

RIGIDEZ ORÇAMENTÁRIA E SUSTENTABILIDADE FISCAL NO BRASIL: UMA ABORDAGEM POR MEIO DE MS-VECM

Felipe Araújo de Oliveira*

Sinézio Fernandes Maia†

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.

*Mestrando em Economia pela UFPB <felipe.8.araujo@gmail.com>+55 83 94218868

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

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

Área 6: Macroeconomia.

JEL classification: C32, E66, 661.

Introdução

Em conversa com o Nobel Thomas Sargent, o também Nobel, Milton Friedman revela: “crises fiscais causam revoluções sociais”¹. Evidentemente, ao menos no curto prazo é o endividamento elevado que traz uma crise de credibilidade econômica e política. Levando em conta que a redução dos investimentos conduz para uma depressão, pode-se inferir que o Brasil também sofreu, recentemente, destas consequências.² Os gastos do governo no Brasil crescem desde 1991 acima da renda da economia. Entretanto, o erro de diagnóstico e as políticas econômicas equivocadas adotadas desde 2010 aprofundaram o problema (JR et al., 2015).

Uma vez a economia encontrando-se em situação de estagnação, ou até mesmo recessão, a necessidade de ajuste é notória, entretanto, não é trivial pois exige mudanças estruturais significativas. A constituição federal de 1988, com a motivação de compensar a dívida social acumulada durante o regime militar garante em lei, direitos para diversos estratos sociais, sem se atentar para o financiamento dos mesmos³. Como é possível mostrar nas Figuras ?? e ?? , é o comportamento extraordinário da arrecadação que financiou (e não mais a inflação, no período pós Plano Real), as demandas da sociedade pelo setor público. O efeito líquido dessa dinâmica foi de gerar peso morto à sociedade, seja por mais inflação ou mais impostos, os quais implicam em maior distorção da atividade econômica e perda de bem estar social.

Conforme Pessoa (2016), existe um efeito *crowding-out* evidente na economia brasileira, o qual acentua o problema de juros altos e de investimentos baixos. Em grande medida, o problema está na rigidez do orçamento federal. A rigidez de 92% do orçamento piora a capacidade do governo reverter a dívida pública crescente e consequentemente garantir a sustentabilidade da mesma. Segundo dados do Mundial (2017), nem mesmo países vizinhos como Argentina (85%), Colômbia (85%) ou Chile (65%), não tem um tamanho tão grande de orçamento carimbado.

O resultado econômico direto de uma situação de insustentabilidade fiscal é de inflação descontrolada e/ou maior tributação futura. Nesse contexto, Franco (1996) está correto ao afirmar categoricamente que "existe um *trade-off* entre inflação e crescimento", quando a política fiscal é utilizada de maneira irresponsável. Não só o crescimento é afetado, como também a efetividade (potência) das políticas fiscal e monetária para estabilizar os ciclos econômicos.

No período recente, fica explícito que havia um problema de diagnóstico quanto ao ciclo em que a economia Brasileira se encontrava. As políticas econômicas no Governo Dilma buscavam aquecer a demanda agregada da economia, enquanto que não havia mais ociosidade (ORAIR; GOBETTI, 2017). A condução da política econômica desde a crise de 2008 intensificou problemas estruturais da economia Brasileira, em especial, quanto à sustentabilidade da dívida pública brasileira. Foi difícil admitir, o governo sugeriu uma "marola", enquanto havia um "tsunami".

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.

³ Olson (2009) mostra em sua tese que grupos de pressão minoritários tendem a impor sua vontade perante o bem-estar da maioria. Isso deve-se em grande medida à capacidade de articulação e organização. O resultado líquido disso tende a ser negativo para a sociedade.

O tamanho desajuste, resultante das políticas adotadas a partir de 2009 é evidenciado pelo superávit necessário para estabilizar as contas públicas. Em 2016 o país apresentou um déficit de 2,5% do PIB, seria necessário um superávit em torno de 5,74% do PIB para manter a dívida bruta estável. Ainda que simples, esse exercício é bastante elucidativo. Obviamente, hoje é impraticável tamanho esforço fiscal, o qual não será possível sem mudanças constitucionais e sacrifício da sociedade.

A estabilidade macroeconômica é fundamental para garantir que as principais taxas da economia não distorçam a atividade econômica. Não é demais salientar que o endividamento público é um instrumento fundamental para promover a distribuição intertemporal ótima das políticas públicas. A dívida permite que os gastos do governo se dissociem da arrecadação fiscal no tempo. Entretanto, para que o instrumento do endividamento possa cumprir de forma adequada seu papel, deve ser sustentável – ao manter dívida/PIB estável ao longo do tempo. Ademais, a importância da austeridade fiscal está relacionada à efetividade de políticas econômicas (COSTA, 2009).

Nesse cenário, é relevante entender se a dívida pública é sustentável. A modelagem de dívida pública tradicional atribui à trajetória do estoque da dívida com relação ao PIB, como indicativo de sustentabilidade. Para isso, bastaria que a taxa de crescimento da economia fosse maior que o custo de financiamento da dívida em termos reais. Após críticas de Bohn (1998) e Bohn (2007), sabe-se que isso é verdade apenas quando se tem uma situação de superávit⁴. Quando não, o que importa é a capacidade do governo reagir à deterioração fiscal.

O objetivo geral dessa pesquisa é testar a sustentabilidade da dívida pública brasileira por meio do modelo proposto por Bohn (1998), bem como identificar a existência de rupturas na política fiscal para o período entre 1999 e 2016. Para isso, foi necessário o uso do modelo *Markov Switching* - VECM para captar a não-linearidade no parâmetro de sustentabilidade fiscal. Ademais, busca-se identificar os períodos de quebra estrutural, destacando possíveis rupturas de política econômica.

Os principais resultados apontam que a autoridade fiscal não foi responsável nesse período. A economia Brasileira se alterna entre momentos em que a insustentabilidade fiscal é mascarada pelo crescimento elevado do PIB e momentos de maior incerteza na condução da política fiscal. A contribuição desse trabalho está em mostrar de modo enfático que nenhum capaz de controlar as contas públicas, e conseqüentemente garantir a sustentabilidade fiscal.

Essa pesquisa é dividida em mais quatro seções. A próxima formaliza os objetivos do trabalho. A terceira seção apresenta o modelo empírico e os dados utilizados. A quarta seção diz respeito aos resultados. Por fim, a quinta seção é reservada à discussão final do trabalho, seguido das referências e do apêndice.

1 Rigidez Orçamentária, Conjuntura Econômica e Sustentabilidade Fiscal

Em documento recente o Mundial (2017) aponta a rigidez orçamentária de 92% como um dos problemas estruturais da política fiscal Brasileira. Os gastos do governo no Brasil crescem desde 1991 acima da renda da economia. Manter essa taxa de crescimento só foi possível graças a um aumento extraordinário da arrecadação (JR et al., 2015).

Giacomoni (2011) ressalta que a rigidez orçamentária endereça ao menos três desafios à gestão

⁴ A condição de crescimento do produto maior que a taxa de crescimento da economia acima do crescimento da dívida implica na satisfação da condição de transversalidade e da inexistência da jogos de *ponzi*. Azizi et al. (2012) mostra que apenas 18% dos países da OCDE cumprem essas condições, e não estão necessariamente em situação de insustentabilidade da dívida. Blanchard e Weil (2001) criticam os pressupostos dessa modelagem e Bohn (1998) propõe outra especificação para o problema da sustentabilidade. Essa problemática será discutida em detalhes nas próximas seções.

pública: i) menor liberdade e flexibilidade na programação dos recursos; ii) dificuldade políticas na revisão dos gastos obrigatórios; e, iii) ineficiência dos gestores de áreas protegidas pela vinculação. Entre os benefícios está a previsibilidade que o gestor tem quanto aos recursos disponíveis, que possibilitam a adoção de políticas de longo prazo.

Em termos agregados, o impacto nas conta públicas é sentido pela carga tributária, que em 1991 representava 25% PIB passou para pouco mais de 35% em 2014, enquanto a maior parte dos países emergentes apresenta uma carga abaixo de 30%. Nesses 25 anos, o setor público se apropriou de 45% do crescimento da renda apenas para financiar seus gastos(JR et al., 2015).

Provavelmente, o Brasil tem um dos sistemas tributários mais complexos do planeta - sendo 92 tipos de taxas. Amaral et al. (2013) mostraram que em 25 anos o Brasil criou 309.147 novas normas, sendo 31 por dia, as quais em média tem 3.000 palavras. Uma firma no Brasil deve se adequar a 3.512 normas para entrar em funcionamento. Um dos colaterais dessa complexidade está no crescimento econômico. Sachsida, Mendonca e Moreira (2016) em "*Tax and Growth in a Developing Country: The Case of Brazil*" responderam à seguinte pergunta: qual o impacto da complexidade e volume tributário no crescimento do PIB per-capita no Brasil? O aumento de 1% na carga tributária, reduz a renda por pessoa em 0.30%.

Em suma, a rigidez orçamentária e a taxa de crescimento dos gastos são dois dos fatos geradores mais importantes para a discussão aqui. A autoridade fiscal no Brasil tem menos de 10% de sua receita que pode ser reduzido de maneira discricionária, o que na maioria das vezes sacrifica tem impacto no nível de investimentos. Essa discussão é importante para entender porque no período analisado a insustentabilidade da dívida pública é constante, mascarada em alguns momentos pelo crescimento do produto.

Entre a reforma monetária de 1994⁵ e a adoção do regime de metas da inflação, em 1999, os superávits primários se mantiveram baixos, o que levou a dívida líquida do setor público a uma trajetória de forte crescimento. O advento da Lei de Responsabilidade Fiscal, que fez a união assumir as dívidas dos estados, intensifica esse movimento.

Os seguidos superávits que ocorrem de 1990 a 1993 em torno de 2,6% do PIB em média não foram suficientes para evitar a elevação da dívida pública de 1990 até os primeiros meses de 1994, que foi devido à acumulação de reservas internacionais líquidas (PASTORE, 1994).

Com a depreciação cambial de 1999 a dívida líquida saltou para 50% do PIB, e as novas depreciações decorrentes do contágio do *default* da Argentina em 2001 e da crise de confiança do governo Fernando Henrique Cardoso para Lula em 2002/2003 elevaram-na para 55% e 60% do PIB, respectivamente (PASTORE, 2014).

Passado o estresse que o regime de metas da inflação enfrentou com o aumento de incerteza inerente à eleição de Lula, e na dinâmica da dívida externa no Brasil. O governo Lula assume o país com uma alta taxa de ociosidade na economia. Em 2003 a taxa de desemprego na economia era de 12%, depois de 10 anos essa taxa vai para 5,5%. Ademais, dado à implementação da Lei de Responsabilidade Fiscal e o início do saneamento dos bancos no governo FHC com o Programa de Estímulo à Reestruturação e ao Fortalecimento do Sistema Financeiro Nacional (PROER), em conjunto com as reformas microeconômicas no sistema bancário e o aprofundamento do tripé macroeconômico reduziu a relação DLSP/PIB no governo Lula. Isso proporcionou graus de liberdade para usar as políticas monetária e fiscal como instrumento contra-cíclico (PASTORE; GAZZANO; PINOTTI, 2014). Estava se criando uma convicção, até então, que a solidez fiscal era importante para o país.

⁵ O Plano Real teve sucesso ao estabilizar e eliminar o problema de inflação crônica na economia brasileira. Entretanto, foi um plano incompleto por não conseguir equacionar as questões fiscais por completo (ver [Pastore, Gazzano e Pinotti (2014)]. Apesar de haver lançado meios para tal com a Emenda Complementar 201/2001 - Lei de Responsabilidade Fiscal.

Entretanto, o erro de diagnóstico e as políticas econômicas equivocadas adotadas desde 2009 aprofundaram o problema estrutural de endividamento no Brasil. Quando a crise internacional eclodiu, em 2008, o Brasil estava preparado para enfrentá-la. Em 2010 o Brasil já havia superado o contágio, não somente ao fato das ações implantadas, como também do advento de um novo motor de crescimento no mundo. A expansão chinesa proporcionou elevação nos preços das *commodities*, a qual, elevou os 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).

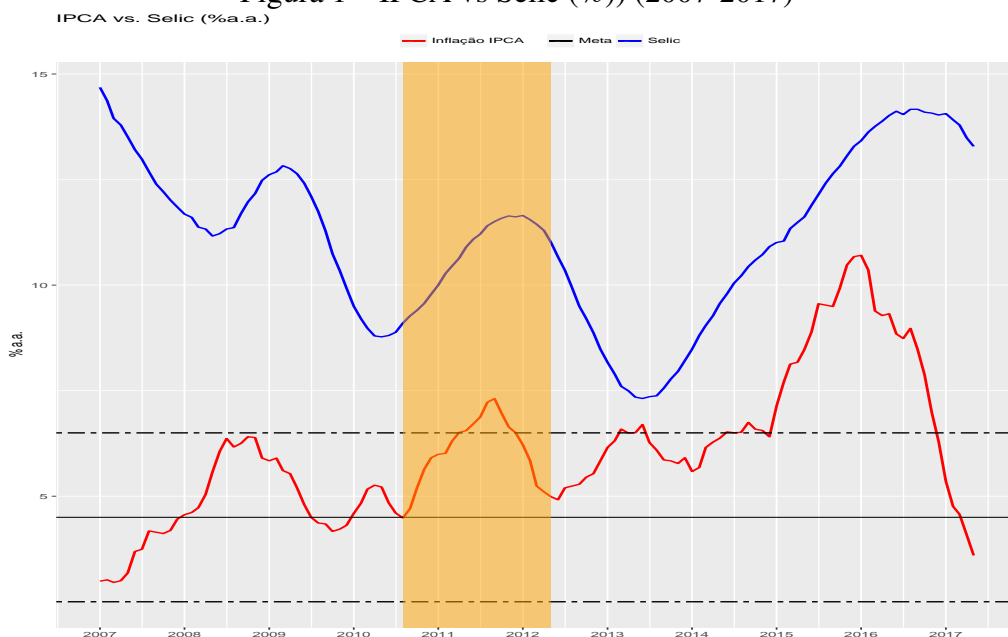
Nesse sentido, o governo Lula encarou um cenário internacional favorável: i) os termos de troca cresceram 237% desde 2002 até 2011; ii) as taxas de juros internacionais (FED fund rates ou até mesmo LIBOR) foram muito baixas nesse período; iii) a valorização da taxa de câmbio; e, iv) o alto grau de ociosidade na economia (GIAMBIAGI; SCHWARTSMAN, 2014).

Já no Governo Dilma I, Pastore, Gazzano e Pinotti (2014) ressaltam que as medidas macroprudenciais adotadas no pós-crise, passam a ser utilizadas não para o aumento da potência da política monetária, e sim como instrumento de redução da inflação (substituindo taxa de juros). Em agosto de 2011, um giro de 180 graus é dado na política monetária quando na reunião nesse mês o COPOM reduziu a SELIC em 0.5%. Essa decisão se dava em um estágio da economia, em que ainda estava aquecida, com a inflação acima da meta (ver Figura 1). A taxa de juros baixa passa fazer parte do programa de governo, e não mais instrumento de política monetária.

Dado a defasagem da política monetária e a valorização cambial experimentada no período que precedeu essa decisão, a inflação de fato recuou de 7,31% para 4,92% em junho de 2012, voltando a subir e terminando o ano em 5,84%, estando acima da meta de 4,5p.p. Essa decisão parece ter sido tomada desconsiderando-se o estágio vigente da economia, a qual se apresentava com taxa de desemprego ao redor de 6%, e nível de utilização da capacidade instalada próxima de 80%. Como ressalta Pastore, Gazzano e Pinotti (2014) essa medida, só faria sentido se a quebra do Lehman Brothers gerasse um choque mais intenso na economia global, do que de fato ocorreu⁶.

⁶ Devido ao aumento do influxo de capitais decorrente das primeiras rodadas de *quantitative easing* por parte do FED, geraram uma valorização do câmbio. Evidentemente, essa dinâmica pressiona principalmente a atividade industrial. É nesse momento que o governo, à partir da leitura de um *pass-trough* da taxa de câmbio aos preços nacionais próximo de zero, interpreta que o custo de incentivar a indústria por meio de desvalorização cambial seria baixo para a sociedade.

Figura 1 – IPCA vs Selic (%) (2007-2017)



Fonte: Dados do BACEN, elaboração própria no software R, com base na rotina disponibilizada em analisemacro.com.br.

Pelo lado fiscal, o governo sentiu-se à vontade para abandonar a meta de superávits fiscais depois de 2009. Passou a estimular os investimentos por meio de desonerações tributárias e empréstimos subsidiados. De 2007 até 2016, o BNDES emprestou cerca de R\$ 450 bilhões e concedeu cerca de R\$ 400 bilhões de subsídios, em sua grande maioria implícitos. 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".

Fica explícito que havia um problema de diagnóstico quanto ao ciclo em que a economia Brasileira se encontrava. Diferente das condições enfrentadas pelo Governo Lula I, no Governo Dilma, o potencial de crescimento pelo lado da demanda se euxauriu (ORAIR; GOBETTI, 2017). Ademais, a resposta a choques nos gastos ou nos investimentos tem pouca persistência, prova da ineficácia desse tipo de política sem ociosidade na economia.

Como corolário, 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 p.p. como proporção do PIB. 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.

O resultado líquido do desmonte do Tripé Macroeconômico foi de maior endividamento, maior inflação, menor crescimento (resgate da estagflação), e uma desarrumação geral do sistema de preços da economia. O ativismo do Governo, desestruturou projetos de infraestrutura e energia. Em síntese, o que houve foi um diagnóstico equivocado quanto ao tipo de políticas que se levariam ao crescimento da economia. 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 só os erros de política econômica dos últimos anos não são os únicos responsáveis pelo descalabro fiscal. A constituição é parte importante do problema. Esse cenário, por si só, justifica a importância desse trabalho.

2 Estado da Arte da Literatura de Coordenação de Políticas Monetária e Fiscal

Os excessos cometidos pelos governos 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) prova 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) mostra 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, ou seja, por meio de venda e compra de títulos, 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.

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.

Isso é facilmente percebido pela literatura recente sobre interação entre políticas Monetária e Fiscal. Junior (2010), analisa a hipótese de existência de dominância fiscal no Brasil para o período de 2003 até 2008. Os resultados indicam persistência de dominância fiscal, ainda que em intensidade menor que o encontrado por Blanchard (2004).

Nobrega et al. (2016) encontram mudança estrutural na condução da política fiscal a partir de 2011, passando a haver indícios de de dominância fiscal até 2015. Badia (2016), identifica a existência

de dominância fiscal para a economia Brasileira no período que vai de 2011 até 2015 utilizando o modelo de [Leeper \(2013\)](#). A partir de uma modelagem VAR, [Moraes \(2016\)](#) encontra uma perda de potência da Política Monetária para o período que vai de 2010 até 2015. [Ferreira \(2015\)](#), realiza testes empíricos sob o nível de coordenação entre as políticas monetária e fiscal no Brasil a partir de um modelo econométrico de defasagens distribuídas (ARDL) entre 2003 e 2013. Os resultados apontam para uma autoridade monetária não independente.

[Araujo e Besarria \(2014\)](#) encontram dominância monetária para o período entre 2003 a 2009 usando modelo VECM. Quando analisado por um modelo de equilíbrio geral DSGE Log-linearizado. [Souza et al. \(2016\)](#), também encontra evidências de Dominância Monetária e não Fiscal para o período que vai de 2013 até 2015.

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 \(1991\)](#) assume 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 mostra que isso não ocorreu. [Wichmann e Portugal \(2013\)](#) utilizam uma metodologia que leva em consideração não-linearidades, o modelo *Markov-Switching Vector Autorregression* (MS-VAR), do período 2001 até 2010, para encontrar evidências de que os formuladores da política fiscal não levam em consideração o ciclo econômico, sendo sistematicamente expansionistas. A pró-ciclicidade da política econômica é encontrada também em uma aplicação linear por [Jesus \(2014\)](#), em um corte amostral que vai de 2003 até 2013.

[Oliveira e Oreiro \(2005\)](#), ao utilizar a metodologia de Pasinetti, encontra 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 seguindo a proposta metodológica de [Bohn \(2007\)](#). A partir das séries dívida líquida, fluxo de despesa e receita os autores testaram a existência de múltiplas quebras estruturais endógenas com base em [Bai e Perron \(1998\)](#), para então averiguar a existência ou não de reação fiscal por parte do governo. Os momentos de ruptura encontrados na série foram em 1994 e 2003. A resposta da autoridade fiscal foi então restritiva, intensificando a geração de superávits fiscais até o final do período analisado.

[Luporini \(2015\)](#), analisa a dinâmica da reação fiscal do governo, a partir de 1991 até 2011, por meio de uma janela móvel de 12 meses seguindo a metodologia de [Bohn \(2007\)](#). Foi possível identificar a partir do exercício empírico, que em média a dívida foi sustentável para todo o período, onde a elasticidade entre dívida/PIB e superávit/PIB foi de 0,09% para a segunda, dado um aumento

de 1% na primeira. Quanto à reação fiscal, é possível identificar, que mesmo a dívida se tornando mais estável a partir de 2000, a sensibilidade do superávit foi menos sensível ao aumento da dívida, e apresenta trajetória declinante a partir de 2006 – evidencia a perda do interesse da autoridade fiscal para gerar superávits a partir de 2006.

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. Para levar em conta essas operações, foram utilizados diferentes especificações de superávit fiscal e dívida pública. O autor seguiu a metodologia de Bohn (2007). Os resultados obtidos pelo trabalho para a dívida líquida e bruta, contrapõe-se aos encontrados por Luporini (2015) e Simonassi, Arraes e Sena (2014), ao rejeitar a hipótese de sustentabilidade fiscal. Ainda que se considere a contabilidade criativa e o uso de reservas internacionais para estabilização da dívida, a sustentabilidade continua sendo rejeitada. Por fim, o autor verificou a composição dos superávits, ao identificar o mecanismo mais utilizado para geração de receitas por cada governo. O autor identifica que o governo FHC faz uso de concessões ao setor privado para geração de superávit, enquanto que o governo Lula depende de repasses de estatais via dividendos, por fim, o governo Dilma, além de alta dependência desses dois tipos de receitas, também dependeu de refinanciamento, ainda assim, no primeiro mandato houve déficit.

Em suma, a preocupação com a sustentabilidade da dívida pública é crescente⁷, não só para garantir estabilidade macroeconômica, como também para garantir que a política monetária seja efetiva. Os efeitos distributivos que a dívida pública gera à sociedade ressalta a importância de formalizar e testar sua sustentabilidade.

3 Metodologia: Estratégia Empírica

3.1 Modelagem Teórica

Bohn (2005), Bohn (2007) estabelece um simples teste de resposta do superávit primário ao estoque da dívida pública, ambos em relação ao PIB. A análise estatística sugere se a variável dívida é dominada pela variável superávit primário. Uma análise intuitiva sugere que o governo possui disposição política (ou não) para reverter a trajetória de expansão do endividamento. Assim, a análise proposta pelo autor tem ganhos, de intuição econômica, e de robustez de resultados.

Todavia segundo Pastore, Gazzano e Pinotti (2014), a sustentabilidade das contas públicas pode ser atingida não por esforço fiscal e sim por imposto inflacionário. A hipótese de a dívida do setor público ser ajustada pela senhoriagem ou pela necessidade de geração de superávits futuros é formalizada na seguinte equação:

$$b_t = (d_t - \sigma_t) + \frac{1+r}{1+\rho} b_{t-1} \quad (1)$$

onde $d_t = g_t - \tau_t$ b_t é o estoque da dívida real; g_t e τ_t são respectivamente os gastos e a arrecadação reais, e σ_t é a senhoriagem, todos em proporção ao PIB; r é a taxa de juros real e ρ é a taxa de crescimento da economia. É possível observar nesse arcabouço que o estoque da dívida depende do esforço fiscal, da geração de senhoriagem e da relação existente entre crescimento econômico e crescimento da taxa de juros, a qual deriva da dinâmica da economia⁸.

⁷ Ver ainda discussão em Bohn (2007).

⁸ Para testar essa hipótese alternativa, o autor parte da equação para construir o modelo empírico

$$b_t - b_{t-1} = [(g_t + r b_{t-1} - \tau_t) - \sigma_t] + u_t \quad (2)$$

todas as variáveis em termos reais e em proporção ao PIB. Esse modelo seguirá a construção de Pastore, Gazzano e Pinotti (2014). A motivação de utilizar na pesquisa essa argumentação teórica está em identificar qual foi a interação

Considerando-se a senhoriação nula, e a taxa de juros estocástica, essa relação passa a ter como descreve [Costa \(2009\)](#), o ajuste do preço da dívida incorporado a partir das dimensões tempo e risco. Desse modo, a restrição orçamentária quando se incorpora a incerteza na economia pode ser especificada da seguinte maneira

$$\frac{B_t}{p_t} = E_t \left[\sum_{v=1}^{\infty} m_{t+v} \frac{(T_{t+v} - G_{t+v})}{p_{t+v}} \right] \quad (3)$$

onde, $E_t[\cdot]$ é a esperança dado as informações disponíveis ao investidor no período t e m_t é a taxa de desconto. A intuição nesse modelo sugere que os desequilíbrios da dívida não compensados pelos fluxos futuros de superávit, devam ser naturalmente corrigidos pelo denominador dessa relação: a inflação. Desse modo, a política fiscal passa a determinar a política monetária.

[Bohn \(2005\)](#), [Bohn \(2007\)](#)⁹ diverge da literatura sobre o tema ao tornar as condições de estacionariedade e cointegração suficientes, entretanto, não necessárias para se afirmar que a dívida do setor público é sustentável. A construção do modelo de [Bohn \(2005\)](#) parte das mesmas premissas dos autores anteriores, inclusive a utilizada por [Pastore, Gazzano e Pinotti \(2014\)](#).

Para construir a função de reação fiscal, [Bohn \(2005\)](#) parte da especificação de cointegração proposta em [Trehan e Walsh \(1991\)](#). A combinação linear $s_t - \alpha b_{t-1} = u_t$ quando u_t é um processo estacionário. Resolvendo recursivamente para frente, a especificação da combinação linear se torna

$$b_{t+1} = (1 + r)b_t - s_{t+1} = (1 + r - \alpha)b_t + \varepsilon_{t+1} \quad (4)$$

dado $\lambda = 1 + r - \alpha$, para que o crescimento da dívida não seja dominado pela taxa de juros r , $\alpha > r$. Ou seja, assume-se que a relação é positiva entre dívida e superávit $\alpha = 1 + r - \lambda > 0$. Esse resultado é considerado por [Bohn \(2005\)](#), [Bohn \(2007\)](#) como esclarecedor e intuitivo do ponto de vista econômico. É possível estabelecer uma relação de correção de erro, onde um aumento na dívida deve ser compensado por uma elevação do superávit. Isso evita que a dívida assuma trajetória explosiva no futuro.

Nas palavras de ([BOHN, 2005](#), p. 20): *[...]the implicit stationarity and ergodicity assumptions should be acknowledged. Stationarity is commonly assumed in applied economies, but unusually important here because sustainability can only be evaluated by extrapolating current policies into the indefinite future.*

entre o Banco Central e o Tesouro no período de análise. Para isso serão realizados testes de raiz unitária na dívida, bem como será testada a cointegração das variáveis da equação 2. Caso a relação $(g_t + r b_{t-1} - \tau t)$ sejam uma combinação linear, sem a necessidade de introduzir a senhoriação, $[(\cdot) - \sigma_t]$, então a dívida é sustentável e o governo não fez uso de imposto inflacionário para financiar o déficit. A estimação da cointegração se dá ao seguir o procedimento proposto em [Johansen \(1991\)](#). Devido à limitação de páginas, esses resultados serão fornecidos por solicitação.

⁹ A principal crítica metodológica de [Bohn \(1998\)](#), [Bohn \(2005\)](#), [Bohn \(2007\)](#), sobretudo econométrica, diz respeito a validade de testes de raiz unitária para comprovar a sustentabilidade ou não da dívida pública. Apesar de outros autores, como foi discutido na seção 2 sobre a revisão teórica, terem sido críticos ao ponto de sugerir diferentes combinações entre as variáveis ou integração de ordens diferentes como válidas, Bohn, foi o mais enfático. As críticas do autor se dividem em: i) fragilidades inerentes aos testes de raiz unitária de cometer erros do tipo I ou II; ii) a arbitrariedade que os outros autores postulam ao testar a ordem de integração das variáveis; e, iii) talvez a sua maior crítica, a ausência de intuição econômica que os testes anteriores possuem, sendo incapazes de avaliar a condução da política fiscal.

Por fim, [Bohn \(2005\)](#), [Bohn \(2007\)](#), afirma que a sustentabilidade fiscal implica em duas questões principais: i) qual é a condução de política fiscal eficiente? e; ii) determinado governo (ou políticas) foi fiscalmente responsável? Segundo o autor, a literatura vigente não aborda com propriedade essas questões, baseia-se a análise de sustentabilidade na sua trajetória. Isso implica na existência de uma restrição orçamentária para o governo.

Com isso, a análise de sustentabilidade se torna mais elucidativa no sentido econômico. É possível definir se a autoridade fiscal é responsável e se tem força política e institucional para manter a dívida sustentável.

3.2 Estratégia Empírica: Modelo econométrico e dados

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 ($n.fsp_{p_t}$),

$$n.fsp_{p_t} = \rho dbgg_{p_t} + \beta_0 + \beta_{\tilde{g}} \tilde{g}_t + \beta_{\tilde{y}} \tilde{y}_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

onde $n.fsp_{p_t}$ 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; e, $(\rho, \beta_0 + \beta_{\tilde{g}}, \beta_{\tilde{y}})$ são os parâmetros a serem estimados, com os respectivos sinais esperados¹⁰.

O mesmo filtro é utilizado para a estimação do gasto temporário g_t . Com relação a essa variável, essa pesquisa diverge com [Bohn \(2005\)](#), que usa gastos com guerra por causa do seu peso elevado nos gastos do governo. [Chicoli \(2016\)](#), opta por não utilizar nenhuma medida, por indicar que não existe no Brasil um grupo de gasto com peso elevado no orçamento.

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 Dickey Fuller Ampliado, Phillips Perron e KPSS, para averiguar a existência de raiz unitária. 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 parâmetros¹¹.

O modelo empírico pode ser reescrito como

$$\begin{bmatrix} \Delta n.fsp_{p_t} \\ \Delta dbgg_{p_t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \beta_0 \\ \beta_1 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_0 \\ \alpha_1 \end{bmatrix} \Phi_{t-1} X_{t-1} + \begin{bmatrix} \rho_{11} & \rho_{12} \\ \rho_{21} & \rho_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta n.fsp_{p_{t-1}} \\ \Delta dbgg_{p_{t-1}} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{n.fsp_{p_t}} \\ \varepsilon_{dbgg_{p_t}} \end{bmatrix} \quad (6)$$

onde,

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

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 ($n.fsp_{p_t}$) a uma variação da dívida bruta do governo geral ($dbgg_{p_{t-1}}$). Em caso de quebra estrutural nas séries ou de indícios de não-linearidade das relações estimadas, será proposto o uso de *dummies* na tentativa de estabilizar a série ou processos de cadeias de markov exógenas para captar não-linearidades nas relações.

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

¹⁰ 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. As variáveis podem ser observadas na Figura 3.

¹¹ Por restrição de espaço para submissão desse artigo, esses demais resultados serão fornecidos por solicitação aos autores.

na primeira estimação é o superávit, a dívida e a senhoriagem. Enquanto que no segundo modelo, a variável de interesse é o superávit.

4 Resultados e discussão

Com o objetivo de contornar o problema da instabilidade das séries, e, conseqüentemente a qualidade de ajustamento dos modelos aos dados, utiliza-se nessa seção uma abordagem não-linear. Com a utilização de cadeias de Markov, espera-se que seja possível estabilizar a média dos estimadores e ter ganhos de interpretação econômica, ao passo em que se sugere uma resposta à crítica de Lucas (1976). Ainda assim, somente a instabilidade da série não é condição suficiente e necessária para o prosseguir com a estimação de um modelo não-linear. Seguindo Enders (2004), é feito o teste LR de linearidade, o qual rejeita a hipótese nula de linearidade, sendo o modelo especificado não-linear (ver Tabela 1).

A partir do modelo linear de correção de erro linear¹², é possível usar a especificação VAR combinada com um processo estocástico de memória curta, para chegar em um modelo não-linear. Os modelos de Regimes Markovianos (*Markov Switching*) possibilitam o cálculo da probabilidade condicional de, $P(s_{t+1} = j | s_t = i)$ ir para um regime j , dado que se encontra hoje em um regime i .

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. Nessa pesquisa, busca-se encontrar esforço fiscal significativo para um desequilíbrio eventual da dívida pública. Dessa forma, o parâmetro α da relação $nfsp_p = -\alpha dbgg_p$, deve ser negativo.

O processo de estimação consiste, inicialmente, em encontrar a especificação que melhor se adequa aos dados. Nesse sentido, os critérios de informação dos modelos estimados serão comparados (ver Tabela 1).

O modelo que apresentou melhor grau de ajustamento foi o modelo MSIH(2) - VECM(2), esse modelo acomoda heterocedasticidade das séries. Na Tabela 2, é possível interpretar as características de cada regime. No regime 1, o parâmetro $dbgg_{p_{t-1}}$ é significativo apenas para o nível de confiança de 10%, ainda assim, o mesmo é positivo com relação a $nfsp_p$. Isso implica em uma resposta positiva da autoridade monetária à elevação marginal da dívida pública. O regime 1, por sua vez, caracteriza o período em que a dívida foi não sustentável.

Já o regime 2 é marcado pelo parâmetro de interesse nessa pesquisa, como não significativo. Não só isso, nesse regime, a incerteza quanto à condução da política fiscal se eleva. Visto que a variância da variável caracterizada como instrumento de política fiscal tem seu coeficiente de variância elevado de 0.6723 (regime 1), para 3.24414 (regime 2). Esse resultado elucida que nesse período, não só não havia a sinalização de uma postura fiscal responsável, como também, a política fiscal era conduzida com maior incerteza.

Na Figura 2 está em preto, a probabilidade de transição de regimes suavizada, e em azul, tem-se o desvio da necessidade de financiamento do setor público no período de 1999 até 2016. Pode-se observar no primeiro gráfico, ainda que o governo tenha gerado superávits fiscais no período que vai de 1999 até 2007/2008, os mesmos não foram suficientes para impor uma trajetória de dívida sustentável. Já, após o choque gerado pela crise do *subprime* em 2008, pode-se observar que o comportamento da série fiscal se torna mais errático, assim como, o da probabilidade de transição. Isso implica que a política fiscal não só permanece irresponsável nesse período, como também se torna mais incerta.

A análise da matriz de probabilidade de transição ergódica, na Tabela 2, mostra que uma vez que a autoridade fiscal se encontra no regime 1, a probabilidade de ir para o regime 2 é baixa. Isso

¹² Resultados da estimação linear disponível por solicitação aos autores.

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 2 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 1.

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, [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.

Os 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 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

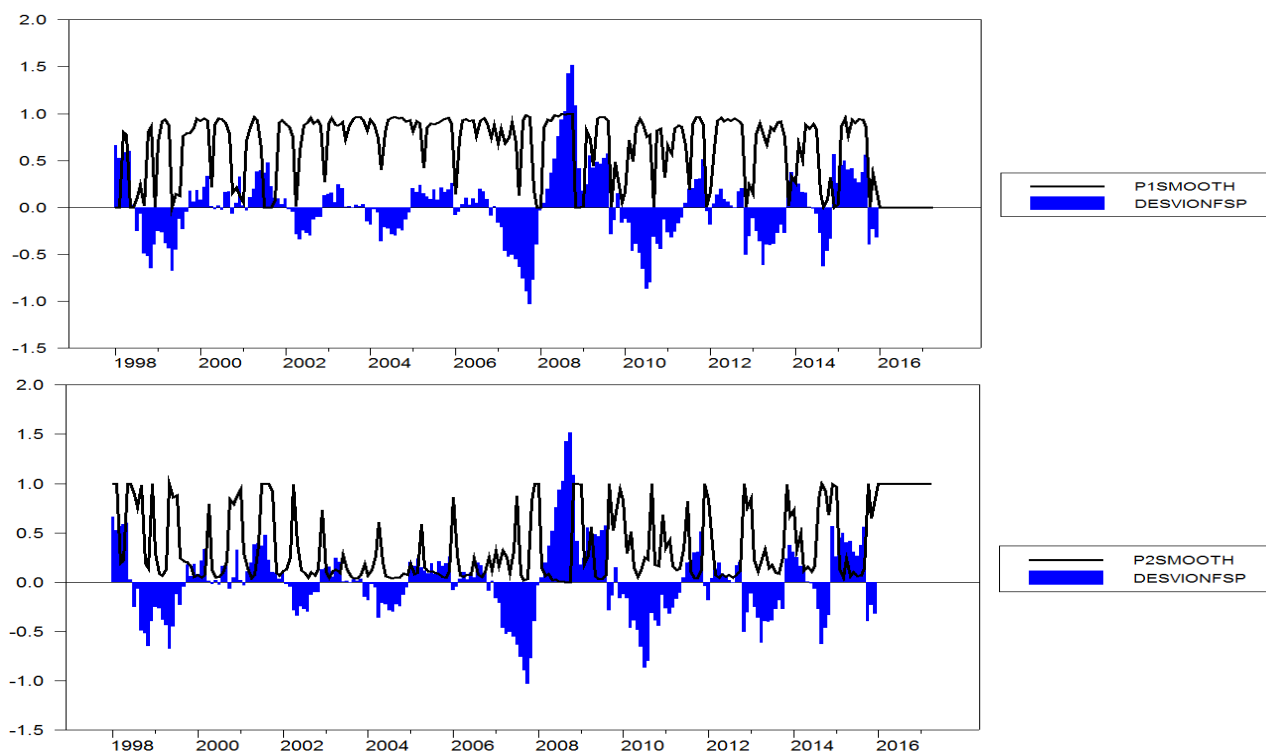
- AMARAL, G. L. D. et al. Quantidade de normas editadas no brasil: 25 anos da constituição federal de 1988. 2013.
- ARAUJO, J. M.; BESARRIA, C. da N. Relações de dominância entre as políticas fiscal e monetária: uma análise para economia brasileira no período de 2003 a 2009. *Revista de Economia*, v. 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.
- 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. *Fiscal dominance and inflation targeting: lessons from Brazil*. [S.l.], 2004.
- BLANCHARD, O.; SUMMERS, L. Rethinking stabilization policy. back to the future. 2017.
- BLANCHARD, O.; WEIL, P. Dynamic efficiency, the riskless rate, and debt ponzi games under uncertainty. *Advances in Macroeconomics*, v. 1, n. 2, 2001.
- 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.
- 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.
- 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.
- ENDERS, W. Applied econometric time series, by walter. *Technometrics*, v. 46, n. 2, p. 264, 2004.

- FERREIRA, D. The time-(in) variant interplay of government spending and private consumption in brazil. *Economia Aplicada*, SciELO Brasil, v. 19, n. 3, p. 429–454, 2015.
- FRANCO, G. H. B. *O desafio brasileiro: ensaios sobre desenvolvimento, globalização e moeda*. [S.l.]: Editora 34, 1996.
- 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.
- 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.; 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.
- 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.
- JR, M. A. et al. O ajuste inevitável. *Folha de São Paulo*, 2015.
- 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.
- 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.
- LEEPER, E. M. *Fiscal limits and monetary policy*. [S.l.], 2013.
- LI, D.; PHILLIPS, P. C.; GAO, J. Kernel-based inference in time-varying coefficient cointegrating regression. 2017.
- LUCAS, R. E. Econometric policy evaluation: A critique. In: ELSEVIER. *Carnegie-Rochester conference series on public policy*. [S.l.], 1976. v. 1, p. 19–46.
- 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.
- MORAES, M. L. B. d. *Efeitos dos choques de políticas monetária e fiscal sobre as expectativas de inflação no Brasil*. Tese (Doutorado), 2016.
- MUNDIAL, B. 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.
- NOBREGA, W. C. L. et al. Interação entre a política fiscal e monetária: uma análise sobre o regime de dominância vigente na economia brasileira. Universidade Federal da Paraíba, 2016.
- OLIVEIRA, J. C.; OREIRO, J. L. Política fiscal e dívida pública. 2005.
- OLSON, M. *The logic of collective action*. [S.l.]: Harvard University Press, 2009. v. 124.

- ORAIR, R. O.; GOBETTI, S. W. Brazilian fiscal policy in perspective. 2017.
- PASTORE, A.; GAZZANO, M.; PINOTTI, M. *Inflação e Crises: o papel da moeda*. [S.l.]: Elsevier Brasil, 2014. v. 1.
- PASTORE, A. C. Reforma monetária, inércia e estabilização. *Estabilidade e crescimento: Os desafios do Real*, José Olympo Editora, Rio de Janeiro, p. 29–46, 1994.
- PESSOA. Visões: Brasil e china. *Revista Conjuntura Econômica*, v. 67, n. 11, p. 22–23, 2016.
- SACHSIDA, A.; MENDONÇA, M. J. C.; MOREIRA, T. B. S. Tax and growth in a developing country: The case of Brazil. 2016.
- 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. 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 2 – MSIH(2)-VECM(2)- Probabilidade de Transição suavizada vs NFSP



Fonte: Banco Central. Gráfico gerado pelo software RATS 9.2

Tabela 1 – 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 com dados do Banco Central. O valor da estatística do teste LR é comparado com a distribuição chi-quadrado com 8 graus de liberdade a 5%(*) de confiança.

Tabela 2 – 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		
$P(s_{t+1} = 1 s_t = 1) = 0.7878$		$P(s_{t+1} = 2 s_t = 1) = 0.2122$
$P(s_{t+1} = 1 s_t = 2) = 0.4336$		$P(s_{t+1} = 2 s_t = 2) = 0.5664$

Tabela 3 – Teste de Cointegração de Johansen (1991)

	Valor Traço Crítico*	Estatística Traço	Máximo 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:SGS/BACEN. Elaboração Própria.

Tabela 4 – Estatística Descritiva

	Mínimo	Média	Mediana	Máximo	D.P	Assimetria	Curtose	J.B.
dbgg	54.78	64.29	62.87	81.02	5.57	0.73	-0.30	20(0.00)
dlsp	30.70	42.41	43.02	59.80	6.90	0.18	-0.60	4.27(0.11)
primário	-3.15	1.51	1.90	3.01	1.26	-1.95	3.39	246(0.00)
nfsp	-2.98	-1.54	-1.97	3.05	1.28	1.86	3.02	211(0.00)
juros	2.81	4.32	4.05	7.22	1.02	0.67	-0.48	18.48(0.00)
m1	53.13	66.09	66.46	76.89	6.17	-0.30	-0.53	5.78(0.05)

Fonte:SGS/BACEN para dados fiscais e de agregados monetários. Ipeadata para série de PIB e IPCA.

Tabela 5 – Testes de Raiz Unitária¹²

	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:SGS/BACEN.Elaboração Própria. (1)Todas as séries foram deflacionadas a preços de 2016 usando o 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:SGS/BACEN. Elaboração Própria.

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

dbgg_p		nfsp_p		{T-Crítico (5%)}
	Estatística -T	S(T)	Estatística - T	
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	

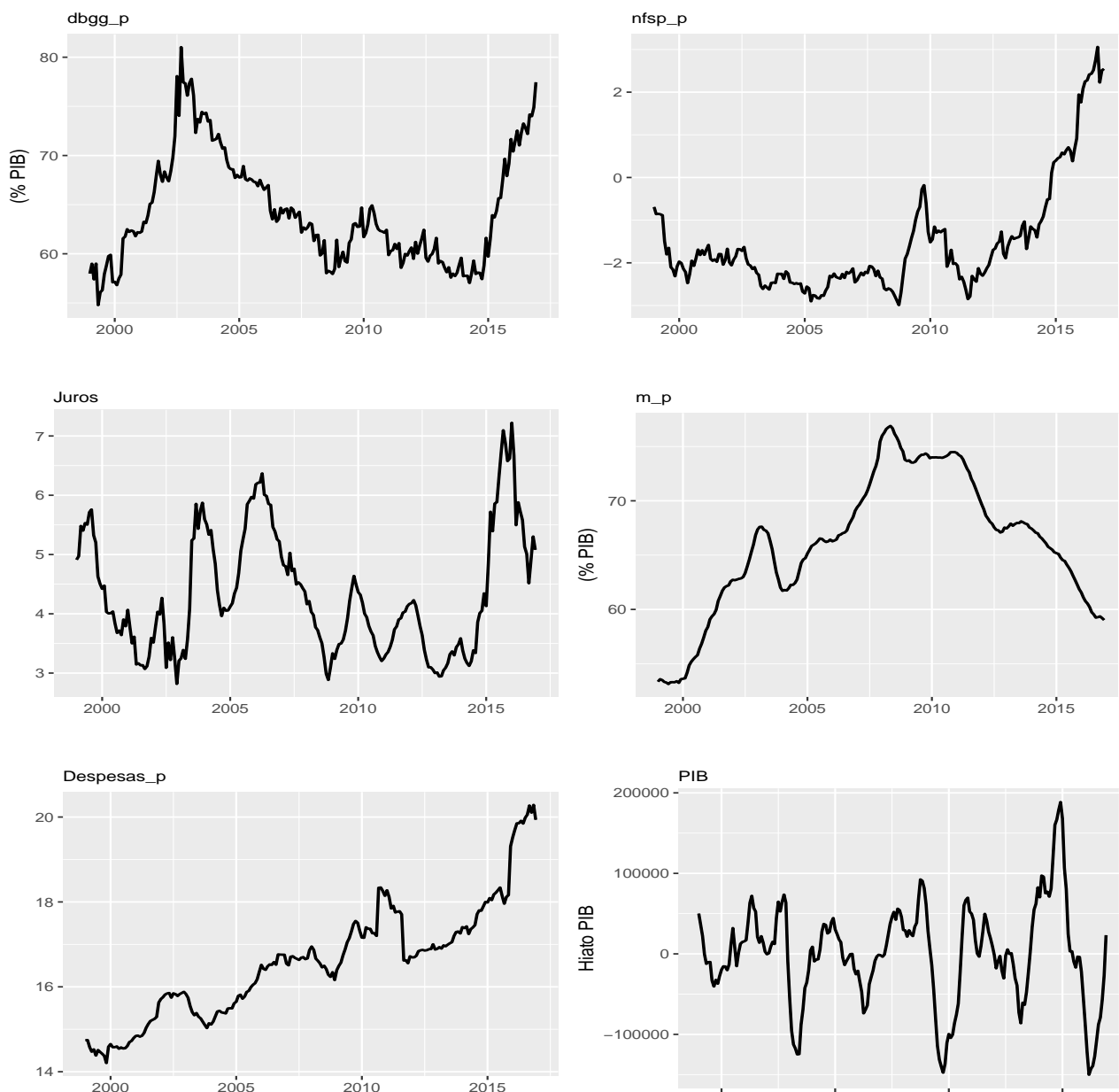
Fonte:SGS/BACEN. Elaboração Própria.

Tabela 8 – Teste de quebras múltiplas de Bai e Perron (1998), Bai e Perron (2003)

Teste de quebra	nfsp_p		dbgg_p	
	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:SGS/BACEN. Elaboração Própria.

Figura 3 – Variáveis fiscais em nível (% PIB) (1999-2016)



Elaboração própria com dados do BACEN. As variáveis são: i. dbgg = Dívida Bruta; ii. nfsp = Necessidade Financiamento Setor Público; iii. Juros=NFSP Juros; iv. m=M1; v. Despesas=Despesas Brutas; vi. PIB=Hiato do PIB.