UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

LIMITES ENDÓGENOS DA DÍVIDA PÚBLICA BRASILEIRA

Igor Barreto Rose

Orientador(a): Prof.ª Fabiana Rocha

SÃO PAULO
2018

Prof. Dr. Marco Antonio Zago

Reitor da Universidade de São Paulo

Prof. Dr. Adalberto Américo Fischmann

Diretor da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade

Prof. Dr. Hélio Nogueira da Cruz

Chefe do Departamento de Economia

Prof. Dr. Ariáster Baumgatz Chimeli

Coordenador do Programa de Pós-Graduação em Economia

Igor Barreto Rose

LIMITES ENDÓGENOS DA DÍVIDA PÚBLICA BRASILEIRA

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia do Departamento de Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo, como requisito parcial para a obtenção do título de Mestre em Ciências.

Orientador(a): Prof.ª Dr. Fabiana Rocha

Versão Corrigida

(versão original disponível na Biblioteca da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade)

São Paulo

2018

Autorizo a reprodução e divulgação total ou parcial deste trabalho, por qualquer meio convencional ou eletrônico, para fins de estudo ou pesquisa, desde que citada a fonte.

FICHA CATALOGRÁFICA
Elaborada por Rafael Mielli Rodrigues – CRB-8/7286
Seção de Processamento Técnico do SBD/FEA/USP

Rose, Igor Barreto
Limites endógenos da dívida pública brasileira / Igor Barreto Rose. -- São Paulo, 2018.
96 p.

Dissertação (Mestrado) – Universidade de São Paulo, 2018.
Orientador: Fabiana Fontes Rocha.

1. Dívida pública 2. Política fiscal 3. Finanças públicas I. Universidade de São Paulo. Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade. II. Título.

CDD – 336.34

Igor Barreto Rose

Limites endógenos da dívida pública brasileira

Dissertação apresentada ao Departamento de Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo para obtenção do título de Mestre em Economia.

Aprovado em:

Banca Examinadora

Professor Doutor Matheus Albergaria de Magalhães

Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo

---

Professor Doutor Marcelo Kfoury Muinhos

Faculdade Getúlio Vargas

Professor Doutor Bruno de Paula Rocha

Universidade Federal do ABC

A meus pais, Thomas e Wilma,
pela paciência na condução ao
longo de toda minha jornada,
e a meu irmão, por mostrar o que
esforço e dedicação são capazes de fazer.

AGRADECIMENTOS

Meus sinceros agradecimentos

Aos meus pais, Thomas e Wilma Rose, pelo constante apoio em todas as etapas da minha vida.

Ao meu irmão, Bruno Rose, por ensinar como levar a vida a sério e, ao mesmo tempo, com bom humor.

À Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Universidade de São Paulo, por ter sido meu segundo lar por oito anos.

À professora Fabiana Fontes Rocha, por sua paciência e apoio intelectual ao longo deste curso.

A Antônio Passos, por ser um grande amigo ao longo da última década.

A Thales Maion, Adriano dos Reis, Luiz Superti e Michael França, por terem sido um pilar na conclusão deste mestrado.

A Raí Chicoli, por gentilmente fornecer sua abrangente base de dados que serviu de início para este trabalho.

Aos professores de graduação e pós-graduação, por todo o conhecimento transmitido.

À turma do mestrado IPE-USP de 2016, por sempre manterem o bom senso de humor para enfrentar o curso.

E a todos que contribuíram para a conclusão desta etapa na minha vida, direta ou indiretamente.

RESUMO

Como a sustentabilidade da dívida é afetada por elevados e crescentes níveis de endividamento no Brasil? Esta dissertação introduz uma estrutura teórica e empírica para a estimação de limites endógenos para a dívida bruta do setor público, utilizando um modelo com credores neutros ao risco que avaliam a probabilidade de calote do governo em função do próprio nível de endividamento e da taxa de juros e um governo soberano que segue uma função de reação do superávit ao nível da dívida com propriedade de fadiga fiscal e choques exógenos. Nos dados de 2002 a 2018, as estimativas de limites para o endividamento bruto estão entre 130,8%, no cenário mais provável, até 151,4% do PIB, sob condições mais favoráveis. As taxas de juros estariam entre 22% e 38% a.a., garantindo a sustentabilidade fiscal do governo para os próximos anos, com ressalvas que 1) este é um máximo para a dívida, nada é discutido sobre um nível ótimo de endividamento; e 2) que a trajetória crescente da dívida em anos recentes requer uma atenção especial por parte das autoridades fiscais que desejarem se comprometer com sua sustentabilidade, ainda que ela se situe abaixo de seu máximo.

Palavras-chave: função de reação fiscal, fadiga fiscal, limite da dívida, dívida pública, sustentabilidade fiscal.

Classificação JEL: H62, H63, H68.

ABSTRACT

How the sustainability of public debt changes when rising indebtedness arises? This dissertation introduces the theoretical and empirical framework to estimate endogenous limits to the debt levels, that is, a model with risk-neutral lenders that account for the default probability as a function of indebtedness itself (thus the endogeneity) and the interest rates; and the fiscal authority, which follows a fiscal reaction function with the fiscal fatigue property and exogenous shocks. The estimates for the debt limits in the Brazilian economy stays around 130.8% and 151.4% of GDP, with real interest rates of 38% per year in the first case, using monthly data from 2002 to 2018. This ensures the fiscal sustainability for the next year, but it is worth noting that 1) this is the limit for debt levels; nothing is discussed about the optimal level for the economy as a whole; and 2) the path of rising indebtedness in the recent years needs to be strongly reviewed by whoever wishes to commit to fiscal sustainability in the next government.

Keywords: fiscal reaction function, fiscal fatigue, debt limits, public debt, fiscal sustainability.

JEL Classification: H62, H63, H68.

ÍNDICE DE FIGURAS

Figura 1 - Trajetórias para dívida líquida e bruta (em razão do PIB) e superávit primário (acumulado 12 meses e razão do PIB) 22
Figura 2 - Dinâmica de determinação do limite da dívida simultaneamente à probabilidade de calote e taxa de juros 50
Figura 3 - Dinâmica do modelo de função de reação com fatiga fiscal 50
Figura 4 - Trajetórias do proxy mensal para o PIB (IBC-Br), seu produto potencial (obtido através do filtro HP sobre a série mensal) e resíduos 57
Figura 5 - trajetória da taxa de juros implícita da dívida pública 58
Figura 6 - trajetória da inflação, medido pelo IPCA 59

ÍNDICE DE TABELAS

Tabela 1 - Dados utilizados, descrição e fontes 55
Tabela 2 - Teste KPSS para superávit primário 62
Tabela 3 - Testes de cointegração entre primário e dívida bruta 63
Tabela 4 - Critério de escolha para o número de defasagens do vetor de cointegração do modelo de correção de erros 64
Tabela 5 - Estimação do vetor de correção de erros entre primário e dívida bruta 65
Tabela 6 - Estimação do nível máximo de endividamento bruto no cenário base, em porcentagem do PIB..... 68
Tabela 7 - Função de reação fiscal com fadiga fiscal e inflação 71
Tabela 8 - Estimação do nível máximo de endividamento bruto no cenário com maior suporte da distribuição dos choques, em porcentagem do PIB..... 73
Tabela 9 - Estimação do nível máximo de endividamento no cenário com maior taxa de recuperação em relação ao cenário base, em porcentagem do PIB ... 74
Tabela 10 - Estimação do nível máximo de endividamento no cenário com diferencial menor de taxa de juros, em porcentagem do PIB 75
Tabela 11 - Função de reação fiscal com fadiga fiscal com termo cúbico e dívida bruta..... 92

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO 19
2. LITERATURA RELACIONADA 26
   2.1. Literatura clássica 27
   2.2. Literatura recente 31
   2.3. Literatura aplicada ao Brasil 33
3. METODOLOGIA 39
   3.1. Função de reação fiscal 40
   3.2. Fadiga fiscal 45
   3.3. Limites e calote 46
   3.4. Estimação 52
4. DADOS 55
5. RESULTADOS 61
   5.1. Função de reação fiscal 61
      5.1.1. Modelo de correção de erros 62
   5.2. Limite da dívida 66
   5.3. Análise de sensibilidade 70
      5.3.1. Superávit primário com receita de senhoriagem 70
      5.3.2. Calibragem 72
6. CONCLUSÃO 77
7. BIBLIOGRAFIA 83

Apêndice A – termo cúbico na função de reação para o Brasil 91

Apêndice B – saídas do Eviews para testes de raiz unitária 93

Apêndice C – taxa de juros implícita da dívida 95

1. INTRODUÇÃO

Uma das principais questões levantadas sobre a política fiscal brasileira nos últimos anos é se a trajetória de débito em ascensão é sustentável e, se sim, sob quais condições econômicas. Em particular, o interesse recente do governo para reequilibrar as contas públicas traz à tona a questão da presença de fadiga fiscal, situação caracterizada, justamente, por esforços crescentes de controle do endividamento e trajetória não decrescente da dívida.

Motivada por esta discussão, esta dissertação verifica a sustentabilidade da dívida pública federal bruta, no período de novembro de 2002 a julho de 2018, sob o olhar proposto inicialmente em Bohn (1998) e posteriormente refinado por Ghosh *et al*. (2013), utilizando uma função de reação fiscal (FRF) com testes para presença de fadiga fiscal. A partir desta estrutura, estimar-se-á limites para a dívida pública, sob a suposição que a probabilidade de calote é não nula e é determinada pelo nível de endividamento e taxa de juros, que, por sua vez, é determinada pela própria probabilidade de calote e pela taxa de juros livre de risco.

Nesta análise, verificamos que a hipótese de fadiga fiscal não pode ser rejeitada para as trajetórias fiscais, e as estimativas de limites para a dívida bruta se situam entre 130,8% e 151,4% do PIB, com taxas de juros reais entre 22% e 38% a.a., a depender do cenário analisado, garantindo a sustentabilidade fiscal do governo para os próximos anos, com ressalvas. A primeira observação a ser feita é que este é um máximo para a dívida, a partir do qual o governo não

conseguirá mais rolar sua dívida mesmo se quiser. Nada é discutido sobre o nível ótimo de endividamento. Além disso, a trajetória crescente da dívida em anos recentes requer atenção especial por parte das autoridades fiscais que se comprometerem a cumprir as metas de resultados primários.

Embora a questão da sustentabilidade fiscal já tenha sido discutida, para dados brasileiros, por outros autores, este trabalho busca acrescentar, à discussão a hipótese de fadiga fiscal, dados mais atuais, e a estimação de um limite para a razão dívida/PIB, fornecendo uma resposta para não apenas se a dívida é sustentável, mas quando poderá deixar de sê-la[1], em vista da trajetória de crescimento recentemente observada nas contas públicas e o propínquo debate sobre dominância fiscal.

A importância de uma resposta para a sustentabilidade da dívida não se trata apenas de uma questão fiscal. As trajetórias destas variáveis podem impactar os juros (invalidando a condução da política monetária), podem antecipar crises e contribuir para o entendimento de crises atuais, balizam decisões de investimentos, afetam o grau de confiança dos agentes na economia e no governo, podem aumentar ou diminuir o *rating* das análises financeiras das agências internacionais e órgãos multilaterais (como o FMI). As consequências de uma má gestão fiscal podem afetar diretamente o crescimento e emprego. A possibilidade de corrigir desequilíbrios orçamentários através de emissão de dívida evita que seja emitida moeda e se crie pressões inflacionárias[2].

---

[1] Ver capítulo de revisão de literatura. Rocha (1997), Luporini (2001), Bicalho (2005) e Mello (2008), e, mais recentemente, Simonassi *et al* (2014) e Chicoli (2015), entre outros autores, analisaram a questão de sustentabilidade.

[2] Ver Sargent & Wallace (1981) e Woodford (1996).

Legalmente, a preocupação com a questão fiscal no Brasil foi estabelecida em 1999, a partir do decreto presidencial que estabeleceu o regime de meta do superávit primário, por meio da Lei de Diretrizes Orçamentárias (LDO), partindo-se do esforço de estabilidade econômica que também deu origem ao restante do tripé macroeconômico (metas de inflação e câmbio flutuante). O descumprimento desta meta pode ser considerado crime de responsabilidade e, teoricamente, levar o chefe do Executivo ao impeachment[3]. Na prática, é um instrumento de sinalização aos credores que o governo é responsável e tem condições para honrar seus compromissos financeiros. Em 2017, por exemplo, a meta do primário foi estabelecida em R$159 bilhões de déficit, já que não era esperado que o governo conseguisse fechar a conta com superávit.

Historicamente, o regime fiscal brasileiro anterior ao Real (em 1995) era mantido sob controle por uma forte receita de senhoriagem para pagamento dos déficits e uma subindexação da dívida em relação à aceleração inflacionária, impedindo que a dívida assumisse uma trajetória explosiva[4]. A reforma monetária de 1994 acabou com a renda de senhoriagem, principal fonte de financiamento até então, de modo que, entre 1994 e 2002, o resultado primário foi sistematicamente deficitário. O câmbio administrado e sucessivos choques externos também contribuíram para os resultados fiscais negativos[5].

---

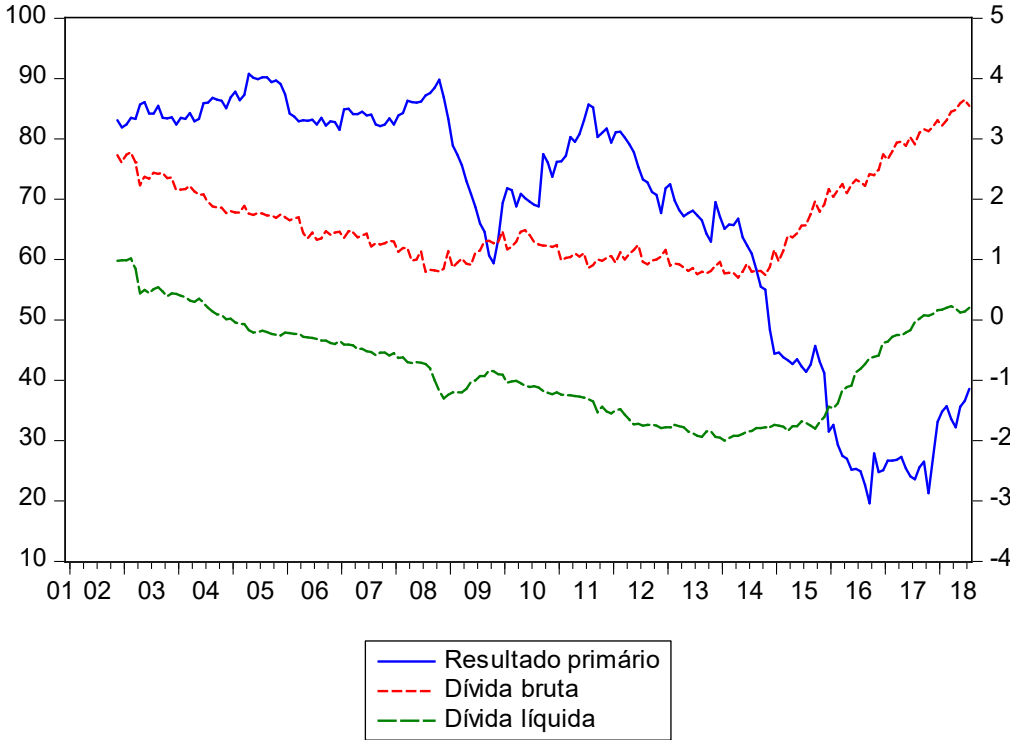
[3] No caso da ex-presidente Dilma Rousseff, o uso de contabilidade criativa no balanço fiscal foi considerado formalmente um crime de responsabilidade e foi uma das bases jurídicas utilizadas no pedido de impeachment aceito pelo Congresso Brasileiro, em 2016.

[4] Ver Pastore (1995).

[5] Em um regime de câmbio flutuante, os choques externos são absorvidos pelo câmbio. Já no regime de câmbio fixo, os choques são absorvidos pela taxa de juros, que afeta diretamente o custo de rolagem da dívida.

De 2002 até início de 2008, a trajetória fiscal foi caracterizada por um forte resultado primário (entre 2% e 4,5% do PIB a cada ano, mesmo com crescimento econômico acentuado) e consequente redução da dívida líquida e bruta durante todo este período (fig. 1), como fruto dos esforços de alteração da composição dos títulos públicos e alongamento dos prazos de pagamento promovidos pelo Tesouro, além de um aumento da meta de superávit primário.

Figura 1 - Trajetórias para dívida líquida e bruta (em razão do PIB, eixo esquerdo) e superávit primário (acumulado 12 meses e razão do PIB, eixo direito). Fonte: Banco Central.



A partir de 2008, com o advento da crise financeira, o custo da política anticíclica adotada e diminuição da arrecadação esperada reduziram rapidamente o primário; além disso, esta redução foi acompanhada de uma alteração na composição do mesmo, com uma diminuição de receita permanente

(cortes de impostos, isenções etc) e aumento das receitas temporárias (principalmente concessões de serviços públicos e receitas atípicas). Estas operações, principalmente empréstimos do Tesouro ao BNDES (em 2015, estes aportes totalizaram 8,1% do PIB de 2014), impactam a dívida bruta do governo, mas, como se tratam, teoricamente, de empréstimos, não impactam a dívida líquida. Estas operações camufladas foram um dos principais responsáveis pela diferença crescente entre as trajetórias da dívida liquida e bruta na última década.

De 2014 para cá, o resultado primário foi caracterizado por uma forte queda, registrando o primeiro déficit desde 2001, quando se iniciou a série pelo Banco Central. A fraca atividade econômica, o ano eleitoral e as desonerações afetaram a arrecadação pública (a Receita Federal estimou em aproximadamente 100 bilhões o custo do impacto das reduções e isenções tributárias em 2014). A dívida líquida também registrou seu primeiro aumento anual desde 2009, movimento que se segue até anos atuais. Em 2017, o déficit registrado ficou em R$124,4 bilhões, um nível muito acentuado, embora R$35 bilhões menor que a meta do governo. O mal desempenho da economia e a não execução de receitas provenientes de leilões esperados pelo governo contribuíram para o resultado negativo.

Em suma, “a execução da política fiscal a partir de 2008 introduziu vários elementos que, a despeito do aparente cumprimento formal dos superávits primários correntes (mas não permanentes) necessários à sustentabilidade do endividamento público, colocam seriamente em questão a

sustentabilidade da dívida pública na perspectiva intertemporal”[6]. As políticas mais recentes tiveram como objetivo a neutralização de muitos destes elementos, com movimentos corretivos que refletiram diretamente na dívida líquida, juntamente com uma crise econômica que já se estende desde 2014 e afeta arrecadação e gastos.

Esta dissertação está dividida da seguinte maneira: esta introdução; uma revisão bibliográfica da literatura relacionada teórica e empírica, com foco na questão brasileira; uma seção para dados e descrição das séries temporais, uma seção de explicação aprofundada da metodologia; o capítulo de resultados, com os principais achados e uma discussão sobre robustez; e uma conclusão, totalizando 5 seções.

[6] Ver Chicoli (2015).

2. LITERATURA RELACIONADA

Uma definição mais formal para uma trajetória fiscal sustentável pode ser expressa como uma sequência de endividamento que garantam a habilidade do governo de honrar compromissos em todos os períodos seguintes. Em outras palavras, a dívida atual deve ser equivalente ao valor presente descontado das realizações de todos os superávits primários. Embora seja uma definição relativamente simples, percorreu-se um longo caminho teórico para se chegar até ela. Nesta seção, revisaremos alguns dos principais trabalhos que expandiram e solidificaram os conceitos presentes nesta dissertação, com destaque para a literatura brasileira sobre o assunto.

Em geral, a literatura fomenta a discussão sobre trajetória fiscal a partir de diversos testes de sustentabilidade e seus respectivos desenvolvimentos empíricos. O arcabouço teórico costuma partir da definição básica de resultado fiscal (isto é, gastos menos receitas) e sua relação com a restrição orçamentária intertemporal do governo. A partir disto, a bibliografia acadêmica se desenvolveu com o intuito de criar diferentes testes, mais robustos e para diferentes situações, até culminar na criação da literatura sobre funções de reação fiscal, que será definida abaixo.

2.1. Literatura clássica

A bibliografia sobre restrição orçamentária do governo é tão vasta quanto possível, com uma ampla gama de modelos e testes empíricos utilizados. Em geral, considera-se que a política fiscal é sustentável se a restrição orçamentária intertemporal (ROI) do governo for válida em valores presentes. O tradicional enfoque empírico desta definição é verificar se o déficit orçamentário e/ou a trajetória da dívida pública são processos reversíveis para a média, ou, equivalentemente, se estas séries são estacionárias. Mais recentemente, costuma-se dar importância maior ao uso da função de reação fiscal e a interpretação de seus parâmetros nos trabalhos empíricos.

Um dos trabalhos pioneiros na área de sustentabilidade foi feito por Hamilton & Flavin (1985) para os dados norte-americanos do pós-guerra. Procuram responder como a emissão de nova dívida é afetada pelos níveis atuais de endividamento, isto é, se o governo conseguiria manter um déficit permanente ao financiar os juros da dívida com novas emissões de títulos, ou se os agentes exigiriam retornos crescentes caso o governo não mantivesse um orçamento equilibrado no longo prazo. Utilizam testes de raiz unitária para concluir que os agentes não são inelásticos ao nível de endividamento; maiores retornos são exigidos para trajetórias crescentes da dívida, embora esta seja sustentável. Deste modo, ajudaram a consolidar a visão de que não é possível rolar a dívida para sempre, devendo o governo transformar seu déficit em superávit se desejasse continuar tendo acesso ao mercado de crédito.

Posteriormente, Wilcox (1989) estendeu os trabalhos de Hamilton & Flavin ao permitir variação estocástica da taxa de juros no cálculo do custo da dívida. O teste criado por Wilcox é composto de duas etapas: primeiro, verifica-se se as séries de estoque da dívida (em valor presente) são estacionárias; caso não seja possível rejeitar a estacionariedade, prossegue-se com o teste da média do processo gerador das séries, que deve ser zero para que a restrição orçamentária intertemporal seja atendida em qualquer instante. Sua conclusão empírica é que a política fiscal não é sustentável, contrariando os resultados de Hamilton & Flavin, devido principalmente à diferença de pressupostos utilizados.

Trehan & Walsh (1988) também contribuíram para esta literatura nascente ao mostrar que um orçamento equilibrado equivale à condição que os gastos nominais do governo, receitas (incluindo senhoriagem) devem ser cointegrados. Analisam o período de 1890 a 1986 da economia americana testando a cointegração destas séries; ou, o que é equivalente, se o déficit nominal, incluindo o pagamento dos juros, é estacionário. Os autores concluem que, no período explicitado, as condições mencionadas são satisfeitas.

O mesmo é feito por Hakkio & Rush (1991), dividindo a amostra de dados (para o período de 1950 a 1988) para identificar quebras na condução da política econômica americana. Os autores rejeitam a hipótese de cointegração entre gastos e arrecadação a partir de 1964, indicando que a política fiscal não seria sustentável.

Bohn (1991), utilizando uma extensa amostra, com dados de 1792 a 1988, mostra que o déficit nominal é estacionário, condição suficiente para garantir a restrição orçamentária intertemporal. Receitas, despesas e dívida

também são cointegrados, o que garantiria a sustentabilidade da dívida. O estudo é interessante por estimar que entre 50 e 65% dos déficits nominais causados por cortes de impostos e 65 e 70% dos déficits causados por aumento de gastos foram eliminados por subsequentes cortes de gastos, e a parcela restante foi compensada por aumentos na arrecadação.

Quintos (1995) estabelece dois diferentes conceitos de sustentabilidade: forte e fraca. O primeiro é definido como uma dívida estacionária que tende a zero no infinito. Mesmo quando não for possível verificar a estacionariedade do endividamento, mas for possível afirmar que, no infinito, este tende a zero, então teremos o caso de sustentabilidade fraca. Nesta estrutura, torna-se possível obter cenários em que a dívida é sustentável mesmo que não seja estacionária; ainda assim, a política fiscal será insustentável se não for possível obter uma correlação de longo prazo entre despesas e receitas (isto é, cointegração).

Todos os estudos acima são derivados em um ambiente determinístico, e a maioria assume diretamente que o diferencial entre taxa de juros livre de risco e taxa de crescimento é negativo. Entretanto, Bohn (1995) mostra que estes testes se baseiam em modelos teóricos inadequados, pois o correto seria considerar a incerteza inerente ao cenário fiscal. Neste caso, a restrição orçamentária intertemporal e a condição de transversalidade deveriam levar em conta o fator estocástico. Assim, o fator de desconto utilizado deveria considerar a taxa marginal de substituição entre consumo intertemporal, ao invés da taxa real de juros. Um corolário desta hipótese é que economias com taxas de crescimento permanentemente maiores do que as taxas de juros poderiam

sustentar déficits permanentes (já que as taxas de crescimento elevadas diminuem o peso da dívida à medida que reduzem a razão entre dívida e produto).

Sob estas novas hipóteses, Ahmed & Rogers (1995) analisam dados norte-americanos e ingleses para verificar se as restrições orçamentárias intertemporais do governo são satisfeitas. Utilizando testes de cointegração com vetores com quebras estruturais (o que garante que é possível satisfazer a ROI mesmo com choques exógenos muito negativos), concluem que, para ambos os países, as restrições são satisfeitas. Uctum & Wickens (2000) também desenvolvem técnicas para incorporar as hipóteses de Bohn (1995), mostrando que a condição necessária e suficiente para a sustentabilidade do endividamento é que a razão entre dívida e PIB (em valor presente) seja um processo estacionário com limite da média tendendo a zero.

Finalmente, Bohn (1998), num artigo seminal, reestabelece a forma de pensar em sustentabilidade fiscal ao passar de testes de cointegração e raiz unitária para o foco na reação do superávit às variações na dívida. Segundo o autor, uma regressão univariada do resultado primário sobre a dívida não é capaz de evidenciar a correlação entre as variáveis; se ambas as séries tiverem raízes unitárias, a regressão entre as duas produziria estimativas inconsistentes devido ao viés de variáveis omitidas. Além disso, os testes usuais de raízes unitárias frequentemente não rejeitam a hipótese nula da raiz unitária, pois têm um baixo poder para rejeitar a hipótese nula, especialmente em pequenas amostrar (como geralmente é o caso com séries temporais) ou se houve quebras estruturais (como geralmente é o caso com administrações fiscais ao longo de

vários ciclos eleitorais). Assim, inspirado no modelo de suavização de impostos de Barro (1979)[7], Bohn propôs uma especificação mais completa para o superávit primário, testando a hipótese que o governo sistematicamente reduz déficits ou aumenta superávits quando o nível de endividamento aumenta. A validade desta condição é suficiente para a estacionariedade da dívida, e, portanto, da sustentabilidade do processo orçamentário.

Em Bohn (2007), o autor novamente demostra que os testes de estacionariedade e cointegração usualmente utilizados para verificar a sustentabilidade da dívida são, na verdade, incapazes de rejeitar esta hipótese. Devido ao fato de a ROI conseguir ser satisfeita mesmo que seus componentes individuais não sejam cointegrados ou se dívida, receitas e despesas não forem estacionários, torna-se impossível rejeitar sustentabilidade por meio de cointegração.

2.2. Literatura recente

A partir destes artigos de Bohn, tornou-se usual adotar a estrutura de função de reação fiscal em trabalhos com foco nos testes de sustentabilidade. Em geral, a evolução existente nessa área deve-se aos diferentes métodos de estimação utilizados, cada vez mais robustos e complexos, com especial atenção no comportamento não-linear dos estimadores.

[7] No modelo de suavização de impostos de Barro (1979), um governo otimizador minimiza o custo derivado da coleta de impostos através da suavização da alíquota de impostos ao longo do tempo.

Burger *et al* (2011) estima funções de reação fiscal sob 3 diferentes métodos. Primeiro, assumem que as séries são estacionárias, e estimam a FRF por mínimos quadrados ordinários (OLS), vetor autoregressivo (VAR) e método dos momentos generalizados (GMM – utilizando PIB como instrumento). Depois, assumem que a função de reação é não linear e a estimam por modelos de threshold autoregressivos (TAR). Em terceiro, admitem a hipótese de não estacionariedade das séries e estimam um modelo de correção de erros (ECM). Para todas as estimações, encontram resposta positiva do coeficiente de reação do balanço primário, indicando que a sustentabilidade da dívida é satisfeita para dados da África do Sul no período entre 1946 e 2008.

Sem se preocupar, especificamente, com o método empírico de estimação como o autor anterior, Ghosh *et al* (2013) propõem uma estrutura com fadiga fiscal na função de reação, isto é, a noção de que a reação do superávit a um aumento da dívida depende do nível de endividamento existente e, para certos níveis elevados de dívida, a reação no superávit não é suficiente para estabilizá-la. A partir disto, os autores utilizam a noção de espaço fiscal, definido como a diferença entre o nível de dívida atual e um limite, a partir do qual o governo não consegue mais rolar sua dívida. Este limite é fornecido por um modelo estocástico com taxas de juros que dependem da probabilidade de calote, que, por sua vez, depende do nível de endividamento e da própria taxa de juros. Esta estrutura será detalhada com considerável afinco na seção de metodologia. Utilizando um painel com 23 países da OCDE, para o período de 1970 a 2007, os autores encontram fortes evidências de fadiga fiscal nas funções de reação de praticamente todos os países analisados, e diferentes níveis de

espaço fiscal; países como Irlanda e Portugal estariam com dívidas próximas dos limites estimados, ao passo que Alemanha, por exemplo, possui uma relativa folga para elevações da dívida.

Fournier & Fall (2015) partem da estrutura utilizada em Ghosh *et al* (2013) e dão robustez aos resultados através de uma especificação da função de reação com fadiga fiscal e *thresholds* para distintos níveis de endividamento, pois argumentam que a metodologia de Ghosh *et al* é muito dependente da calibragem dos parâmetros. Ainda assim, os resultados encontrados também indicam a existência de fadiga fiscal nos países da OCDE, com dados de 1985 a 2013, a partir de um nível médio de endividamento entre 120 e 170% do PIB.

2.3. Literatura aplicada ao Brasil

Em geral, as análises de sustentabilidade fiscal no Brasil se resumem aos diferentes métodos empíricos aplicados, que acompanham o desenvolvimento da literatura internacional. A maioria dos trabalhos aponta para sustentabilidade da dívida, com exceção de alguns períodos analisados.

Pastore (1995) utiliza os métodos de estacionariedade das séries fiscais para concluir que a dívida pública total (interna e externa) foi sustentável no período de 1974 a 1989, apenas ao se incluir os ganhos de senhoriagem.

Rocha (1997) utiliza os testes desenvolvidos por Trehan & Walsh (1991) e Hakkio & Rush (1991) para dados de 1980 a 1993. O estudo é importante por mostrar que, em ambos os testes, a sustentabilidade da dívida só

se verifica nos casos em que se incluem os ganhos com senhoriagem na série de receitas, um resultado expressivo para o período inflacionário dos dados e de acordo com Pastore (1995).

Similarmente, utilizando a metodologia de Hamilton & Flavin (1986), Issler & Lima (2000) usa dados de 1947 a 1992 e não encontra evidências para rejeitar a hipótese de sustentabilidade ao se considerar as receitas de senhoriagem, resultado análogo ao obtido por Rocha (1997) e Pastore (1995).

Luporini (1999) verifica a sustentabilidade da política fiscal brasileira desde a reforma financeira de 1965. Utilizando dados de 1966 a 1998, a autora conclui, a partir dos testes de Wilcox (1989), que a política fiscal era sustentável até 1980, mas assumiu uma trajetória insustentável desde então.

Posteriormente, o método desenvolvido por Bohn (1998) foi utilizado em Luporini (2001) com dados brasileiros de 1966 a 2000. A autora conclui que os superávits primários não respondiam sistematicamente ao aumento da razão dívida/PIB, indicando uma trajetória insustentável de endividamento.

Goldfajn (2002) utiliza o conceito de sustentabilidade fiscal para derivar diversos cenários para taxas de crescimento do PIB, câmbio, juros e superávit primário. Conclui que a probabilidade que estas variáveis assumam valores que tornem a dívida insustentável é baixa; e, mesmo nestes casos, ainda haveria espaço para o governo aumentar receitas e diminuir gastos.

Assim como Goldfajn (2002), Garcia & Rigobon (2004) também desviam do arcabouço tradicional de função de reação e analisam simulações de cenários para prever as propriedades estocásticas da dinâmica da acumulação da dívida. Os autores concluem que o endividamento pode se tornar

insustentável sob a presença de choques adversos, embora seja, usualmente, sustentável.

Giambiagi & Ronci (2004) utilizam o teste derivado em Wilcox (1989) para os anos do governo de Fernando Henrique Cardoso (1995-2002) e concluem que a evidência empírica sobre a trajetória da dívida no período foi de insustentabilidade.

De forma mais abrangente, Bicalho (2005) parte de uma abordagem ampla com três metodologias distintas: Hakkio & Rush (1991), Bohn (1991) e Bohn (1998) para analisar a dívida pública brasileira. Em todos os testes, considera-se que a trajetória do endividamento foi sustentável em todo o período analisado (1997 a 2004), um resultado oposto ao encontrado por Giambiagi & Ronci (2004). Esta divergência se deve, em partes, à diferença de períodos analisados e às metodologias diferentes utilizadas.

Mello (2008) utiliza a estrutura de Bohn (1998) para concluir que elevações na dívida causam aumentos do superávit primário, primariamente através de aumento de impostos, a partir de dados entre 1995 e 2004.

A possibilidade de diferentes regimes de resposta fiscal é introduzida em Mendonça (2009), utilizando um modelo com *switching regression* na estimação da função de reação. O resultado é que o governo esteve fiscalmente mais responsivo antes de 1998, e houve uma piora a partir de 2000, resultado simetricamente oposto ao trabalho de Mello, novamente demonstrando como diferentes metodologias podem produzir resultados distintos.

Luporini (2014) verifica a sustentabilidade da dívida através da estimação da função de reação fiscal utilizando uma janela móvel de 12 meses.

Este método permitiu observar que, embora houvesse uma forte resposta fiscal do governo a alterações na dívida, esta responsividade declinou a partir de 2006. Conclui que a queda da relação entre dívida e PIB se deu, principalmente, por conta do forte crescimento registrado no período.

Ainda na linha de função de reação fiscal para dados brasileiros, Simonassi *et al* (2014) utilizam a estrutura de Bohn (1998) com quebras estruturais de Bai & Perron (1998), concluindo que a dívida é sustentável no período analisado, com duas quebras encontradas: uma em maio de 1994 (associada às renegociações da dívida) e outra em fevereiro de 2003 (associada à crise de desvalorização do real e aumento da incerteza). Após este período, a resposta da política fiscal a alterações na dívida aumentou.

Finalmente, Chicoli (2015) utiliza um modelo de correção de erros (ECM), proposto em Bohn (2007), para analisar a sustentabilidade da dívida sob diversos conceitos fiscais, levando em consideração a contabilidade fiscal menos usual do período e alterações na composição da receita e da dívida. No período analisado (2003 a 2014), conclui que a hipótese de sustentabilidade não é satisfeita para nenhum conceito de dívida (líquida, bruta, bruta exceto reservas) ou superávit (oficial, oficial exceto contabilidade criativa etc) ou período de quebra analisado.

Estes foram os principais trabalhos presentes na literatura brasileira que envolvem a questão de sustentabilidade da dívida pública, embora o intuito não tenha sido a criação de uma lista exaustiva sobre o tema, mas sim, uma lista abrangente da literatura atual.

Um dos avanços deste trabalho em relação aos demais apresentados acima é a introdução da questão de não linearidade dos parâmetros da função de reação fiscal, referentes à questão de fadiga fiscal, para dados nacionais, no contexto recente de forte crescimento da dívida e a condução da política monetária e da gestão fiscal que daí se segue. Este tipo de modelagem da FRF complica *a priori* a interpretação de sustentabilidade da dívida, mas traz benefícios referentes à interpretação da estabilidade deste cenário; em outras palavras, esta metodologia permite não apenas responder se o crescimento da dívida é saudável, mas até que ponto ainda será possível continuar nesta trajetória. Este tipo de resultado permite apontar cenários em que a consolidação fiscal seja um objetivo urgente para garantir que a trajetória da dívida não se torne explosiva mesmo na presença de choques exógenos.

3. METODOLOGIA

Nesta seção, apresenta-se a metodologia que será utilizada para compor os resultados do capítulo seguinte. Em suma, trata-se do modelo derivado em Ghosh *et al* (2013) de rolagem da dívida com um período à frente que incorpora uma taxa de juros endógena à probabilidade de default, que, por sua vez, depende da própria taxa de juros, do nível de endividamento e da distribuição de choques exógenos no superávit primário. O comportamento do superávit é modelado através de uma função de reação com testes para verificar a presença de fadiga fiscal e outros determinantes do balanço primário. Os dois conjuntos de equações são, então, combinados, e fornecem um limite para o nível de endividamento a partir do qual o governo não pode mais reagir com alterações no primário (cortes de gastos ou aumento de impostos) de magnitudes necessárias para responder a possíveis choques adversos. Neste cenário, a dívida e a taxa de juros crescem explosivamente e o governo perde efetivamente acesso ao mercado de crédito (situação de *default*).

A vantagem deste método em relação aos demais é que o modelo fornece uma interpretação clara do nível a partir do qual a dívida não é mais sustentável. Conforme discutido na seção anterior, a definição usual de sustentabilidade da dívida geralmente se dá no formato “sim ou não”, mas não há muita discussão sobre em que momento a trajetória deixará de ser factível. Além disso, o modelo incorpora uma taxa de juros endógena, ao passo que outros métodos dependem da escolha adequada de uma taxa de desconto, que, em geral, acaba sendo a própria taxa de retorno dos títulos públicos. Este

método se mostra inadequado para captar a probabilidade de *default*, pois é provável que a taxa de retorno exigida pelos credores suba rapidamente com a probabilidade de calote.

3.1. Função de reação fiscal

Uma função de reação fiscal (FRF) é definida como uma função que tem a variável de ajuste do resultado fiscal do governo (no caso, o resultado primário) em função de variações no nível do estoque de dívida pública (no caso, dívida bruta).

O ponto inicial de análise da situação fiscal é a identidade orçamentária do governo, que conecta os conceitos de superávit (ou déficit), receitas, gastos e endividamento. Seja DEF o déficit nominal do governo no período t, T o total de receitas, G os gastos (excluindo pagamento de juros), D a dívida nominal no final do período $t-1$ e i a taxa de retorno dos títulos públicos que compõe a dívida. A identidade orçamentária é:

$$DEF_t = G_t - T_t + i * D_t \quad (1)$$

e a dinâmica da dívida é dada por:

$$D_t = D_{t-1} + DEF_t \quad (2)$$

O resultado primário é definido como o resultado nominal (déficit ou superávit), excluindo-se o pagamento do serviço da dívida, isto é, $DEF_t^p = G_t - T_t$.

De (1) e (2), chegamos a:

$$D_t = G_t - T_t + (1+i)D_{t-1} = DEF_t^p + (1+i)D_{t-1} \tag{3}$$

A equação (3) pode ser reescrita em termos reais e razão do PIB:

$$\frac{D_t}{P_t} = \frac{DEF_t^p}{P_t} + \left(\frac{1+i_t}{1+\pi_t}\right)\frac{D_{t-1}}{P_{t-1}}$$

e

$$\frac{D_t}{Y_t} = \frac{DEF_t^p}{Y_t} + \left(\frac{1+i_t}{1+g_t}\right)\frac{D_{t-1}}{Y_{t-1}}$$

onde π é a taxa de crescimento do nível de preços (inflação) e g é a taxa de crescimento do produto.

Ambas são similares no sentido que expressam a dívida no período t como a soma de um fluxo (o déficit primário) com a dívida do período anterior multiplicada por um fator de atualização.

Nosso interesse é trabalhar com a dívida em relação ao PIB, portanto definiremos $d = D/Y$, $s = -DEF/Y$, $r = (1+i)/(1+\pi) - 1 \approx i - \pi$. Podemos reescrever as equações acima compactamente como:

$$d_t = (1+r)d_{t-1} + def_t \tag{4}$$

A equação de acumulação da razão dívida/PIB pode ser expressa por:

$$d_{t+1} - d_t = \underbrace{(r-g)d_t}_{custo\ da\ dívida\ passada} - \underbrace{s_{t+1}}_{balanço\ primário} \tag{5}$$

onde g é a taxa de crescimento real do produto e s é o balanço primário.

Bohn (2008) define sustentabilidade como se o valor presente esperado dos superávits primários for igual à dívida inicial. Logo, teremos:

$$d_{t+n} = \left(\prod_{k=0}^{n}(1+r_{t+k})\right)d_{t-1} - \sum_{j=0}^{n}(\prod_{k=j+1}^{n}(1+r_{t+k}))s_{t+j}$$

Ao substituirmos em (4), para um dado r, teremos:

$$\mathrm{E}_t[d_{t+n}] = (1+r)^n d_t^* - \sum_{j=0}^{n}(1+r)^{n-j}\cdot \mathrm{E}_t[s_{t+j}]$$

Onde $d_t^* = (1+r_t)d_{t-1}$ indica o débito no início do período t e $E(\cdot)$ representa a esperança condicional.

Dividindo por $(1+r)^n$ e rearranjando, temos:

$$d_t^* = \sum_{j=0}^{n}\frac{1}{(1+r)^j}\mathrm{E}_t[s_{t+j}] + \frac{1}{(1+r)^n}\mathrm{E}_t[d_{t+n}]$$

Assumiremos que a soma descontada converge. Tomando o limite quando $n \to \infty$, temos:

$$d_t^* = \sum_{j=0}^{\infty} \frac{1}{(1+r)^j} \mathrm{E}_t[s_{t+j}] + \lim_{n\to\infty} \frac{1}{(1+r)^n} \mathrm{E}_t[d_{t+n}]$$

Portanto, para que a dívida seja sustentável, são necessárias duas condições:

i) $d_t^* = \sum_{j=0}^{\infty} \frac{1}{(1+r)^j} \mathrm{E}_t[s_{t+j}]$ (6)

ii) $\lim_{n\to\infty} \frac{1}{(1+r)^n} \mathrm{E}_t[d_{t+n}] = 0$ (7)

A condição (6) representa a restrição orçamentária intertemporal e (7) a condição de transversalidade.

A ideia de Bohn foi derivar as condições suficientes para sustentabilidade da dívida através de uma regra de feedback para o superávit primário, tal que este seja uma função do nível da dívida.

A regra de feedback mais simples que garante sustentabilidade é linear, isto é:

$$\begin{gathered} s = f(d) \\ s_t = \rho d_t + \mu_t \end{gathered} \quad (8)$$

com $\rho > 0$ é constante. μ_t é um vetor com outros determinantes do resultado primário. Se $\rho > 0$ for significativo e μ_t limitado em porcentagem do PIB, então as condições (6) e (7) são satisfeitas; neste caso, a trajetória da dívida é sustentável[8]. Esta regra sugere que a sustentabilidade da dívida possa ser testada através da estimação de uma função do superávit primário e razão dívida/PIB, verificando o sinal e significância do parâmetro ρ. Bohn demonstra que, embora a forma mais simples seja linear, é possível incluir termos não-lineares ou variantes no tempo que também satisfaçam (6) e (7). Nestes casos, a sustentabilidade da dívida seria garantida se a inclinação da curva se distancia de zero em níveis elevados de dívida/PIB, ou, no caso de parâmetros variantes em t, se $\rho_t > 0, \forall t$.

A possibilidade de inclusão de termos não lineares está diretamente correlacionada com o conceito de fadiga fiscal. Esta hipótese supõe a não-monotonicidade da função de reação fiscal, isto é, que há diferentes níveis de controle orçamentário para cada grau de endividamento. Na prática, esta formulação tenta captar a liberdade que as instituições econômicas têm para impor seu programa fiscal, seja por dificuldades políticas ou de agendas econômicas. Em outras palavras, economias com pouca liberdade para corte de gastos ou aumento de impostos, ao se depararem com choques adversos no balanço primário, terão pouco espaço para corrigi-los, levando a uma trajetória decrescente de superávit.

[8] Para a demonstração deste resultado, ver Bohn (1998) e Bohn (2007).

3.2. Fadiga fiscal

Em níveis muito baixos de dívida/PIB (menores que 25% para a amostra de Ghosh, com países da OCDE), a resposta do superávit primário à dívida é decrescente. Para estes níveis de endividamento, tomar emprestado tem um baixo custo econômico, vis a vis o benefício de antecipar consumo e bem-estar aos cidadãos. Para níveis médios de dívida (entre 25% e 75%), o governo age com responsabilidade, elevando o superávit em resposta ao aumento da dívida para estabilizar a razão dívida/PIB em níveis razoáveis. Entretanto, não é possível elevar o superávit para sempre; além do limite teórico para o superávit (não é possível exceder 100% do PIB; na prática, o superávit raramente excede alguns pontos percentuais), há um limite político para os gastos que podem ser cortados e nos impostos que podem ser criados. Para níveis elevados de dívida (acima de 75%), o resultado primário não é capaz de controlar mais o crescimento da dívida, que assume uma trajetória explosiva, com aumento da taxa de juros e subsequente aumento do déficit nominal.

De modo formal, a hipótese acima, chamada de fadiga fiscal, supõe que a função de reação do balanço primário é não-monotônica para variações da dívida. Na prática, isto pode ser captado através de uma função polinomial, com termos quadráticos e cúbicos, como no exemplo abaixo:

$$s = f(d)$$

$$s_t = c + \rho_1 d_t + \rho_2 d_t^2 + \rho_3 d_t^3 + \mu_t$$

Nos testes realizados (ver seção de apêndices), pode-se descartar a presença de d^3 para os níveis de endividamento brasileiro, isto é, não há dados disponíveis para dívidas muito baixas (menores que 25% do PIB). Assim, a função de reação a ser estimada será:

$$s_t = c + \rho d_t + \rho_2 d_t^2 + \gamma \mu_t + \varepsilon_t \tag{9}$$

onde c é uma constante, ε é um choque com média zero e (ρ, ρ_2, γ) são parâmetros.

3.3. Limites e calote

O limite da dívida é definido como o nível máximo para qual o governo consegue rolar sua dívida. O calote ocorre se, e somente se, o nível de endividamento for maior que o limite $\bar{d}$, isto é, a função *default* do governo será:

$$D_t = \begin{cases} 1 & caso\ d_t > \bar{d} \\ 0 & caso\ contrário \end{cases} \tag{10}$$

Faz-se a hipótese de que credores são neutros ao risco e emprestarão ao governo se as seguintes condições forem satisfeitas:

i) A probabilidade que a trajetória da dívida seja explosiva é menor que 1;

ii) Vale a condição de não arbitragem (equação 11), no qual existe uma taxa de juros finita que recompensa os credores para a probabilidade de calote (endógena).

$$1 + r^* = (1 - p_{t+1})(1 + r_t) + p_{t+1}\theta(1 + r^*) \quad (11)$$

onde p_{t+1} é a probabilidade de calote no período seguinte e θ é a taxa de recuperação no caso de calote ($0 \leq \theta \leq 1$). A primeira parte da equação é o retorno dos títulos obtido se não houver default; a segunda é o retorno obtido no caso de calote. Pela condição de não arbitragem, o retorno esperado destes dois cenários deve ser igual à taxa de juros livre de risco.

Sob (11), o prêmio de risco para o calote é uma função positiva, crescente e convexa em relação à probabilidade de calote[9].

iii) Se houver múltiplas taxas de juros que satisfaçam as condições acima, os credores escolherão a menor delas.

O equilíbrio é definido da seguinte maneira: existem sequências de taxa de juros e dívida tais que o governo satisfaz sua restrição orçamentária, sua função de reação fiscal e sua regra de calote, e credores satisfazem a regra de não arbitragem. O limite da dívida é definido como o maior nível de endividamento em que o governo ainda pode tomar emprestado a uma taxa de juros finita.

[9] Para demonstração, ver Ghosh et al. (2013). Este resultado é esperado sob as hipóteses usualmente feitas na literatura sobre calote soberano.

A probabilidade que o governo seja obrigado a não honrar suas obrigações é simplesmente a probabilidade que a dívida exceda o limite:

$$p_{t+1} = \text{pr}\left[d_{t+1} > \bar{d}\right] = \text{pr}[\varepsilon_{t+1} < H_t] = G(H_t) \tag{12}$$

onde $H_t = (r_t - g)d_t - \mu_t - f(d_t) - (\bar{d} - d_t)$. Sob (12), a condição de não arbitragem do mercado pode ser reescrita como:

$$1 + r_t = (1 + r^*)\left[\frac{1 - \theta p_{t+1}}{1 - p_{t+1}}\right] \tag{13}$$

Combinando (12) e (13) fornece a probabilidade p como a solução do problema de ponto fixo (figura 2):

$$p = z(p; d, \bar{d}) \tag{14}$$

onde

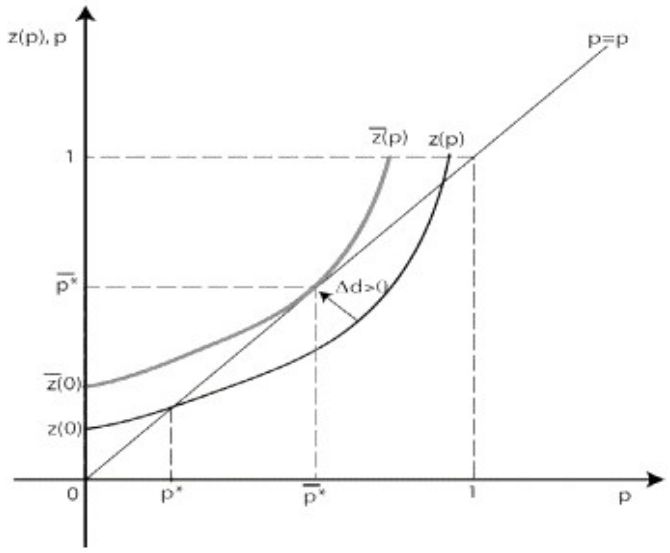
$$z\left(p; d, \bar{d}\right) = \begin{cases} 0 & se\ H\left(p; d, \bar{d}\right) \leq -\bar{\varepsilon} \\ 1 & H\left(p; d, \bar{d}\right) > \bar{\varepsilon} \\ G(H\left(p; d, \bar{d}\right)) & c.c. \end{cases}$$

onde $\bar{\varepsilon}$ é o maior choque possível de ser realizado, definido pelo suporte $\{-\overline{\varepsilon}, \overline{\varepsilon}\}$ de ε.

Denotando a solução interior do modelo em $d = \bar{d}$ de $\bar{p}^* = p^*(\bar{d}, \bar{d})$, a convexidade de $\bar{z}(p) = z(p; \bar{d}, \bar{d})$ garante que $\bar{p}^*$ é a maior solução interior possível. A figura 2 resume este comportamento. Para um dado limite da dívida e algum nível de endividamento inferior a este limite, haveria duas soluções interiores para (14). Conforme d aumenta, p^* também aumenta, enquanto a outra solução (maior) decresce. No limite, as duas soluções convergem para um único ponto interior, que ocorre no ponto de tangência das curvas $z(p; d, \bar{d})$ e a reta de 45 graus. Esta solução é o máximo que o limite de débito dado pode sustentar; qualquer aumento no débito além deste limite imediatamente leva à solução de canto $p = 1$ (e a uma taxa de juros infinita)[10]. No ponto de tangência, o nível de endividamento realizado deve coincidir com $\bar{d}$, ou, equivalentemente, $\bar{p}^*$ é determinado pelo ponto de tangência.

[10] Note que a probabilidade de calote para níveis de dívida muito próximos do limite não necessariamente está próxima de 1. A probabilidade efetiva é determinada pela distribuição dos choques. É a realização (ou não) de um choque adverso (que colocaria o superávit numa trajetória que não é suficiente para balancear o custo de rolagem da dívida) que causa este pulo na função probabilidade, de p^* para 1.

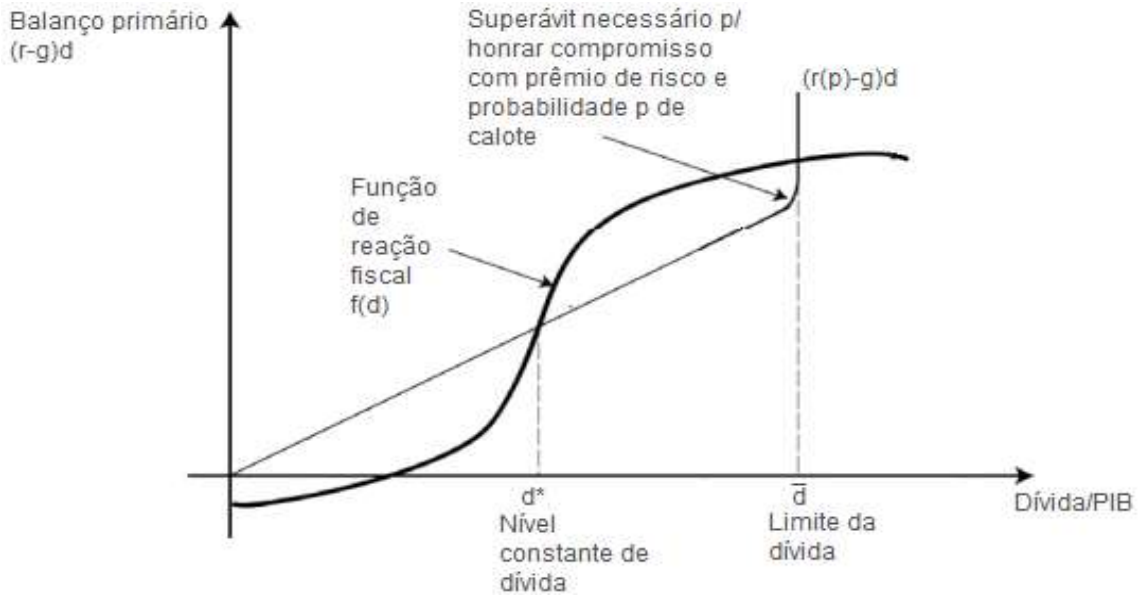
Figura 2 - Dinâmica de determinação do limite da dívida simultaneamente à probabilidade de calote e taxa de juros. Fonte: Ghosh et al (2013).



É possível demonstrar que sempre existe no mínimo uma solução de canto, com $p = 1$. Pode haver múltiplas soluções interiores, mas a condição (iii) garante um único equilíbrio, dado pela menor solução interior de (14).

A dinâmica do modelo está resumida na figura abaixo:

Figura 3 - Dinâmica do modelo de função de reação com fatiga fiscal. Fonte: Ghosh et al (2013), modificado.



A curva mais grossa representa a função de reação com propriedade de fadiga fiscal. Os pontos em que a FRF cruza a curva $(r-g)d$ definem o equilíbrio estacionário. No primeiro, em d^*, é o nível de endividamento que garante, se nenhum choque ε for realizado, que a trajetória da dívida será constante; no longo prazo, a economia converge para este ponto, porque o superávit realizado (dado pela FRF) é maior do que o necessário para pagamento da dívida, logo, a dívida diminui até d^*.

O segundo ponto de equilíbrio, definido por $\bar{d}$, é o nível de endividamento máximo que o governo pode assumir. Se a dívida exceder este limite, não há taxa de juros finita que mantém o equilíbrio; o governo seria obrigado a dar calote.

O nível de endividamento é único e totalmente determinado pelo diferencial entre taxa de juros livre de risco e crescimento, pela taxa de recuperação, e pelo suporte do choque no balanço primário. A taxa de juros é finita em $\bar{d}$ porque a probabilidade de default, $\bar{p}^*$, é estritamente menor que 1. Se a dívida aumentasse além de $\bar{d}$, a probabilidade de calote pula para 1 e a taxa de juros tende ao infinito, efetivamente retirando o acesso do governo ao mercado de títulos. Neste caso, o balanço primário é insuficiente (mesmo sob a melhor realização possível dos choques) para cobrir a trajetória explosiva da dívida, e o governo é obrigado a dar calote.

3.4. Estimação

Neste trabalho, será usado o método de estimação por vetores de correção de erros (ECM). A razão para isto é que a estimação por OLS, mais comum na literatura, é indicada para séries que são estacionárias, e, embora a trajetória do superávit pode ser considerada estacionária para a maior parte da amostra (de 2002 a 2014), ao incluirmos os anos de 2015 a 2017, a série torna-se não estacionária. A ausência de estacionariedade das séries torna a estimação por OLS super consistente e requer o emprego de métodos econométricos alternativos. Particularmente, se houver comovimento entre a tendência das séries (cointegração), torna-se necessário o uso do modelo de correção de erros (ECM).

No caso em que as variáveis não são estacionárias, é necessário verificar se as séries com raízes unitárias são cointegradas e quantos vetores de cointegração existem, seguindo o procedimento de Johansen (1991). Para verificar a existência de cointegração, partimos de um vetor autoregressivo (VAR) com N períodos, que, para uma série qualquer x_t, pode ser escrito no formato matricial como:

$$\Delta x_t = \Pi x_t + \sum_{i=1}^{\rho-1} r_i \Delta x_{t-1} + \varepsilon_t,\ h_i = -\sum_{j=i+1}^{\rho} \Pi_j \text{ e } \Pi = \Pi_1 + \cdots + \Pi_\rho - I$$

A existência de um modelo de correção de erro depende da relação entre as matrizes Π e $\alpha\beta'$, onde α e β são matrizes $N\ x\ h$ com posto completo ($h \leq N$), que pode ser resumida em:

i) Se $posto\ (\Pi) = 0 \rightarrow \Pi = 0$. Não há relação entre os modelos.

ii) Se $posto\ (\Pi) = N \rightarrow \Pi \cdot x_t \sim I(1))$. Mas, se $x(t) \sim I(1) \rightarrow \Delta x_t \sim I(0)$, o que é uma inconsistência. Assim, assume-se que a hipótese inicial de que $x_t \sim I(1)$ está errada e, na verdade, $x_t \sim I(0)$; neste caso, não faz sentido analisar cointegração.

iii) Se $0 < posto(\Pi) < h < N$, Π pode ser fatorada em duas matrizes com posto h tal que $\Pi = \alpha\beta'$ e vale a volta do Teorema da Representação de Granger, isto é, existe uma relação de cointegração entre as variáveis.

Estando no caso iii, pode-se estimar o modelo VAR acima por máxima verossimilhança sob a restrição de que $\Pi = \alpha\beta'$, chegando à função de log-verossimilhança $L(\beta) = \frac{-T}{2} ln\ |\hat{\Omega}(\beta)|$. Com isso, torna-se necessário analisar o determinante, e, portanto, os autovalores da matriz $\hat{\Omega}$ de variância e covariância de β. O número de autovalores $\hat{\lambda} \neq 0$ é igual ao número de vetores de cointegração. Assim, torna-se importante testar quantos autovalores são realmente diferentes de zero, o que é feito conjuntamente pelo teste do traço e individualmente pelo teste do máximo autovalor.

De forma geral, então, é preciso escolher o modelo de cointegração a ser testado, determinando o número apropriado de defasagens dos componentes autoregressivos e a existência de constante e tendência no vetor de variáveis em nível e no vetor de cointegração. O primeiro passo é feito através dos critérios de informação[11] e análise de autocorrelação dos resíduos; o

[11] Os critérios de informação utilizados são Hannan-Quinn, Akaike e Schwartz.

segundo passo é feito pelo atendimento às hipóteses necessárias para estimação de verossimilhança e via gráfica.

Na próxima seção deste trabalho, descrever-se-á as séries utilizadas nas estimações, bem como suas fontes e comportamento ao longo do tempo, particularmente em anos recentes.

4. DADOS

Utiliza-se nesta pesquisa dados mensais de novembro de 2002 a julho de 2018. Uma breve descrição das variáveis utilizadas está disponível na tabela abaixo.

Tabela 1 - Dados utilizados, descrição e fontes. Fonte: elaboração própria.

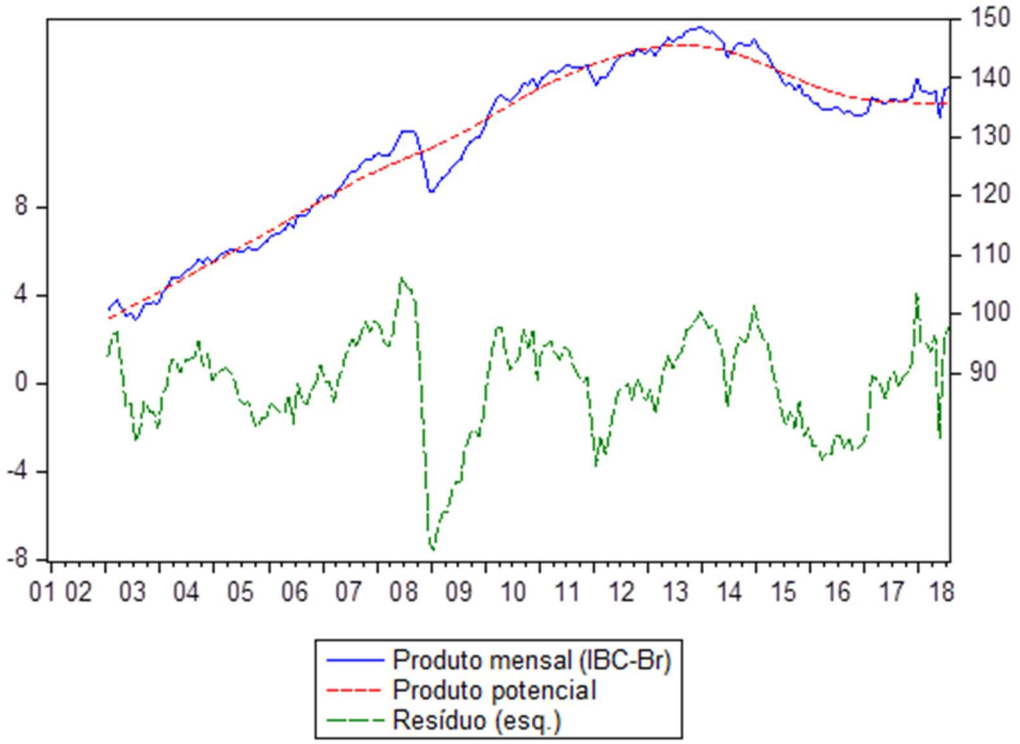
Variável	Descrição	Fonte
Dívida bruta	Razão mensal entre o estoque da dívida bruta (sem valorização cambial) do setor público consolidado e o acumulado em 12 meses do PIB, valorizado pelo IGP-DI do último mês.	Banco Central do Brasil
Resultado primário	Razão mensal entre a necessidade de financiamento primária do setor público consolidado sem valorização cambial acumulado em 12 meses, dividido pelo PIB acumulado de forma análoga.	Banco Central do Brasil
Taxa de crescimento do PIB	Taxa de crescimento anual real do proxy mensal do PIB, IBC-Br, acumulado em 12 meses, utilizando o deflator de Índice Geral de Preços (IGP-DI).	Banco Central do Brasil
Hiato fiscal	Diferença entre crescimento potencial e crescimento efetivo. O produto potencial foi obtido através da aplicação do filtro de Hodrick-Prescott (HP) sobre a série do produto interno bruto, definida no formato acima.	Elaboração própria
Taxa de juros	Taxa de juros real livre de risco, tomada a partir da taxa implícita dos títulos públicos, corrigida pela inflação medida pelo IGP-DI.	Banco Central do Brasil
Taxa de inflação	Taxa mensal de inflação média do acumulado de 12 meses, calculado pelo Índice de Preços ao Consumidor Ampliado (IPCA).	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística

Variável (cont.)	Descrição	Fonte
Taxa de recuperação	Fração da dívida que é provável de ser paga mesmo no evento de um calote parcial por parte do governo. Derivado do trabalho de Cruces & Trebesch (2013) sobre economias latino-americanas para dados brasileiros de 1980 a 1988.	Cruces & Trebesh (2013)

Na seção de introdução, descreveu-se brevemente o comportamento das séries de dívida bruta e superávit primário. Adicionalmente, por se tratarem de séries temporais, os gráficos abaixo mostram a evolução ao longo do tempo dos outros dados utilizados para períodos mais recentes.

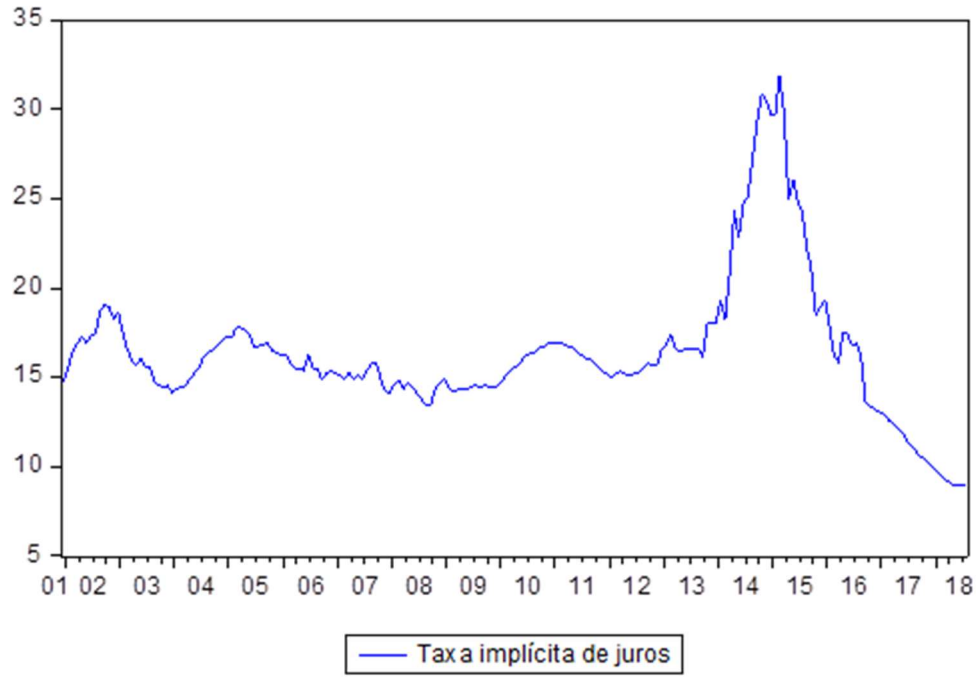
Principalmente entre 2008 e 2009, período da crise financeira global, e entre meados de 2014 até final de 2016, período marcado pela recessão econômica mais recente, o produto teve fortes variações negativas, com abertura do hiato nos dois momentos. Particularmente, é possível observar a razão da resistência da capacidade ociosa da economia em recuar, mesmo com a subsequente recuperação do PIB ao longo dos últimos dois anos. Ao passar um longo período de tempo com alto desemprego, os agentes tendem a demorar em recuperar as taxas anteriores de utilização da capacidade, mesmo com a retomada da economia (histerese).

Figura 4 - Trajetórias do proxy mensal para o PIB (IBC-Br), seu produto potencial (obtido através do filtro HP sobre a série mensal) e os resíduos. Fonte: Banco Central, elaboração própria.



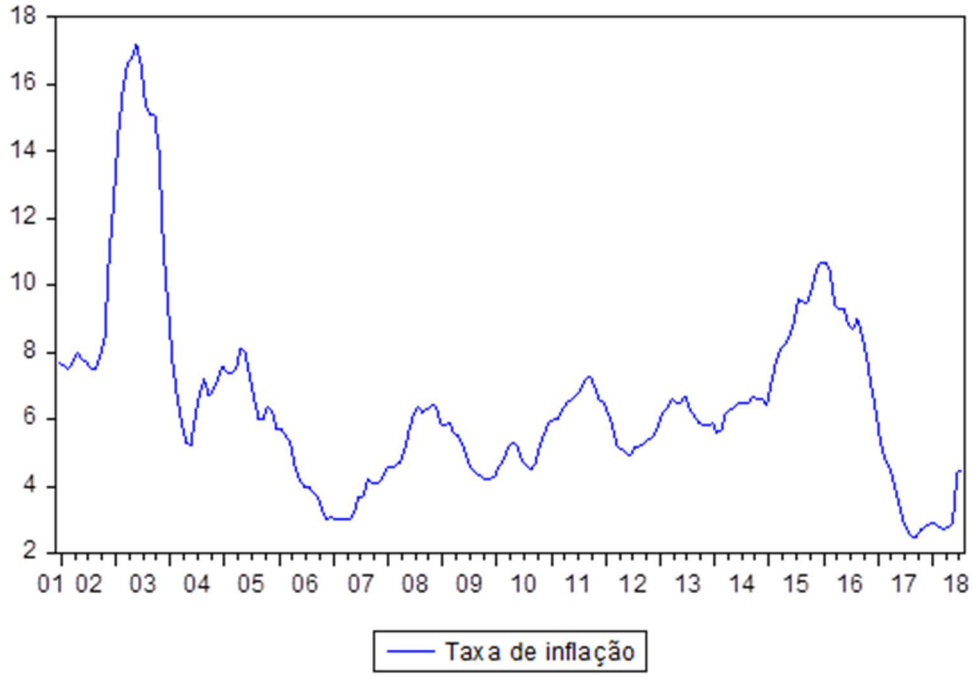
A recessão do período recente também é captada ao analisarmos o gráfico da taxa de juros implícita da dívida, que teve um forte aumento durante a recessão, indicando que, neste período, a precificação dos ativos do Brasil a preços de mercado levava em conta uma percepção de risco bastante elevado. Entretanto, em períodos mais recentes, as taxas de juros entraram em níveis historicamente baixos, motivada por uma política monetária que, na ausência de pressões inflacionárias, se tornou expansionista.

Figura 5 - trajetória da taxa de juros implícita da dívida pública. Fonte: Banco Central.



Similarmente, no gráfico abaixo, de inflação, é possível observar como os anos de recessão recentes foram marcados por alta do nível de preços e, posteriormente, por uma baixa inflação, devido, principalmente, à recuperação tímida da atividade e alto nível de capacidade ociosa (sem pressões sobre salários). Embora a recessão tenha sido severa, em anos recentes, essa ausência de pressão inflacionária tem contribuído para uma taxa de juros em níveis historicamente baixos, na tentativa da política monetária de estimular a economia para retomar taxas de crescimento expressivas.

Figura 6 - trajetória da inflação, conforme medido pelo IPCA. Fonte: IBGE.



Na próxima seção, serão apresentados os resultados deste trabalho. A primeira seção trata da estimação empírica da função de reação fiscal, conforme definido na seção de metodologia. A segunda seção estima os limites para os níveis de endividamento, bem como a taxa de juros e a probabilidade de calote implícita vigente em d^*.

5. RESULTADOS

Esta seção aplica a estrutura metodológica desenvolvida na seção 3 aos dados mostrados na seção 4, compondo uma amostra de 188 observações entre novembro de 2002 e julho de 2018, e divide-se em três subseções: i) a estimação da função de reação fiscal, ii) a determinação do limite da dívida, e iii) análise de sensibilidade aos parâmetros do modelo.

A hipótese de fadiga fiscal é corroborada, com parâmetros de primeira ordem positivos e significativos e de segunda ordem negativos e significativos. Os limites da dívida se situam entre 130,8% e 151,4% do PIB, embora este resultado seja dependente da especificação dos parâmetros.

5.1. Função de reação fiscal

De acordo com o discutido nas seções anteriores, o primeiro passo para a estimação da função de reação fiscal é realizar testes de raiz unitária das séries relevantes. Caso as séries não sejam estacionárias, deve-se proceder com a estimação através de um modelo de correção de erros (ECM), conforme a metodologia de Johansen.

Conforme discutido em Bohn (2007), os testes usuais de estacionariedade, com a hipótese nula de presença de raiz unitária nas séries, não tem poder para rejeitar esta hipótese, mesmo no caso em que elas deveriam ser rejeitadas. Assim, optou-se por utilizar, inicialmente, o teste de KPSS, que

inverte a hipótese nula e testa para a hipótese de estacionariedade. Os demais testes usuais de raiz unitária estão disponíveis no apêndice, mas os resultados vão ao encontro do exibido abaixo.

Tabela 2 - Teste KPSS para superávit primário. A hipótese nula é que a série é estacionária. Modelo I: novembro/2002 a julho/2018. *** indica rejeição da hipótese nula a 1%. Fonte: elaboração própria.

	Estimação I
Estatística	0.408183***

Como o teste rejeita a hipótese de estacionariedade das séries, optou-se por estimar a função de reação fiscal através do método de correção de erros para variáveis cointegradas, seguindo o método de Johansen, desenvolvido na seção 3. Seguindo a literatura usual (ver seção 2), incluiu-se também uma variável de hiato fiscal para controlar efeitos dos ciclos econômicos sobre o superávit.

5.1.1. Modelo de correção de erros

Conforme desenvolvido na seção 3, se as séries fiscais não são estacionárias, deve-se verificar, pelo procedimento de Johansen, se existe uma combinação linear das duas variáveis que é estacionária, isto é, se elas cointegram. A tabela 3 mostra os resultados dos testes de cointegração entre superávit primário e dívida bruta (com intercepto e sem tendência no vetor de cointegração).

Tabela 3 - Testes de cointegração entre primário e dívida bruta. Hipótese nula de cointegração. *** e ** indicam rejeição da hipótese nula a 1% e 5%, respectivamente. Fonte: elaboração própria.

	Estatística do traço	Valor crítico a 1%	Máximo autovalor	Valor crítico a 5%
Nenhum	26.68132***	24.60	17.83244**	15.67
Ao menos 1	8.848883	12.97	8.848883	9.24

A 1% e 5% de significância, respectivamente, os testes do traço e de máximo autovalor rejeitam a hipótese de não cointegração, bem como não rejeitam a hipótese de 1 vetor de cointegração entre as séries, o que é um forte indício de que o modelo de correção de erros (ECM) é o mais adequado para verificar a relação de longo prazo entre resultado primário e dívida bruta.

Conforme desenvolvido na seção de literatura relacionada, alguns testes de sustentabilidade da dívida usados no passado interpretariam este resultado como uma trajetória saudável de endividamento, já que dívida e resultado primário cointegram. Porém, estes resultados são apenas o primeiro passo em nosso modelo.

Antes de estimar o vetor de correção de erros, é necessário escolher o número ótimo de defasagens da estimação sob a ótica dos critérios de informação e autocorrelação dos resíduos. Em geral, a defasagem ótima é escolhida combinando o menor critério de informação com análise da ausência de autocorrelação dos resíduos.

A escolha ótima dos *lags* do ECM é dada a partir dos critérios de informação, na tabela 4:

Tabela 4 - Critério de escolha para o número de defasagens do vetor de cointegração do modelo de correção de erros. Critérios ótimos em negrito. Fonte: elaboração própria.

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-1544.67	NA	12255.06	17.92728	18.19961	18.03775
1	-962.405	1110.994	16.85341	11.33799	11.77372	11.51475
2	-942.002	38.22676	14.78767	11.20692	11.80605	11.44996
3	-913.711	52.02877	11.85324	10.98519	**11.74772***	11.29452
4	-907.208	11.73519	12.20851	11.01389	11.93982	11.3895
5	-901.192	10.64956	12.64945	11.04818	12.13751	11.49008
6	-872.042	50.59345	10.05041	10.81658	12.0693	11.32476
7	-853.784	31.06002	9.05477	10.71016	12.12629	**11.28463***
8	-848.886	8.163872	9.517104	10.75731	12.33683	11.39806
9	-842.467	10.47559	9.836003	10.78698	12.52991	11.49402
10	-835.057	11.84024	10.05733	10.80525	12.71157	11.57857
11	-831.524	5.522087	10.76081	10.86809	12.93782	11.7077
12	-818.766	19.50326	10.36404	10.8249	13.05803	11.73079
13	-790.475	**42.27434***	**8.357593***	**10.60316***	12.99969	11.57534
14	-781.851	12.58915	8.457793	10.60748	13.16741	11.64594
15	-776.513	7.608599	8.898611	10.64957	13.37289	11.75432

Os critérios de informação apontam para escolha de 13 defasagens para estimação do ECM da dívida bruta, um resultado que, economicamente, também faz sentido, por se tratarem de séries temporais mensais. Assim, 13 meses, ou, aproximadamente, um ano, costuma ser o *lag* necessário para haver

impacto nas variáveis macroeconômicas. Assim, resta testar se os resíduos do modelo com este número de defasagens não são autocorrelacionados (não reportado). O teste não rejeita a hipótese de ausência de autocorrelação nos resíduos para 13 lags na série de dívida.

Uma vez escolhido o número de defasagens, podemos estimar o ECM para a dívida bruta. Apresentamos o resultado na tabela 5:

Tabela 5 - Estimação do vetor de correção de erros entre primário e dívida bruta. Desvio-padrão em parênteses. *, ** e *** indica rejeição da hipótese nula de não significância a 1, 5 e 10%, respectivamente. Fonte: elaboração própria.

Eq. Cointegração	
s_{t-1}	1.000000
d_{t-1}	-1.476059**
	(0.74459)
d^2_{t-1}	0.011772**
	(0.00714)
constante	4.31311
Observações	176

Os estimadores dos parâmetros ρ e ρ_2 têm sinal positivo e negativo (no modelo de correção de erros, as variáveis de dívida e superávit estão contidas dentro de um mesmo vetor de cointegração, logo, um sinal negativo no vetor de cointegração representa um sinal positivo no parâmetro desta

variável[12]), respectivamente, ambos significativos a 5% de confiança, conforme esperado pela hipótese de fadiga fiscal.

Sob este resultado, o governo consegue gerar aumentos de superávit para valores de endividamento entre 0 e 70% do PIB, declinando para valores a partir de 71% do PIB. Os dados econômicos parecem corroborar este resultado, pois, a partir da metade de 2014, a dívida bruta entrou em trajetória crescente, ultrapassando a marca de 70% do PIB em janeiro de 2016, permanecendo acima deste valor desde então. Neste mesmo período, o superávit passou de 1,7% do PIB em julho de 2014 para um déficit de 3,0% do PIB em setembro de 2016.

O resultado do parâmetro ρ positivo e significativo também vai ao encontro dos resultados dos trabalhos realizados para dados brasileiros por Luporini (2014) e Simonassi *et al* (2014). Ambos os autores encontraram respostas positivas do superávit em relação a movimentos na trajetória da dívida, porém declinantes ao longo do tempo.

5.2. Limite da dívida

Para calcular o limite da dívida e a taxa de retorno dos títulos públicos endogenamente, são necessárias hipóteses adicionais sobre a taxa de juros livre de risco, a distribuição (e o suporte) dos choques exógenos do balanço primário e a taxa de recuperação em caso de calote.

[12] O vetor de cointegração é representado por $(s_{t-1} - \rho_1 d_{t-2} - \rho_2 d_{t-2}^2)$. Logo, se o coeficiente do vetor de cointegração é negativo e estatisticamente significante, então o parâmetro da razão dívida/PIB é positivo.

Seguindo o framework de Ghosh *et al* (2013), assume-se uma distribuição triangular para os choques do balanço primário. A vantagem desta escolha é que a função densidade de probabilidade desta distribuição é definida apenas pelo máximo e mínimo (suporte) dos valores que a variável aleatória (no caso, os choques) pode assumir. Se assumirmos uma distribuição simétrica, isto é, $\varepsilon \sim \Delta(-\bar{\varepsilon}, \bar{\varepsilon})$ (e, implicitamente, assumirmos que a média dos choques é zero), torna-se necessário escolher apenas o parâmetro $\bar{\varepsilon}$ para caracterizar completamente a distribuição de probabilidade triangular (compare esta situação com o número de parâmetros que precisam ser calibrados para uma distribuição normal, por exemplo). O valor do parâmetro foi calibrado baseando-se na média dos cinco maiores resíduos (em valor absoluto) da função de reação do balanço primário derivada na seção anterior.

A taxa de recuperação em caso de calote, θ, foi calibrada em 88% de retorno (ou, equivalentemente, um *haircut* de 12%), de acordo com o artigo de Cruces & Trebesch (2013), que estimou taxas de recuperação para 68 países (180 casos de *default*) no período de 1970 a 2010, incluindo o Brasil. Este valor é mais próximo de países desenvolvidos, e acima da mediana encontrada pelos autores, de 64%, colocando o Brasil num patamar diferente de seus vizinhos latino-americanos. A estimação foi concluída a partir da análise dos acordos de reestruturação e das taxas de juros renegociadas após o fechamento dos acordos. Benjamin & Wright (2009) também estimam a taxa de recuperação de países de economias em desenvolvimento entre 60-95%, estando o Brasil mais próximo do limite superior destas estimativas.

Seguindo o usual da literatura, a taxa de juros real livre de risco foi estimada a partir da média anual da taxa implícita de retorno dos títulos da dívida pública (taxa implícita do DI), e a taxa de crescimento real foi estimada a partir da média anual da taxa de crescimento anualizada do PIB mensal. A estimação do limite para o endividamento foi feita supondo-se que estas duas variáveis são constantes.

A tabela 6 reporta o limite da dívida bruta, bem como a taxa de juros e a probabilidade de calote vigente no nível de endividamento igual ao limite da dívida[13]. As estimações foram obtidas do modelo desenvolvido na seção 3, com um período à frente, credores neutros ao risco e probabilidade de default da dívida determinada pela distância entre a dívida efetiva e o limite de endividamento.

Tabela 6 - Estimação do nível máximo de endividamento bruto no cenário base, em porcentagem do PIB. Fonte: elaboração própria.

	Estimação I
Limite da dívida	130,8%
Taxa de juros	38% a.a.
Probabilidade de calote	76,1%

Qualquer alteração positiva na dívida acima de 130,8% mudaria imediatamente a probabilidade de calote para 100% e a taxa de juros tenderia ao infinito. Entretanto, o governo não poderia alterar a trajetória do balanço

[13] As estimações de d foram obtidas assumindo um hiato fiscal nulo.

primário, por conta do efeito de fadiga fiscal (*tied hands*). As mudanças devem ser provenientes dos choques exógenos. Economicamente, a probabilidade de calote é, portanto, um espelho da probabilidade de realização de choques adversos que coloquem as variáveis em trajetórias explosivas; em outras palavras, no limite da dívida, a chance de default é a probabilidade de que o choque do período seguinte será de tal magnitude que o superávit não será o bastante para cobrir os custos da dívida, criando-se uma espiral de primários insuficientes para redução dos déficits nominais. A taxa de juros imediatamente antes do endividamento máximo é finita porque a probabilidade de calote é estritamente menor que 1, mas esta condição é perdida para qualquer $d > \bar{d}$.

Estes resultados implicam que, para dados atuais, o governo teria cerca de 45% do PIB de diferença entre o nível de endividamento atual e seu limite. Economicamente, a taxa de juros elevada na situação limítrofe decorre da condição de não arbitragem – sob esta hipótese, dada a alta probabilidade de calote, os agentes devem exigir maiores retornos para continuar financiando o governo, para compensar eventuais perdas caso o cenário negativo se realize.

É importante notar que estas estimativas são baseadas na estimação dos parâmetros da função de reação fiscal, e qualquer mudança nestes valores mudaria o formato ou intercepto da função e, portanto, o próprio cálculo do limite da dívida. Isto é particularmente útil porque permite verificar o impacto de mudanças de políticas por parte do governo que alterem a função do balanço primário, ou mudanças de ciclo de negócios ou agenda econômica. Na próxima seção, explorar-se-á mais a fundo estas questões.

5.3. Análise de sensibilidade

A definição do limite da dívida é uma estimação pontual, função dos parâmetros da função de reação fiscal e do modelo. Como veremos abaixo, mesmo pequenas mudanças nos parâmetros podem alterar o limite estimado em muitos pontos percentuais. Nesta seção, será feita uma análise mais profunda do impacto destes parâmetros no resultado obtido no capítulo anterior.

5.3.1. Superávit primário com receita de senhoriagem

Conforme discutido no capítulo de resultados, os limites calculados dependem, além dos parâmetros inseridos no modelo, também do formato da função de reação estimada. O trabalho atual incluiu a forma mais usual de modelagem da FRF (com a inclusão da variável dependente defasada e hiato fiscal), mas Mello (2008) analisa a inclusão da receita de senhoriagem como forma de financiamento do balanço primário, o que poderia alterar os parâmetros da função de reação. Neste sentido, optou-se, como análise de robustez, replicar a FRF estimada em Mello (2008) (equação 15) com a inclusão do termo quadrático, para captar a hipótese de fadiga fiscal.

$$s_t = c + \gamma_1 s_{t-1} + \gamma_2 y_t + \gamma_3 \pi_t + \rho d_t + \rho_2 d_t^2 + \varepsilon_t \quad (15)$$

onde π é a taxa de inflação e as outras variáveis estão definidas de maneira análoga ao modelo deste trabalho.

A tabela 7 resume os resultados encontrados. O parâmetro γ_3 estimado é não significativo. Economicamente, isto indica que a receita de senhoriagem do governo não foi significante para financiar o governo no período analisado. Este resultado vai ao encontro do encontrado em Chicoli (2015), que estima um ganho médio receita por senhoriagem de 0,3% do PIB em 2015, um montante significativo, porém não determinantes para explicar a dinâmica das variáveis fiscais.

Tabela 7 - Função de reação fiscal com fadiga fiscal e inflação. Desvio-padrão em parênteses. *, ** e *** indica rejeição da hipótese nula de não significância a 1, 5 e 10%, respectivamente. Fonte: elaboração própria.

	Estimação I
s_{t-1}	0.944077***
	(0.019413)
d_{t-1}	0.075773***
	(0.025690)
d^2_{t-1}	-0.000762***
	(0.000290)
y	0.022152**
	(0.011114)
π	0.019002
	(0.026112)
constante	-1.676300***
	(0.534433)
Observações	176
R^2	0.98

5.3.2. Calibragem

O limite da dívida é unicamente determinado pelos parâmetros exógenos do modelo, a saber, o suporte da distribuição de probabilidade dos choques do balanço primário; a taxa de recuperação em caso de calote; e o diferencial entre taxa de juros e crescimento. Embora estes parâmetros tenham sido calibrados com zelo e cautela nas hipóteses adotadas, é pertinente mostrar como os resultados se alteram a partir de mudanças nessas constantes, inclusive para auxiliar na interpretação das estimações iniciais.

A primeira mudança considerada será um aumento de 10% no suporte do choque da função do balanço primário. Economicamente, este aumento na distribuição dos choques poderia vir de um cenário externo mais adverso ou favorável, por exemplo. Em teoria, este aumento pode ter um efeito ambivalente no limite da dívida: por um lado, há uma possibilidade de choques mais negativos do que antes; de outro, também há a possibilidade de choques mais benéficos. Os resultados do modelo reparametrizado estão demonstrados abaixo, na tabela 8.

Um aumento de 10% nos choques possíveis altera o limite da dívida bruta em 19 p.p., passando de 130,8% para 149,1% do PIB, ou aproximadamente 14% do resultado inicial, uma correlação de quase 1 pra 1. Esta relação parece se comportar de forma linear: um aumento de mais 10% no suporte do choque altera o limite da dívida para 169,8% do PIB, um aumento de quase 20 p.p. ou 14,1%.

Este resultado mostra que a probabilidade de choques mais positivos mais do que compensa o risco de choques adversos. A razão econômica para isto está no fato que, para níveis elevados de dívida, basta pequenos choques negativos para atingir-se o limite, mas são necessários choques favoráveis cada vez maiores. Essa “truncagem” dos riscos e benefícios crescentes dos choques positivos explica porque, ao se aumentar o alcance do suporte da distribuição dos choques, o limite da dívida também aumenta, embora a probabilidade de choques negativos e positivos aumente na mesma velocidade.

Tabela 8 - Estimação do nível máximo de endividamento bruto no cenário com maior suporte da distribuição dos choques, em porcentagem do PIB. Fonte: elaboração própria.

	Estimação I
Limite da dívida	149,1%
Taxa de juros	36% a.a.
Probabilidade de calote	74,9%

A segunda alteração proposta será um aumento de 7 p.p. no parâmetro teta, ou aproximadamente 9% em termos relativos, seguindo o limite superior dos parâmetros do trabalho de Benjamin & Wright (2009), que estimou um range de cerca de 60-95% de taxa de recuperação para economias em desenvolvimento.

Na interpretação econômica, espera-se que um aumento deste parâmetro eleve o limite da dívida, por se tratar de um aumento no retorno esperado pelos credores em caso de calote por parte do governo.

Os resultados estão resumidos na tabela 9. Um aumento de 7 p.p. no parâmetro de recuperação teta causa um aumento expressivo no limite da dívida bruta, que passa de 130,8% para 145,2% do PIB. A razão para isto, conforme discutido acima, é que o retorno esperado dos títulos aumenta juntamente com o parâmetro, o que diminui seu prêmio de risco.

Vale notar que mesmo pequenas alterações no parâmetro de recuperação influenciam de forma significativa no limite da dívida, já que ele impacta o nível de endividamento máximo por duas frentes: através do cálculo do prêmio de risco e, também, da própria probabilidade de calote, pela função $z(p)$. Este resultado é compatível com a observação do trabalho de Fournier & Fall (2015), que reestima o trabalho de Ghosh *et al* (2013) para analisar o grau de dependência dos resultados aos parâmetros e especificação dos termos de erro, e encontra uma alta taxa de correlação entre os dois.

A taxa de juros também reduz de forma significativa, pois uma redução no parâmetro de recuperação significa que o retorno médio esperado dos títulos do governo aumentou, e o prêmio de risco necessário para satisfazer a condição de não arbitragem será, consequentemente, menor.

Tabela 9 - Estimação do nível máximo de endividamento no cenário com maior taxa de recuperação em relação ao cenário base, em porcentagem do PIB. Fonte: elaboração própria.

	Estimação I
Limite da dívida	145,2%
Taxa de juros	22% a.a.
Probabilidade de calote	74,9%

A última alteração proposta visa considerar um cenário com taxa de juros livre de risco menor do que no cenário base, e como estas alterações impactam o limite da dívida. Os resultados estão demonstrados na tabela 10.

Uma redução do diferencial $(r^* - g)$ aumenta o limite da dívida de 130,8% para 151,4% do PIB, um aumento de quase 21 p.p. ou aproximadamente 16% em termos relativos. Este resultado é esperado porque, no caso de diferencial positivo entre taxa de juros livre de risco e crescimento, se remuneram títulos arriscados a uma taxa maior do que o PIB real. Assim, os agentes têm menores incentivos para apostar nos títulos com risco de default do governo, e cobram mais retorno por isto, efetivamente diminuindo o limite da dívida. Se o diferencial é nulo, então ocorre o oposto, e o governo pode obter mais dívida no mercado de crédito.

Tabela 10 - Estimação do nível máximo de endividamento no cenário com diferencial menor de taxa de juros, em porcentagem do PIB. Fonte: elaboração própria.

	Estimação I
Limite da dívida	151,4%
Taxa de juros	29% a.a.
Probabilidade de calote	74,1%

6. CONCLUSÃO

Esta dissertação analisou a sustentabilidade da dívida pública federal bruta, no período de novembro de 2002 a julho de 2018, através da metodologia inicialmente desenvolvida em Bohn (2007) e refinada posteriormente em Ghosh *et al* (2013). Esta estrutura introduz a noção de fadiga fiscal à função de reação do balanço primário à dívida em um modelo de um período à frente com choques exógenos estocásticos no superávit e credores neutros ao risco que avaliam a probabilidade de calote do governo em função do nível de endividamento e da taxa de juros real.

A sustentabilidade da dívida é definida para níveis de endividamento abaixo de um limite a partir do qual o governo não consegue gerar superávit suficiente para retomar o controle da trajetória da dívida, mesmo com a realização do melhor choque possível. Econometricamente, este limite é calculado a partir da estimação dos parâmetros de resposta do balanço primário na função de reação fiscal, que são então utilizados para determinar simultaneamente a chance de *default* e a taxa de juros. Neste nível máximo, a probabilidade de calote é estritamente menor que um e a taxa de juros é finita. Qualquer alteração positiva no nível da dívida (causado pelos choques no balanço primário) imediatamente mudam a probabilidade para 1 e a taxa de juros tende ao infinito, efetivamente retirando o acesso do governo ao mercado de títulos. Neste *framework*, a realização (ou expectativa de realização) de um choque negativo sobre o balanço primário pode colocar uma trajetória saudável da dívida no caminho da insustentabilidade.

A estimação da função de reação fiscal é feita sob a hipótese de que o governo altera seu superávit primário de forma não monotônica para níveis de endividamento distintos. Para baixos níveis de dívida, o governo pode aumentar arrecadação e cortar gastos de forma mais simples. Entretanto, esta resposta não pode ocorrer com a mesma intensidade para sempre; no limite, o superávit não pode exceder o próprio produto. Na prática, ele raramente excede alguns pontos percentuais do PIB, e tende a crescer com menos força após a execução de cortes de gastos mais simples e aumentos de arrecadação até certo ponto, mas não se pode cortar gastos para sempre, nem é politicamente viável aumentar impostos em demasia.

Os resultados corroboram a hipótese de fadiga fiscal, com parâmetros de primeira ordem significativos e positivos e de segunda ordem significativos e negativos, mostrando uma resposta positiva e crescente do superávit à dívida para níveis de endividamento entre 0 e 70%, declinando para níveis a partir de 71% do PIB. Utilizou-se a estratégia de estimação do *framework* proposto em Bohn (2007) e replicado em Chicoli (2015), que utilizam um modelo de correção de erros.

A estimação do limite para a dívida no cenário mais prudente, utilizando o conjunto de parâmetros mais provável, fornece um valor por volta de 130,8% do produto, com uma taxa de juros de 38% ao ano e probabilidade de calote de 76% no período seguinte. Considerando que o nível de endividamento no último período da amostra (julho/2018) foi de 85,5%, isto significaria que o governo teria aproximadamente 45% do PIB de espaço fiscal, isto é, a diferença entre o limite calculado e a dívida realizada, para controlar seu orçamento.

Entretanto, este resultado fornece um máximo para a dívida, e não um nível ótimo de endividamento. Uma taxa de juros real de 38% ao ano, por exemplo, traz implicações sobre inflação, desemprego e crescimento econômico que não foram objetos de análise deste estudo.

Para garantir mais robustez aos resultados, optou-se por replicar o estudo de Mello (2008) com modificações para captar o efeito de fadiga fiscal. Este trabalho propôs o uso da taxa de inflação na função de reação, a fim de captar o possível financiamento da dívida através de ganhos de senhoriagem. Utilizando dados mais recentes que o artigo base, não foram encontrados ganhos de senhoriagem significativos para explicar a dinâmica da dívida. Este resultado vai ao encontro de Chicoli (2015), que estimou a receita de senhoriagem em 0,3% do PIB em 2014, um valor expressivo, mas relativamente pequeno para explicar níveis de endividamento próximos de 50% do produto.

Também foi feita uma análise de sensibilidade aos três parâmetros exógenos do modelo, a saber, taxa de recuperação em caso de *default*, o suporte da distribuição dos choques e diferencial entre taxa de juros livre de risco e taxa de crescimento.

O modelo mostrou-se proporcionalmente mais sensível a alterações na taxa de recuperação. Um aumento de 7 pontos percentuais no parâmetro θ eleva o limite da dívida para 145,2% do PIB, um efetiva aumento do espaço fiscal de 15 pontos percentuais. Este efeito ocorre por dois mecanismos simultaneamente. O primeiro refere-se ao retorno esperado pelos credores quando compram títulos do governo. Uma taxa de recuperação maior impacta diretamente a taxa de retorno esperada, causando uma queda na taxa de juros

exigida, o que diminui o custo de rolagem da dívida e exige menores superávits primários para garantir a estabilidade da trajetória do endividamento. Nos resultados estimados neste cenário, a taxa de juros real estaria próxima de 22% ao ano, 16 p.p. menor que o cenário base. O segundo mecanismo é a própria probabilidade de calote, pois, ao comprometer uma parte menor do superávit para pagamento dos juros, é menor a possibilidade de realização de choques adversos de magnitude suficiente para retirar a estabilidade da dívida.

Alterações nos valores possíveis de realização do choque (suporte da distribuição) também impactam os resultados do cenário base. Nas estimações realizadas, um aumento de 10% no suporte do choque aumenta o limite da dívida em aproximadamente 14%, ou 19 pontos percentuais, atingindo 149,1% do PIB, com taxa de juros de 36% ao ano. A mudança neste parâmetro não causa grandes impactos na taxa de juros porque, sob uma distribuição simétrica, a chance de novos choques adversos é tão grande quanto de choques positivos. Sob a hipótese de credores neutros ao risco, a taxa de juros deve permanecer relativamente inalterada. Além disso, aumentos adicionais de 10% no suporte também impactam em 14% o limite da dívida, indicando uma correlação linear entre o suporte da distribuição dos choques e o nível máximo de endividamento.

Finalmente, foi considerado um cenário com diferencial de taxa de juros próximo de zero. Nestas condições, o limite da dívida estimado é de 151,4% do PIB, um aumento de 21 pontos percentuais. Este resultado se dá por conta dos menores incentivos que agentes têm para apostar em títulos com risco quando o diferencial da taxa de juros livre de risco é positivo. Se esta diferença

é menor, títulos que remuneram risco mais do que a média de crescimento se tornam mais atrativos, ceteris paribus.

Em suma, o limite estimado para dívida se situa entre 130,8% e 151,4% do produto, sendo o primeiro cenário mais provável. Do ponto de vista da política fiscal, estas estimativas podem ser usadas para sinalizar trajetórias que se aproximariam da situação de descontrole fiscal, especialmente em casos de realização de choques adversos.

Este trabalho, embora tenha sido realizado com enorme zelo, deixa em aberto possíveis rotas para pesquisas futuras e investigações adicionais sobre a natureza da acumulação de dívida pública. Apenas como exemplo, a estimação do modelo acima sob hipóteses adicionais para captar a variação estocástica do crescimento do produto em função da variação dos juros é uma linha de pesquisa que parece promissora e pode refinar o esforço desta pesquisa.

7. BIBLIOGRAFIA

Ahmed, S., Rogers, J. H. (1995). Government budget deficits and trade deficits: are present value constraint satisfied in long-term data?. *Journal of Monetary Economics*, 36, 351-374.

Alesina, A., Hausmann, R., Hommes, R., & Stein, E. (1999). Budget institutions and fiscal performance in Latin America. *Journal of Development Economics*, 59(2), 253-273.

Arellano, C., Atkeson, A., & Wright, M. (2016). External and public debt crises. *NBER Macroeconomics Annual*, 30(1), 191-244.

Banco Central do Brasil. (2008). *Manual de Finanças Públicas*. Brasília.

Barro, R. J. (1979). On determination of public debt. *Journal of Political Economy*, 87, 940-971.

Benjamin, D. Wright, M. (2009). Recovery before redemption: a theory of delays in sovereign debt renegotiations. *Unpublished*.

Bhandari, A., Evans, D., Golosov, M., & Sargent, T. J. (2016). *Public Debt in Economies with Heterogeneous Agents*.

Bi, H., Leeper, E. M. (2010). Sovereign debt risk premia and fiscal policy in Sweden (No. w15810). *National Bureau of Economic Research*.

Bicalho, A. (2005). Teste de sustentabilidade e ajuste fiscal no Brasil pós-Real (Tese de doutorado). *Fundação Getúlio Vargas, EPGE*.

Bohn, H. (1991). Budget balance through revenue or spending adjustments?: Some historical evidente for the United States. *Journal of Monetary Economics*, 27, 333-359.

---------- (1995). The sustainability of budget deficits in a stochastic economy. *Journal of Money, Credit and Banking*, 27(1), 257-271.

---------- (1998). The behavior of US public debt and deficits. *The Quarterly Journal of Economics*, 113(3), 949-963.

---------- (2007). Are stationarity and cointegration restrictions really necessary for the intertemporal budget constraint?. *Journal of monetary Economics*, 54(7), 1837-1847.

---------- (2008). The sustainability of the fiscal policy in the United States. In (R. Neck e J. E. Sturm, eds). *Sustainability of public debt*. 15(34).

Burger, P. (2011) *et al*. Fiscal sustainability and the fiscal reaction function for South Africa. *IMF Working Papers*. 1-27.

Chicoli, R. S. (2015). *Sustentabilidade da dívida pública brasileira: uma análise sob diversos conceitos de superávit primário e endividamento*. (Tese de mestrado). Instituto de Pesquisa Econômica, Universidade de São Paulo.

Clarida, R., Gali, J., & Gertler, M. (2000). Monetary policy rules and macroeconomic stability: evidence and some theory. *The Quarterly journal of economics*, 115(1), 147-180.

Cruces, J. J., Trebesch, C. (2013). Sovereign defaults: the price of haircuts. *American Economic Journal*, 5(3), 85-117.

Dickey, D., Pantula, S. G. (1987). Determining the order of differencing in autoregressive process. *Journal of Business & Economic Statistics*, 5(4), 455-461.

Enders, W. (2010). *Applied econometric time series* (3rd edition). Jhon Wiley & Sons.

Engle, R. F., Granger, C. W. (1987). *Cointegration and error connection: representation, estimation and testing*. Econometrica, 55(2), 251-276.

Fournier, J., Fall, F. (2015). Limits to government debt sustainability. *OECD.*

Galí, J., Perotti, R. (2003). Fiscal policy and monetary integration in Europe. *Economic Policy*, 18(37), 533-572.

Garcia, M., Rigobon, R. (2004). A risk management approach to emerging market's sovereign debt sustainability with an application to Brazilian data. *National Bureau of Economic Research*.

Ghosh, A. R., Kim, J. I., Mendoza, E. G., Ostry, J. D., & Qureshi, M. S. (2013). Fiscal fatigue, fiscal space and debt sustainability in advanced economies. *The Economic Journal*, 123(566), F4-F30.

Giambiagi, F., Ronci, M. V. (2004). Fiscal policy and debt sustainability: Cardoso's Brazil, 1995-2002 (No. 2004-2156). *International Monetary Fund*.

Goldfajn, I. (2002). Há razões para duvidar que a dívida pública no Brasil é sustentável. *Notas Técnicas do Banco Central do Brasil*, 25, 251-260.

Hakkio, C. S., Rush, M. (1991). Cointegration: how short is the long run?. *Journal of International Money and Finance*, 10(4), 571-581.

---------- (1991). Is the budget deficit “too large?”. *Economic Inquiry*, 29(3), 429-445.

Hamilton, J. D., Flavin, M. (1985). *On the limitations of government borrowing: A framework for empirical testing*.

Issler, J. V., Lima, L. R. (2000). Public debt sustainability and endogenous seigniorage in Brazil: time-series evidence from 1947–1992. *Journal of Development Economics*, 62(1), 131-147.

Johansen, S. V. (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*, 59, 6, 1551-1580.

Kwiatkowski, D., Phillips, P., Schimidt, P., Shin, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationary against the alternative of a unit root. *Journal of Econometrics*, 54, 169-178.

Lopes, D. T. (2007). *Função de reação da política fiscal e intolerância da dívida: o caso brasileiro no período pós-real*. (Tese de mestrado). Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto/USP.

Luporini, V. (1999). *Central Bank independence and the federal domestic debt: a study of the Brazilian case, 1966-1996*. (Tese de doutorado). University of New York.

–––––––– (2001). A sustentabilidade da dívida mobiliária federal brasileira: uma investigação adicional. *Análise Econômica*, 19(36).

–––––––– (2014). Sustainability of Brazilian fiscal policy, once again: corrective policy response over time. *XL Encontro Nacional de Economia*, ANPEC.

Mello, L. (2008). Estimating a fiscal reaction function: the case of debt sustainability in Brazil. *Applied Economics*, 40(3), 271-284.

Mendonça, M. J. C. D., Santos, C. H. M. D., Sachsida, A. (2009). Revisitando a função de reação fiscal no Brasil pós-Real: uma abordagem de mudanças de regime. *Estudos Econômicos* (São Paulo), 39(4), 873-894.

Mendoza, E. G., Ostry, J. D. (2008). International evidence on fiscal solvency: Is fiscal policy “responsible”?. *Journal of Monetary Economics*, 55(6), 1081-1093.

---------- & Oviedo, P. M. (2009). Public Debt, Fiscal Solvency and Macroeconomic Uncertainty in Latin America. *Economía Mexicana Nueva Época*, 18(2).

Pastore, A. C. (1995). Déficit público, a sustentabilidade do crescimento das dívidas interna e externa, senhoriagem e inflação: uma análise do regime monetário brasileiro. *Revista de Econometria* (Rio de Janeiro), 14, 177-234.

Pellegrini, J. A. (2017). *Dívida pública brasileira: mensuração, composição e sustentabilidade*. Textos para discussão do Núcleo de Estudos e Pesquisas da Consultoria Legislativa. 226. 1-48.

Potrafke, N., Reischmann, M. (2015). Fiscal transfers and fiscal sustainability. *Journal of Money, Credit and Banking*, 47(5), 975-1005.

Quintos, C. E. (1995). Sustainability of the deficit process with structural shifts. *Journal of Business & Economic Statistics*, 13(4), 409-417.

Rocha, F. (1997). Long-run limits on the Brazilian government debt. *Revista Brasileira de Economia*, 51, 447-470.

Sargent, T. J., Wallace, N. (1981). Some unpleasant monetarist arithmetic. *Federal Reserve Bank Quarterly Review*, 5(3), 1-17.

Simonassi, A. G., Arraes, R. (2007). Função de resposta fiscal, múltiplas quebras estruturais e a sustentabilidade da dívida pública no Brasil. *Anais do Encontro Nacional de Economia da ANPEC*, Recife-PE.

---------- & de Sena, A. M. C. (2014). Fiscal reaction under endogenous structural changes in Brazil. *Economia*, 15(1), 68-81.

Sims, C. A. (1999). *Drifts and breaks in monetary policy*. Princeton University.

---------- (2001). *Stability and instability in US monetary policy behavior*. Unpublished Paper.

Taylor, J. B. (1993). Discretion versus policy rules in practice. In *Carnegie-Rochester conference series on public policy* (Vol. 39, pp. 195-214). North-Holland.

---------- (2000). Reassessing discretionary fiscal policy. *The Journal of Economic Perspectives*, 14(3), 21-36.

Trehan, B., Walsh, C. E. (1988). Common trends, the government's budget constraint, and revenue smoothing. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3), 425-444.

---------- (1991). Testing intertemporal budget constraints: Theory and applications to US federal budget and current account deficits. *Journal of Money, Credit and banking*, 23(2), 206-223.

Uctum, M., Wickens, M. (2000). Debt and deficit ceiling, and sustainability of fiscal policies: an intertemporal analysis. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 62, 197-222.

Wilcox, D. W. (1989). The sustainability of government deficits: Implications of the present-value borrowing constraint. *Journal of Money, Credit and Banking*, 21(3), 291-306.

Woodford, M. (1986). Stationary sunspot equilibria in a finance constrained economy. *Journal of Economic Theory*, 40(1), 128-137.

APÊNDICE

Apêndice A – termo cúbico na função de reação para o Brasil

A hipótese de fadiga fiscal também pode ser explicada algebricamente através de um termo cúbico, além do quadrático, na função de reação do superávit. A inclusão do termo cúbico se faria necessária porque, em amostras com baixos níveis de dívida, a reação do superávit ao aumento da dívida pode ser baixa no início (*reckless behavior*), e só aumenta quando a razão dívida/PIB começa a atingir proporções razoáveis, um comportamento explicado por uma curva quadrática com concavidade para cima. Porém, o superávit não pode crescer para sempre; portanto, o termo cúbico é necessário, nesses cenários, para captar a fadiga fiscal em níveis elevados de endividamento.

No Brasil, o menor nível de dívida observado na amostra é de 30% do PIB, no caso da dívida líquida, e 57% do PIB para a série de dívida bruta. Acima destes valores, é pouco provável que ainda exista um comportamento decrescente da reação do superávit; o termo quadrático é suficiente para garantir a hipótese de fadiga fiscal, desde que seu termo linear seja positivo e o quadrático negativo. Ainda assim, para análise de robustez, decidimos incluir uma regressão da FRF estimada para dívida bruta na seção anterior com inclusão do termo cúbico. Os resultados seguem abaixo, na tabela 11.

A inclusão do termo cúbico não só é não significante, como altera os resultados anteriormente obtidos. Dado este resultado e a análise por via gráfica na seção de dados, optamos por não prosseguir com o uso do termo cúbico nas funções de reação fiscal.

Tabela 11 - Função de reação fiscal com fadiga fiscal com termo cúbico e dívida bruta. Desvio-padrão em parênteses. *, ** e *** indica rejeição da hipótese nula de não significância a 1, 5 e 10%, respectivamente. Fonte: elaboração própria.

	Estimação I
s_{t-1}	0.944052***
	(0.019476)
d_{t-1}	0.002667
	(0.180695)
d^2_{t-1}	-0.001008
	(0.00454)
d^3_{t-1}	0.00000186
	(0.0000342)
y	0.022136**
	(0.011151)
π	0.018629
	(0.027077)
constante	-0.086905
	(5.069855)
Observações	176
R^2	0.99

Apêndice B – saídas do Eviews para testes de raiz unitária

Teste ADF p/ dívida bruta

Null Hypothesis: Dívida Bruta has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 6 (Automatic - based on AIC, maxlag=13)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		0.095882	0.6946
Test critical values:	1% level	-3.468636	
	5% level	-2.842710	
	10% level	-2.515460	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Teste DF-GLS p/ dívida bruta

Null Hypothesis: Dívida Bruta has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

		t-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS test statistic		-0.668877
Test critical values:	1% level	-2.571200
	5% level	-1.942584
	10% level	-1.616554

*Elliott-Rothenberg-Stock (1996, Table 1)

Teste NG-Perron p/ dívida bruta

Null Hypothesis: Dívida Bruta has a unit root
Exogenous: Constant
Lag length: 6 (Spectral GLS-detrended AR based on SIC, maxlag=14)
Sample (adjusted): 2002M11 2018M07
Included observations: 189 after adjustments

	MZa	MZt	MSB	MPT

Ng-Perron test statistics		-1.6268	-0.81056	0.49825	13.5033
Asymptotic critical values*:	1%	-13.8	-2.58	0.174	1.78
	5%	-8.1	-1.98	0.233	3.17
	10%	-5.7	-1.62	0.275	4.45

Teste ADF p/ superávit primário

Null Hypothesis: Superávit has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 13 (Automatic - based on AIC, maxlag=13)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-0.761633	0.3850
Test critical values:	1% level	-2.579226	
	5% level	-1.942793	
	10% level	-1.615408	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Teste DF-GLS p/ superávit primário

Null Hypothesis: Superávit has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

		t-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS test statistic		-0.668912
Test critical values:	1% level	-3.488800
	5% level	-2.954000
	10% level	-2.664000

*Elliott-Rothenberg-Stock (1996, Table 1)

Teste Ng-Perron p/ superávit

Null Hypothesis: Superávit has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag length: 13 (Spectral GLS-detrended AR based on Modified AIC, maxlag=13)
Sample: 2002M11 2017M07
Included observations: 177

	MZa	MZt	MSB	MPT

Ng-Perron test statistics		-3.30853	-1.09794	0.33185	23.9819
Asymptotic critical values*:	1%	-23.8000	-3.42000	0.14300	4.03000
	5%	-17.3000	-2.91000	0.16800	5.48000
	10%	-14.2000	-2.62000	0.18500	6.67000

*Ng-Perron (2001, Table 1)

HAC corrected variance (Spectral GLS-detrended AR)	0.078302

Apêndice C – taxa de juros implícita da dívida

Período	%	Período	%	Período	%
nov/02	14.74	nov/07	15.26	nov/12	15.18
dez/02	15.52	dez/07	15.09	dez/12	15.03
jan/03	16.44	jan/08	14.91	jan/13	15.22
fev/03	16.89	fev/08	15.26	fev/13	15.35
mar/03	17.31	mar/08	14.93	mar/13	15.18
abr/03	16.93	abr/08	15.08	abr/13	15.18
mai/03	17.32	mai/08	14.91	mai/13	15.21
jun/03	17.43	jun/08	15.42	jun/13	15.25
jul/03	18.70	jul/08	15.76	jul/13	15.62
ago/03	19.08	ago/08	15.83	ago/13	15.77
set/03	18.96	set/08	14.87	set/13	15.72
out/03	18.28	out/08	14.22	out/13	15.69
nov/03	18.68	nov/08	14.13	nov/13	16.58
dez/03	17.53	dez/08	14.64	dez/13	16.87
jan/04	16.60	jan/09	14.84	jan/14	17.36
fev/04	16.01	fev/09	14.36	fev/14	16.69
mar/04	15.65	mar/09	14.69	mar/14	16.44
abr/04	16.08	abr/09	14.48	abr/14	16.61
mai/04	15.57	mai/09	14.12	mai/14	16.59
jun/04	15.56	jun/09	13.76	jun/14	16.54
jul/04	14.82	jul/09	13.46	jul/14	16.66
ago/04	14.56	ago/09	13.46	ago/14	16.15
set/04	14.42	set/09	14.33	set/14	17.97
out/04	14.54	out/09	14.70	out/14	18.08

nov/04	14.13	nov/09	14.90	nov/14	18.06
dez/04	14.38	dez/09	14.41	dez/14	19.31
jan/05	14.45	jan/10	14.15	jan/15	18.21
fev/05	14.57	fev/10	14.34	fev/15	20.94
mar/05	14.95	mar/10	14.34	mar/15	24.30
abr/05	15.31	abr/10	14.31	abr/15	22.87
mai/05	15.61	mai/10	14.49	mai/15	24.77
jun/05	16.20	jun/10	14.56	jun/15	25.16
jul/05	16.40	jul/10	14.48	jul/15	27.21
ago/05	16.52	ago/10	14.58	ago/15	29.28
set/05	16.80	set/10	14.41	set/15	30.88
out/05	17.00	out/10	14.42	out/15	30.55
nov/05	17.27	nov/10	14.60	nov/15	29.72
dez/05	17.18	dez/10	14.91	dez/15	29.68
jan/06	17.74	jan/11	15.21	jan/16	31.88
fev/06	17.83	fev/11	15.47	fev/16	29.77
mar/06	17.64	mar/11	15.62	mar/16	24.99
abr/06	17.44	abr/11	15.90	abr/16	26.09
mai/06	16.67	mai/11	16.22	mai/16	24.85
jun/06	16.76	jun/11	16.34	jun/16	24.24
jul/06	16.82	jul/11	16.36	jul/16	22.25
ago/06	16.95	ago/11	16.69	ago/16	21.03
set/06	16.51	set/11	16.71	set/16	18.48
out/06	16.39	out/11	16.97	out/16	18.97
nov/06	16.22	nov/11	16.88	nov/16	19.37
dez/06	16.33	dez/11	16.91	dez/16	17.85
jan/07	15.81	jan/12	16.89	jan/17	16.23
fev/07	15.50	fev/12	16.76	fev/17	15.83
mar/07	15.50	mar/12	16.74	mar/17	17.55
abr/07	15.40	abr/12	16.54	abr/17	17.47
mai/07	16.27	mai/12	16.30	mai/17	16.76
jun/07	15.50	jun/12	16.11	jun/17	16.90
jul/07	15.45	jul/12	16.05	jul/17	16.10
ago/07	14.88	ago/12	15.89		
set/07	15.22	set/12	15.62		
out/07	15.37	out/12	15.34		