US public debt and deficits. *the Quarterly Journal of economics*, Oxford University Press, v. 113, n. 3, p. 949–963, 1998.
- BOHN, H. The sustainability of fiscal policy in the United States. 2005.
- BOHN, H. Are stationarity and cointegration restrictions really necessary for the intertemporal budget constraint? *Journal of monetary Economics*, Elsevier, v. 54, n. 7, p. 1837–1847, 2007.
- CAMPOS, E. L.; CYSNE, R. P. A time-varying fiscal reaction function for Brazil. *Estudos Econômicos (São Paulo)*, SciELO Brasil, v. 49, n. 1, p. 5–38, 2019.
- CHICOLI, R. D. S. *Sustentabilidade da dívida pública brasileira: uma análise sob diversos conceitos de superávit primário e endividamento*. Tese (Doutorado) — Universidade de São Paulo, 2016.
- CHOW, G. C. Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, JSTOR, p. 591–605, 1960.
- COCHRANE, J. H. Determinacy and identification with Taylor rules. *Journal of Political Economy*, University of Chicago Press Chicago, IL, v. 119, n. 3, p. 565–615, 2011.
- COSTA, C. E. E. L. da. Sustentabilidade da dívida pública. In: _____. *Dívida Pública: a experiência brasileira*. [S.l.]: Banco Mundial, 2009.
- DELONG, J. B.; SUMMERS, L. H. Fiscal policy in a depressed economy. *Brookings Papers on Economic Activity*, Brookings Institution Press, v. 2012, n. 1, p. 233–297, 2012.
- DOBROW, R. P. *Introduction to Stochastic Processes with R*. [S.l.]: John Wiley & Sons, 2016.
- ENDERS, W. Applied econometric time series, by Walter. *Technometrics*, v. 46, n. 2, p. 264, 2004.
- FERREIRA, D. M. et al. O efeito contágio da crise do subprime no mercado acionário brasileiro. Universidade Federal de Viçosa, 2012.
- FRASCAROLI, B. F.; NOBREGA, W. C. L. Inflation Targeting and Inflation Risk in Latin America. *Emerging Markets Finance and Trade*, Routledge, v. 55, n. 11, p. 2389–2408, sep 2019. ISSN 1540-496X. Disponível em: <<https://doi.org/10.1080/1540496X.2018.1514297>><https://www.tandfonline.com/doi/full/10.1080/1540496X.2018.1514297>>.

- GHIANI, G.; GILLMAN, M.; KEJAK, M. A general theory of employment, interest and money: with msiah vecm markov-switching evidence. 2014.
- GIACOMONI, J. Receitas vinculadas, despesas obrigatórias e rigidez orçamentária. *Orçamentos Públicos e Direito Financeiro. 1ª Ed. São Paulo: Revista dos Tribunais*, 2011.
- GIAMBIAGI, F.; SCHWARTSMAN, A. *Complacência: entenda por que o Brasil cresce menos do que pode*. [S.l.]: Campus, 2014.
- GODEIRO, L. L.; LIMA, L. R. R. d. O. Measuring Macroeconomic Uncertainty to Brasil. *Economia Aplicada*, v. 21, n. 2, p. 311, 2017. ISSN 1413-8050.
- HAKKIO, C. S.; RUSH, M. Is the budget deficit “too large?”. *Economic inquiry*, Wiley Online Library, v. 29, n. 3, p. 429–445, 1991.
- HAMILTON, J. D. Rational-expectations econometric analysis of changes in regime: An investigation of the term structure of interest rates. *Journal of Economic Dynamics and Control*, Elsevier, v. 12, n. 2-3, p. 385–423, 1988.
- HAMILTON, J. D. A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, JSTOR, p. 357–384, 1989.
- HAMILTON, J. D.; FLAVIN, M. *On the limitations of government borrowing: A framework for empirical testing*. [S.l.]: National Bureau of Economic Research Cambridge, Mass., USA, 1985.
- JESUS, C. S. d. Política fiscal e estabilidade macroeconômica. 2014.
- JIANG, Z. et al. *The US Public Debt Valuation Puzzle*. [S.l.], 2019.
- JOHANSEN, S. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, JSTOR, p. 1551–1580, 1991.
- JUNIOR, K. M. Há dominância fiscal na economia brasileira? uma análise empírica para o período do governo lula. *Indicadores Econômicos FEE*, v. 38, n. 1, 2010.
- KROLZIG, H.-M. *Markov-switching vector autoregressions: Modelling, statistical inference, and application to business cycle analysis*. [S.l.]: Springer Science & Business Media, 2013. v. 454.
- KROLZIG, H.-M.; MARCELLINO, M.; MIZON, G. E. A markov-switching vector equilibrium correction model of the uk labour market. In: *Advances in Markov-Switching Models*. [S.l.]: Springer, 2002. p. 91–112.
- LEE, J.; STRAZICICH, M. C. Minimum lagrange multiplier unit root test with two structural breaks. *The Review of Economics and Statistics*, MIT Press, v. 85, n. 4, p. 1082–1089, 2003.
- LI, D.; PHILLIPS, P. C.; GAO, J. Kernel-based inference in time-varying coefficient cointegrating regression. 2017.
- LUPORINI, V. Sustainability of brazilian fiscal policy, once again: corrective policy response over time. *Estudos Econômicos (São Paulo)*, SciELO Brasil, v. 45, n. 2, p. 437–458, 2015.
- MENDONÇA, M. J. C. d.; SANTOS, C. H. M. d.; SACHSIDA, A. Revisitando a função de reação fiscal no brasil pós-real: uma abordagem de mudanças de regime. *Estudos Econômicos (São Paulo)*, SciELO Brasil, v. 39, n. 4, p. 873–894, 2009.
- MORAES, M. L. B. d. *Efeitos dos choques de políticas monetária e fiscal sobre as expectativas de inflação no Brasil*. Tese (Doutorado), 2016.

- NELSON, C. R.; PLOSSER, C. R. Trends and random walks in macroeconomic time series: some evidence and implications. *Journal of monetary economics*, North-Holland, v. 10, n. 2, p. 139–162, 1982.
- NOBREGA, W. C. L.; MAIA, S. F.; BESARRIA, C. d. N. Interação entre as Políticas Fiscal e Monetária: uma Análise sobre o Regime de Dominância Vigente na Economia Brasileira. *Análise Econômica*, v. 37, n. 74, p. 7–34, 2020.
- OLIVEIRA, J. C.; OREIRO, J. L. Política fiscal e dívida pública. 2005.
- PASTORE, A.; GAZZANO, M.; PINOTTI, M. *Inflação e Crises: o papel da moeda*. [S.l.]: Elsevier Brasil, 2014. v. 1.
- PERRON, P. The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, JSTOR, p. 1361–1401, 1989.
- SARGENT, T. J.; WALLACE, N. "rational" expectations, the optimal monetary instrument, and the optimal money supply rule. *Journal of political economy*, The University of Chicago Press, v. 83, n. 2, p. 241–254, 1975.
- SARGENT, T. J.; WALLACE, N. Some Unpleasant Monetarist Arithmetic. *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, v. 5, n. 3, p. 1–17, 1981. ISSN 02715287. Disponível em: <https://www.minneapolisfed.org/research/qr/qr531.pdf>.
- SARGENT, T. J.; WALLACE, N. et al. Some unpleasant monetarist arithmetic. *Federal reserve bank of minneapolis quarterly review*, v. 5, n. 3, p. 1–17, 1981.
- SILVA, R. d.; GAMBOA, U. R. d. Regime fiscal e sustentabilidade da dívida pública brasileira–1986 a 2006. *Revista Gestão & Políticas Públicas*, v. 1, n. 1, 2011.
- SIMONASSI, A. G.; ARRAES, R. A.; SENA, A. M. C. de. Fiscal reaction under endogenous structural changes in brazil. *Economia*, Elsevier, v. 15, n. 1, p. 68–81, 2014.
- SIMS, C. A. Fiscal foundations of price stability in open economies. 1997.
- SOUZA, E. T. d. C. et al. Os efeitos da interação entre as políticas fiscal e monetária sobre variáveis macroeconômicas da economia brasileira. Universidade Federal de Juiz de Fora (UFJF), 2016.
- TREHAN, B.; WALSH, C. E. Testing intertemporal budget constraints: Theory and applications to us federal budget and current account deficits. *Journal of Money, Credit and banking*, JSTOR, v. 23, n. 2, p. 206–223, 1991.
- WICHMANN, R. M.; PORTUGAL, M. S. Política fiscal assimétrica: o caso do brasil. *Revista Brasileira de Economia*, SciELO Brasil, v. 67, n. 3, p. 355–378, 2013.
- ZIVOT, E.; ANDREWS, D. W. K. Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. *Journal of business & economic statistics*, Taylor & Francis, v. 20, n. 1, p. 25–44, 2002.

Apêndice

Figura 4 – MSIH(2)-VECM(2)- Probabilidade de Transição suavizada vs NFSP



Fonte: Banco Central. Gráfico gerado pelo software RATS 9.2

Tabela 1 – Teste de quebras múltiplas de Bai e Perron (1998), Bai e Perron (2003)

	nfsp_p		dbgg_p	
Teste de quebra	Estatística-T(prob)	Data da quebra	Estatística-T (prob)	Data da quebra
(1,1)	-30.13(0.00)	Nov/2002	135.08(0.00)	Fev/2001
(1,2)	-51.47(0.00)	Fev/2009	115.29(0.00)	Mai/2002
(1,3)	-11.23(0.00)	Ago/2010	165.58(0.00)	Jun/2004
(1,4)	-29.97(0.00)	Jun/2014	177.20(0.00)	Jun/2007
(1,5)	1.66(0.09)	-	266.25(0.00)	Jul/2015
(1,6)	20.41(0.00)	Mai/2015	132.22(0.00)	-

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

Tabela 2 – Seleção do melhor modelo e teste LR de linearidade

Estatística	MSI(2) - VECM(2)	MSIH(2) - VECM(2)	MSI(3) - VECM(2)
AIC	2,971	2,712	2,880
SBC	3,349	3,089	3,494
HQ	3,124	2,865	3,128
FPE(log)	2,972	2,713	2,884
Teste LR de linearidade			
Hipótese	Estatística	Resultado	
H_0 : O modelo é Linear	9,266*	Modelo é Não Linear	
H_1 : O modelo é não Linear			

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

A estatística LR é comparado com a distribuição chi-quadrado com 8 g.l. a 5% (*) de confiança.

Tabela 3 – Modelo MSIH(2)-VECM(2)

Regime 1		
	nfsp _p	dbgg _p
v	-0.2634 (0.59)	0.0105 (0.88)
Φ	- 0.0372 (0.59)	- 0.0012 (0.90)
nfsp _{p_{t-1}}	0.8226 (0.00)	- 0.0027 (0.74)
dbgg _{p_{t-1}}	0.4695 (0.08)	1.0754 (0.00)
σ_{nfsp}	0.6723 (0.00)	
σ_{dbgg}	0.0158 (0.16)	
Regime 2		
v	- 0.1322 (0.44)	- 0.1322 (0.44)
Φ	- 0.010 (0.70)	- 0.0104 (0.62)
nfsp _{p_{t-1}}	0.5132 (0.01)	0.0100 (0.63)
dbgg _{p_{t-1}}	0.7792 (0.35)	0.5599 (0.00)
σ_{nfsp}	3.2414 (0.00)	
σ_{dbgg}	0.0022 (0.97)	
Critério da Informação		
log(FPE)	2,713	
AIC	2,712	
SBC	3,089	
HQ	2.865	
Matriz de Probabilidades		
$P(s_{t+1} = 1 s_t = 1) = 0.7878$		$P(s_{t+1} = 2 s_t = 1) = 0.2122$
$P(s_{t+1} = 1 s_t = 2) = 0.4336$		$P(s_{t+1} = 2 s_t = 2) = 0.5664$

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

Tabela 4 – Teste de Cointegração de Johansen (1991)

	Valor Traço Crítico*	Estatística Traço	Máx. Auto-Valor Crítico*	Estatística Auto-Valor	
Modelo 1 - (nfsp,dbgg,m1)/y	34.91	21.04	22.00	14.55	Nenhum
	19.96	6.49	15.67	5.13	r<=1
	9.24	1.36	9.24	1.36	r<=2
Modelo 2 - (nfsp,dbgg)/y	19.96	12.85	15.67	12.24	Nenhum
	9.24	0.61	9.24	0.61	r<=1
Modelo 3 - (nfsp,dbgg)	19.96	25.04	15.67	19.35	Nenhum
	9.24	5.69	9.24	5.69	r<=1
Modelo 4 - [(nfsp,dbgg)/y,y]	34.91	38.06	22.00	25.26	Nenhum
	19.96	13.88	15.67	12.09	r<=1
	9.24	0.55	9.24	0.52	r<=2

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

Tabela 5 – Testes de Raiz Unitária

	Em Nível				Em Diferença			
	ADF	PP	ERS	KPSS	ADF	PP	ERS	KPSS
DLSP	-0.94(0.94)	-1.54(0.97)	9.56	3.66(0.01)	-3.76(0.02)	-282(0.01)	-2.44	0.34(0.10)
DBGG	-0.89(0.95)	-3.16(0.92)	-0.25	0.70(0.01)	-5.04(0.01)	-292(0.01)	-3.93	0.26(0.10)
Primário	-0.52(0.98)	-0.92(0.98)	-0.02	2.11(0.01)	-5.44(0.01)	-199(0.01)	-2.51	0.86(0.01)
NFSP Primário	-1.01(0.93)	-3.23(0.92)	-0.36	2.31(0.01)	-5.52(0.01)	-211(0.01)	-2.96	0.66(0.10)
Juros	-4.1(0.01)	-11.16(0.48)	-2.88	0.27(0.10)	-4.24(0.01)	-221(0.01)	-3.96	0.66(0.10)
Receita	-1.61(0.73)	-5.12(0.82)	-0.32	2.32(0.01)	-5.96(0.01)	-193(0.01)	-3.37	0.48(0.04)
Despesa	-2.10(0.53)	-10.02(0.54)	1.22	4.49(0.01)	-5.34(0.01)	-204(0.01)	-5.85	0.13(0.10)
Base Monetária	-1.59(0.74)	-1.90(0.97)	-0.77	3.50(0.01)	-4.11(0.01)	-130(0.01)		0.37(0.08)
M1	-1.29(0.87)	-0.18(0.99)	-0.79	2.07(0.01)	-4.88(0.01)	-48.28(0.01)	-3.05	1.38(0.01)

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

(1) Séries deflacionadas a preços de 2016 (IPCA). (2) Todas as variáveis estão em razão do PIB.

Tabela 6 – Teste de quebra estrutural Zivot e Andrews (2002)

	Ponto de quebra	Estatística	Valor crítico (5%)
dbgg_p	Dez/2012	-3.07	-5.08
desvio_dbgg_p	Jan/2002	-6.27	
nfsp_p	Ago/2010	-4.07	
desvio_dbgg_p	Jun/2009	-4.79	

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

Tabela 7 – Teste de quebra estrutural Lee e Strazicich (2003)

	dbgg_p		nfsp_p	
	Estatística -T		Estatística - T	{T-Crítico (5%)}
S(T)	-3.22	S(T)	-4.13	-3.842
D(Fev/2004)	0.99	D(Mai/2009)	1.13	
DT(Fev/2004)	-3.76	DT(Mai/2009)	2.54	
D(Mar/2015)	0.12	D(Dez/2012)	-0.76	
DT(Mar/2015)	3.92	D(Dez/2012)	3.51	
	desvio_dbgg_p		desvio_nfsp_p	
S(T)	- 4.26	S(T)	-5.74	
D(Jul/2002)	- 3.33	D(Abr/2009)	-0.35	
DT(Jul/2002)	2.91	DT(Abr/2009)	3.90	
D(Mai/2004)	0.52	D(Abr/2011)	2.61	
DT(Mai/2004)	-1.50	DT(Abr/2011)	2.02	

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