

# FUNÇÃO DE REAÇÃO FISCAL NÃO LINEAR: LIMITE DA DÍVIDA, ESPAÇO FISCAL E SUSTENTABILIDADE DA DÍVIDA PARA AS UNIDADES FEDERATIVAS BRASILEIRAS<sup>1,2</sup>

Jorge Eduardo Macedo Simões<sup>3</sup>

Roberto Tatiwa Ferreira<sup>4</sup>

Este estudo estima o limite da dívida e o espaço fiscal das Unidades Federativas (UFs) brasileiras, para além do qual, sem mudanças corretivas, a dívida será considerada insustentável. Para isso, dados em painel do período 2000-2016 são utilizados em uma função de reação fiscal que permite fadiga fiscal. Os limites das dívidas das UFs são bastante heterogêneos, variando entre 0,00% e 23,61%, com uma média de 5,46% dos respectivos produtos internos brutos (PIBs). Os resultados mostram que dezoito das 27 UFs apresentam um hiato fiscal, com destaque negativo para os estados de Minas Gerais, Rio Grande do Sul, Rio de Janeiro e São Paulo, onde seus estoques de dívida/PIB estão 21,37%, 20,87%, 16,29% e 13,40%, respectivamente, além do nível de dívida máximo.

**Palavras-chave:** dívida pública; Unidades Federativas brasileiras; espaço fiscal.

## NON-LINEAR TAX REACTION FUNCTION: DEBT LIMIT, FISCAL SPACE AND DEBT SUSTAINABILITY FOR BRAZILIAN FEDERATIVE UNITS

The present study estimates the debt limit and fiscal space of Brazilian states, beyond which, without corrective changes, the debt will be considered unsustainable. For this, panel data for the period between 2000 and 2016 are used in a fiscal reaction function that allows fiscal fatigue. The debt limits of Brazilian federative units are quite heterogeneous, ranging between 0.00% and 23.61%, with an average of 5.46% of their respective GDPs. The results show that 18 of the 27 Brazilian federative units have a fiscal gap, with a negative highlight for the states of Minas Gerais, Rio Grande do Sul, Rio de Janeiro and São Paulo, where their debt/GDP stocks are 21.37%, 20.87%, 16.29% and 13.40% respectively beyond the maximum debt level.

**Keywords:** public debt; Brazilian federative units; fiscal space.

**JEL:** H63; H70; C33.

## 1 INTRODUÇÃO

Desde o Programa de Ação Econômica do Governo (Paeg), em 1964, o governo tem se preocupado com a sustentabilidade da dívida pública (Tabosa *et al.*, 2016). Apesar de não ser a principal problemática desse programa, novos instrumentos financeiros que impactaram a dinâmica da dívida brasileira foram criados, entre

---

1. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppe53n1art3>

2. Artigo agraciado com menção honrosa no XXIII Prêmio do Tesouro Nacional de Monografias da Secretaria do Tesouro Nacional (STN), Escola de Administração Fazendária.

3. Professor adjunto na Faculdade de Ciências Econômicas do Instituto de Estudo em Desenvolvimento Agrário e Regional da Universidade Federal do Sul e Sudeste do Pará (Unifesspa). *E-mail:* jorge.simoese@unifesspa.edu.br.

4. Professor titular do Departamento de Economia Aplicada e do Curso de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Ceará (Caen/UFC). *E-mail:* rtf2@uol.com.br.

eles a emissão de obrigações reajustáveis do Tesouro Nacional, como forma de financiar a dívida pública interna.

A partir da década seguinte, observa-se uma expansão da dívida pública, em virtude das crises do petróleo em 1973 e 1979, além da recessão americana, da crise da dívida externa em 1982 e da falta de acompanhamento e transparência das contas públicas. Ainda nesse período, inicia-se a primeira crise do endividamento dos estados brasileiros, após a moratória da dívida mexicana. Naquele momento, os fluxos de capitais estrangeiros para o país diminuiriam bruscamente e as esferas subnacionais de governo não tiveram como honrar seus compromissos externos. O governo federal foi então obrigado a assumir as dívidas dos estados, que eram garantidas pelo Tesouro Nacional (Campos e Ferreira, 2011). De acordo com Giambiagi e Além (2000), esses acontecimentos contribuíram para elevação do déficit primário nacional, de 4,20% do produto interno bruto (PIB), em 1985 e 1986, para 5,80% do PIB em 1989.

Na década de 1990, as Unidades Federativas (UFs) brasileiras voltaram a demandar novas renegociações de dívidas. No período entre 1995<sup>5</sup> e 1998, os déficits primários estaduais representavam em média 0,40% dos seus respectivos PIBs, enquanto, no mesmo período analisado, o governo federal teve, em média, superávits de 0,30% do PIB. Os governos estaduais alegavam perdas de receitas do Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Serviços – ICMS (em média, 0,50% dos PIBs estaduais entre 1994 e 1998), em decorrência da Lei Kandir.<sup>6</sup>

O governo federal adotou medidas para melhorar os resultados fiscais das UF's por meio do Programa de Reestruturação Fiscal e Financeiro.<sup>7</sup> O Programa de Estabilização Fiscal de 1998 estabeleceu as metas de superávit primário, e a

---

5. Nesse ano, o Conselho Monetário Nacional (CMN), por intermédio da Resolução nº 162, iniciou a construção do arcabouço legal que levaria às futuras medidas de ajuste fiscal a serem adotadas pelos estados e pelo Distrito Federal. Na ocasião, criou-se o Programa de Apoio à Reestruturação e ao Ajuste Fiscal dos Estados, que visava à implementação de medidas que permitissem alcançar o equilíbrio orçamentário sustentável (Brasil, 2017).

6. Lei Complementar (LC) nº 87, de 13 de setembro de 1996. Dispõe sobre o ICMS, através da desoneração deste tributo de competência estadual sobre as exportações de produtos primários e semielaborados. A medida de isenção fiscal, imposta pelo governo federal mediante esta lei, buscava dar maior competitividade aos produtos brasileiros no mercado internacional (Leitão, Irfi e Linhares, 2012).

7. Lei nº 9.496, de 11 de setembro de 1997. Promoveu uma reforma fiscal nos estados brasileiros com base na venda de ativos estaduais, principalmente das companhias estaduais de distribuição de energia elétrica, na privatização e liquidação dos bancos estaduais e no refinanciamento das dívidas estaduais e municipais (Mora e Giambiagi, 2005). Obedeceu aos parâmetros definidos quando da edição da Resolução nº 162/95, do CMN, que estabeleceu os critérios para a consolidação, a assunção e o refinanciamento, pela União, de diversas dívidas financeiras de responsabilidade de estados e do Distrito Federal, inclusive dívida mobiliária (Brasil, 2017).

Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF)<sup>8</sup> foi criada para disciplinar os gastos públicos e controlar o endividamento da União, dos estados, do Distrito Federal e dos municípios (Brasil, 2017).

Mesmo com todas essas medidas, a dívida dos governos estaduais expandiu-se em R\$ 111,4 bilhões, entre 2006 e 2011 (Pellegrini, 2012). A partir de 2011, o resultado primário estadual passou de um superávit de 0,62% para um déficit de 0,08% do PIB em 2016. A despesa corrente líquida (DCL) aumentou de 9,24% para 11,52% do PIB, nesse mesmo período.<sup>9</sup>

Diante de uma crise econômica, a receita tributária diminui junto com a atividade econômica. Por sua vez, a redução nos gastos públicos necessária para manter o orçamento equilibrado depende de decisões políticas e leva mais tempo para ser implementada. Todo esse cenário é agravado se as UFs já estiverem muito endividadas. Ademais, vale lembrar que as UFs devem honrar seus compromissos e ainda devem atender às premissas estabelecidas na LRF, entre elas o limite para a razão entre DCL e RCL.

Os resultados fiscais recentes têm motivado intenso debate sobre os caminhos da política fiscal. Com o propósito de conter a evolução da relação dívida/PIB e reduzir a instabilidade da economia atribuída à deterioração das contas públicas, foi aprovada a Emenda Constitucional (EC) nº 95, de 15 de dezembro de 2016, sancionada em 2017, que traz o Novo Regime Fiscal e impõe limites individualizados para as despesas primárias nos próximos dez ou vinte anos (Saraiva *et al.*, 2017).

Ainda em 2016, criou-se a LC nº 156, de 28 de dezembro daquele ano, que alongou as dívidas dos estados e do Distrito Federal com a União por mais vinte anos, diluindo o pagamento do principal, e estabeleceu limites para o crescimento das despesas primárias por dois exercícios financeiros, entre outros pontos.

Entretanto, será que esses limites de crescimento das despesas consideram a real possibilidade das finanças estaduais para acomodar maiores gastos públicos? Diante do exposto, este estudo pretende contribuir com o planejamento fiscal das UFs, respondendo a duas perguntas: i) a UF em análise ainda tem espaço (fiscal)

---

8. LC nº 101, de 4 de maio de 2000. A LRF é uma norma orçamentária para conter os déficits públicos e o endividamento, que se espelha em normas de países como os Estados Unidos e a Nova Zelândia, com o intuito de se atingir equilíbrio fiscal. A LRF impõe limites para o endividamento público e todos os aspectos de finanças públicas. Ela também delimita os gastos públicos com o endividamento e com pessoal, além de controlar os aspectos orçamentários desde sua elaboração até a sua execução, através de uma ação planejada e transparente. Em relação ao limite de endividamento, a LRF fixa que a DCL não poderia ultrapassar a receita corrente líquida (RCL) na proporção de duas vezes para os estados e o Distrito Federal, e na proporção de 1,2 vez para os municípios.

9. Em que pese a conjuntura econômica desfavorável, impulsionada pela crise financeira mundial, e seus reflexos sobre a arrecadação, o problema das contas públicas estaduais é estrutural e está relacionado ao elevado comprometimento dos orçamentos com gastos obrigatórios, notadamente despesas com pessoal. Dessa forma, momentos de queda de receita, como o iniciado em 2011, se traduzem em elevados déficits (Firjan, 2017).

para a expansão de seus gastos?; e ii) qual o valor máximo da dívida em relação ao PIB para cada UF que não compromete a sua sustentabilidade?

A preocupação com essa problemática decorre do fato de que uma trajetória explosiva (insustentabilidade) da dívida pública produz efeitos negativos, nos âmbitos macro e microeconômico. Nesse sentido, um maior nível de dívida pode afetar a estabilidade dos preços, principalmente se precisar ser monetizada. Pode elevar a taxa de juros no longo prazo e impactar, de forma negativa, o mercado financeiro e as decisões de consumo e investimento dos agentes econômicos (Tabosa *et al.*, 2016). O aumento nos déficits pode ainda reduzir a quantidade ou a eficiência do investimento, provocando uma redução no crescimento econômico (Moss e Chang, 2003).

Este estudo avalia a sustentabilidade da dívida pública das UFs brasileiras, baseado na teoria e na metodologia empírica proposta por Ostry *et al.* (2010) e Ghosh *et al.* (2013). De forma específica, são estimados o limite da dívida e o espaço fiscal de cada UF para o período 2016-2020.

Para tanto, funções de reações fiscais das UFs são estimadas para o período 2000-2016. Conjugando o diferencial entre taxas de juros reais e crescimento econômico atuais com os coeficientes estimados das funções de reações fiscais, determinaram-se os limites das dívidas, e, na sequência, através da diferença entre o limite e a dívida atual, calcularam-se os respectivos espaços fiscais para os 26 estados brasileiros e o Distrito Federal.

Depois, a partir da previsão de um conjunto de variáveis,<sup>10</sup> são fornecidas estimativas sobre os limites das dívidas e seus respectivos espaços fiscais em três cenários (otimista, mediano e pessimista), sendo estes específicos de cada UF para o período 2017-2020.

Apesar de o referencial teórico já ter sido aplicado aos estados brasileiros por Bastos e Pineda (2013) para o período 2000-2011, a contribuição do estudo para a literatura é tripla. Primeiramente, corrige-se o problema de superestimação do limite da dívida e do espaço fiscal decorrente da suavização das flutuações econômicas. Para isso, utiliza-se o diferencial entre taxas de juros e crescimento econômico, ambos reais, no período atual, sendo a última variável específica de cada UF.

Em segundo lugar, o tamanho do painel mais amplo (2000-2016) capta possíveis impactos da recessão econômica brasileira iniciada no segundo trimestre de 2014, da aceleração da inflação em 2015 e de mudanças na legislação. Em terceiro lugar, são feitas previsões sobre o limite da dívida e o espaço fiscal no

---

10. Taxa de juros Selic, inflação Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna (IGP-DI), receitas correntes e próprias, despesas correntes, PIB e DCL.

futuro, em diferentes cenários. Esse exercício e suas informações podem ser utilizados na elaboração dos orçamentos e na administração das dívidas públicas estaduais.

Seguindo-se a esta introdução, a seção 2 apresenta a revisão da literatura sobre o tema, enquanto a seção 3 descreve os dados e a metodologia. Na seção 4, são apresentados os resultados; e na seção 5, as considerações finais.

## 2 REVISÃO DA LITERATURA

Na literatura sobre política fiscal, diversos são os trabalhos voltados a testar a hipótese de sustentabilidade da dívida pública via validação da restrição orçamentária do governo. Alguns dos pioneiros nessa área de pesquisa foram Hamilton e Flavin (1986), que utilizaram testes de estacionariedade das séries de resultado fiscal e dívida para verificar se havia sustentabilidade fiscal nos Estados Unidos no período 1960-1984. De acordo com os autores, a sustentabilidade está relacionada à estacionariedade do déficit primário e dos níveis de endividamento.

Trehan e Walsh (1988) superaram alguns aspectos não abordados por Hamilton e Flavin (1986), entre os quais o estoque inicial da dívida. Nessa abordagem, a restrição orçamentária do governo é satisfeita se as séries de gastos (exclusive o pagamento de juros), receitas e dívidas do governo possuem um vetor de cointegração igual a  $(1, 1, r)$ . Os testes de raiz unitária e de cointegração apontam para conclusões diferentes acerca da sustentabilidade da dívida pública dos Estados Unidos, e os autores atribuíram tal feito ao baixo poder dos testes ou à possibilidade de não estacionariedade da taxa de juros real (TJR).

Wilcox (1989) apresentou uma metodologia para avaliar a sustentabilidade da política fiscal que traz a possibilidade de taxas de juros reais estocásticas. Os resultados da aplicação sugerem que a política fiscal nos Estados Unidos não foi sustentável, contrastando as descobertas de Hamilton e Flavin (1986).

Hakkio e Rush (1991), por sua vez, realizaram testes de cointegração entre receitas e despesas, excluindo juros sobre a dívida, e concluíram que uma condição suficiente para uma política fiscal sustentável é a existência de uma combinação linear entre as variáveis que seja estacionária no longo prazo, isto é, que as séries sejam cointegradas. Tanner e Liu (1994) examinaram a sustentabilidade fiscal a longo prazo do governo dos Estados Unidos, através do teste de cointegração, com a presença de quebra estrutural entre despesas e receitas federais. Os resultados mostraram que a ruptura é significativa e corroboraram as conclusões de Hakkio e Rush (1991).

Uctum e Wickens (2000) analisaram as consequências para a sustentabilidade fiscal da imposição de tetos restritivos sobre os déficits e dívidas. Isso através de um quadro teórico de generalização da restrição orçamentária intertemporal

do governo que permitisse taxas de juros variáveis no tempo, déficits primários endógenos, um horizonte de planejamento finito e mudanças políticas futuras. Os autores mostraram que a estacionariedade do saldo primário com média zero é suficiente para a sustentabilidade fiscal.

Bohn (1998) introduziu uma nova abordagem de sustentabilidade fiscal, adicionando uma dimensão comportamental às avaliações realizadas pelas metodologias de desvio fiscal. Essa abordagem trouxe implicações sobre a forma como as políticas fiscais do país reagiram historicamente ao aumento da dívida pública. Na concepção do autor, a restrição orçamentária intertemporal é atendida se o superávit primário reage positivamente a aumentos da relação dívida/PIB.

Intuitivamente, uma resposta positiva denota que os países elevam o seu excedente primário quando sua dívida aumenta, por exemplo, em virtude de choques como recessões, crises financeiras ou desastres naturais; ou, caso contrário, geram um superávit mais baixo sempre que a dívida esteja a um nível relativamente baixo. Ademais, de acordo com Bohn (2007), a restrição orçamentária intertemporal revela-se satisfeita se as receitas e os gastos são estacionários em diferença para qualquer ordem arbitrária, sem a necessidade de serem cointegrados.

De acordo com o Fundo Monetário Internacional (FMI), a posição fiscal de um país é sustentável se a restrição orçamentária intertemporal for satisfeita em todos os momentos, o que significa dizer que a dívida atual tem que ser menor ou igual ao valor descontado dos futuros excedentes primários em todo o período (IMF, 2012). Quando a dívida de um país é considerada sustentável, um espaço adicional para gastos do governo pode ser acomodado sem pôr em perigo a sustentabilidade de sua posição financeira.

Apesar disso, quando a relação da dívida é considerada insustentável, são necessárias políticas para reduzi-la a um nível sustentável, indicando um espaço fiscal limitado ou inexistente. O espaço fiscal, em suma, é entendido como novos alcances de aumentos da dívida pública, sem se prejudicar a sustentabilidade (Bastos e Pineda, 2013).

O conceito de espaço fiscal é medido de diferentes maneiras. Existe um grupo que utiliza a diferença entre o saldo fiscal atual e o saldo estabilizador da dívida de médio prazo para determinar o espaço fiscal ou o ajuste necessário (*gap* fiscal), com base no caminho de dívida projetado para variáveis como o saldo fiscal, a taxa de desconto e as perspectivas macroeconômicas.

O principal ponto positivo da abordagem antes descrita é que, como o conceito de sustentabilidade diz respeito ao futuro, então nela é possível incorporar medidas fiscais anunciadas pelo governo. Por sua vez, seu principal entrave é que suas previsões macroeconômicas tendem a depender de pressupostos *ad hoc*,

e não de modelos formais testáveis. Esta metodologia é comumente utilizada nas publicações do FMI, da Comissão Europeia e de diferentes índices de sustentabilidade, tais como Blanchard *et al.* (2007), Buitert, Corsetti e Roubini (1993) e Auerbach e Gale (2011).

Um segundo grupo – IMF (2003), Abiad e Ostry (2005), Celasun e Kang (2006), Mendoza e Ostry (2008), Ghosh *et al.* (2013) – aponta algumas desvantagens na contribuição seminal de Bohn (1998). Para eles, o autor considera a relação de endividamento infinitamente crescente, desde que seja assegurado por saldos primários infinitamente crescentes, o que implicaria um espaço fiscal potencialmente ilimitado. E isso é claramente irreal, já que, em algum momento, o excedente primário teria que ser tão grande quanto o próprio PIB do país.

Objetivando preencher essa lacuna, o grupo de autores aperfeiçoou a abordagem desenvolvida por Bohn (1998), avaliando a possibilidade de uma relação não linear entre a dívida e o saldo primário. Isso pode ocorrer, por exemplo, quando existe fadiga fiscal, ou seja, quando o país tem dificuldade de gerar saldos primários que assegurem a sustentabilidade quando a dívida está muito elevada (Ghosh *et al.*, 2013).

Nessa direção, o FMI centrou-se na determinação dos limiares da dívida para além dos quais a sustentabilidade pode ser considerada em risco, dado o comportamento fiscal médio; os resultados indicam que uma resposta mais forte do superávit primário para níveis de dívida maiores é encontrada para uma grande amostra de países industrializados (IMF, 2003).

Usando uma versão expandida do conjunto de dados do FMI (IMF, 2003), Abiad e Ostry (2005) refinaram as estimativas da função de reação fiscal, incluindo um conjunto mais rico de variáveis políticas e institucionais dos determinantes da dívida, e calcularam o impacto sobre níveis de dívida sustentável de uma variedade de reformas fiscais e institucionais. Entre os resultados, verifica-se que a resposta do saldo primário à dívida se enfraquece em níveis de dívida mais elevados.

Mendoza e Ostry (2008) examinaram a sustentabilidade fiscal nas economias industriais e emergentes com base em modelos estocásticos de equilíbrio dinâmico. Os seus resultados mostram que as economias emergentes apresentam uma resposta mais forte do superávit primário em relação às variações na dívida e, portanto, convergem para menores índices de dívida média.

Motivado por Bohn (1998; 2007), Ostry *et al.* (2010) contribuíram para a crescente literatura sobre a sustentabilidade da dívida pública, propondo um quadro de determinação do limite da dívida e do espaço fiscal, levando em consideração a possibilidade de fadiga fiscal em uma configuração estocástica para um grande conjunto de economias industrializadas. De acordo com os autores, as funções de

reações fiscais são mais bem caracterizadas por uma função cúbica, na qual, em níveis baixos de dívida, o superávit primário não responde ao aumento da dívida, ao passo que, quando ela atinge cerca de 40% do PIB, há uma resposta positiva do saldo primário. Entretanto, eventualmente, a resposta do saldo primário começa a diminuir à medida que a dívida aumenta.

Utilizando a metodologia desenvolvida por Ostry *et al.* (2010), aplicada a 23 economias avançadas no período 1970-2007, Ghosh *et al.* (2013) demonstraram que, para esse conjunto de países, há evidência empírica de fadiga fiscal. Nesse quadro, a resposta do saldo primário à dívida defasada é não linear, mantendo-se positiva em níveis de dívida moderados, mas tendendo a diminuir quando a dívida atinge cerca de 90% a 100% do PIB. As estimativas do espaço fiscal indicam que ele era limitado ou não disponível para a manobra fiscal na Grécia, na Islândia, na Itália, no Japão e em Portugal, e tinham um amplo espaço para a Austrália, a Coreia e os países nórdicos.

Nerlich e Reuter (2015) analisaram a interação entre regras fiscais e espaço fiscal, bem como sua interação com a política fiscal discricionária e sua prociclicidade. Os autores calcularam o espaço fiscal de acordo com Ghosh *et al.* (2013) para 27 membros da União Europeia para o período 1990-2014, e encontraram fortes evidências de que as regras fiscais estão associadas ao espaço fiscal.

Na literatura brasileira, existem diversos estudos sobre sustentabilidade da dívida pública. Pastore (1995), por exemplo, utilizou testes de raízes unitárias e cointegração seguindo Hakkio e Rush (1991), Bohn (1998) e Trehan e Walsh (1998) para analisar a dinâmica de longo prazo da receita de impostos e gastos do governo. O autor não encontrou evidências de que a restrição orçamentária tenha sido violada.

Tanner (1995) utilizou um modelo de correção de erros para examinar a causalidade temporal de despesas, tributação e indexação real. A evidência mostra que, para o período 1986-1991, a sustentabilidade só foi alcançada porque o governo brasileiro apresentou cláusulas de indexação insuficientemente corrigidas em sua dívida, o que resultou em reduções reais no valor da dívida.

Seguindo Trehan e Walsh (1988), Rocha (1997) testou se o déficit orçamentário segue um processo estocástico estacionário. Os resultados revelam que o critério para constatar se a dívida é consistente com a restrição orçamentária intertemporal do governo incide na rejeição da hipótese de não estacionariedade para o referido processo. Além do mais, a senhoriagem é uma fonte extremamente importante de receita para o governo.

Com a finalidade de avaliar a endogeneidade da senhoriagem e a sustentabilidade da dívida pública brasileira ao longo do tempo, Issler e Lima (2000)



utilizaram testes de raiz unitária e cointegração e dados das contas nacionais no período 1947-1992. Os seus resultados indicaram que o déficit público somente seria sustentável com a adição da senhoriagem na receita do governo, e que há causalidade – no sentido de Granger – entre gastos e impostos.

Luporini (2000) analisou a sustentabilidade da política fiscal brasileira desde a reforma financeira de 1965, utilizando dados da dívida mobiliária para o período 1966-2000. Seus resultados indicam que a política fiscal foi sustentável até 1980, mas assumiu uma trajetória insustentável desde então. Posteriormente, o autor, seguindo a contribuição de Bohn (1998), examinou a resposta dos superávits do governo à alteração na razão dívida/PIB para o mesmo período anterior, e reportou que os superávits fiscais não responderam de forma sistemática às variações da razão dívida/PIB, indicando que a política fiscal do governo federal não pode ser considerada sustentável durante o período analisado.

Mediante uma perspectiva de gerenciamento de risco, Garcia e Rigobon (2004) estudaram a dinâmica da dívida pública brasileira, utilizando informações mensais dos estoques de dívida brasileira (interna e externa; bruto e líquido), através de modelos de vetores autorregressivos (VAR). Concluíram que a dívida pública pode apresentar uma trajetória não sustentável na presença de alguns choques adversos, apesar de, na média, a dívida pública apresentar uma trajetória sustentável.

Através de um modelo com efeito não linear e dados da economia brasileira entre 1947 e 1999, Lima e Simonassi (2005) reportaram evidências do fenômeno de estabilização fiscal tardia. Em particular, verificaram que, na ausência de senhoriagem, o governo intervém somente se a variação da relação déficit/PIB superar 1,74%, de modo a tornar o déficit estacionário.

De acordo com Pinton e Mendonça (2009), apesar da postura austera do governo brasileiro no período 1998-2007, a dívida pública pode não ser sustentável. Mendonça, Santos e Sachsida (2009) estimaram uma função de reação fiscal do setor público consolidado brasileiro após o Plano Real, adotando um modelo Markov-switching para lidar com incertezas referentes às possíveis mudanças de regime ocorridas nesse período. Os resultados sugeriram que a política fiscal no Brasil apresentou dois regimes distintos após o Plano Real: o regime pós-2000 caracteriza-se por uma baixa reação do resultado primário a variações na DCL, em contraste com o regime anterior a 2000, no qual a reação do superávit primário a variações na dívida líquida do setor público (DLSP) é bastante evidente.

Simonassi, Arraes e Sena (2014) realizaram um exercício empírico com uma função de reação fiscal para o Brasil no período 1991-2008, por meio de múltiplas quebras estruturais endógenas, seguindo Bai e Perron (1998). Os resultados revelam que, ao longo do período analisado, a política fiscal brasileira mostrou-se sustentável.

Luporini (2015) revisitou a questão da sustentabilidade da política fiscal brasileira, com vistas a avaliar qual a resposta fiscal média do governo brasileiro, e como essa resposta tem variado ao longo do tempo. Utilizando dados mensais e controlando para variações no produto e na participação relativa de títulos indexados, estimou funções de reações sequenciais com uma janela móvel de doze observações. Os resultados indicaram que a política fiscal foi sustentável, com uma resposta média do governo consolidado de 0,0096 ponto percentual (p.p.) no superávit primário para um aumento de 1 p.p. na relação dívida/PIB.

Apesar de a literatura sobre sustentabilidade da dívida no âmbito federal ser ampla, não há, até o momento, muitos estudos para as unidades subnacionais da Federação brasileira. Um dos primeiros trabalhos realizados foi o de Mora e Giambiagi (2005). Com o uso de informações anuais das contas públicas estaduais e da relação estoque da dívida/PIB entre 1998 e 2004, os autores concluíram que a dívida pública era sustentável na maioria dos estados, mas destacaram que os estados de Alagoas, Goiás, Mato Grosso do Sul, Minas Gerais, Rio Grande do Sul e São Paulo desrespeitaram os limites ao endividamento estipulados pela LRF.

Utilizando testes de raiz unitária, vetores autorregressivos e cointegração em painel aplicado à receita corrente, despesa corrente e juros da dívida anual das UFs brasileiras entre 1986 e 2005, Pereira (2008) analisou o endividamento dos estados brasileiros e do Distrito Federal após a renegociação dos passivos estaduais e a implementação da LRF. O autor concluiu que o esforço fiscal ultrapassou até mesmo as visões mais otimistas, mas que persistia a preocupação sobre as possíveis consequências de um período de baixo crescimento econômico e/ou maior índice de correção monetária, que poderia ocasionar a insustentabilidade da dívida.

Por sua vez, Piancastelli e Boueri (2008) analisaram a evolução da situação financeira dos estados brasileiros e do Distrito Federal dez anos depois da renegociação da dívida com a União. Os autores constataram, por meio da relação dívida/PIB, que a maioria dos estados conseguiu ajustar suas finanças públicas, promovendo assim reformas administrativas com responsabilidade fiscal.

Bastos e Pineda (2013) estimaram o limite da dívida e o espaço fiscal para os 26 estados brasileiros e o Distrito Federal, utilizando o referencial teórico Ostry *et al.* (2010) para o período 2000-2011. Os resultados sugerem que, após uma década de consolidação fiscal, vários estados têm espaço fiscal para o endividamento, mas continua a existir a heterogeneidade significativa entre os estados.

Através do teste de raiz unitária de Im, Pesaram e Shin (2003) para dados em painel, Fontenele *et al.* (2015) analisaram o endividamento público das 27 UFs brasileiras no período 2000-2010. Os autores argumentam que, exceto para os estados da região Centro-Oeste, a dívida pública apresentou um comportamento insustentável no período analisado.

Tabosa *et al.* (2016) estimaram uma função de reação fiscal com efeitos limi-  
mi-ares para dados em painel. Eles reportam que, em média, não há uma política  
fiscal estadual ativa na geração de superávit primário em relação ao aumento da  
dívida pública no período 2000-2010.

Caldeira *et al.* (2016) utilizaram dados mensais de dezembro de 2001 a maio  
de 2014 e análises de cointegração e de reação fiscal entre resultado primário e dívida  
líquida estadual. Seus resultados indicam sustentabilidade da dívida estadual de forma  
agregada; contudo, apontam que desafios recentes, como o afrouxamento fiscal e  
a redução da atividade econômica, colocam em dúvida a sustentabilidade futura.

### 3 METODOLOGIA E BASE DE DADOS

#### 3.1 Referencial teórico

A formulação teórica utilizada está diretamente relacionada à restrição orçamentária  
intertemporal do governo, que é uma condição de equilíbrio no qual a variação da  
dívida pública em  $t + 1$  é igual à diferença entre o diferencial entre a taxa de juros  
e a taxa de crescimento do PIB multiplicada pelo estoque da dívida no tempo  $t$ ,  
menos o superávit ou déficit primário no tempo  $t + 1$ . Ou seja:

$$\Delta d_{t+1} = d_{t+1} - d_t = (r - g)d_t - sdp_{t+1}. \quad (1)$$

Na equação,  $d$  é a dívida pública como proporção do PIB;  $g$  é a taxa de  
crescimento do PIB real, assumida como exógena e constante;  $sdp$  é o superávit  
(ou déficit) primário em relação ao PIB; e  $r$  é a TJR sobre a dívida contraída no  
período  $t$  e devida no período  $t + 1$ , assumida como exógena e constante.<sup>11</sup>

Essa análise parte da premissa de que os governos geralmente se compor-  
tam de modo responsável, aumentando o superávit primário em resposta ao  
serviço da dívida, a fim de estabilizar a relação dívida/PIB a um nível razoável  
(Ghosh *et al.*, 2013). Essa é uma premissa consistente com as de Bohn (2007), que  
analisa a dinâmica da dívida dos Estados Unidos, e de Mendoza e Ostry (2008),  
que estudam a dívida de um subconjunto de economias industriais e emergentes.

De acordo com Bastos e Pineda (2013), mesmo em uma economia com baixos  
níveis de dívida, os seus superávits primários podem não responder ao aumento da  
dívida, reduzindo-se os recursos para sua política fiscal. Ghosh *et al.* (2013) argu-  
mentam que grandes aumentos nos estoques das dívidas estão associados a choques,

11. Ostry *et al.* (2010) e Ghosh *et al.* (2013) assumem que a taxa de juros é endógena e em equilíbrio, constituindo-se em uma função crescente da probabilidade de inadimplência. Para os estados brasileiros, segundo Bastos e Pineda (2013), as taxas de juros são exógenas, porque mais de 90% de suas dívidas são com o governo federal, como resultado de várias rodadas de resgates e renegociações de dívidas. A taxa de juros para essas obrigações é fixa, e não determinada pelo mercado.

portanto, são estabilizados, desde que os governos respondam com disciplina fiscal. No entanto, há um ponto em que a relação dívida/PIB do país e os pagamentos de juros aumentam tanto que os formuladores de política são tentados a desistir. Isso pode acontecer quando a participação da renda nacional no pagamento de impostos se torna muito onerosa. Neste caso, os cortes nos gastos do governo e os aumentos de impostos necessários se tornaram politicamente inviáveis.

A teoria para a determinação do limite de endividamento desenvolvido por Ostry *et al.* (2010) e Ghosh *et al.* (2013) é motivada por Bohn (1998; 2007). Embora o último autor mostre que uma condição suficiente para que o governo satisfaça sua restrição orçamentária intertemporal é que o saldo primário sempre reaja positivamente à dívida defasada, isso pode ser considerado um critério de sustentabilidade fraco, que não exclui a possibilidade de uma relação dívida/PIB cada vez maior (e, portanto, a necessidade de um superávit primário que eventualmente exceda o PIB).<sup>12</sup> Os primeiros autores sugerem um critério de sustentabilidade mais rigoroso, em que a dívida convirja para alguma proporção finita do PIB. Se o saldo primário é sempre uma proporção constante da dívida atrasada, então uma condição suficiente para essa definição mais rigorosa implica uma capacidade de resposta do saldo primário maior do que o diferencial entre a taxa de crescimento e a taxa de juros.<sup>13</sup>

Com base na abordagem de Bohn (1998; 2007), Ostry *et al.* (2010) propõem a seguinte forma reduzida para a função de reação fiscal do governo:

$$sdp_{t+1} = \mu + f(d_t) + \varepsilon_{t+1}. \quad (2)$$

Na equação,  $\mu$  captura todos os determinantes sistemáticos do resultado primário, exceto a dívida pública defasada. Seguindo a literatura – por exemplo, os trabalhos de Galí e Perotti (2003), Rodden (2005), Abiad e Ostry (2005), Bohn (2007), Mendoza e Ostry (2008) e Bahl e Bird (2008) –, este estudo utiliza uma série de variáveis, como os hiatos do produto e dos gastos governamentais, para controlar o efeito dos ciclos econômicos e das flutuações temporárias nos gastos do governo, respectivamente. Outras variáveis utilizadas são a taxa de inflação (para controlar possíveis efeitos de um esforço fiscal no combate da alta da taxa de juros) e uma medida de desequilíbrio vertical fiscal – DVF (para o caso de um potencial risco moral, quando a maioria das despesas subnacionais é financiada

12. Bohn (2007) mostra que satisfazer a restrição orçamentária do governo exige apenas que haja algum grau de diferenciação (arbitrariamente elevado, porém finito) em que as séries temporais da relação dívida/PIB se tornam estacionárias, o que está sempre satisfeito nos dados. Por essa razão, ele conclui que esse critério de sustentabilidade baseado em testes de estacionariedade não é interessante, e sugere que examinar a resposta comportamental do saldo primário pode ser uma maneira mais benéfica de estabelecer a sustentabilidade da dívida. Esse procedimento não é aqui adotado.

13. Intuitivamente, a relação dívida/PIB cresce de forma autônoma, a uma taxa dada pelo diferencial entre a taxa de crescimento do produto e a taxa de juros. Se a resposta do saldo primário ao aumento da dívida for mais forte do que este diferencial, o ajuste primário compensará a dinâmica autônoma, e o índice de endividamento convergirá para uma relação finita.

através de transferências). Ainda na equação (2), o termo  $f(d)$  é a resposta do equilíbrio primário em relação à dívida defasada, baseada na função de reação do governo assumida como uma função cúbica. Pressupõe-se que os choques no saldo primário, representado por  $\varepsilon_t$ , são independentes e identicamente distribuídos (i.i.d.).

O equilíbrio do modelo é dado pela interseção entre a restrição orçamentária intertemporal e a função de reação fiscal do governo, garantindo a existência de um limite da dívida<sup>14</sup> sob o qual a relação da dívida em proporção ao PIB se estabiliza. Ghosh *et al.* (2013) definem o limite da dívida como o nível máximo de dívida em que um determinado ente federativo consiga honrar suas obrigações. Os autores mostram ainda que esse limite de dívida é uma função das características estruturais de cada ente federativo e do crescimento do PIB, sendo mensurado pela maior raiz característica da equação a seguir:

$$\mu + f(\bar{d}) = (r^* - g)\bar{d}. \quad (3)$$

Em princípio, o limite da dívida pode variar ao longo do tempo de acordo com a capacidade de pagamento do governo. Essa formulação permite a possibilidade de fadiga fiscal, pela qual o saldo primário, ou seja, o lado esquerdo da equação (3), eventualmente responde mais lentamente ao aumento da dívida. Além disso, à medida que a dívida ultrapassa esse limite, o custo do financiamento dispara, elevando o índice de endividamento.

Uma vez determinado o limite da dívida, calcula-se o espaço fiscal como a diferença entre esse limite da dívida e a dívida atual. Para além dessa diferença, sem medidas extraordinárias,<sup>15</sup> a dívida será considerada insustentável.

$$EF_t = \bar{d} - d_t. \quad (4)$$

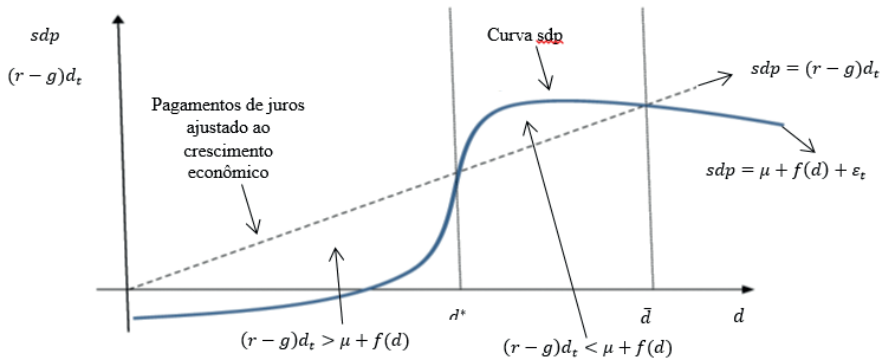
A condição de equilíbrio (3) é ilustrada no gráfico 1. A curva sólida representa a função de reação fiscal cúbica, enquanto a linha pontilhada representa os pagamentos de juros ajustados ao crescimento econômico. Ghosh *et al.* (2013) constataram que, para 23 economias industriais,<sup>16</sup> haverá dois equilíbrios estacionários (ignorando o cruzamento que irá ocorrer em  $d < 0$ ). Entretanto, o número de equilíbrios pode variar entre um e três, dependendo da forma particular de cada função de reação cúbica e dos pagamentos de juros ajustados ao crescimento econômico.

14. O mercado empresta a uma taxa livre de risco até o limite da dívida ser atingido; a partir desse ponto, irá cobrar uma taxa de juros infinita.

15. Como, por exemplo, revisão de dívidas e/ou ampliação do prazo de pagamento.

16. Austrália, Áustria, Bélgica, Canadá, Dinamarca, Finlândia, França, Alemanha, Grécia, Islândia, Irlanda, Israel, Itália, Japão, Coreia, Holanda, Nova Zelândia, Noruega, Portugal, Espanha, Suécia, Reino Unido, Estados Unidos.

GRÁFICO 1  
Determinação do limite da dívida



Fonte: Bastos e Pineda (2013).

Obs.: Ilustração cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

O primeiro equilíbrio é dado pela parte inferior da interseção entre  $\mu + f(d)$  e  $(r^* - g)d$ , denotada por  $(d^*)$ ; é a relação da dívida pública para a qual a economia converge condicionalmente<sup>17</sup> (desde que a dívida não cruze o limite  $\bar{d}$ ). Esse equilíbrio é dinamicamente estável. O segundo equilíbrio estacionário corresponde ao limite da dívida ( $\bar{d}$ ) implícito pelo modelo, dado pela interseção mais alta entre  $\mu + f(d)$  e  $(r^* - g)d$ . Exemplificando, suponhamos que a relação de endividamento/PIB de um ente federativo se situe entre  $(d^*)$  e  $(\bar{d})$ , o que significa que seu saldo primário é maior que os pagamentos de juros ajustados ao crescimento. O excesso do superávit primário sobre os pagamentos de juros é usado para pagar a dívida até que o ponto  $d^*$  seja atingido e o saldo primário seja igual ao pagamento de juros – esse ponto corresponde ao equilíbrio estável.

Por sua vez, se a relação da dívida/PIB de um ente federativo situa-se à direita de  $(\bar{d})$ , ela estará em uma trajetória insustentável. A partir de  $(\bar{d})$ , a curva do saldo primário é permanentemente menor do que o pagamento de juros, o que significa que, por causa da fadiga fiscal, o governo não pode mais aumentar o superávit primário para honrar o pagamento de juros.

Conseqüentemente, o governo tem que contrair empréstimos crescentes apenas para pagar a dívida, ampliando a cunha futura entre os pagamentos de juros e o saldo primário. Como resultado, a sustentabilidade fiscal intertemporal pode

17. A convergência para  $(d^*)$  ocorre apenas condicionalmente, porque, se a dívida excedesse  $(\bar{d})$ , então não retornaria para  $(d^*)$ . Para além de  $(\bar{d})$ , não há uma taxa de juros finita que compense os credores do risco da inadimplência. Em qualquer ponto à direita do limite da dívida, o saldo primário não é suficiente para cobrir as despesas com juros; reconhecendo isso, os credores exigem uma taxa de juros infinita – deixando o governo efetivamente sem acesso ao crédito –, a dívida dos governos cresce continuamente em direção a caminhos insustentáveis, os governos tornam-se inadimplentes e a sustentabilidade fiscal intertemporal está comprometida.

ser comprometida. Segue-se que a relação dívida/PIB de um ente federativo será sustentável desde que seja inferior a  $(\bar{d})$ . Além disso, o espaço fiscal é a diferença entre o limite  $(\bar{d})$  e o nível da dívida atual  $(d_t)$ . Se o nível de dívida atual for superior a  $(\bar{d})$ , então não há espaço fiscal, mas sim um hiato fiscal.

### 3.2 Base de dados

Neste artigo, são utilizados dados dos estados brasileiros e do Distrito Federal, organizados em um painel balanceado na frequência anual entre 2000 e 2016, compreendendo 459 observações. As variáveis coletadas são as seguintes: DCL, despesas correntes (DC), despesas primárias ( $\bar{D}\bar{P}$ ), receitas correntes (RC), receitas próprias (RP), receitas primárias ( $\bar{R}\bar{P}$ ), obtidas junto da Secretaria do Tesouro Nacional (STN); taxa de inflação (IGP-DI) da Fundação Getulio Vargas (FGV); a taxa de juros Selic (TJS), coletada no Banco Central do Brasil (BCB); e o PIB a preços correntes, de acordo com os dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

Alguns comentários acerca da utilização desses dados e das variáveis definidas são importantes. Primeiramente, de acordo com o *Manual de demonstrativos fiscais* da STN (Brasil, 2016), a DCL representa o montante da dívida consolidada deduzidas as disponibilidades de caixa, as aplicações financeiras e os demais haveres financeiros.<sup>18</sup> A escolha dessa variável se deu em função da indisponibilidade de informações sobre dívida pública consolidada a partir de 2014, o que inviabilizaria um diagnóstico atualizado do endividamento das UFs. Outro fator que também contribuiu significativamente para escolha dessa variável foi o uso da DCL como um dos indicadores de meta no Programa de Reestruturação Fiscal e Financeira (Lei nº 9.469, de 11 de setembro de 1997), no Programa de Estabilização Fiscal de 1998 e na LRF (LC nº 101, de 4 de maio de 2000).

Por sua vez, o superávit (ou déficit) primário estadual (SDP) é calculado através da diferença entre receitas e despesas primárias. As variáveis DCL e SDP estão expressas como proporções dos respectivos PIBs estaduais. A escolha da taxa de inflação, mensurada pelo IGP-DI com base em 2016, deve-se ao seu uso como indicador oficial de correção monetária das dívidas estaduais na maior parte do período analisado.<sup>19</sup> A TJR foi calculada pela diferença entre a taxa de juros Selic e a inflação medida pelo IGP-DI.

18. O entendimento sobre a composição dos demais haveres financeiros engloba os valores a receber líquidos e certos, como empréstimos e financiamentos concedidos (devidamente deduzidos das respectivas provisões para perdas prováveis reconhecidas nos balanços).

19. De 2000 a 2012. Entre as mudanças efetuadas pela Lei nº 9.496, de 11 de setembro de 1997, destaca-se a aplicação de novos indexadores a partir de 1º de janeiro de 2013, observada a menor das variações acumuladas entre o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) mais 4,00% ao ano (a.a.) e a taxa Selic, em substituição aos encargos contratuais originais, IGP-DI mais juros de 6,00% a 7,50% a.a. para estados e Distrito Federal, e IGP-DI + 9,00% a.a. para os municípios.

A variável referente à taxa de crescimento real dos PIBs das UFs foi construída a partir dos dados do PIB real.<sup>20</sup> Os hiatos do produto e das despesas governamentais foram obtidos utilizando-se o filtro Hodrick-Prescott (HP)<sup>21</sup> – diferença entre a série real e a potencial. A medida de desequilíbrios verticais fiscais utilizada é dada pela razão entre receitas próprias e correntes.

Com o objetivo de apresentar certas características das séries, a tabela 1 apresenta algumas estatísticas descritivas dessas variáveis. Observa-se que a variável saldo primário (SDP) apresenta, em média, superávit de 3,60% dos PIBs estaduais, variando entre um déficit de 2,00% do PIB (Rio Grande do Sul, em 2015) e um superávit de 39,00% do PIB (Roraima, em 2011). No que se refere às DCLs, em média, elas correspondem a 11,59% do PIB das UFs, oscilando entre 0,50% do PIB (Rio Grande do Norte, em 2016) e 38,83% do PIB (Maranhão, em 2000).

A média da taxa de inflação (TI) foi 8,18%. O DVF, calculado através da razão entre receitas próprias e correntes, foi em média 50,51%, com mínimo de 10,00% (Roraima, em 2011) e máxima de 80,00% (São Paulo, em 2011). A TJR da economia brasileira teve como média 6,12%, variando entre 0,53%, em 2012, e 18,00% em 2005. Por seu turno, a taxa de crescimento da economia (G) das UFs teve como média 3,09%, oscilando entre um decréscimo de 18,92% no Distrito Federal, em 2002, e um incremento de 25,62% em Mato Grosso, em 2003.

TABELA 1  
Estatística descritiva das séries para as UFs brasileiras (2000-2016)

Variáveis	Observações	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
<i>SDP</i>	459	0,0360	0,0339	-0,0200	0,3900
<i>DCL</i>	459	0,1159	0,0833	0,0050	0,3883
<i>TI</i>	459	0,0818	0,0566	-0,0100	0,2600
<i>DVF</i>	459	0,5051	0,1667	0,1000	0,8000
<i>TJR</i>	459	0,0612	0,0596	0,0053	0,1800
<i>G</i>	459	0,0309	0,0739	-0,1892	0,2562

Elaboração dos autores.

A tabela A.1, no apêndice A, mostra a evolução da DCL como proporção da RCL no período recente (2000-2016). De um modo geral, constata-se grande heterogeneidade entre as UFs. Entretanto, um ponto em comum é o aumento da dívida da maioria dos estados a partir de 2011. Em 2016, esta razão atinge patamares

20. Deflacionou-se o PIB estadual corrente pelo IGP-DI, com ano base 2016 = 100.

21. Inicialmente, pretendia-se utilizar o filtro Beveridge e Nelson (1981), tendo em vista existir uma vasta literatura que demonstra que ele é mais robusto comparado ao Hodrick e Prescott (1980). Entretanto, incorreríamos em perdas de graus de liberdade, o que não é plausível, tendo em vista que estamos trabalhando com séries de tempo relativamente curtas (2000-2016), o que justifica a utilização do filtro HP.



extremamente elevados em quatro estados: Rio de Janeiro (233,84% da RCL), Rio Grande do Sul (212,95%), Minas Gerais (203,09%) e São Paulo (175,47%), visto que, nos três primeiros, a dívida já ultrapassou o limite de 200,00% da RCL estipulado pela LRF. Das 27 UFs, 22 encerraram esse mesmo ano com uma relação DCL/RCL inferior a 100,00%.<sup>22</sup> Esse quadro das dívidas estaduais foi amenizado por medidas como a imposição de um limite de endividamento,<sup>23</sup> bem como ações de prolongamento dos prazos e redução dos indexadores.<sup>24</sup>

À primeira vista, com algumas exceções, a crise atual nas finanças públicas estaduais não é explicada por elevados estoques de dívidas contraídas no passado. Um primeiro problema decorre da conjuntura econômica<sup>25</sup> desfavorável. A combinação de baixa capacidade de endividamento com elevada rigidez orçamentária fez com que a postergação de despesas via *restos a pagar* fosse a principal fonte de financiamento dos estados (Firjan, 2017).

### 3.3 Estratégia empírica

A estratégia empírica proposta por Ostry *et al.* (2010) e Ghosh *et al.* (2013) é dividida em três etapas: i) estimação da função de reação fiscal do governo; ii) cálculo do diferencial entre as taxas de crescimento e juros; e iii) determinação do limite da dívida e espaço fiscal. Neste trabalho, acrescenta-se a etapa iv) previsão e criação de cenários futuros (otimista, mediano, pessimista) sobre o limite da dívida e o espaço fiscal.

#### 3.3.1 Forma funcional da função de reação fiscal

A forma funcional para a função de reação fiscal do governo descrita em (2) para uma estrutura com dados em painel pode ser expressa da seguinte maneira:

$$SDP_{it} = \beta_0 DCL_{it-1} + \beta_1 DCL_{it-1}^2 + \beta_2 DCL_{it-1}^3 + \beta_3 TI_{it} + \beta_4 DVF_{it} + \beta_5 HIATODES_{it} + \beta_6 HIATOPIB_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

22. Rio Grande do Norte, Pará, Amapá, Espírito Santo, Distrito Federal, Paraíba, Tocantins, Roraima, Paraná, Amazonas, Ceará, Maranhão, Mato Grosso, Piauí, Rondônia, Santa Catarina, Bahia, Sergipe, Pernambuco, Acre, Mato Grosso do Sul e Goiás.

23. Após a renegociação das dívidas dos estados com o governo federal no período 1997-2001, os governos estaduais foram submetidos a uma série de restrições no que diz respeito à emissão de títulos, fossem eles domésticos ou externos, precisando da autorização da União para se endividar.

24. A LC nº 148, de 25 de novembro de 2014, trocou o indexador das dívidas renegociadas nos anos de 1990. Em 2015, foi sancionada a LC nº 151, de 5 de agosto daquele ano, que estabeleceu prazos para revisão das dívidas previstas na LC nº 148. Em 2016, criou-se a LC nº 156, de 28 de dezembro, que alongou essas dívidas por mais vinte anos, diluindo o pagamento do principal.

25. Tal conjuntura foi impulsionada pela recessão econômica brasileira, iniciada no segundo trimestre de 2014, que impactou negativamente as receitas próprias estaduais em maior intensidade, devido a desonerações tributárias e às transferências recebidas da União. Por sua vez, o crescimento da inflação, em 2015, pressionou os gastos públicos estaduais que são rígidos e têm forte correlação com o nível de preços da economia.

em que,  $SDP_{i,t}$  representa o superávit ou (déficit) primário de cada UF  $i$  no período  $t$ ;  $DCL_{i,t-1}$ ;  $DCL_{i,t-1}^2$ ;  $DCL_{i,t-1}^3$  são as dívidas consolidadas líquidas de cada UF  $i$  no tempo  $t - 1$ , o seu quadrado e cubo, respectivamente.  $SDP_{i,t}$ ;  $DCL_{i,t-1}$ ;  $DCL_{i,t-1}^2$ ;  $DCL_{i,t-1}^3$  estão expressas como proporção do PIB. A TI é mensurada pelo IGP-DI. A variável  $DVF_{i,t}$  representa o DVF;  $HIATODES_{i,t}$  é o hiato das despesas do governo;  $HIATOPIB_{i,t}$  é o hiato do PIB, sendo as últimas quatro variáveis de cada UF  $i$  no período  $t$  e  $\varepsilon_{i,t}$  é o choque para o saldo primário, com distribuição independente e identicamente distribuído.

No processo de estimação<sup>26</sup> da função de reação fiscal, espera-se um comportamento de fadiga fiscal entre o saldo primário e a dívida defasada. Em outros termos, espera-se que  $\beta_0 < 0$ ,  $\beta_1 > 0$  e  $\beta_2 < 0$ . Para baixos níveis de dívidas, é esperada uma relação pequena (ou mesmo negativa) entre a dívida defasada e o saldo primário. À medida que a dívida aumenta, o saldo primário deve elevar-se, mas a capacidade de resposta acaba se enfraquecendo e, em seguida, diminui em níveis de dívidas elevados.<sup>27</sup>

De acordo com Mendonça, Santos e Sachsida (2009), espera-se que o parâmetro da inflação seja positivo:  $\beta_3 > 0$ . Em outras palavras, a expectativa é que um aumento da inflação gere um superávit maior no caso em que o Tesouro Nacional atue em cooperação com a autoridade monetária. A relação entre o desequilíbrio fiscal e o saldo primário deve ser inversa, tal que,  $\beta_4 < 0$  (Bastos e Pineda, 2013).

Espera-se também uma resposta negativa do saldo primário ao aumento temporário das despesas do governo:  $\beta_5 < 0$ . E, por fim, um sinal positivo para o parâmetro do hiato do produto,  $\beta_6 > 0$  tal que aumentos nesse hiato induzam a acréscimos no saldo primário (Ostry *et al.*, 2010; Ghosh *et al.*, 2013).

### 3.3.2 Determinação dos pagamentos de juros ajustado ao crescimento econômico

De acordo com Bastos e Pineda (2013), na literatura não existe uma maneira clara de determinação dos pagamentos de juros ajustados ao crescimento econômico, ou seja,  $(r_t - g_{it})$ . Ostry *et al.* (2010) e Ghosh *et al.* (2013) lançaram mão de duas variantes: a primeira utiliza a média histórica da diferença entre a taxa de juros nominal implícita sobre a dívida pública em relação à taxa de crescimento do PIB nominal. A segunda variante substitui as médias históricas pelas projeções do FMI sobre rendimentos das obrigações, dívida pública a longo prazo e crescimento do PIB.

26. A descrição feita quanto aos sinais esperados para os coeficientes da função fiscal de reação está em concordância com a literatura sobre este tema: Ostry *et al.* (2010), Ghosh *et al.* (2013) e Bastos e Pineda (2013).

27. O segmento inclinado para baixo da função de reação fiscal em níveis de dívida muito elevados é uma característica empírica. Possivelmente, os governos estão correndo com os efeitos da curva de Laffer, à medida que procuram aumentar as receitas; ou então, a tolerância do público para cortes de despesas e aumentos de impostos diminui à medida que os níveis de dívida altos começam a parecer insuperáveis (Ghosh *et al.*, 2013).

Bastos e Pineda (2013) consideram dois valores exógenos e homogêneos para o diferencial, 4,50% e 1,00%. Segundo os autores, o primeiro caso (em média) é mais consistente com a história brasileira entre 2000 e 2011. O segundo caso reflete a TJR recente da economia.

Os métodos antes utilizados para determinar o diferencial ( $r_t - g_{it}$ ) podem superestimar o espaço fiscal, ao se tentar suavizar as flutuações econômicas utilizando-se média histórica, projetada, ou através da homogeneização desse diferencial. Nesse contexto, durante o processo de estimação do limite da dívida e do espaço fiscal, optou-se aqui pela utilização do diferencial entre taxas de juros e crescimento econômico, ambas reais, no período  $t$ , sendo a última variável específica de cada UF ( $TJR_t - G_{it}$ ), durante o processo de estimação do limite da dívida e do espaço fiscal. Esse procedimento busca eliminar os problemas de suavização e homogeneização desse diferencial.

### 3.3.3 Determinação do limite da dívida e espaço fiscal

Uma extensão da restrição orçamentária intertemporal do governo descrita em (1) para uma estrutura em dados em painel pode ser expressa da seguinte maneira:

$$\Delta DCL_{it} = DCL_{it} - DCL_{it-1} = (TJR_{t-1} - G_{it-1})DCL_{it-1} - SDP_{it}, \quad (6)$$

em que,  $DCL_{it}$  é a DCL como proporção ao PIB de cada UF  $i$  no período  $t$ ;  $TJR_{i,t-1}$  é a TJR contraída no período  $t - 1$  e devida no período  $t$ ;  $G_{i,t-1}$  é a taxa de crescimento do PIB real no período  $t - 1$  de cada UF  $i$ .  $TJR_{i,t-1}$  e  $G_{i,t-1}$  são assumidas como exógenas;  $SDP_{i,t}$  é o superávit (ou déficit) primário em relação ao PIB de cada UF  $i$  no período  $t$ .

O equilíbrio do modelo é dado pela interseção entre a restrição orçamentária intertemporal (6) e a função de reação fiscal do governo (5), tal que:<sup>28</sup>

$$(TRJ_i^* - G_i^*)DCL_i = \widehat{\beta}_0 DCL_i + \widehat{\beta}_1 DCL_i^2 + \widehat{\beta}_2 DCL_i^3 + \widehat{\beta}_3 TI_{it} + \widehat{\beta}_4 DVF_{it} + \widehat{\beta}_5 HIATODES_{it} + \widehat{\beta}_6 HIATOPIB_{it}, \quad (7)$$

considerando:

$$\mu = \widehat{\beta}_3 TI_{it} + \widehat{\beta}_4 DVF_{it} + \widehat{\beta}_5 HIATODES_{it} + \widehat{\beta}_6 HIATOPIB_{it}, \quad (8)$$

e substituindo (8) em (7), temos que:

$$(G_i^* - TJR_i^* + \widehat{\beta}_0)DCL_i + \widehat{\beta}_1 DCL_i^2 + \widehat{\beta}_2 DCL_i^3 + \mu = 0. \quad (9)$$

Nesse modelo, o limite da dívida ( $\bar{d}$ ) é dado pela maior raiz do polinômio em (9). Vale ressaltar que esse problema deve ser resolvido para cada UF em análise.

28.  $(TRJ_i^* - G_i^*)$  são os pagamentos de juros ajustados ao crescimento econômico de equilíbrio. Ambas as variáveis são reais, no período  $t$ , sendo a última variável específica de cada UF.

Uma vez calculado o limite da dívida ( $\bar{d}_i$ ) para cada UF  $i$ , o seu respectivo espaço fiscal ( $EF_{it}$ ) é dado pela diferença entre o limite da dívida ( $\bar{d}_i$ ) e a dívida no período  $t$  ( $d_{it}$ ).

$$EF_{it} = \bar{d}_i - d_{it}. \quad (10)$$

#### *Cenários futuros do limite da dívida e espaço fiscal*

Um dos objetivos específicos deste estudo consiste em criar cenários futuros sobre os limites das dívidas e seus respectivos espaços fiscais. Para tanto, faz-se necessária a previsão de um conjunto de variáveis, tais como taxa de juros Selic, inflação (IGP-DI), receitas correntes e próprias, despesas correntes, PIB e DCL. Neste estudo, as previsões são realizadas utilizando-se modelos univariados autorregressivos de primeira ordem AR(1), de acordo com a metodologia de Box e Jenkins (1978).<sup>29</sup>

A partir dessas previsões, são fornecidas estimativas empíricas sobre os limites das dívidas e seus respectivos espaços fiscais em três cenários (otimista, mediano e pessimista), sendo estes específicos de cada UF para o período 2017-2020. O método de construção dos cenários<sup>30</sup> é detalhado na tabela 2.

**TABELA 2**  
**Método de construção dos cenários da dívida**

Variáveis	Otimista		Mediano		Pessimista	
	Condição	Construção	Condição	Construção	Condição	Construção
<i>DCL</i>	Baixa	Previsão AR(1)-2%	Mediano	Previsão AR(1)	Alta	Previsão AR(1)+2%
<i>TI</i>	Alta	Previsão AR(1)+2%	Mediano	Previsão AR(1)	Baixa	Previsão AR(1)-2%
<i>DVF</i>	Baixo	Previsão AR(1)-2%	Mediano	Previsão AR(1)	Alto	Previsão AR(1)+2%
<i>HIATODES</i>	Baixo	Previsão AR(1)-2%	Mediano	Previsão AR(1)	Alto	Previsão AR(1)+2%
<i>HIATOPIB</i>	Alto	Previsão AR(1)+2%	Mediano	Previsão AR(1)	Baixo	Previsão AR(1)-2%
<i>TJR</i>	Baixa	Previsão AR(1)-2%	Mediano	Previsão AR(1)	Alta	Previsão AR(1)+2%
<i>G</i>	Alto	Previsão AR(1)+2%	Mediano	Previsão AR(1)	Baixo	Previsão AR(1)-2%

Elaboração dos autores.

29. Em virtude da sua simplicidade e da qualidade de suas previsões, os modelos univariados são usualmente utilizados como *benchmarks* em estudos sobre previsão (Stock e Watson, 1999; Atkeson e Ohanian, 2001; Arruda, Ferreira e Castelar, 2011).

30. A condição das variáveis em cada cenário foi determinada com base no sinal dos coeficientes da função de reação fiscal.

#### 4 ANÁLISE DOS RESULTADOS

Neste estudo, a estrutura econométrica consiste na análise de painel balanceado tomando-se com unidade de observação os estados brasileiros e o Distrito Federal entre 2000 e 2016, o que resulta em uma amostra com 459 observações.

Inicialmente, com o intuito de verificar a correta especificação do modelo,<sup>31</sup> são realizados os testes de Pesaran (2004) de dependência *cross-sectional*; Wooldridge (1991), para autocorrelação; Wald modificado, seguindo Greene (2000), para heterocedasticidade; e Hausman (1978), para definição de efeitos fixos ou aleatórios.

Um problema frequente nos estudos econômicos em painel é a possível dependência entre os erros das diferentes unidades econômicas da amostra. No caso deste estudo, uma crise nacional ou um choque internacional, por exemplo, podem gerar um comovimento nas perturbações das UFs. Por sua vez, esse movimento em comum não esperado nas UFs pode ser responsável por uma covariância não nula entre os erros das equações de diferentes UFs.

A maioria dos estimadores, entretanto, pressupõe que não existe dependência *cross-sectional*; assim, caso sejam usados, incorre-se no risco de se obterem resultados não confiáveis. Para evitar esse problema, realiza-se o teste de Pesaran (2004), que verifica a hipótese nula de independência *cross-sectional*, através da correlação cruzada dos resíduos.

Os resultados desse teste, apresentados na tabela 3, indicam ausência de fatores comuns não observados em cada período; ou seja, não existe dependência *cross-sectional* ao nível de significância de 5%, de tal forma que não há inconsistência dos estimadores e viés dos seus respectivos erros-padrões.

Posteriormente, implementa-se o teste de correlação serial dos erros idiossincráticos no modelo de painel linear discutido por Wooldridge (1991). De acordo com os resultados da tabela 3, a hipótese nula de que não existe autocorrelação serial não é rejeitada ao nível de significância de 5%. Portanto, nenhum tratamento para esse tipo de problema precisa ser utilizado.

Na sequência, realizou-se o teste de Wald modificado, seguindo Greene (2000), para se testar a hipótese nula de erros homocedásticos contra a hipótese alternativa de heterocedasticidade. Os resultados da tabela 3 mostram que essa hipótese nula é rejeitada ao nível de significância de 5%.

---

31. Os resultados serão analisados utilizando-se o padrão de 5% de significância.

TABELA 3  
Testes de especificação

Testes de especificação	
Teste Pesaran de dependência <i>cross-sectional</i>	
Teste CD = 0,2780	
Prob. = 0,7891	
Teste Wooldridge para autocorrelação em dados em painel	
F(1, 26) = 4,1530	
Prob > F = 0,0519	
Teste de Wald modificado para heterocedasticidade	
Chi2 (27) = 2.631,0300	
Prob>chi2 = 0,0000	
Tese de Hausman para efeitos fixos ou aleatórios	
Chi2 (5) = 0,25	
Prob>chi2 = 0,9985	

Elaboração dos autores.

No processo de estimação de dados em painel, pode-se utilizar o método de efeitos fixos (FE) ou efeitos aleatórios (RE). Para a definição de qual dos modelos se deve adotar, aplica-se o teste de Hausman, que busca comparar a eficiência entre os dois modelos. A hipótese nula de que não há correlação entre  $\varepsilon_{it}$  e as variáveis explicativas do modelo RE, ou seja, de que o modelo adotado é consistente e as variações nos coeficientes não se apresentam de forma sistemática. Assim, rejeitada a hipótese nula, o modelo FE é mais consistente que o RE.

A estatística do teste de Hausman  $\chi^2(5) = 0,25$ , com  $\text{Prob}>\text{chi}2 = 0,9985$ , não rejeita a hipótese nula ao nível de 5% e, portanto, opta-se pela de RE. Assim, em função dos resultados dos testes antes citados, o método de estimação utilizado é o de mínimos quadrados generalizados factíveis (MQGF) para efeitos aleatórios, corrigindo-se a presença de heterocedasticidade.

Os resultados da tabela 4<sup>32</sup> mostram que os coeficientes  $(\beta_0, \beta_1, \beta_2)$  apresentam os sinais esperados e são estatisticamente significantes. Esses resultados evidenciam uma relação cúbica entre o superávit primário e a dívida pública defasada para os estados brasileiros, tal como encontrado por Ostry *et al.* (2010), Ghosh *et al.* (2013) e Bastos e Pineda (2013).

32. Foram realizadas análises para verificar a possibilidade de endogeneidade das variáveis DV<sub>F</sub>, hiato das despesas do governo e hiato do produto. As estimativas dos parâmetros e suas significâncias estatísticas não se alteram. Esses resultados permanecem mesmo quando o modelo é estimado com essas variáveis defasadas em um período.

TABELA 4  
**Resultado das estimativas da função de reação fiscal das UFs brasileiras (2000-2016)**

Coefficientes por regressores	Coefficientes estimados	Desvios-padrão
$\beta_0$	-0,2344*	0,0826
$\beta_1$	1,3277**	0,5346
$\beta_2$	-2,5008*	0,9729
$\beta_3$	0,9224*	0,0640
$\beta_4$	-0,1042*	0,0066
$\beta_5$	-2,30E-13*	7,88E-14
$\beta_6$	1,40E-14	3,48E-14

Elaboração dos autores.

Obs.: A variável dependente é o saldo primário das UFs. As variáveis *dummies* de tempo, omitidas na tabela, foram todas estatisticamente significativas: (\*) significante a 1%; (\*\*) significante a 5%; (\*\*\*) significante a 10%. Os resultados são obtidos pelo método dos MQGF para efeitos aleatórios, corrigindo-se a presença de heterocedasticidade.

Assim como nos trabalhos de Mendonça, Santos e Sachsida (2009), Ostry *et al.* (2010) e Ghosh *et al.* (2013), o coeficiente referente à taxa de inflação ( $\beta_3$ ) apresenta sinal positivo, como esperado, e estatisticamente significativo. Portanto, um aumento da inflação gera um superávit maior no caso em que o Tesouro Nacional atua em cooperação com a autoridade monetária.

O parâmetro do desequilíbrio vertical fiscal ( $\beta_4$ ) tem sinal negativo e significativo, como esperado.<sup>33</sup> O coeficiente que mede a resposta do saldo primário ao aumento temporário das despesas do governo ( $\beta_5$ ) apresenta sinal esperado<sup>34</sup> e significativo. Ou seja, quando as despesas crescem menos (ou mais) que sua tendência, o SDP aumenta (ou diminui). Por fim, o coeficiente ( $\beta_6$ ), não foi estatisticamente significativo.

A validação empírica da função de reação fiscal cúbica indica que o limite da dívida pode ser calculado tal como em Ostry *et al.* (2010), Ghosh *et al.* (2013) e Bastos e Pineda (2013). A tabela 5 apresenta o diferencial entre a taxa de juros e o crescimento econômico, ( $TJR_t - G_{it}$ ), limite da dívida ( $\bar{d}_t$ , a última observação da relação dívida/PIB ( $d_{it}$ ) e o espaço fiscal ( $EF_{it}$ ).

Os resultados para o ano de 2016 revelam uma grande heterogeneidade entre as UFs brasileiras, com ( $\bar{d}_t$ ) variando entre 0,00% e 23,61%, com uma média de

33. Esse resultado é condizente com o encontrado por Bastos e Pineda (2013). Segundo esses autores, uma maneira de racionalizar tal resultado é considerar que esses estados estão mais desenvolvidos e já possuem níveis relativamente altos de receitas próprias. Como efeito, eles já estariam mais próximos do lado direito da curva de Laffer, de modo que o aumento de impostos estaduais seria mais difícil. Alternativamente, também se poderia esperar que esses estados tendem a enfrentar desafios mais complexo ao lidar com grandes grupos de gastos, como educação e saúde.

34. Esse resultado está de acordo com o encontrado por Ostry *et al.* (2010), Ghosh *et al.* (2013) e Bastos e Pineda (2013).

5,46% dos respectivos PIBs. Isso significa que as UFs podem comprometer em média 5,46% dos seus PIBs com dívidas.

Em alguns casos (Minas Gerais, Rio Grande do Sul, Rio de Janeiro, São Paulo, Goiás, Mato Grosso do Sul), dado o diferencial entre taxas de juros reais e crescimento econômico, o limite da dívida<sup>35</sup> é 0,00% dos respectivos PIBs; ou seja, esses estados já atingiram e/ou ultrapassaram os limites máximos de dívidas em que conseguiriam honrar suas obrigações. Logo, as dinâmicas de suas dívidas já se encontram em trajetórias insustentáveis. Vale ressaltar que, em 2016, os seis estados citados estavam entre os sete mais endividados.

Porsua vez, nove<sup>36</sup> das 27 UFs apresentaram limite da dívida acima da média estadual, com destaque para os estados do Amapá, de Roraima e do Acre, que obtiveram limite da dívida da ordem de 23,60%, 20,35%, 19,67% dos respectivos PIBs. De um modo geral, esses estados destacados reduziram seus estoques de dívidas após a implantação do Programa de Reestruturação Fiscal e Financeira, do Programa de Estabilização Fiscal de 1998 e da LRF.

TABELA 5  
Limite da dívida e espaço fiscal das UFs brasileiras (2016)  
(Em % PIB)

UF	$TJR_t - G_{it}$	$\bar{d}_t$	$d_{it}$	$EF_{it}$
Acre	14,29	19,67	24,30	-4,64
Alagoas	14,20	7,26	19,42	-12,16
Amazonas	14,29	4,28	5,41	-1,13
Amapá	14,27	23,61	5,29	18,32
Bahia	14,17	2,17	7,23	-5,05
Ceará	14,27	2,56	6,25	-3,69
Distrito Federal	14,20	3,41	3,04	0,36
Espírito Santo	14,44	0,40	2,48	-2,07
Goiás	14,22	0,00	11,22	-11,22
Maranhão	14,28	7,70	7,19	0,51
Minas Gerais	14,24	0,00	21,37	-21,37
Mato Grosso	14,31	0,00	9,29	-9,29
Mato Grosso do Sul	14,44	1,00	5,53	-4,53
Pará	14,40	4,04	1,36	2,68

(Continua)

35. Nesses estados, a convergência é alcançada em  $\bar{d}_t$  negativos, evidenciando o fato de que há uma resposta negativa do saldo primário ao aumento da dívida, tendo em vista que a dinâmica da dívida não está em um caminho sustentável. Para essa análise, assim como em Ghosh *et al.* (2013) e Bastos e Pineda (2013), ignoram-se os casos em que  $\bar{d}_t < 0$ ; diante do exposto, a resposta do saldo primário ao aumento da dívida será no mínimo igual a zero.

36. Amapá, Roraima, Acre, Tocantins, Maranhão, Piauí, Alagoas, Sergipe e Rondônia.



(Continuação)

UF	$TJR_t - G_{it}$	$\bar{d}_t$	$d_{it}$	$EF_{it}$
Paraíba	14,24	5,22	5,11	0,11
Pernambuco	14,26	2,10	8,26	-6,16
Piauí	14,38	7,44	9,21	-1,77
Paraná	14,27	4,39	3,86	0,53
Rio de Janeiro	14,20	0,00	16,29	-16,29
Rio Grande do Norte	14,21	3,98	0,50	3,48
Rondônia	14,26	6,43	9,68	-3,25
Roraima	14,25	20,35	12,21	8,14
Rio Grande do Sul	14,23	0,00	20,87	-20,87
Santa Catarina	14,25	1,93	4,29	-2,37
Sergipe	14,24	6,61	11,08	-4,47
São Paulo	14,16	0,00	13,40	-13,40
Tocantins	14,27	12,84	9,32	3,52
Média	14,27	5,46	9,39	-3,93

Elaboração dos autores.

Obs.:  $TJR_t - G_{it}$  é o diferencial entre taxas de juros e crescimento econômico, ambas reais, no período de tempo  $t$ , sendo a última variável específica de cada UF;  $d_{it}$  é a última observação da DCL como proporção do PIB;  $\bar{d}_t$  é o limite da dívida, acima do qual a dívida cresce sem limite, dado o comportamento histórico do saldo primário; 0,0000 indica que, dado os coeficientes estimados da função de reação fiscal e o diferencial entre taxas de juros e crescimento econômico, a convergência é alcançada em um  $\bar{d}_t$  negativo. Nesse caso, há uma resposta negativa do saldo primário ao aumento da dívida, tendo em vista que a dinâmica da dívida não está em um caminho sustentável.  $EF_{it}$  é o espaço fiscal de cada UF, calculado como a diferença entre  $\bar{d}_t$  e  $d_{it}$ .

Entretanto, no Acre, os esforços fiscais durante o período analisado não foram suficientes para garantir a existência de um espaço fiscal. Seu estoque de dívida/PIB está 4,64% além do limite máximo.

Novamente os estados de Minas Gerais, Rio Grande do Sul, Rio de Janeiro e São Paulo aparecem como destaques negativos. Seus estoques de dívida/PIB naquele ano estavam, respectivamente, em 21,37%, 20,87%, 16,29% e 13,40% além das suas capacidades de pagamentos.

Esse resultado pode ser interpretado em termos da análise gráfica, como evidenciado no gráfico 1. Em função da fadiga fiscal, qualquer ponto além de  $(\bar{d})$ , mostra que a dívida dos governos estaduais cresce continuamente, em uma trajetória insustentável.

Em contrapartida, mais uma vez, os estados do Amapá (18,32%) e de Roraima (8,14%), juntamente com Tocantins (3,52%), ocupam os três primeiros lugares no *ranking* de geração de espaço fiscal. Nesses estados, a relação de endividamento/PIB situa-se aquém de  $(\bar{d})$ , o que significa dizer que seus saldos primários são maiores que os pagamentos de juros ajustados ao crescimento econômico.

As perspectivas para os anos seguintes (2017-2020) não se mostravam favoráveis, com o limite da dívida, em termos médios, variando, de um cenário otimista

(9,62%, 8,90%, 8,75%, 8,65%) a um pessimista (7,62%, 6,95%, 6,77%, 6,58%), passando por um cenário mediano (8,54%, 7,91%, 7,73%, 7,61%).

Com exceção do cenário otimista, em que, em média, os estados apresentaram espaços fiscais positivos, mesmo que pequenos (0,78%, 0,25%, 0,22%, 0,20%), nos demais os resultados são hiatos fiscais entre 0,50%, 0,92%, 0,97%, 1,91%, no cenário mediano, e 1,58%, 2,06%, 2,11%, 2,34%, no cenário pessimista.

Vale ressaltar que, em todos os cenários, Minas Gerais, Rio Grande do Sul, Rio de Janeiro, São Paulo e Goiás apresentaram uma trajetória insustentável da dívida pública. Por sua vez, o destaque positivo vai para Roraima, Amapá, Tocantins e Amazonas, que apresentaram espaços fiscais positivos em todos os cenários criados (tabelas A.2, A.3 e A.4).

## 5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este estudo contribui para a literatura sobre sustentabilidade da dívida pública ao estimar quão alta pode ser a dívida pública das UFs brasileiras, sem que estas comprometam a sustentabilidade de suas dívidas. Além disso, cria cenários futuros de 2017 a 2020 para os limites das dívidas e o espaço fiscal de cada UF.

A fim de alcançar os objetivos, utilizam-se dados em painel entre 2000 e 2016. O painel é balanceado, tomando-se como unidade de observação os estados brasileiros e o Distrito Federal, totalizando uma amostra de 459 observações.

Os resultados empíricos evidenciam que existe uma relação cúbica entre o superávit primário e a dívida pública defasada. Esse resultado corrobora o encontrado por Ostry *et al.* (2010) para um conjunto de economias industriais, Ghosh *et al.* (2013) para um conjunto de 23 economias desenvolvidas, e Bastos e Pineda (2013) para os estados brasileiros no período 2000-2011.

A função cúbica utilizada na forma funcional da equação de reação do excedente primário indica que, para baixos níveis de dívida, há uma pequena resposta em termos de elevação do superávit. À medida que a dívida aumenta, o saldo primário eleva-se, mas a capacidade de resposta acaba se enfraquecendo e, em seguida, chega eventualmente a um ponto de fadiga fiscal, em que a reação se torna negativa a níveis de dívida muito altos.

Os resultados sobre o limite da dívida são bastante heterogêneos, variando entre 0,00% e 23,61%, com uma média de 5,46% dos respectivos PIBs. Ou seja, as UFs podem comprometer em média 5,46% dos seus PIBs com dívidas.

Vale destacar que, em seis estados brasileiros (Minas Gerais, Rio Grande do Sul, Rio de Janeiro, São Paulo, Goiás e Mato Grosso do Sul), o limite das dívidas

é 0,00% dos respectivos PIBs. Ou seja, esses estados já chegaram aos limites máximos de dívidas. Logo, nesses casos, as dinâmicas das dívidas já se encontram em trajetórias insustentáveis.

Por sua vez, nove das 27 UFs apresentaram limites das dívidas acima da média estadual, com destaque para Amapá, Roraima e Acre, que obtiveram limites da dívida da ordem de 23,60%, 20,35% e 19,67% dos respectivos PIBs.

Os resultados dos espaços fiscais, por sua vez, revelam que, já em 2016, das 27 UFs, dezoito apresentaram espaços fiscais negativos, ou seja, havia um hiato fiscal, em virtude de os seus estoques de dívida/PIB atuais já terem ultrapassado os níveis de dívidas máximas. Em 2016, Minas Gerais, Rio Grande do Sul, Rio de Janeiro e São Paulo apresentaram estoques de dívida/PIB (21,37%, 20,87%, 16,29% e 13,40%, respectivamente) além do limite máximo. Por seu turno, Amapá (18,32%) e Roraima (8,14%), juntamente com Tocantins (3,52%), ocupam os três primeiros lugares no *ranking* de geração de espaço fiscal.

As perspectivas para os quatro anos seguintes (2017-2020) não eram favoráveis, com exceção dos resultados no cenário otimista. Os demais cenários (mediano e pessimista) apontam uma possível trajetória insustentável das dívidas de alguns estados brasileiros.

Como tal, as dificuldades financeiras enfrentadas por esses estados recentemente não devem vir como uma surpresa, porque, como indicado pelos resultados, com base no histórico do comportamento fiscal e nos valores atuais do diferencial entre taxas de juros e crescimento econômico, a relação dívida/PIB segue trajetórias insustentáveis.

Por fim, diante do atual cenário de elevada rigidez orçamentária, os fatores que contribuem para identificar melhorias estruturais podem ajudar a colocar a dinâmica das dívidas de volta em um caminho sustentável. A retomada do crescimento econômico é um importante fator para reduzir os problemas da crise fiscal enfrentada pela maioria das UFs brasileiras.

## REFERÊNCIAS

- ABIAD, A.; OSTRY, J. D. **Primary surpluses and sustainable debt levels in emerging market countries**. Washington: IMF, 2005. (Policy Discussion Paper, n. 5/6).
- ARRUDA, E. F.; FERREIRA, R. T.; CASTELAR, I. Modelos lineares e não lineares da curva de Philips para a previsão da taxa de inflação no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 65, n. 3, p. 237-252, 2011.

ATKESON, A.; OHANION, L. E. Are Phillips curves useful for forecasting inflation? **Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review**, v. 25, n. 1, p. 2-11, 2001.

AUERBACH, A. J.; GALE, W. G. **Tempting fate**: the federal budget outlook. Washington: Brookings Institution, 2011.

BAHL, R.; BIRD, R. M. Subnational taxes in developing countries: the way forward. **Public and Budgeting Finance**, v. 28, n. 4, p. 1-25, 2008.

BAI, J.; PERRON, P. Estimating and testing linear models with multiple structural changes. **Econometrica**, v. 66, n. 1, p. 47-78, 1998.

BASTOS, F.; PINEDA, E. **Fiscal space of Brazilian states**. Washington: IDB, 2013. (Discussion Paper, n. 310).

BEVERIDGE, S.; NELSON, C. R. A new approach to decomposition of economic time series into permanent and transitory components with particular attention to measurement of the 'business cycle'. **Journal of Monetary Economics**, v. 7, n. 2, p. 151-174, 1981.

BLANCHARD, C. M. *et al.* Ethnicity as a moderator of the theory of planned behavior and physical activity in college students. **Research Quarterly for Exercise and Sport**, v. 78, n. 5, p. 531-541, 2007.

BOHN, H. The behavior of U.S. public debt and deficits. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 113, n. 3, p. 949-963, 1998.

BOHN, H. Are stationarity and cointegration restrictions really necessary for the intertemporal budget constraint? **Journal of Monetary Economics**, v. 54, n. 7, p. 1837-1847, 2007.

BOX, G. E. P.; JENKINS, G. **Time series analysis**: forecasting and control. São Francisco: Holden-Day, 1978.

BRASIL. **Manual de demonstrativos fiscais**: aplicado à União e aos estados, Distrito Federal e municípios. Brasília: STN, 2016.

BRASIL. **Programa de Reestruturação e de Ajuste Fiscal**. Brasília: STN, 2017.

BUITER, W.; CORSETTI, G.; ROUBINI, N. Excessive deficits: sense and non-sense in the Treaty of Maastricht. **Economic Policy**, v. 8, n. 16, p. 57-100, 1993.

CALDEIRA, A. A. *et al.* Sustentabilidade da dívida estadual brasileira: uma análise da relação dívida líquida e resultado primário. **Revista de Administração Pública**, v. 50, n. 2, p. 285-306, 2016.

CAMPOS, R. H. da C.; FERREIRA, R. T. Sustentabilidade fiscal dos municípios do estado do Ceará. *In: ECONOMIA DO CEARÁ EM DEBATE*, 7., 2011, Fortaleza, Ceará. **Anais...** Fortaleza, 2011.

CELASUN, O.; KANG, J. S. **On the properties of various estimators for fiscal reaction functions**. Washington: IMF, 2006. (Working Paper, n. 6/182).

FIRJAN – FEDERAÇÃO DAS INDÚSTRIAS DO ESTADO DO RIO DE JANEIRO. **A situação fiscal dos estados brasileiros**. Rio de Janeiro: Firjan, abr. 2017.

FONTENELE, A. L. *et al.* Sustentabilidade da dívida pública dos estados brasileiros. **Revista Ciências Administrativas**, v. 21, n. 2, p. 621-638, 2015.

GALÍ, J.; PEROTTI, R. Fiscal policy and monetary integration in Europe. **Economic Policy**, v. 18, n. 37, p. 533-572, 2003.

GARCIA, M.; RIGOBON, F. **A risk management approach to emerging market's sovereign debt sustainability with an application to Brazilian data**. Cambridge, Estados Unidos: NBER, 2004. (Working Paper, n. 10336).

GHOSH, A. R. *et al.* Fiscal fatigue, fiscal space and debt sustainability in advanced economies. **The Economic Journal**, v. 123, n. 566, p. F4-F30, 2013.

GIAMBIAGI, F.; ALÉM, A. C. D. de. **Finanças públicas: teoria e prática no Brasil**. 2. ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2000.

GREENE, W.H. **Econometric analysis**. 4. ed. Englewood Cliffs: Prentice Hall, 2000.

HAKKIO, C. S.; RUSH, M. Is the budget deficit “too large”? **Economic Inquiry**, v. 29, n. 3, p. 429-445, 1991.

HAMILTON, J. D.; FLAVIN, M. A. On the limitations of government borrowing: a framework for empirical testing. **The American Economic Review**, v. 76, n. 4, p. 808-819, 1986.

HODRICK, R.; PRESCOTT, E. **Post-war U.S. business cycles: an empirical investigation**. Pittsburgh: Carnegie Mellon University, 1980. (Discussion Paper).

HAUSMAN, J. Specification tests in econometrics. **Econometrica**, v. 46, n. 6, p. 1251-1271, 1978. Disponível em: <https://doi.org/10.2307/1913827>.

IM, K. S.; PESARAN, M. H.; SHIN, Y. Testing for unit roots in heterogeneous panels. **Journal of Econometrics**, v. 115, n. 1, p. 53-74, 2003. Disponível em: [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(03\)00092-7](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(03)00092-7).

IMF – INTERNATIONAL MONETARY FUND. **Public debt in emerging markets**. Washington: IMF, 2003. (World Economic Outlook).

IMF – INTERNATIONAL MONETARY FUND. **Fiscal monitor: balancing fiscal policy risks.** Washington: IMF, 2012.

ISSLER, J. V.; LIMA, L. R. Public debt sustainability and endogenous seigniorage in Brazil: time series evidence from 1947-1992. **Journal of Development Economics**, v. 62, n. 1, p. 131-147, 2000.

LEITÃO, A.; IRFFI, G.; LINHARES, F. Avaliação dos efeitos da Lei Kandir sobre a arrecadação de ICMS no estado do Ceará. **Planejamento e Políticas Públicas**, Brasília, n. 39, p. 37-63, 2012.

LIMA, L. R.; SIMONASSI, A. G. Dinâmica não-linear e sustentabilidade da dívida pública brasileira. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Brasília, v. 35, n. 2, p. 227-244, 2005.

LUPORINI, V. Sustainability of the Brazilian fiscal policy and Central Bank independence. **Revista Brasileira de Economia**, v. 54, n. 2, p. 201-226, 2000.

LUPORINI, V. Sustainability of Brazilian fiscal policy, once again: corrective policy response over time. **Estudos Econômicos**, v. 45, n. 2, p. 437-458, 2015.

MENDONÇA, M. J. C. de; SANTOS, C. H. M. dos; SACHSIDA, A. Revisitando a função de reação fiscal no Brasil pós-Real: uma abordagem de mudanças de regime. **Estudos Econômicos**, v. 39, n. 4, p. 873-894, 2009.

MENDOZA, E. G.; OSTRY, J. D. International evidence on fiscal solvency: is fiscal policy “responsible”? **Journal of Monetary Economics**, v. 55, n. 6, p. 1081-1093, 2008.

MORA, M.; GIAMBIAGI, F. **Federalismo e endividamento subnacional: uma discussão sobre a sustentabilidade da dívida estadual e municipal.** Rio de Janeiro: Ipea, dez. 2005. (Texto para Discussão, n. 1142).

MOSS, T. J.; CHANG, H. S. **The other costs of high debt in poor countries: growth, policy dynamics, and institutions.** Washington: Center for Global Development, 2003. (Issue Paper on Debt Sustainability, n. 3).

NERLICH, C.; REUTER, W. H. **Fiscal rules, fiscal space and their macroeconomic effects.** Frankfurt am Main: European Central Bank, 2015. (Working Paper, n. 1872).

OSTRY, J. D. *et al.* **Fiscal space.** Washington: IMF, 2010. (Staff Position Note, n. 10/11).

PASTORE, A. C. Déficit público, a sustentabilidade do crescimento das dívidas interna e externa, senhoriação e inflação: uma análise do regime monetário brasileiro. **Revista de Econometria**, v. 14, n. 2, p. 177-234, 1995.

PELLEGRINI, J. A. **Dívida estadual**. Brasília: Núcleos de Estudos e Pesquisas do Senado, 2012. (Texto para Discussão, n. 110). Disponível em: <https://www12.senado.leg.br/publicacoes/estudos-legislativos/tipos-de-estudos/textos-para-discussao/td-110-divida-estadual>.

PEREIRA, J. G. M. A. **Sustentabilidade da dívida pública dos estados brasileiros**. 2008. Dissertação (Mestrado) – Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2008.

PESARAN, M. H. **General diagnostic tests for cross section dependence in panels**. Cambridge, Estados Unidos: University of Cambridge, 2004. (Working Papers in Economics, n. 435).

PIANCASTELLI, M.; BOUERI, R. **Dívida dos estados 10 anos depois**. Rio de Janeiro: Ipea, dez. 2008. (Texto para Discussão, n. 1366).

PINTON, O. V. F.; MENDONÇA, H. F. de. Impulso fiscal e sustentabilidade da dívida pública: uma análise da política fiscal brasileira. *In*: BRASIL. Ministério da Fazenda. **XIII Prêmio Tesouro Nacional**: concurso de monografias em finanças públicas. Brasília: MFAZ, 2009. p. 70-105.

ROCHA, F. Long-run limits on the Brazilian government debt. **Revista Brasileira de Economia**, v. 51, n. 4, p. 447-470, 1997.

RODDEN, J. A. **Hamilton's paradox**: the promise and perils of fiscal federalism. Boston: Cambridge University Press, 2005.

SARAIVA, F. A. M. *et al.* **Reformas fiscais no Brasil**: uma análise da EC nº 95/2016 (Teto de Gastos). Fortaleza: UFC, 2017. (Série Estudos Econômicos – Caen, n. 18).

SIMONASSI, A. G.; ARRAES, R. A.; SENA, A. M. C. Fiscal reaction under endogenous structural changes in Brazil. **EconomiA**, v. 15, n. 1, p. 68-81, 2014.

STOCK, J. H.; WATSON, M. W. **Forecasting inflation**. Cambridge, Estados Unidos: NBER, 1999. (Working Paper, n. 7023).

TABOSA, F. J. S. *et al.* Reação fiscal ao aumento da dívida pública: uma análise para os estados brasileiros. **Economia Aplicada**, v. 20, n. 1, p. 57-71, 2016.

TANNER, E. Intertemporal solvency and indexed debt: evidence from Brazil, 1976-1991. **Journal of International Money and Finance**, v. 14, n. 4, p. 549-573, 1995.

TANNER, E.; LIU, P. Is the budget deficit too large? Some further evidence. **Economic Inquiry**, n. 32, n. 3, p. 511-518, 1994.

TREHAN, B.; WALSH, C. E. Common trends, the government's budget constraint, and revenue smoothing. **Journal of Economics Dynamics and Control**, v. 21, n. 2-3, p. 425-444, 1988.

UCTUM, M.; WICKENS, M. Debt and deficit ceilings, and sustainability of fiscal policies: an intertemporal analysis. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 62, n. 2, p. 197-222, 2000.

WILCOX, D. W. The sustainability of government deficits: implications of the present-value borrowing constraint. **Journal of Money, Credit, and Banking**, v. 21, n. 3, p. 291-306, 1989.

WOOLDRIDGE, J. M. Specification testing and quasi-maximum-likelihood estimation. **Journal of Econometrics**, v. 48, n. 1-2, p. 29-55, 1991.

### BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

AFONSO, A.; RAULT, C. **What do we really know about fiscal sustainability in the EU?** A panel data diagnostic. Frankfurt am Main: European Central Bank, 2007. (Working Paper Series, n. 820).

ARRUDA, E. F.; BRITO, A. C. de. Previsão de inflação: uma análise para a Região Metropolitana de Fortaleza. **Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos**, v. 11, n. 1, p. 78-92, 2017.

BCB – BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Taxa de juros Selic anualizada**: série histórica. Brasília: BCB, 2017.

BLANCHARD, O. J. **Suggestions for a new set of fiscal indicators**. Paris: OECD Publishing, 1990. (Economics Department Working Paper, n. 79).

DORNBUSCH, R.; FISHER, S. **Macroeconomia**. Rio de Janeiro: McGraw-Hill, 1982.

BRASIL. **Dívida consolidada líquida**: série histórica. Brasília: STN, 2017.

BRASIL. **Despesas correntes**: série histórica. Brasília: STN, 2017.

BRASIL. **Despesas primárias**: série histórica. Brasília: STN, 2017.

BRASIL. **Receitas correntes**: série histórica. Brasília: STN, 2017.

BRASIL. **Receitas primárias**: série histórica. Brasília: STN, 2017.

BRASIL. **Receitas próprias**: série histórica. Brasília: STN, 2017.

FGV – FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS. **Índice geral de preços – disponibilidade interna**: série histórica. Rio de Janeiro: FGV, 2017.

FIRJAN – FEDERAÇÃO DAS INDÚSTRIAS DO ESTADO DO RIO DE JANEIRO. **A situação fiscal dos estados brasileiros**. Rio de Janeiro: Firjan, jun. 2016.

GIAMBIAGI, F. *et al.* (Org.). **Economia brasileira contemporânea (1945-2004)**. Rio de Janeiro: Campus, 2005.



GOLDFAJN, I. **Há razões para duvidar de que a dívida pública no Brasil é sustentável?** Brasília: BCB, jul. 2002. (Notas Técnicas, n. 25).

GONG, G.; GREINER, A.; SEMMLER, W. Growth effects of fiscal policy and debt sustainability in the EU. **Empirica**, v. 28, n. 1, p. 3-19, 2001.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Produto interno bruto estadual a preços de mercado: série histórica.** Rio de Janeiro: IBGE, 2017.

LUPORINI, V. The behavior of the Brazilian federal domestic debt. **Revista de Economia Aplicada**, v. 6, n. 4, p. 713-733, 2002.

SARGENT, T.; WALLACE, N. Some unpleasant monetarist arithmetic. *In*: MILLER, P. J. (Ed.). **The rational expectations revolution: readings from the front line.** Cambridge, Estados Unidos: The MIT Press, 1981. p. 1-17.

STOCK, J. H.; WATSON, M. W. **Econometria.** São Paulo: Addison Wesley, 2004.

WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric analysis of cross section and panel data.** Cambridge, Estados Unidos: The MIT Press, 2002.

## APÊNDICE A

TABELA A.1

**Dívida consolidada líquida (2000-2016)**  
 (Em % da receita consolidada líquida)

Unidades Federativas (UFs)	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
Acre	104,25	83,31	72,50	67,82	62,09	44,71	51,64	41,12	28,43	36,54	53,72	50,36	58,43	68,51	73,91	96,87	72,67
Alagoas	223,31	178,23	236,27	276,85	264,45	224,64	221,59	200,24	197,13	180,92	161,66	147,88	150,43	146,35	153,89	169,69	102,95
Amazonas	100,03	68,52	66,84	55,55	44,83	37,32	33,33	18,98	12,81	23,68	27,09	19,36	15,32	21,98	30,76	47,82	40,60
Amapá	4,57	5,03	27,98	27,68	22,64	10,51	10,82	9,60	4,05	11,01	18,03	12,00	17,80	26,24	41,21	27,45	14,36
Bahia	163,79	170,74	181,62	163,14	141,90	116,64	102,26	82,41	71,91	62,94	52,13	46,38	49,10	47,13	39,94	59,44	55,78
Ceará	87,39	93,77	117,50	105,68	92,24	73,09	60,36	38,29	23,55	17,22	27,73	29,38	27,70	29,45	42,20	62,83	43,60
Distrito Federal	35,94	35,09	39,80	35,80	27,64	34,62	32,70	19,10	16,03	17,33	18,13	15,92	10,01	16,09	20,67	25,23	29,89
Espirito Santo	97,83	82,76	115,74	101,62	73,04	43,70	33,71	19,01	10,35	8,50	17,18	13,67	14,97	20,74	26,97	31,37	26,41
Goiás	313,28	281,43	277,13	240,43	221,38	185,06	181,91	160,55	140,35	128,46	129,91	101,04	101,96	92,36	89,76	98,61	95,11
Maranhão	257,75	209,82	272,62	222,04	174,24	132,64	115,13	91,42	73,95	68,21	63,65	47,18	41,12	38,21	46,26	60,04	43,70
Minas Gerais	141,38	234,45	262,65	242,80	224,39	203,10	189,13	187,76	176,32	179,49	182,34	181,79	174,54	183,38	178,97	198,66	203,09
Mato Grosso do Sul	309,55	294,23	310,34	266,64	232,69	201,10	181,12	148,30	115,27	114,65	119,74	113,14	105,39	102,41	98,20	94,20	78,19
Mato Grosso	250,47	196,91	159,01	175,56	130,08	111,30	109,80	94,06	69,95	54,08	55,33	39,91	30,47	34,62	42,41	45,04	43,98
Pará	56,81	63,33	66,72	60,55	60,43	46,00	43,58	34,51	28,26	23,85	28,62	19,38	10,79	10,34	9,96	12,04	9,29

(Continua)

(Continuação)

Unidades Federativas (UFs)	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
Paraliba	152,51	109,82	142,44	117,16	107,63	88,76	75,71	60,00	48,17	34,18	35,72	24,91	26,26	26,70	36,98	41,35	30,25
Pernambuco	85,63	111,84	125,35	117,27	103,77	83,27	66,59	53,06	42,45	43,16	38,26	39,02	45,75	52,76	57,93	62,17	60,68
Piauí	173,31	173,71	164,04	151,62	141,78	109,44	84,69	77,93	60,25	60,21	53,99	56,78	50,50	58,60	60,89	57,01	45,17
Paraná	128,79	134,10	123,74	104,64	107,64	129,04	125,77	116,33	118,71	112,22	89,17	75,84	59,81	59,91	58,14	48,52	38,82
Rio de Janeiro	207,03	189,88	234,76	201,22	204,33	190,10	172,48	173,47	160,35	162,91	156,23	145,84	165,13	153,78	178,19	197,77	233,84
Rio Grande do Norte	70,90	54,01	64,61	53,40	37,91	31,85	26,28	22,11	19,46	17,42	20,29	13,11	10,56	14,75	16,47	9,04	3,12
Rondônia	111,09	105,27	144,87	121,45	102,90	84,75	71,85	64,44	50,37	53,04	54,10	49,60	45,01	62,45	62,13	60,73	50,06
Roraima	30,95	28,33	35,15	43,27	4,24	15,37	10,33	10,79	8,32	30,99	4,12	12,48	19,60	37,49	18,44	11,77	34,82
Rio Grande do Sul	266,45	251,19	279,23	280,00	282,70	257,79	253,48	253,83	234,48	219,53	214,00	213,77	218,13	208,58	209,33	227,23	212,95
Santa Catarina	183,03	145,50	194,61	166,78	164,48	119,37	108,87	90,34	77,40	60,66	62,95	45,67	40,58	47,92	45,14	53,04	50,21
Sergipe	88,01	77,85	72,58	68,49	64,71	45,32	57,12	42,31	21,84	26,65	33,30	43,42	52,77	55,07	57,07	69,03	60,43
São Paulo	193,03	197,03	227,37	223,98	222,98	197,12	189,47	170,70	162,95	150,41	152,86	145,69	153,87	141,93	147,81	167,84	175,47
Tocantins	35,04	26,87	37,03	26,22	34,84	13,80	12,75	8,47	9,88	11,01	16,36	20,65	20,61	25,64	32,67	40,03	33,05
Média	143,41	133,45	150,09	137,69	124,15	104,83	97,13	84,78	73,44	70,71	69,87	63,86	63,58	66,05	69,49	76,84	69,94

Fonte: Brasil (2017).

Elaboração dos autores.

TABELA A.2  
**Cenário otimista (2017-2020)**  
 (Em % do PIB)

Ufs	2017			2018			2019			2020		
	$\bar{d}_i$	$d_{it}$	$EF_{it}$	$\bar{d}_i$	$d_{it}$	$EF_{it}$	$\bar{d}_i$	$d_{it}$	$EF_{it}$	$\bar{d}_i$	$d_{it}$	$EF_{it}$
Acre	27,77	23,47	4,30	26,61	23,13	3,47	26,55	22,82	3,73	26,49	22,52	3,97
Alagoas	14,79	18,67	-3,88	13,68	18,34	-4,66	13,55	18,05	-4,50	13,42	17,79	-4,36
Amazonas	12,68	5,03	7,64	13,18	4,81	8,37	13,64	4,62	9,02	13,51	4,45	9,06
Amapá	27,97	4,71	23,27	25,54	4,35	21,19	23,85	4,08	19,77	22,77	3,88	18,89
Bahia	6,72	6,57	0,15	6,27	6,21	0,06	6,13	5,94	0,19	6,00	5,76	0,24
Ceará	7,23	5,71	1,52	6,82	5,38	1,44	6,74	5,10	1,64	6,67	4,87	1,79
Distrito Federal	8,90	2,93	5,98	7,68	2,87	4,81	7,40	2,82	4,58	7,13	2,77	4,35
Espírito Santo	4,28	2,32	1,96	4,07	2,23	1,84	4,07	2,17	1,90	4,06	2,11	1,95
Goiás	1,84	10,79	-8,95	0,92	10,75	-9,82	1,12	10,71	-9,58	1,02	10,66	-9,64
Maranhão	15,63	6,68	8,95	14,45	6,50	7,95	14,33	6,41	7,92	14,20	6,38	7,82
Minas Gerais	0,53	20,94	-20,41	0,43	20,93	-20,51	0,36	20,93	-20,57	0,33	20,92	-20,60
Mato Grosso do Sul	2,92	9,08	-6,16	2,77	9,05	-6,28	2,74	9,03	-6,28	2,72	9,01	-6,29
Mato Grosso	5,11	5,11	0,00	4,86	4,91	-0,05	4,82	4,79	0,03	4,80	4,72	0,08
Pará	9,54	1,43	8,11	8,90	1,49	7,41	8,80	1,53	7,27	8,69	1,55	7,14
Paraná	11,47	4,78	6,69	10,73	4,65	6,08	10,69	4,58	6,11	10,64	4,55	6,09
Pernambuco	7,45	8,06	-0,60	7,68	8,02	-0,34	8,62	7,99	0,64	9,10	7,96	1,14
Piauí	15,47	8,90	6,57	14,20	8,78	5,42	13,85	8,69	5,17	13,50	8,60	4,90
Paraná	4,08	3,75	0,33	4,04	3,73	0,31	4,11	3,72	0,39	4,09	3,71	0,38

(Continua)

(Continuação)

UFs	2017				2018				2019				2020			
	$\bar{d}_t$	$d_{it}$	$EF_{it}$	$\bar{d}_t$	$d_{it}$	$EF_{it}$	$\bar{d}_t$	$d_{it}$	$EF_{it}$	$\bar{d}_t$	$d_{it}$	$EF_{it}$	$\bar{d}_t$	$d_{it}$	$EF_{it}$	
Rio de Janeiro	0,43	15,93	-15,51	0,22	15,91	-15,68	0,09	15,88	-15,79	0,00	15,85	-15,85				
Rio Grande do Norte	9,55	1,27	8,28	8,98	1,56	7,41	8,94	1,68	7,27	8,91	1,72	7,19				
Rondônia	9,37	9,36	0,01	6,83	9,23	-2,41	6,11	9,12	-3,00	5,80	9,01	-3,21				
Roraima	27,98	6,16	21,82	26,44	4,13	22,31	25,94	3,42	22,51	25,96	3,19	22,77				
Rio Grande do Sul	0,50	20,47	-19,98	0,39	20,49	-20,10	0,12	20,51	-20,39	0,00	20,53	-20,53				
Santa Catarina	1,91	3,83	-1,92	2,43	3,61	-1,18	1,58	3,48	-1,90	1,38	3,42	-2,04				
Sergipe	1,96	10,70	-8,75	1,02	10,56	-9,54	0,92	10,42	-9,50	1,02	10,29	-9,27				
São Paulo	1,40	13,12	-11,72	0,72	13,11	-12,39	0,69	13,10	-12,41	1,02	13,09	-12,07				
Tocantins	22,24	9,01	13,23	20,58	8,90	11,69	20,48	8,78	11,70	20,37	8,68	11,69				
Média	9,62	8,84	0,78	8,90	8,65	0,25	8,75	8,53	0,22	8,65	8,44	0,21				

Elaboração dos autores.

Obs.:  $\gamma R_t - G_{it}$  é o diferencial entre taxas de juros e crescimento econômico, ambas reais, no período de tempo  $t$ , sendo a última variável específica de cada UF;  $d_{it}$  é a última observação da dívida consolidada líquida (DCL) como proporção do produto interno bruto (PIB);  $\bar{d}_t$  é o limite da dívida, acima do qual a dívida cresce sem limite, dado o comportamento histórico do saldo primário; 0,0000 indica que, dado os coeficientes estimados da função de reação fiscal e o diferencial entre taxas de juros e crescimento econômico, a convergência é alcançada em um  $\bar{d}_t$  negativo; nesse caso, há uma resposta negativa do saldo primário ao aumento da dívida, tendo em vista que a dinâmica da dívida não está em um caminho sustentável;  $EF_{it}$  é o espaço fiscal de cada UF, calculado como a diferença entre  $\bar{d}_t$  e  $d_{it}$ .

TABELA A.3  
**Cenário mediano (2017-2020)**  
 (Em % do PIB)

Ufs	2017			2018			2019			2020		
	$\bar{d}_t$	$d_{it}$	EF <sub>it</sub>	$\bar{d}_t$	$d_{it}$	EF <sub>it</sub>	$\bar{d}_t$	$d_{it}$	EF <sub>it</sub>	$\bar{d}_t$	$d_{it}$	EF <sub>it</sub>
Acre	26,60	23,95	2,65	25,77	23,61	2,16	25,69	23,28	2,40	25,59	22,98	2,61
Alagoas	12,93	19,05	-6,12	12,00	18,72	-6,72	11,88	18,42	-6,53	11,77	18,15	-6,38
Amazonas	10,99	5,14	5,85	11,54	4,91	6,63	11,97	4,71	7,26	11,86	4,54	7,32
Amapá	26,83	4,80	22,03	23,62	4,44	19,19	21,92	4,16	17,76	20,85	3,96	16,89
Bahia	5,60	6,71	-1,10	5,21	6,33	-1,13	5,08	6,06	-0,99	4,95	5,87	-0,92
Ceará	6,09	5,83	0,26	5,74	5,49	0,25	5,67	5,21	0,46	5,60	4,97	0,62
Distrito Federal	7,19	2,99	4,20	6,57	2,93	3,64	6,30	2,88	3,42	6,03	2,83	3,20
Espírito Santo	3,04	2,36	0,67	2,90	2,28	0,62	2,90	2,21	0,69	2,90	2,16	0,74
Goiás	1,81	11,01	-9,21	0,91	10,97	-10,06	1,10	10,92	-9,82	1,00	10,88	-9,88
Maranhão	13,72	6,82	6,91	12,72	6,63	6,10	12,61	6,54	6,07	12,50	6,51	5,98
Minas Gerais	0,52	21,37	-20,85	0,42	21,36	-20,94	0,35	21,36	-21,00	0,32	21,35	-21,03
Mato Grosso do Sul	2,09	9,26	-7,17	1,96	9,23	-7,28	1,94	9,21	-7,27	1,91	9,19	-7,27
Mato Grosso	4,06	5,21	-1,15	3,86	5,01	-1,14	3,83	4,89	-1,06	3,80	4,82	-1,01
Pará	7,72	1,46	6,26	7,27	1,52	5,75	7,19	1,56	5,63	7,11	1,58	5,52
Paraná	9,87	4,88	4,99	9,27	4,75	4,52	9,23	4,67	4,55	9,18	4,64	4,54
Pernambuco	6,31	8,22	-1,91	6,57	8,19	-1,62	7,04	8,15	-1,11	7,43	8,12	-0,69
Piauí	13,58	9,08	4,50	12,50	8,96	3,54	12,18	8,86	3,31	11,86	8,78	3,08

(Continua)

(Continuação)

UFs	2017			2018			2019			2020		
	$\bar{d}_t$	$d_{it}$	$EF_{it}$	$\bar{d}_t$	$d_{it}$	$EF_{it}$	$\bar{d}_t$	$d_{it}$	$EF_{it}$	$\bar{d}_t$	$d_{it}$	$EF_{it}$
Paraná	2,87	3,83	-0,96	2,87	3,81	-0,94	2,93	3,79	-0,87	2,91	3,78	-0,87
Rio de Janeiro	0,42	16,26	-15,84	0,22	16,23	-16,01	0,00	16,20	-16,20	0,00	16,17	-16,17
Rio Grande do Norte	7,71	1,30	6,41	7,32	1,60	5,73	7,30	1,71	5,59	7,27	1,76	5,51
Rondônia	7,57	9,55	-1,98	5,75	9,42	-3,68	5,06	9,31	-4,24	4,76	9,20	-4,43
Roraima	26,83	6,28	20,55	25,52	4,21	21,31	24,77	3,49	21,28	24,06	3,25	20,81
Rio Grande do Sul	0,49	20,89	-20,40	0,39	20,91	-20,53	0,12	20,93	-20,81	0,00	20,95	-20,95
Santa Catarina	1,87	3,91	-2,04	2,38	3,69	-1,30	1,55	3,56	-2,01	1,35	3,49	-2,14
Sergipe	1,92	10,92	-9,00	1,00	10,77	-9,77	0,90	10,63	-9,73	1,00	10,50	-9,50
São Paulo	1,37	13,39	-12,02	0,71	13,38	-12,67	0,68	13,37	-12,69	1,00	13,36	-12,36
Tocantins	20,17	9,20	10,98	18,67	9,08	9,60	18,57	8,96	9,61	18,47	8,85	9,61
Média	8,52	9,02	-0,50	7,91	8,83	-0,92	7,73	8,71	-0,97	7,61	8,62	-1,01

Elaboração dos autores.

Obs.:  $T/R_t - G_{it}$  é o diferencial entre taxas de juros e crescimento econômico, ambas reais, no período de tempo  $t$ , sendo a última variável específica de cada UF;  $d_{it}$  é a última observação da DCL como proporção do PIB;  $\bar{d}_t$  é o limite da dívida, acima do qual a dívida cresce sem limite, dado o comportamento histórico do saldo primário; 0,0000 indica que, dados os coeficientes estimados da função de reação fiscal e o diferencial entre taxas de juros e crescimento econômico, a convergência é alcançada em um  $\bar{d}_t$  negativo; nesse caso, há uma resposta negativa do saldo primário ao aumento da dívida, tendo em vista que a dinâmica da dívida não está em um caminho sustentável.  $FF_{it}$  é o espaço fiscal de cada UF, calculado como a diferença entre  $\bar{d}_t$  e  $d_{it}$ .

TABELA A.4  
**Cenário pessimista (2017-2020)**  
 (Em % do PIB)

Ufs	2017			2018			2019			2020		
	$\bar{d}_i$	$d_{it}$	$EF_{it}$	$\bar{d}_i$	$d_{it}$	$EF_{it}$	$\bar{d}_i$	$d_{it}$	$EF_{it}$	$\bar{d}_i$	$d_{it}$	$EF_{it}$
Acre	25,76	24,42	1,34	23,94	24,08	-0,14	23,86	23,75	0,11	23,77	23,44	0,33
Alagoas	11,27	19,43	-8,16	10,49	19,09	-8,60	10,38	18,79	-8,40	10,28	18,51	-8,23
Amazonas	9,48	5,24	4,24	10,07	5,01	5,06	10,47	4,81	5,67	10,37	4,63	5,74
Amapá	26,13	4,90	21,23	21,77	4,52	17,24	20,07	4,24	15,83	19,02	4,03	14,98
Bahia	4,56	6,84	-2,28	4,21	6,46	-2,24	4,09	6,19	-2,09	3,97	5,99	-2,02
Ceará	5,03	5,95	-0,91	4,73	5,60	-0,87	4,66	5,31	-0,65	4,60	5,07	-0,48
Distrito Federal	6,09	3,05	3,04	5,53	2,99	2,54	5,27	2,94	2,33	5,02	2,89	2,13
Espírito Santo	2,23	2,41	-0,18	2,12	2,32	-0,20	2,12	2,25	-0,13	2,12	2,20	-0,08
Goiás	1,77	11,23	-9,46	0,89	11,19	-10,30	1,08	11,14	-10,06	0,98	11,10	-10,12
Maranhão	12,01	6,95	5,06	11,17	6,76	4,41	11,07	6,67	4,40	10,96	6,64	4,32
Minas Gerais	0,51	21,80	-21,29	0,41	21,79	-21,38	0,34	21,78	-21,44	0,31	21,78	-21,46
Mato Grosso do Sul	1,00	9,45	-8,45	1,00	9,42	-8,42	1,00	9,39	-8,39	1,00	9,37	-8,37
Mato Grosso	2,89	5,31	-2,43	2,76	5,11	-2,35	2,73	4,98	-2,26	2,71	4,91	-2,20
Pará	6,60	1,49	5,11	6,21	1,55	4,66	6,13	1,59	4,55	6,05	1,61	4,44
Paraná	8,01	4,98	3,03	7,60	4,84	2,76	7,57	4,77	2,81	7,54	4,73	2,81
Pernambuco	5,24	8,39	-3,15	5,53	8,35	-2,82	5,98	8,32	-2,33	6,36	8,28	-1,92
Piauí	11,89	9,26	2,63	10,97	9,14	1,83	10,67	9,04	1,63	10,37	8,95	1,42

(Continua)



(Continuação)

UFs	2017			2018			2019			2020		
	$\bar{d}_t$	$d_{it}$	$EF_{it}$	$\bar{d}_t$	$d_{it}$	$EF_{it}$	$\bar{d}_t$	$d_{it}$	$EF_{it}$	$\bar{d}_t$	$d_{it}$	$EF_{it}$
Paraná	2,07	3,91	-1,84	2,09	3,89	-1,80	2,14	3,87	-1,73	2,13	3,86	-1,73
Rio de Janeiro	0,41	16,58	-16,17	0,22	16,55	-16,34	0,00	16,53	-16,53	0,00	16,50	-16,50
Rio Grande do Norte	6,58	1,32	5,26	6,25	1,63	4,63	6,23	1,74	4,49	6,21	1,79	4,41
Rondônia	6,45	9,74	-3,29	4,74	9,61	-4,87	4,08	9,49	-5,41	3,80	9,38	-5,58
Roraima	26,14	6,41	19,73	23,68	4,29	19,38	22,92	3,56	19,36	22,21	3,32	18,90
Rio Grande do Sul	0,48	21,31	-20,83	0,38	21,33	-20,95	0,12	21,35	-21,23	0,00	21,37	-21,37
Santa Catarina	1,83	3,99	-2,15	2,34	3,76	-1,42	1,52	3,63	-2,11	1,32	3,55	-2,23
Sergipe	1,88	11,14	-9,26	0,98	10,99	-10,01	0,88	10,85	-9,96	0,00	10,71	-10,71
São Paulo	1,34	13,65	-12,31	0,69	13,64	-12,95	0,66	13,63	-12,97	0,00	13,62	-17,28
Tocantins	18,20	9,38	8,82	16,82	9,26	7,56	16,73	9,14	7,58	16,62	9,03	7,59
Média	7,62	9,20	-1,58	6,95	9,01	-2,06	6,77	8,88	-2,11	6,58	8,79	-2,34

Elaboração dos autores.

Obs.:  $\Delta R_t$  é o diferencial entre taxas de juros e crescimento econômico, ambos reais, no período de tempo  $t$ , sendo a última variável específica de cada UF;  $d_{it}$  é a última observação da DCL, como proporção do PIB;  $\bar{d}_t$  é o limite da dívida, acima do qual a dívida cresce sem limite, dado o comportamento histórico do saldo primário; 0,0000 indica que, dados os coeficientes estimados da função de reação fiscal e o diferencial entre taxas de juros e crescimento econômico, a convergência é alcançada em  $\bar{d}_t$ , negativo; nesse caso, há uma resposta negativa do saldo primário ao aumento da dívida, tendo em vista que a dinâmica da dívida não está em um caminho sustentável.  $EF_{it}$  é o espaço fiscal de cada UF, calculado como a diferença entre  $\bar{d}_t$  e  $d_{it}$ .

**REFERÊNCIA**

BRASIL. **Programa de reestruturação e de ajuste fiscal**. Brasília: STN, 2017.

Originais submetidos em: ago. 2019

Última versão recebida em: out. 2021

Aprovada em: out. 2021.