Pós-Graduação em Finanças Públicas

ANA LUISA MARQUES FERNANDES

**UM ESTUDO SOBRE A SUSTENTABILIDADE DA DÍVIDA DOS ESTADOS BRASILEIROS**

Orientador: Prof. Dr. Sérgio Ricardo de Brito Gadelha

Brasília – DF

Julho de 2019

**ANA LUISA MARQUES FERNANDES**

**UM ESTUDO SOBRE A SUSTENTABILIDADE DA DÍVIDA DOS ESTADOS BRASILEIROS**

Trabalho de Conclusão de Curso apresentado à Escola Nacional de Administração Pública, como requisito parcial para obtenção do título de Especialista em Finanças Públicas.

Orientador: Dr. Sérgio Ricardo de Brito Gadelha

Brasília - DF

Julho de 2019

Sumário

[1. Introdução 4](#_Toc16627112)

[1.1 Tema 4](#_Toc16627113)

[1.2 Problema de pesquisa 6](#_Toc16627114)

[1.3 Hipótese da pesquisa 8](#_Toc16627115)

[1.4 Objetivos geral e específicos 8](#_Toc16627116)

[2. Fundamentação Teórica 9](#_Toc16627117)

[2.1 Breve histórico sobre o processo de endividamento dos governos subnacionais 9](#_Toc16627118)

[2.2 A restrição orçamentária intertemporal do governo 13](#_Toc16627119)

[2.3 Funções de reações fiscais 15](#_Toc16627120)

[3. Metodologia 19](#_Toc16627121)

[3.1 Análise da sustentabilidade da dívida pública utilizando-se os testes de raízes unitárias 19](#_Toc16627122)

[3.2 Análise da sustentabilidade da dívida pública estimando-se funções de reações fiscais 23](#_Toc16627123)

[3.3 Dados utilizados 24](#_Toc16627124)

[4. Análise de Resultados 25](#_Toc16627125)

[4.1 Testes de raízes unitárias 25](#_Toc16627126)

[4.1.1 Testes de raízes unitárias em nível 25](#_Toc16627127)

[4.1.2 Testes de raízes unitárias em primeira diferença 32](#_Toc16627128)

[4.2 Funções de reações fiscais 37](#_Toc16627129)

[4.3 Confrontação entre testes de raízes unitárias e funções de reações fiscais 41](#_Toc16627130)

[5. Considerações Finais 42](#_Toc16627131)

[6. Referências Bibliográficas 44](#_Toc16627132)

# Introdução

## 1.1 Tema

Sustentabilidade da dívida pública e austeridade da política fiscal são conceitos que guardam relação importante com a estrutura da administração pública e a gestão eficiente dos recursos públicos nos três níveis de governos no Brasil.

A sustentabilidade da dívida pública se refere à adequação do montante da dívida aos limites legais, associado à geração de serviços da dívida que não restrinjam o fluxo financeiro orçamentário do governo. Esse conceito está em consonância com a definição apresentada por Costa (2009, p. 84): *“a condição de sustentabilidade da dívida pública é exatamente aquilo que se pode esperar: que o governo em algum momento do tempo arrecade o suficiente não somente para pagar seus gastos correntes, mas também para honrar seus compromissos acrescidos dos devidos juros”*.

De acordo com Silva e Cunha (2002, p. 12-13), o conceito de austeridade da política fiscal tem mais de um significado: *“Em condições normais, entende-se por austeridade fiscal a preocupação em evitar a ocorrência de déficits no orçamento. Todavia, em situações nas quais a dívida acumulada no passado é elevada, torna-se necessário não só evitar o déficit, mas também gerar superávits que impeçam um crescimento descontrolado do endividamento público”*.

Mas a necessidade de se gerar superávits orçamentários elevados para os serviços da dívida tem um preço. Por exemplo, impõe-se limites ao orçamento, em especial, à ampliação dos gastos com programas que beneficiam diretamente a população, e esses limites são tanto mais severos quanto maiores os gastos com o pagamento dos juros da dívida e os superávits necessários para mantê-la sob controle (SILVA e CUNHA, 2002, p. 13).

O problema da escassez na ciência econômica reside no fato de que os recursos produtivos (fatores de produção) são limitados frente às necessidades humanas ilimitadas. Se, por um lado, no exercício de sua função alocativa, o governo procura fornecer bens e serviços públicos à sociedade, por outro lado, existe uma restrição orçamentária dos recursos públicos. Nem sempre “gastar mais” significa “gastar melhor”, de modo que o governo precisa fornecer esses bens e serviços públicos de maneira eficiente. No entanto, existe uma crença errônea de que, se colocarem mais recursos em determinadas áreas do setor público, por exemplo, educação e saúde, a qualidade do ensino ou a saúde pública irão melhorar.

Sem prejuízo da necessidade de se manter o compromisso de responsabilidade fiscal, a qualidade do gasto e o uso eficiente dos recursos públicos são conceitos que a administração pública vem incorporando ao longo dos anos e que precisam estar também relacionados à austeridade da política fiscal. A busca por maior eficiência administrativa está associada à prestação de melhores serviços, em uma situação de restrição de recursos (GRIN, 2014). É necessário que se entenda que a boa gestão do gasto público permite a redução de desperdícios, o que possibilita o aumento dos recursos públicos disponíveis para o Estado atender melhor a população. A eficiência, além de reduzir gastos governamentais, pode otimizar os recursos à disposição tanto do Estado quanto dos cidadãos (ABRUCIO, 2007, p. 82).

A renegociação da dívida dos governos subnacionais (Estados e Distrito Federal) com o Governo Federal é um assunto que tem ganhado notoriedade por comprometer a estabilidade macroeconômica e as perspectivas de crescimento econômico brasileiro.

Nota-se que a formação da Federação brasileira ocorreu de forma a permitir a criação e o aprofundamento de um risco moral a nível estadual, que incentivou os governantes a adotarem medidas pouco prudentes na condução da política fiscal, sob a crença de que obteriam ajuda da União em caso de grave crise (CRUZ, 2018).

Desde 2014, um dos principais temas prevalecentes na pauta do Governo Federal tem sido a renegociação das dívidas dos Estados, que se encontram em dificuldades financeiras, quase 20 anos depois das renegociações realizadas em 1997.

Fatores estruturais e conjunturais têm afetado a atual situação fiscal dos Estados brasileiros, tais como: (i) os efeitos das desonerações tributárias praticadas como medidas anticíclicas, provocando uma redução nos repasses dos recursos do Fundo de Participação dos Estados (FPE) e do Fundo de Participação dos Municípios (FPM); (ii) a contenção das tarifas públicas, resultando na redução da arrecadação de ICMS; (iii) os aumentos dos pisos salariais de várias categorias do funcionalismo público (por exemplo, o piso da educação por lei federal); (iv) a recessão econômica, que reduziu os tributos diretamente arrecadados e as transferências recebidas pelos governos subnacionais; (v) aumento das despesas de custeio decorrentes dos investimentos públicos; (vi) os efeitos da Lei Complementar nº 141, sancionada para regulamentar o parágrafo terceiro do Artigo 198 da Constituição Federal e dispor sobre os valores mínimos a serem aplicados anualmente pela União, Estados e Municípios em ações e serviços públicos de saúde.

Na falta de austeridade da política fiscal, quando os recursos públicos se tornaram limitados, em vez de se promover contenção de gastos públicos ou outros ajustes fiscais, o endividamento transformou-se em suporte para postergação das medidas de ajuste. Além disso, alguns entes subnacionais passaram a buscar medidas que aparentam ter impacto fiscal (de austeridade), mas na verdade implicam em futuros déficits[[1]](#footnote-1). Dois exemplos chamam atenção pelas magnitudes envolvidas: a utilização de recursos de depósitos judiciais e as operações de securitização recebíveis que se transformam artificialmente em receitas primárias.

Ressalte-se que embora haja restrições para o financiamento – via endividamento – de despesas de custeio e pessoal[[2]](#footnote-2), alguns entes da Federação passaram a substituir as “fontes de recursos”[[3]](#footnote-3) dos investimentos, de recursos livres para recursos de empréstimos. Assim, o endividamento, em vez de ampliar o investimento, transformava-se em um mecanismo de manutenção dos mesmos patamares anteriores.

Ademais, a dívida pública brasileira vem apresentando forte crescimento nos últimos anos, principalmente em função da deterioração do resultado primário do Governo Federal e dos Estados, e isso tem levantado preocupações sobre sua sustentabilidade. A dívida brasileira (agregando Governo Federal, Estados e Municípios) saltou de 51,5% do PIB em 2013 para 74,0% do PIB em 2017 (CRUZ, 2018). A dívida média em relação ao PIB nos países avançados do G-20 é de 91,5%, enquanto nos emergentes do G-20 é de 46,3% (FMI, 2018). Assim, a dívida brasileira é relativamente alta em relação a seus pares, e há pouco espaço para um endividamento cada vez maior (FERNANDES e SANTANA, 2018).

Dessa forma, ao mesmo tempo em que o Governo Federal precisa ajustar sua política fiscal e controlar seu endividamento, ele precisa, também, criar mecanismos que mitiguem o risco moral e que conduzam as finanças subnacionais a uma trajetória de sustentabilidade.

## 1.2 Problema de pesquisa

A descentralização de poder advinda da Constituição Federal de 1988, somada a um período de instabilidade macroeconômica, choques do petróleo e crise na balança de pagamentos, levou a uma deterioração fiscal dos Estados e Municípios (FERNANDES e SANTANA, 2018). Nesse contexto, ocorreu uma série de renegociações e assunção de dívidas por parte do Governo Federal.

Esse histórico de socorros por parte da União levou à necessidade de um controle do endividamento de Estados e Municípios cada vez maior, até que se chegou ao nível atual, em que o crescimento da dívida subnacional passou a depender da política de concessão de crédito ao setor público elaborada pelo Ministério da Fazenda (CRUZ, 2018).

Entre os diversos refinanciamentos realizados pela União, o que mais se destaca é aquele ao amparo da Lei nº 9.496/97. Rigolon e Giambiagi (1999) estimam que o montante de dívidas assumidas pela União chegou a cerca de 11,3% do PIB da época. Após mais de vinte anos da lei, ao final de 2018, o saldo devedor relativo a esse refinanciamento era de R$ 540 bilhões de reais (STN, 2019), ou seja, cerca de 8% do PIB (IBGE, 2019). Dessa forma, a União está consideravelmente exposta aos entes subnacionais e uma possível insolvência destes tem potencial para comprometer as políticas de estabilização macroeconômicas em implementação pelo Governo Federal.

Não obstante o refinanciamento ao amparo da Lei nº 9.496/97 e o Programa de Reestruturação e Ajuste Fiscal por ela instituído e a Lei de Responsabilidade Fiscal, mais de uma década depois, os Estados voltaram a apresentar graves dificuldades financeiras. Assim, após pressão dos Estados e concessão de liminares judiciais, houve novas renegociações com a União.

A primeira foi a da Lei Complementar nº 148, de 25 de novembro de 2014, que modificou as condições dos refinanciamentos ao amparo da Lei 9.496/97, determinando a aplicação do Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) como indexador e taxa de juros de 4% ao ano, desde que a soma não ultrapassasse o valor da taxa referencial do Sistema Especial de Liquidação e de Custódia (Selic). Esse desconto concedido retroagiu, ainda, até 1º de janeiro de 2013.

Já a Lei Complementar nº 156, de 28 de dezembro de 2016, fruto de um conjunto de discussões judiciais, permitiu o alongamento dos prazos de pagamento dos contratos de refinanciamento em 240 meses e concedeu período de carência no pagamento dos contratos.

Por sua vez, a Lei Complementar nº 159, de 19 de maio de 2017, instituiu o Regime de Recuperação Fiscal dos Estados e do Distrito Federal. Esse regime é aplicável a Estados em severa situação financeira e concede a eles benefícios, como suspensão do pagamento das dívidas com a União e por ela garantidas, com a contrapartida de medidas de ajuste fiscal.

Portanto, em vista do atual cenário fiscal dos governos subnacionais, o presente estudo procura responder aos seguintes questionamentos: a dívida dos governos subnacionais (Estados e Distrito Federal) é sustentável no longo prazo? As políticas fiscais dos governos subnacionais têm sido sustentáveis na presença de mudanças estruturais na economia? Os governos subnacionais adotam políticas ativas para evitar o acúmulo excessivo de dívida?

## 1.3 Hipótese da pesquisa

A fim de conduzir o processo de investigação empírica e responder ao questionamento apresentado, testa-se a hipótese de que a dívida pública dos governos subnacionais é sustentável, ou não, no longo prazo. Identificar se dívida é sustentável para cada Estado é importante não só para garantir um controle da situação fiscal e condições mínimas para uma adequada prestação de serviços públicos por parte dos entes, mas também para mitigar o risco de exposição da União a estes.

## 1.4 Objetivos geral e específicos

O objetivo geral deste estudo é analisar a sustentabilidade da dívida pública dos governos subnacionais. A obtenção de evidências empíricas poderá possibilitar aos gestores públicos a adoção de medidas que visem uma melhor administração dos recursos públicos, facilitando não apenas as decisões sobre dívida pública, como também uma análise das principais rubricas de receitas e de despesas que possam contribuir para o ajuste fiscal.

Portanto, pretende-se embasar o controle do endividamento dos Estados e do Distrito Federal, por parte da União, a partir de rigorosas análises estatísticas e econométricas. Espera-se definir se a dívida de cada Estado e do Distrito Federal é sustentável ou não. Obter essa informação é um primeiro passo para, em um trabalho futuro, encontrar os níveis ótimo, prudencial e sustentável que, por sua vez, são relevantes para a saúde fiscal dos Estados, para mitigação do risco-moral e para redução da exposição da União aos entes subnacionais.

A fim de analisar a sustentabilidade da dívida pública estadual, propõe-se como objetivos específicos: (i) analisar a estacionariedade dessa variável, de modo que se a variação da dívida pública é estatisticamente estacionária ao longo do tempo, então se trata de um endividamento sustentável sob o aspecto econômico; (ii) estimar funções de reações fiscais para cada Estado.

# Fundamentação Teórica

## 2.1 Breve histórico sobre o processo de endividamento dos governos subnacionais

Em uma perspectiva histórica, o processo de endividamento dos governos subnacionais tem início na década de 1970, após a vigência do Código Tributário Nacional de 1966, o qual deu início a um processo de concentração do poder tributário no âmbito da União em detrimento os Estados, Distrito Federal e Municípios.

A partir da Constituição Federal de 1988, os direitos sociais foram progressivamente sendo ampliados sem que houvesse correspondente ampliação de novas fontes de receita. Além disso, o texto constitucional não estabeleceu uma clara divisão de atribuições para os entes da Federação em relação aos direitos sociais. Para fazer frente a progressiva ampliação dos gastos sociais, o Governo Federal pode, ao longo dos últimos anos, fortalecer a sua situação fiscal aumentando a carga tributária com contribuições sociais. Por outro lado, os entes subnacionais, desconsiderando a possibilidade de aumento da eficiência na arrecadação dos tributos originalmente previstos na Constituição, se transformaram em reféns das transferências intergovernamentais.

Assim, o modo como a descentralização fiscal evoluiu na Federação brasileira transformou-se em um incentivo para o desencontro entre receitas e responsabilidades. Além disso, a dependência dos Estados, Distrito Federal e Municípios por transferências intergovernamentais obrigatórias para atender demandas básicas de seus habitantes reduziu o estímulo competitivo entre os entes subnacionais na alocação eficaz do gasto público, pois os critérios de repartição não têm flexibilidade necessária para se adaptar às transformações da sociedade brasileira ao se submeterem ao crivo do atual processo de representação política.

De 1988 até os dias atuais, verificaram-se diversas situações em que governos subnacionais recorreram a empréstimos além de suas capacidades de pagamento, obrigando o Governo Federal a prestar socorro financeiro aos primeiros, o que incentivou um relaxamento no gerenciamento de suas finanças, e criou um problema específico de risco moral (RIGOLON e GIAMBIAGI, 1999).

Renegociações das dívidas marcaram, ao longo da década de 1990, as relações entre os governos subnacionais e o Governo Federal. Em um ambiente de hiperinflação e com a maior parte dos Estados em crise fiscal, em 1993 o governo renegociou uma parte das dívidas dos entes subnacionais. A fim de aliviar o caixa, a União deu um prazo de 20 anos aos Estados e Distrito Federal visando o pagamento de suas dívidas.

Até meados de 1994, o processo inflacionário ainda pôde ser utilizado como uma ferramenta de ajuste orçamentário, na medida em que havia uma indexação indireta das receitas tributárias em contraposição a um certo grau de discricionariedade na recomposição do poder de compra dos salários pela postergação na concessão de reajustes salariais. As Unidades da Federação se valiam de receitas provenientes do “imposto inflacionário”, em que as administrações estaduais usavam a correção atrelada à inflação para aumentar as suas receitas, assim como as suas despesas.

Todavia, a estabilização monetária ocorrida com o Plano Real tornou explícitos os desequilíbrios orçamentários e financeiros dos Estados e Municípios economicamente mais importantes da Federação brasileira e um sistema financeiro estadual insolvente. O elevado nível de endividamento vinha provocando desequilíbrio macroeconômico e riscos para o Sistema Financeiro Nacional. A dificuldade dos entes subnacionais na rolagem de suas dívidas mobiliárias gerava impacto na política monetária na medida em que o Banco Central passava a ter posse de títulos subnacionais.

Visando evitar os socorros financeiros que vinham se repetindo (Lei nº 7.976/87, Lei 8.727/93 e Lei nº 9.496/97[[4]](#footnote-4)), o Governo Federal propôs uma série de medidas que envolveram uma reforma fiscal, a reestruturação do sistema financeiro estadual e refinanciamento de dívidas dos governos regionais, entre outras medidas. Nesse sentido, a Lei nº 9.496, de 1997 autorizou a renegociação das dívidas estaduais pela União no final da década de 1990, fortalecendo o pacto federativo nacional e eliminando fontes de desequilíbrio macroeconômico.

As condições desse refinanciamento previam a limitação do comprometimento com o serviço da dívida e um prazo longo de 30 anos podendo estender-se por mais 10 anos. A taxa de juros mais atualização monetária implicou em um expressivo subsídio da União aos Estados ao longo do período, quando comparado ao custo de captação do Governo Federal que é superior à taxa Selic. Em contrapartida, os Estados se comprometeram com o pagamento de até 20% a título de amortização extraordinária, mediante a constituição de conta gráfica[[5]](#footnote-5), e com o estabelecimento do Programa de Reestruturação e Ajuste Fiscal. A dívida mobiliária e as dívidas não refinanciadas anteriormente foram elegíveis para serem assumidas pelo Governo Federal, que, em contrapartida, se tornou o maior credor de Estados e Municípios.

Os contratos firmados no âmbito da Lei nº 9.496/97 passaram a exigir os Programas de Reestruturação e de Ajuste Fiscal (Programas), o que permitiu à União uma ferramenta de monitoramento da situação fiscal daqueles Estados que refinanciaram suas dívidas. Os Programas são partes integrantes dos contratos de refinanciamento de dívidas, consistindo em um documento por meio do qual um Estado se propõe a adotar ações que possibilitem alcançar metas ou compromissos fiscais. Além disso, essa reforma trouxe a proibição de emissão de títulos públicos pelos governos regionais e o contingenciamento da oferta de crédito bancário para o setor público (Resolução CMN nº 2.827, de 2001). Com isso, no início do refinanciamento, a capacidade de contratação de novas dívidas por parte desses entes ficou bastante limitada e o resultado fiscal foi determinado quase completamente pela necessidade de pagamento das dívidas com o Tesouro Nacional.

Em decorrência do processo de descentralização fiscal adotado pela Constituição Federal de 1988 que permitiu maior autonomia fiscal aos governos subnacionais, o Governo Federal abdicou de parte do controle da política fiscal. Como consequência, gerou-se um *trade-off* entre a política de provisão de bens e serviços públicos pelos governos subnacionais e a política de estabilização econômica do Governo Federal. Para adequar e coordenar as duas políticas, surgiu a necessidade de se implementar mais um mecanismo institucional de reforço que pudesse promover a disciplina fiscal nos entes federados e controlar o endividamento público. Assim, em 2000 editou-se a Lei de Responsabilidade Fiscal - LRF (Lei Complementar nº 101/2000), a qual exige do gestor público, em linhas gerais, uma gestão fiscal responsável, fundamentada no planejamento, no controle e na transparência (MACEDO e CORBARI, 2009).

As novas regras contribuíram para o reconhecimento do grau de investimento do Brasil em 2008. O conjunto de ajustes promovidos induziram ao processo de sustentabilidade da dívida pública dos entes subnacionais. Os resultados alcançados foram significativos, em especial na redução do endividamento estadual. Contribuíram também para esses resultados um controle rigoroso das aprovações de projetos com apoio financeiro externo e uma política de concessão de garantia restritiva.

Inobstante todos os avanços, algumas fragilidades permaneceram. Os limites de endividamento, com a edição da LRF, foram flexibilizados. A Resolução do Senado Federal (RSF) nº 78, de 1998[[6]](#footnote-6) estabelecia regras do endividamento que eram compatíveis com o refinanciamento da Lei nº 9.496/1997. O Senado Federal, que tem a competência privativa[[7]](#footnote-7) para disciplinar os limites e condições de endividamento, visando atualizar as regras para os novos indicadores introduzidos pela LRF, foi na contramão dos avanços alcançados até então e adotou o conceito de dívida líquida como parâmetro de referência em vez da dívida bruta. Além disso, o limite máximo de endividamento para os Estados passou a corresponder a duas vezes a sua Receita Corrente Líquida (RCL), ao passo que, para os Municípios, esse limite máximo corresponde a 1,2 vez a RCL anual[[8]](#footnote-8).

A partir da crise internacional de 2008/2009 e com a perspectiva da realização de grandes eventos esportivos internacionais (Copa de 2014 e Olimpíadas de 2016), o Governo Federal entendeu pela necessidade de se realizar uma política fiscal anticíclica e estimular os investimentos em infraestrutura de forma a conter os efeitos da crise sobre a atividade econômica doméstica. Nesse cenário, foram flexibilizadas as restrições à oferta de crédito pelo Sistema Financeiro Nacional aos entes (antes limitada pela Resolução CMN nº 2.827/2001) e, consequentemente, foi aberta a possibilidade de geração de déficits fiscais. Essas medidas se materializaram na forma de um contínuo processo de retomada da contratação de novas operações dos entes subnacionais relativamente estimulado pelo Governo Federal.

Em sintonia com o Governo Federal, o Senado Federal, sempre que necessário, flexibilizou os limites de endividamento relacionados ao serviço da dívida, via sistemáticas alterações da Resolução nº 43, de 2001, tais como: RSF nº 47, de 23/12/2008, RSF nº 2, de 27/03/2009, RSF nº 29, de 25/09/2009, RSF nº 36, de 11/11/2009, RSF nº 45, de 31/08/2010.

Posteriormente, adotou-se uma nova visão para a política macroeconômica, com a institucionalização do Programa de Aceleração do Crescimento, em que se defendia a importância do investimento – principalmente via financiamentos – como um dos mecanismos de estímulo ao crescimento econômico e, por consequência, defendia-se que estas medidas trariam bases mais efetivas para a redução proporcional do peso do endividamento em relação ao PIB.

Nos últimos anos, os entes da Federação tomaram recursos emprestados visando estimular a economia e o desenvolvimento regional. Contudo, o endividamento, além de não ter tido o efeito desejado de estímulo na atividade econômica, veio acompanhado de uma expansão dos gastos por parte desses governos subnacionais, o que contribuiu para a atual crise fiscal.

A perda de dinamismo da atividade econômica a partir de 2014 mostrou as fragilidades institucionais que foram surgindo ao longo desse período, quais sejam: insuficiência de “*enforcement*” nos regramentos fiscais, a criatividade de estratégias para burlar indicadores fiscais geralmente denominada como “contabilidade criativa” (*creative accounting*) e as crescentes demandas por ampliação dos direitos sociais. Além disso, havia amplo respaldo popular para crescimento do Estado brasileiro. Nesse contexto, a forma como evoluiu a descentralização fiscal no Brasil deixou visível as fragilidades institucionais decorrentes do descasamento entre as atribuições e competências dos entes subnacionais e a sua forma de financiamento.

Embora as recentes renegociações do Governo Federal – Leis Complementares nº 148/2014 e nº 156/2016 – tenham direcionado os holofotes para a questão do endividamento subnacional, não há indicações claras de falta de sustentabilidade da dívida pública, mas sim de aspectos relacionados a austeridade da política fiscal.

Nesse histórico de diversas renegociações, crises fiscais e leis, surgiu ainda um terceiro jogador, o Poder Judiciário, como apontado por Echeverria e Ribeiro (2018). Frequentemente os entes subnacionais recorrem ao Supremo Tribunal Federal (STF), e o que se tem observado é que, em vez de garantir a execução das leis e contratos, o STF tem optado por flexibilizar tais instrumentos jurídicos. Com isso, as leis que deveriam assegurar comportamentos responsáveis fiscalmente têm perdido seu *enforcement*, o que tem gerado incentivos adversos na condução da política fiscal por parte dos entes.

## 2.2 A restrição orçamentária intertemporal do governo

Os testes de raiz unitária e cointegração são normalmente utilizados para analisar se as séries temporais são compatíveis com a restrição orçamentária intertemporal (BOHN, 2006). Dessa forma, os primeiros trabalhos empíricos que testam a hipótese de sustentabilidade da dívida, fizeram uso de testes da raiz unitária da dívida em relação à unidade econômica e ao PIB (TABOSA et al., 2016). Essa vertente de pesquisa concentra-se em derivar as condições de sustentabilidade fiscal dentro de uma estrutura de restrição orçamentária intertemporal e testá-las examinando as propriedades de raiz unitária e/ou de cointegração das variáveis fiscais. Assim, as abordagens empíricas focam em testar se as séries temporais de dívida são estacionárias em primeira diferença ou se as receitas e despesas são cointegradas. Uma rejeição da hipótese de estacionariedade seria interpretada como evidência de não sustentabilidade (BOHN, 2006).

Seguindo essa agenda de pesquisa, Mahdavi e Westerlund (2011) investigam a questão da sustentabilidade fiscal e sua relação com o rigor fiscal a nível subnacional nos Estados Unidos. Esse estudo analisa se as variáveis de receita e despesa dos governos subnacionais (GSN) têm se comportado de modo a satisfazer uma condição de sustentabilidade fiscal e se há evidências de que a sustentabilidade fiscal é mais presente em Estados caracterizados por um grau de rigor fiscal mais elevado. Utilizaram-se dados em painel de 47 GSN para o período de 1961 a 2006.

Foram utilizados dados em painel para resolver o problema da baixa precisão de testes estatísticos comuns em estudos de sustentabilidade. Além disso, foram empregadas técnicas de estimativa de cointegração de painel que permitem dependência serial e transversal, bem como ampla heterogeneidade entre as unidades. Isso é importante para desenhar inferências estatísticas corretas porque, por exemplo, as economias estaduais podem experimentar choques que afetariam sua condição fiscal. Por fim, foi examinada a sensibilidade dos resultados às variações regionais, às diferentes definições de equilíbrio fiscal e às diferentes regras anti-déficit em vigor.

A sustentabilidade fiscal pressupõe um equilíbrio intertemporal do orçamento, em que a restrição orçamentária de determinado período é dada pela Equação (1):

|  |  |
| --- | --- |
|  | (1) |

Onde é o estoque de dívida pública do Estado no período t; é a média da taxa de juro real; são os gastos governamentais, incluindo o pagamento de juros; e é a receita do governo.

O teste da hipótese de sustentabilidade mais comum é verificar se a dívida é estacionária. Alternativamente, pode-se utilizar o teste de cointegração na seguinte regressão dada pela Equação (2):

|  |  |
| --- | --- |
|  | (2) |

Onde é um termo de erro com média zero. E a variação da dívida pode ser dada pela Equação (3):

|  |  |
| --- | --- |
|  | (3) |

São apresentados, em Mahdavi et al. (2011) dois tipos de sustentabilidade:

Um tipo forte, em que é estacionária em primeiras diferenças, isto é, série temporal integrada de ordem um - I(1), de tal modo que a sua variação é estacionária em nível, isto é, série temporal integrada de ordem zero I(0). Em outras palavras, o tipo forte de sustentabilidade se caracteriza pelo fato de que a série temporal em análise se torna estacionária em suas primeiras diferenças. Nesse caso, deve ser igual a 1, ao passo que o termo de erro deve ser I(0), caracterizando-se cointegração entre as séries de receita e de despesa. A sustentabilidade forte é consistente com a ideia de que déficits não podem persistir indeterminadamente.

Um tipo fraco, em que é estacionária em segundas diferenças, isto é, série temporal integrada de ordem dois - I(2), de tal modo que a sua variação é estacionária em primeiras diferenças, isto é, série temporal integrada de ordem um - I(1). Nesse caso, como o governo gasta mais do que recebe, ele pode eventualmente apresentar dificuldades em rolar a dívida. O único requisito nesse caso é que 0 < < 1.

## 2.3 Funções de reações fiscais

Apesar dos vários trabalhos que utilizam testes de raiz unitária e cointegração para avaliarem a sustentabilidade da dívida, há divergências acerca do uso dessa metodologia na literatura. Bohn (2016) demonstra que há uma série de processos estocásticos que violam as condições de estacionariedade e cointegração, mas satisfazem a restrição orçamentária intertemporal. Uma conclusão de seu estudo é que avaliar a sustentabilidade de uma política com base em tais testes é inválido. Duas abordagens são apontadas como mais adequadas: o uso de funções de reação fiscal, que avaliam como os entes respondem a variações na dívida por meio de variações no resultado primário; e a consideração de políticas restritivas, como limites de endividamento baseados em uma capacidade limitada de pagamento do serviço da dívida.

Considerando isso, Uctum, Thurston e Uctum (2006) avaliam o desempenho fiscal nas economias pertencentes ao grupo G7, bem como em países selecionados da América Latina e Ásia, visando analisar se as finanças públicas têm sido sustentáveis e se os países seguem políticas mais restritivas quando a dívida começa a aumentar utilizando duas abordagens. A política fiscal é considerada sustentável se for esperado que a restrição orçamentária intertemporal do governo seja constante em termos de valor presente. Em outras palavras, a ausência da condição de Ponzi precisa ser satisfeita, ao passo que os detentores de dívida esperam que a dívida atual seja compensada pela soma dos superávits orçamentários primários descontados.

Uctum, Thurston e Uctum (2006) argumentam que uma abordagem metodológica amplamente utilizada consiste em testar a hipótese nula de presença de raiz unitária no processo estocástico que governa séries de déficits públicos ou de dívida pública descontados, ou testa-se a ausência de cointegração entre gasto e receita governamentais. No entanto, esses testes frequentemente não rejeitam a hipótese nula de presença de raízes unitárias nas séries fiscais em análise. Ademais, esses testes apresentam baixa potência em pequenas amostras, além de apresentarem resultados questionáveis se houver razões para acreditar que o país experimentou uma mudança estrutural na gestão fiscal e de endividamento, conforme análise dos dados amostrais. Ou seja, apesar do uso de testes de raízes unitárias para analisar a sustentabilidade da dívida pública, esses autores argumentam que os referidos testes podem não ser suficientes para rejeitar a hipótese nula de não-estacionariedade na presença de quebras estruturais na condução da política fiscal.

Por essa razão, em seguida, Uctum, Thurston e Uctum (2006) estimam uma função de reação fiscal para cada país visando avaliar se um maior endividamento tende a levar a políticas fiscais mais restritivas. Testa-se a hipótese de que os governos sistematicamente reduzem déficits ou aumentam os superávits à medida em que o nível de suas dívidas aumenta. Se tal mecanismo está presente, esse fato fornece uma condição suficiente para estacionariedade da dívida pública e, portanto, para a sustentabilidade. Em resumo, uma reação positiva do superávit primário em relação à dívida indica estacionariedade na variação da dívida.

A restrição orçamentária intertemporal do governo é dada pela Equação (4):

|  |  |
| --- | --- |
|  | (4) |

Onde é a dívida pública, é o superávit primário e é a taxa de juros incidente na dívida pública. A restrição orçamentária intertemporal do governo impõe restrições na relação de longo prazo entre receitas e despesas, e sua sustentabilidade implica que o mercado não tolera esquemas de Ponzi em que novas dívidas são geradas sistematicamente para pagar o serviço da dívida.

A função de reação do governo considera que, se existe uma relação positiva entre o superávit primário e o nível da dívida pública - isto é, se os governos reagem sistematicamente ao aumento das dívidas aumentando o superávit atual -, há uma condição suficiente para que a trajetória da dívida seja revertida. Em Uctum, Thurston e Uctum (2006) tal função de reação fiscal é dada por:

|  |  |
| --- | --- |
|  | (5) |

Onde e são desvios dos níveis normais de despesas e receitas, respectivamente. É esperado que o superávit diminua com um aumento do gasto governamental transitório () e aumente com aumentos da receita (). A condição de sustentabilidade é dada por .

Assim, Uctum, Thurston e Uctum (2006) utilizam duas abordagens para avaliar a saúde das finanças públicas, com diferentes perspectivas. O teste de raiz unitária examina a sustentabilidade das finanças públicas considerando uma única variável, a dívida composta com desconto real ou relação dívida/PIB. Conclui-se que esse teste frequentemente negligencia as ações corretivas tomadas por muitos governos e que quebras estruturais mudam consideravelmente os resultados de não-estacionariedade. O segundo teste analisa se o governo tende a fazer ajustes compensatórios quando confrontado com uma dívida crescente, considerando a relação entre a dívida e os resultados primários por meio de uma função de reação fiscal.

Tabosa et al. (2016) investiga a capacidade de os Estados brasileiros manterem uma trajetória sustentável da dívida pública. Para tanto, utiliza a função de reação fiscal proposta por Bohn (2006), acrescentada a efeitos limiares (não linearidade), pela possibilidade de que as reações por parte das unidades federativas analisadas sejam diferentes entre si. São utilizados dados em painel para o período de 2000-2010. Os resultados mostraram que, em regra, não há uma política fiscal estadual de geração de superávit primário em reação ao aumento da dívida pública por parte dos Estados brasileiros. No entanto, a conclusão se baseia no comportamento médio e não significa que, individualmente, nenhum Estado reaja positivamente a aumentos na dívida.

Simões e Ferreira (2018) estimaram o nível de dívida máximo dos Estados brasileiros que não compromete a solvência fiscal. Por meio do método de Mínimos Quadrados Generalizados Factível, uma função de reação fiscal cúbica, que permite a possibilidade de fadiga fiscal, é estimada para dados em painel no período entre 2000 e 2016. O objetivo é determinar o limite da dívida e o espaço fiscal, para além do qual, sem medidas extraordinárias, a dívida seria considerada insustentável. Além disso, são analisados três cenários futuros (otimista, mediano, pessimista) sobre o limite da dívida e o espaço fiscal. Os resultados empíricos indicam que há uma relação cúbica entre o superávit primário e a dívida pública defasada, na qual para baixos níveis de dívida há uma pequena resposta em termos de elevação do superávit. À medida em que a dívida aumenta, o saldo primário eleva-se, mas a capacidade de resposta acaba se enfraquecendo e, em seguida, chega a um ponto de fadiga fiscal, onde a reação se torna negativa a níveis de dívida muito altos. Os limites de dívidas a que se chegou são bastante heterogêneos, variando de 0,00% a 23,61% do PIB, com uma média de 5,46%.

Simonassi, Arraes e Sena (2014) utilizaram uma função de reação fiscal, que permite múltiplas quebras estruturais endógenas, para analisar a sustentabilidade da política fiscal brasileira. As quebras estruturais foram consideradas variáveis aleatórias e, assim, supôs-se que a resposta política do governo à acumulação de dívida foi adequadamente avaliada, mesmo em períodos de mudanças estruturais na política fiscal ou em subamostras definidas endogenamente. Foram utilizados dados mensais do período de dezembro de 1991 a dezembro de 2008 divulgados pelo Banco Central do Brasil (BCB) para o estoque da dívida líquida do setor público (DLSP) e resultado primário. Os resultados apontaram uma mudança estrutural na política fiscal em maio de 1994 e outra em fevereiro de 2003. Constatou-se uma situação de solvência fiscal no Brasil. No entanto, a capacidade de resposta do setor público a aumentos de dívida passou a ser significativa apenas a partir de maio de 1994 e mais que duplicou após fevereiro de 2003. Conforme o estudo, este seria um indicativo da existência de uma margem de manobra confortável aos formuladores de política no Brasil.

Gabriel e Sangduan (2011) avaliaram a sustentabilidade fiscal de longo prazo de alguns países por meio de cointegração de mudança de regime (Markov *switching*). Esse método é capaz de testar cointegração na presença de mudanças significativas na condução da política fiscal; avaliar o tipo de regime fiscal ao qual o país se submeteu durante um certo período de tempo; e analisar o tempo de transição entre os regimes estimados. Assim, esse estudo testa a sustentabilidade fiscal por cointegração e demonstra a importância do método de Markov em contextos de mudança de regime fiscal.

Também utilizando mudança de regime (Markov *switching*), Baharumshah, Soon e Lau (2017) testaram a sustentabilidade da política fiscal na Malásia no período de 1980 a 2014. Os resultados revelaram que a trajetória dos déficits fiscais da Malásia é essencialmente sustentável, exceto durante curtos períodos de dificuldade econômica. Verificou-se, ainda, que um alto endividamento compromete o crescimento econômico. No caso, a dívida contribui para o crescimento se estiver abaixo de 55% do PIB e tem o efeito reverso caso esteja acima desse limite.

# Metodologia

## 3.1 Análise da sustentabilidade da dívida pública utilizando-se os testes de raízes unitárias

Inicialmente, para obter adequadamente o processo de geração das séries utilizou-se um conjunto de testes de estacionariedade, tanto lineares quanto com quebras estruturais. Foram aplicados os testes de raiz unitária modificados de Dickey-Fuller e de Phillips-Perron , propostos por Elliot, Rottemberg e Stock (1996) e Ng e Perron (2001), os quais superam os problemas de baixo poder estatístico e distorções de tamanho dos testes tradicionais de Dickey e Fuller (1979, 1981), Said e Dickey (1984) e de Phillips e Perron (1988).

 As modificações no teste de raiz unitária de Dickey e Fuller (1979, 1981) e de Said e Dickey (1984) fundamentam-se em dois aspectos centrais: (a) a extração de tendência em séries de tempo usando mínimos quadrados ordinários (OLS) é ineficiente, e; (b) a importância de uma seleção apropriada à ordem de defasagem do termo aumentado, de modo a obter uma melhor aproximação para o verdadeiro processo gerador de dados.

Para o primeiro caso, Elliot, Rottemberg e Stock (1996) propõem usar mínimos quadrados generalizados (GLS) a fim de extrair a tendência estocástica da série. Para isso, emprega-se o procedimento padrão para estimar a estatística como sendo a estatística *t* para testar a hipótese nula , de presença de raiz unitária contra a hipótese alternativa , de que a série é estacionária. A regressão estimada por mínimos quadrados ordinários é determinada por:

|  |  |
| --- | --- |
|  | (6) |

na Equação (6), define a série com tendência removida por mínimos quadrados generalizados, o operador de primeiras diferenças e o resíduo não autocorrelacionado e homocedástico.

 Com relação ao segundo aspecto, Ng e Perron (2001) demonstram que os critérios de informação de Akaike (AIC) e de Schwarz (SIC) tendem a selecionar baixos valores à defasagem , quando se tem uma grande raiz negativa (próximo a -1) no polinômio de médias móveis da série, conduzindo os testes de raízes unitárias a importantes distorções.

Esta situação motivou o desenvolvimento do critério modificado de informação de Akaike (MAIC) à seleção da defasagem autorregressiva, de modo a minimizar as distorções provocadas por seleção inadequada de defasagem na Equação (6). O MAIC é projetado para selecionar um comprimento de defasagem relativamente longo na presença de uma raiz média-móvel próxima da unidade, a fim de evitar distorções, e um comprimento de defasagem menor na ausência de tal raiz, de modo que o poder do teste não fica comprometido. O teste usa a estatística *t* OLS correspondente a na referida Equação.

Ng e Perron (2001) sugeriram que as mesmas modificações propostas também fossem aplicadas ao teste tradicional de Phillips e Perron (1988), originando o teste . Particularmente, as versões modificadas definem os testes , e , os quais baseiam-se em:

|  |  |
| --- | --- |
|  | (7) |
|  | (8) |
|  | (9) |

Por meio de simulações, Ng e Perron (2001) mostraram que a aplicação conjunta de GLS para extrair a tendência determinista e do critério de seleção de defasagens MAIC produzem testes com maior poder, mas menores distorções de tamanho estatístico quando comparados aos testes tradicionais de *Augmented* Dickey e Fuller e Phillips-Perron. Os valores críticos das estatísticas ADF*GLS* e estão reportados em Ng e Perron (2001), Tabela 1.

Contudo, mesmo os testes modificados *ADFGLS* e , e possuem baixo poder na presença de quebras estruturais, tornando-se viesados no sentido da não rejeição da hipótese nula de existência de raiz unitária quando a série é estacionária. O estudo de Perron (1989) ilustra a importância de se incluir uma quebra estrutural nos testes tradicionais de raízes unitárias ao mostrar que, um viés existe contra a rejeição da hipótese nula de uma raiz unitária quando a série temporal, sob investigação, é estacionária ao redor de uma quebra estrutural.

Para tanto, Perron (1989) considerou inicialmente três modelos de quebra estrutural. O Modelo A, que é conhecido como modelo *crash*, permite a mudança de um período no nível. O Modelo B, que permite a existência de uma quebra na tendência da série de tempo. E o Modelo C, que é conhecido como o modelo *changing* *growth path*, inclui mudança de um período em ambos nível e tendência.

Especificamente, a quebra estrutural é tratada como um evento exógeno, conhecendo-se sua data de ocorrência. Seja o período anterior à quebra estrutural, de modo que a hipótese nula é que a série segue um processo de raiz unitária com quebra estrutural no período , contra a hipótese alternativa de que é estacionária. Em sua forma geral, o denominado modelo (C), considera quebra de intercepto e de tendência e é expresso por:

|  |  |
| --- | --- |
|  | (10) |

em que a variável *dummy* de impulso se e zero, caso contrário; variável *dummy* de nível se e zero, caso contrário; e variável *dummy* de tendência se e zero, caso contrário; é o intercepto; é o coeficiente da tendência determinística *t*; o termo de resíduo é um ruído branco não autocorrelacionado e homocedástico, ; é o número de defasagens escolhido de acordo com os critérios usuais de seleção de defasagens., , e são parâmetros a serem estimados[[9]](#footnote-9). Os resíduos obtidos na equação em (10) são usados para estimar a equação por meio mínimo quadrados ordinários:

|  |  |
| --- | --- |
|  | (11) |

 Sob a hipótese nula de raiz unitária, o valor teórico de é unitário. Sendo os resíduos independentes e identicamente distribuídos, a distribuição de dependerá da razão tamanho da amostra pré-quebra/tamanho total da amostra, denotada por , em que *T* é o número total de observações. Assim sendo, o termo “” determina a fração de quebra no teste de Perron (1989), representando a proporção de observações que ocorreram anteriormente à quebra estrutural, em relação ao número total de observações.

Caso os resíduos sejam correlacionados, deve-se então estimar a Equação (11) na forma do teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) com seleção apropriada de defasagens para corrigir a autocorrelação. Para essa finalidade, utiliza-se a abordagem do geral para o específico, conforme sugerido por Campbell e Perron (1991), onde se escolhe a *priori* um número máximo de defasagens , as quais vão sendo eliminadas uma a uma caso o coeficiente da última defasagem se apresente não significativo.

Todavia, Christiano (1992) criticou a abordagem de Perron (1989) sob o fundamento de que os pontos de quebra não devem ser tratados como exógenos uma vez que a imposição de uma data de quebra envolve uma questão de *data-mining*. Para Christiano (1992), a escolha da data da quebra estrutural está correlacionada com os dados, o que diminui a validade do procedimento proposto por Perron (1989) de seleção exógena da quebra. Pesquisas posteriores mudaram a hipótese de Perron (1989) de que o ponto de quebra é conhecido *a priori* e adotaram um procedimento endógeno para determinar o ponto de quebra a partir dos dados.

Perron (1997) desenvolveu um teste de raiz unitária com estimação do ponto de quebra de forma endógena, baseando-se nos modelos A, B e C de Perron (1989) e nos métodos *Innovation Outlier* (IO) e *Additive Outlier* (AO). O modelo AO permite uma mudança súbita na média (*crash model*), enquanto o modelo IO permite mudanças mais graduais.

Saikkonen e Lütkepohl (2002), Lanne, Lütkepohl e Saikkonen (2002), e Lanne, Lütkepohl e Saikkonen (2003) propuseram que as quebras estruturais podem ocorrer ao longo de um número de períodos como também a uma transição suave para um novo nível. Portanto, uma função de mudança de nível, que é conhecida pela forma não linear geral , é acrescentada ao termo determinístico do processo gerador de dados. Assim, o modelo é expresso pela expressão (12):

|  |  |
| --- | --- |
|  | (12) |

em que e são parâmetros escalares desconhecidos, *t* é uma tendência temporal e são erros residuais gerados por um processo AR(p) com possível raiz unitária.

Além da possibilidade de se modelar quebra estrutural com uma variável *dummy* de impulso, a mudança na função pode ser: (i) uma variável *dummy* de mudança simples com data de mudança (*shift dummy*); (ii) baseada em uma função de distribuição exponencial que permite uma mudança gradual não linear para um novo nível começando no período (*exponencial shift*); (iii) uma função racional no operador de defasagem aplicado a uma *dummy* de mudança (*rational shift*).

Operacionalmente, o teste de raiz unitária proposto por Saikkonen e Lütkepohl (2002), Lanne, Lütkepohl e Saikkonen (2002), e Lanne, Lütkepohl e Saikkonen (2003) está baseado na estimação do termo determinístico por mínimos quadrados generalizados (GLS) e na subtração dessa tendência da série original, seguida de um teste ADF desenvolvido às séries ajustadas. Se a data da quebra é desconhecida, recomenda-se a escolha de uma ordem de defasagens maior no primeiro passo e, então, obter a data de quebra que minimiza a soma dos erros quadrados generalizada do modelo em primeiras diferenças. A escolha do número ótimo de defasagens se baseia nos resultados apresentados pelo critério de informação de Akaike (AIC).

## 3.2 Análise da sustentabilidade da dívida pública estimando-se funções de reações fiscais

As funções de reações fiscais são estimadas usando-se o método GMM, que tem obtido importante atenção no campo da economia e das finanças ao longo das últimas duas décadas. Permite-se que modelos econômicos sejam diretamente parametrizados, evitando suposições desnecessárias sobre a distribuição dos erros (HANSEN, 1982; HAMILTON, 1994, p. 409-415). Defina *r* como sendo o número de condições de ortogonalidade (ou condições de momento) e *a* como sendo o número de parâmetros. Seja um vetor de variáveis aleatórias do modelo observadas na data *t*; é um vetor de parâmetros desconhecidos a serem estimados; e é uma função vetor valorada , . Se é uma variável aleatória, também o será. Seja o valor verdadeiro de , caracterizado pela propriedade de que . Seja um vetor contendo todas as observações na amostra de tamanho *T*.

Deve-se escolher de tal modo que o momento amostral esteja tão perto quando possível para o momento populacional de zero. O estimador GMM é o valor de que minimiza a seguinte forma quadrática:

|  |  |
| --- | --- |
|  | (13) |

em que a função é o vetor de condições de ortogonalidade que representa a média amostral de e deve ser comparado a , . O termo é uma seqüência de matrizes ponderadas simétricas definidas positivas que podem ser uma função dos dados . Pode-se assumir que os *r* instrumentos são pré-determinados, no sentido de que esses instrumentos são ortogonais ao termo de erro corrente.

 A fim de operacionalizar o estimador GMM, o número de momentos (*r*), deve ser maior que o número de parâmetros (*a*). A especificação GMM será sub-identificada se , em outras palavras, existem mais parâmetros do que variáveis instrumentais, de modo que não há informações suficientes para encontrar a solução do sistema. Se , a especificação GMM será exatamente identificada, uma vez que o vetor de parâmetros obtido será uma solução única do sistema de equações de momento. Se , a especificação GMM será sobre-identificada, pois o número de instrumentos excede o número de parâmetros, de modo que não existe uma solução única para o sistema. Hansen (1982) desenvolve um teste para identificar se um determinado momento adicional ao modelo contribui para a estimação do parâmetro . A hipótese nula do teste de Hansen-Sargan, , baseia-se na pressuposição de que as condições de sobre-identificação (ou condições de momento) são válidas, ou seja, os instrumentos são válidos. Nesse sentido, a inclusão de mais de um momento não implica a rejeição da hipótese nula, de modo que esse momento é válido e contribui para estimar os parâmetros do modelo. Por outro lado, se o instrumento adicional não contribuir, rejeita-se a hipótese nula, significando que a variável instrumental adicional ao modelo está correlacionada com o erro. Todavia, a estimação GMM requer estacionariedade das séries analisadas.

## 3.3 Dados utilizados

Para realização dos testes, foram utilizadas as informações, abrangendo os 26 Estados brasileiros mais o Distrito Federal, de Dívida Fundada e Resultado Primário do Programa de Reestruturação e Ajuste Fiscal (PAF), no âmbito do qual a Secretaria do Tesouro Nacional avalia anualmente as finanças estaduais; em relação ao PIB estadual divulgado pelo IBGE. Trata-se de informações anuais, a valores correntes. Portanto, nesse estudo, foram utilizados dados de periodicidade anual de 1996 a 2016, período para o qual havia informações suficientes. Optou-se por não se utilizar os dados de 2017, mesmo já estando disponíveis devido a uma mudança de metodologia ocorrida no PAF, que se adequou aos conceitos e definições do Manual de Demonstrativos Fiscais.

Dessa forma, a principal limitação deste estudo está no curto período amostral utilizado (1996-2016), ou seja, 21 observações. Tanto para os testes de raízes unitárias, quanto para as funções de reação fiscal, o uso de amostras significativas é requisito fundamental. Mesmo o estimador GMM, utilizado nas funções de reação fiscal, apesar de suas vantagens, pode ter propriedades fracas em amostras pequenas. Tal estimador pode, por exemplo, levar à rejeição frequente da hipótese nula, inflando as estatísticas .

No entanto, dada a relevância da crise fiscal dos Estados no atual debate acadêmico e nas implicações de política econômica, o presente estudo foi realizado utilizando-se o período amostral disponível. A partir dos resultados obtidos, pretende-se preencher uma lacuna existente nesse debate, contribuindo-se assim à literatura sobre o tema.

# Análise de Resultados

## 4.1 Testes de raízes unitárias

Conforme apresentado na Seção 3, os testes de raízes unitárias foram realizados considerando-se a presença e a ausência de quebras estruturais e, também, com constante e com constante e tendência determinística nas séries temporais. Se a hipótese nula de raiz unitária é rejeitada e é significante[[10]](#footnote-10) em nível, a dívida é considerada estacionária em nível, ou seja, I(0). Se a hipótese nula de raiz unitária é rejeitada e é significante em primeira diferença, a dívida é considerada estacionária em primeira diferença, ou seja, I(1).

### 4.1.1 Testes de raízes unitárias em nível

Na Tabela 1, são apresentados os resultados obtidos para os testes *ADFGLS* e , em nível, com constante e sem quebra estrutural, com suas estatísticas de teste e *lags*[[11]](#footnote-11). O Estado do PR apresentou estacionariedade de dívida para o teste *ADFGLS* a um nível de significância de 10%. O Estado do ES apresentou estacionariedade de dívida para o teste a um nível de significância de 10%. Já os Estados do RJ e TO apresentaram estacionariedade de dívida para ambos os testes a um nível de significância de 10% para o RJ nos dois testes e de 5% para TO no *ADFGLS* e de 10% no .

Tabela 1: Testes de raízes unitárias com constante e sem quebra estrutural[[12]](#footnote-12)

| Estado |  | *Lags* |  | *Lags* |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| AC | -1,307 | 0 | -0,997 | 0 |
| AL | -0,686 | 0 | -0,530 | 0 |
| AM | -1,111 | 1 | -1,012 | 1 |
| AP | -0,252 | 2 | -0,682 | 2 |
| BA | -0,650 | 1 | -0,787 | 1 |
| CE | -1,194 | 1 | -1,319 | 1 |
| DF | -1,102 | 0 | -0,945 | 0 |
| ES | -1,596 | 1 | -1,721(c) | 1 |
| GO | -0,385 | 1 | -0,001 | 1 |
| MA | -0,507 | 1 | -0,418 | 1 |
| MG | -1,264 | 0 | -1,038 | 0 |
| MS | -0,045 | 0 | -0,035 | 0 |
| MT | -0,878 | 1 | -0,549 | 1 |
| PA | -0,046 | 0 | 0,127 | 0 |
| PB | -0,506 | 1 | -0,126 | 1 |
| PE | -1,065 | 1 | -1,155 | 1 |
| PI | -0,705 | 1 | -0,725 | 1 |
| PR | -1,620(c) | 0 | -1,404 | 0 |
| RJ | -1,808(c) | 1 | -1,771(c) | 1 |
| RN | -1,046 | 1 | -1,102 | 1 |
| RO | -1,263 | 1 | -1,159 | 1 |
| RR | -1,497 | 0 | -1,083 | 0 |
| RS | -1,168 | 0 | -0,938 | 0 |
| SC | -0,787 | 0 | -0,722 | 0 |
| SE | -1,524 | 0 | -0,520 | 0 |
| SP | -0,756 | 0 | -0,664 | 0 |
| TO | -1,964(b) | 0 | -1,671(c) | 0 |
|  |  |  |  |  |

Na Tabela 2, são apresentados os resultados obtidos para os testes *ADFGLS* e , em nível, com constante e tendência determinística e sem quebra estrutural, com suas estatísticas de teste e *lags*. Os Estados de RO e SE apresentaram estacionariedade de dívida para o teste *ADFGLS* a um nível de significância de 1%. Nenhum Estado apresentou estacionariedade de dívida para o teste .

Tabela 2: Testes de raízes unitárias com constante e tendência determinística e sem quebra estrutural[[13]](#footnote-15)

| Estado |  | *Lags* |  | *Lags* |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| AC | -1,134 | 0 | -0,993 | 0 |
| AL | -2,490 | 0 | -0,914 | 0 |
| AM | -1,370 | 0 | -1,250 | 0 |
| AP | -1,956 | 0 | -1,631 | 0 |
| BA | -1,664 | 0 | -1,164 | 0 |
| CE | -1,580 | 0 | -1,256 | 0 |
| DF | -1,764 | 0 | -1,538 | 0 |
| ES | -2,589 | 1 | -2,282 | 1 |
| GO | -2,411 | 0 | -1,413 | 0 |
| MA | -2,155 | 0 | -1,221 | 0 |
| MG | -2,198 | 0 | -1,146 | 0 |
| MS | -2,479 | 0 | -1,141 | 0 |
| MT | -1,204 | 0 | -1,078 | 0 |
| PA | -2,604 | 0 | -1,476 | 0 |
| PB | -0,948 | 0 | -0,896 | 0 |
| PE | -1,586 | 0 | -1,333 | 0 |
| PI | -1,586 | 0 | -1,027 | 0 |
| PR | -2,324 | 0 | -1,586 | 0 |
| RJ | -2,635 | 0 | -1,168 | 0 |
| RN | -1,943 | 0 | -1,127 | 0 |
| RO | -3,914(a) | 1 | -1,675 | 1 |
| RR | -2,737 | 0 | -1,946 | 0 |
| RS | -2,323 | 0 | -1,125 | 0 |
| SC | -2,419 | 0 | -1,610 | 0 |
| SE | -3,815(a) | 0 | -1,829 | 0 |
| SP | -1,705 | 0 | -1,431 | 0 |
| TO | -2,470 | 0 | -1,805 | 0 |

Na Tabela 3, são apresentados os resultados obtidos para os testes de Perron e Saikkonen-Lütkepohl, em nível, com constante e com quebra estrutural, com suas estatísticas de teste, datas das quebras e *lags*. Os Estados do AM, AP, BA, CE, PE, RO e TO apresentaram estacionariedade de dívida para o teste de Perron a um nível de significância de 1% para AP, BA, CE, PE, RO e TO e de 5% para o AM. Os Estados de MG, PA, PB, RN e SC apresentaram estacionariedade de dívida para o teste de Saikkonen-Lütkepohl a um nível de significância de 1% para MG e PA e de 5% para PB, RN e SC. Já os Estados do AC, DF, ES, MT, PI, PR, SE e SP apresentaram estacionariedade de dívida para ambos os testes a um nível de significância de 1% em pelo menos um dos testes.

Tabela 3: Testes de raízes unitárias com constante e com quebra estrutural[[14]](#footnote-18)

| Estado | Perron[[15]](#footnote-19) (1998) | Data da quebra | *Lags* | Saikkonen-Lütkepohl[[16]](#footnote-20) (2002) | Data da quebra | *Lags* |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| AC | -4,342(c) | 2013 | 3 | -3,864(a) | 2012 | 2 |
| AL | -1,196 | 2007 | 2 | -0,245 | 2009 | 2 |
| AM | -4,528(b) | 2003 | 3 | -1,675 | 2004 | 2 |
| AP | -5,965(a) | 2012 | 1 | -1,731 | 2013 | 2 |
| BA | -6,098(a) | 2002 | 4 | -1,236 | 2002 | 2 |
| CE | -5,378(a) | 2003 | 3 | -1,850 | 2002 | 2 |
| DF | -4,302(c) | 2004 | 4 | -5,502(a) | 2005 | 2 |
| ES | -4,957(a) | 2003 | 3 | -5,156(a) | 2012 | 2 |
| GO | -2,438 | 1999 | 0 | -1,882 | 2009 | 2 |
| MA | -3,554 | 2004 | 3 | -1,517 | 2002 | 2 |
| MG | -3,294 | 2002 | 0 | -5,693(a) | 2013 | 2 |
| MS | -3,224 | 2007 | 4 | -2,438 | 2003 | 2 |
| MT | -8,586(a) | 2002 | 3 | -3,853(a) | 2003 | 2 |
| PA | -2,512 | 2002 | 1 | -5,575(a) | 2005 | 2 |
| PB | -4,072 | 2002 | 0 | -2,977(b) | 2003 | 2 |
| PE | -5,378(a) | 2015 | 4 | -2,350 | 2003 | 2 |
| PI | -8,948(a) | 2002 | 3 | -4,291(a) | 2003 | 2 |
| PR | -6,180(a) | 2006 | 4 | -3,026(b) | 2007 | 2 |
| RJ | -3,933 | 2005 | 1 | -2,139 | 2013 | 2 |
| RN | -4,136 | 2002 | 0 | -3,418(b) | 2003 | 2 |
| RO | -6,840(a) | 2008 | 4 | -0,268 | 2005 | 2 |
| RR | -2,483 | 2001 | 0 | -2,434 | 2012 | 2 |
| RS | -4,125 | 2008 | 4 | -0,903 | 2003 | 2 |
| SC | -3,701 | 2004 | 2 | -2,888(b) | 2005 | 2 |
| SE | -5,654(a) | 2006 | 4 |  -3,506(a) | 2003 | 2 |
| SP | -5,337(a) | 2005 | 4 | -6,660(a) | 2002 | 2 |
| TO | -5,349(a) | 2004 | 4 | -0,609 | 2005 | 2 |

Na Tabela 4, são apresentados os resultados obtidos para os testes de Perron e Saikkonen-Lütkepohl, em nível, com constante e tendência determinística e com quebra estrutural, com suas estatísticas de teste, datas das quebras e *lags*. Os Estados do AC, AM, MS, RJ, RN, RO, SE e TO apresentaram estacionariedade de dívida para o teste de Perron a um nível de significância de 1% para o AM, RN e SE; de 5% para o AC, MS, RJ e RO; e de 10% para o TO. Os Estados de CE, DF, MG, PA, PE, PI, RS, SC e SP apresentaram estacionariedade de dívida para o teste de Saikkonen-Lütkepohl a um nível de significância de 1% para CE, DF, MG, PA, PI e SP; de 5% para RS e SC; e de 10% para PE. Já os Estados do AP, BA, ES, MT e PR apresentaram estacionariedade de dívida para ambos os testes a um nível de significância de 1% em pelo menos um dos testes para BA, ES, MT e PR; e de 10% para o AP.

Tabela 4: Testes de raízes unitárias com constante e tendência determinística e com quebra estrutural[[17]](#footnote-21)

| Estado | Perron[[18]](#footnote-22) (1998) | Data da quebra | *Lags* | Saikkonen-Lütkepohl[[19]](#footnote-23) (2002) | Data da quebra | *Lags* |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| AC | -5,617(b) | 2007 | 4 | -2,243 | 2012 | 2 |
| AL | -4,734 | 2004 | 1 | -0,414 | 2009 | 2 |
| AM | -7,073(a) | 2006 | 2 | -1,602 | 2004 | 2 |
| AP | -4,919(c) | 2007 | 1 | -2,908(c) | 2013 | 2 |
| BA | -5,947 (a) | 2009 | 4 | -3,732(a) | 2002 | 2 |
| CE | -4,541 | 2014 | 4 |  -5,253(a) | 2002 | 2 |
| DF | -4,528 | 2014 | 4 | -6,417(a) | 2005 | 2 |
| ES | -11,613(a) | 2012 | 4 | -5,116(a) | 2012 | 2 |
| GO | -3,158 | 2014 | 0 | -1,615 | 2009 | 2 |
| MA | -3,616 | 2006 | 4 | -1,463 | 2002 | 2 |
| MG | -2,879 | 2012 | 3 | -5,773(a) | 2013 | 2 |
| MS | -5,330(b) | 2007 | 4 | 1,199 | 2003 | 2 |
| MT | -7,340(a) | 2010 | 4 | -4,358(a) | 2003 | 2 |
| PA | -4,134 | 2008 | 2 | -6,151(a) | 2005 | 2 |
| PB | -3,568 | 2005 | 2 | -1,429 | 2003 | 2 |
| PE | -2,104 | 2004 | 0 | -2,957(c) | 2003 | 2 |
| PI | -4,230 | 2013 | 4 | -6,479(a) | 2003 | 2 |
| PR | -17,108(a) | 2012 | 2 | -3,145(b) | 2007 | 2 |
| RJ | -5,553(b) | 2012 | 1 | -1,948 | 2013 | 2 |
| RN | -6,946(a) | 2012 | 3 | -2,563 | 2003 | 2 |
| RO | -5,355(b) | 2000 | 0 | -0,583 | 2005 | 2 |
| RR | -3,860 | 2003 | 4 | -1,395 | 2012 | 2 |
| RS | -4,677 | 2009 | 3 | -3,157(b) | 2003 | 2 |
| SC | -4,251 | 2012 | 2 | -3,471(b) | 2005 | 2 |
| SE | -6,407(a) | 2007 | 0 | -2,200 | 2003 | 2 |
| SP | -3,996 | 2001 | 0 | -6,739(a) | 2002 | 2 |
| TO | -5,103(c) | 2004 | 4 | -1,388 | 2005 | 2 |

Conforme pode ser observado nas Tabelas Tabela 3 e Tabela 4, os anos que apresentaram o maior número de quebras estruturais foram 2003 e 2012. Esse fenômeno pode ser explicado por Cruz (2018, p. 35): *“(...) o endividamento dos Estados e Municípios cresceu fortemente entre 1991 e 2003, especialmente por causa do processo de reconhecimento de passivos e das emissões de títulos públicos/contratações de dívidas para financiar as despesas primárias e a rolagem dos juros devidos. Em 2003, no entanto, essa trajetória de alta e se inverteu, assim, o endividamento desses entes começou a se reduzir, tendo atingindo um mínimo em 2012, quando voltou a aumentar, puxado pelo aumento das dívidas com instituições financeiras federais e organismos multilaterais.”* De 2007 a 2012, houve forte expansão das autorizações, por parte da Secretaria do Tesouro Nacional, para contratação de operações de crédito pelos Estados. Já a partir de 2013, houve restrições à contração de novas dívidas, o que explica as quebras observadas.

Apenas os Estados de AL, GO, MA e RR não obtiveram estacionariedade de dívida em nenhum dos testes apresentados nesta subseção, ou seja, não puderam ser ditos I(0) pelas metodologias utilizadas.

### 4.1.2 Testes de raízes unitárias em primeira diferença

Na Tabela 5, são apresentados os resultados obtidos para os testes *ADFGLS* e , em primeira diferença, com constante e sem quebra estrutural, com suas estatísticas de teste e *lags*. Ao contrário dos testes de raízes unitárias em nível, com constante e sem quebra estrutural, nos testes em primeira diferença, a grande maioria dos Estados apresentou estacionariedade de dívida. Apenas AL, PB, RO, RS, SC, SE, SP e TO não apresentaram nem para o teste *ADFGLS* nem para o . Destes, apenas TO havia sido I(0) para os mesmos testes.

Tabela 5: Testes de raízes unitárias com constante e sem quebra estrutural[[20]](#footnote-24)

| Estado |  | *Lags* |  | *Lags* |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| AC | -1,636(c) | 2 | -1,019 | 2 |
| AL | -0,325 | 3 | 0,443 | 3 |
| AM | -2,470(b) | 2 | -1,182 | 2 |
| AP | -3,424 (a) | 0 | -2,125(b) | 0 |
| BA | -3,027(a) | 1 | -1,411 | 1 |
| CE | -3,095(a) | 0 | -2,039(b) | 0 |
| DF | -1,913 (c) | 1 | -1,507 | 1 |
| ES | -2,676 (b) | 0 | -1,951 (c) | 0 |
| GO | -2,226(b) | 2 | -1,282 | 2 |
| MA | -2,364 (b) | 2 | -0,925 | 2 |
| MG | -2,276(b) | 2 | -0,919 | 2 |
| MS | -2,468 (b) | 2 | -0,989 | 2 |
| MT | -2,990 (a) | 0 | -1,992(b) | 0 |
| PA | -2,287 (b) | 2 | -0,868 | 2 |
| PB | -0,959 | 2 | -0,746 | 2 |
| PE | -4,114(a) | 1 | -1,314 | 1 |
| PI | -1,757 (c) | 1 | -1,400 | 1 |
| PR | -2,261(b) | 3 | -0,490 | 3 |
| RJ | -2,518(b) | 0 | -1,705 (c) | 0 |
| RN | -2,317b) | 0 | -1,777(c) | 0 |
| RO | -0,650 | 4 | -0,168 | 4 |
| RR | -4,732 (a) | 0 | -2,139(b) | 0 |
| RS | -1,472 | 3 | -0,782 | 3 |
| SC | -1,411 | 3 | -0,861 | 3 |
| SE | 0,038 | 4 | -0,108 | 4 |
| SP | -1,420 | 3 | -1,290 | 3 |
| TO | -1,324 | 2 | -0,363 | 2 |
|  |  |  |  |  |

Na Tabela 6, são apresentados os resultados obtidos para os testes *ADFGLS* e , em primeira diferença, com constante e tendência determinística e sem quebra estrutural, com suas estatísticas de teste e *lags*. Os Estados do AM, AP, CE, MT, PE, PR e RR apresentaram estacionariedade de dívida para o teste *ADFGLS*. Os Estados de RO e SE, que haviam apresentado estacionariedade para tal teste em nível, não apresentaram em primeira diferença. Nenhum Estado apresentou estacionariedade de dívida para o teste , assim como no mesmo teste quando realizado em nível.

Tabela 6: Testes de raízes unitárias com constante e tendência determinística e sem quebra estrutural[[21]](#footnote-27)

| Estado |  | *Lags* |  | *Lags* |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| AC | -2,296 | 2 | -1,150 | 2 |
| AL | -1,004 | 3 | -0,669 | 3 |
| AM | -2,918(c) | 2 | -1,226 | 2 |
| AP | -3,449(b) | 0 | -2,124 | 0 |
| BA | -2,788 | 1 | -1,453 | 1 |
| CE | -3,270(b) | 0 | -2,040 | 0 |
| DF | -2,293 | 1 | -1,643 | 1 |
| ES | -2,714 | 0 | -1,960 | 0 |
| GO | -2,694 | 2 | -1,543 | 2 |
| MA | -2,110 | 2 | -0,998 | 2 |
| MG | -1,877 | 2 | -0,960 | 2 |
| MS | -2,047 | 2 | -1,109 | 2 |
| MT | -3,212(b) | 0 | -1,999 | 0 |
| PA | -2,157 | 2 | -0,985 | 2 |
| PB | -1,458 | 2 | -0,810 | 2 |
| PE | -4,157(a) | 1 | -1,356 | 1 |
| PI | -1,687 | 1 | -1,416 | 1 |
| PR | -4,627(a) | 2 | -0,478 | 2 |
| RJ | -2,769 | 0 | -1,780 | 0 |
| RN | -2,395 | 0 | -1,818 | 0 |
| RO | -2,138 | 2 | -0,507 | 2 |
| RR | -5,004(a) | 0 | -2,116 | 0 |
| RS | -1,186 | 3 | -0,804 | 3 |
| SC | -1,353 | 3 | -0,888 | 3 |
| SE | -1,278 | 4 | -0,557 | 4 |
| SP | -1,549 | 3 | -1,586 | 3 |
| TO | -1,449 | 2 | -0,573 | 2 |

Na Tabela 7, são apresentados os resultados obtidos para os testes de Perron e Saikkonen-Lütkepohl, em primeira diferença, com constante e com quebra estrutural, com suas estatísticas de teste, datas das quebras e *lags*. Todos os Estados, exceto o MA, apresentaram estacionariedade de dívida para pelo menos um dos testes.

Tabela 7: Testes de raízes unitárias com constante e com quebra estrutural[[22]](#footnote-30)

| Estado | Perron[[23]](#footnote-31) (1998) | Data da quebra | *Lags* | Saikkonen-Lütkepohl[[24]](#footnote-32) (2002) | Data da quebra | *Lags* |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| AC | -4,591(b) | 2008 | 4 | 0,137 | 2012 | 2 |
| AL | -7,927(a) | 2005 | 2 | -3,082(b) | 2009 | 2 |
| AM | -5,884(a) | 2006 | 2 | -4,021(a) | 2004 | 2 |
| AP | -5,674(a) | 2012 | 1 | -1,485 | 2013 | 2 |
| BA | -4,426(c) | 2000 | 0 | -1,587 | 2002 | 2 |
| CE | -4,028 | 2001 | 0 | -3,582(a) | 2002 | 2 |
| DF | -5,732(a) | 2002 | 0 | -3,917(a) | 2003 | 2 |
| ES | -5,133(a) | 2011 | 4 | -3,138(b) | 2012 | 2 |
| GO | -5,685(a) | 2001 | 0 | -3,029(b) | 2009 | 2 |
| MA | -4,106 | 2002 | 0 | -1,812 | 2002 | 2 |
| MG | -3,528 | 2012 | 2 | -3,301(b) | 2013 | 2 |
| MS | -6,507(a) | 2000 | 0 | -0,870 | 2003 | 2 |
| MT | -4,597(b) | 2009 | 4 | -4,192(a) | 2003 | 2 |
| PA | -6,489(a) | 2001 | 0 | -4,139(a) | 2005 | 2 |
| PB | -4,028 | 2001 | 0 | -4,470(a) | 2003 | 2 |
| PE | -5,758(a) | 2000 | 0 | \* | \* | \* |
| PI | -3,519 | 2002 | 0 | -6,038(a) | 2003 | 2 |
| PR | -7,653(a) | 2013 | 2 | -1,028 | 2007 | 2 |
| RJ | -3,434 | 2015 | 4 | -3,915(a) | 2013 | 2 |
| RN | -5,034(a) | 2012 | 3 | -2,292 | 2003 | 2 |
| RO | -20,527(a) | 2000 | 0 | \* | \* | \* |
| RR | -5,918(a) | 2012 | 0 | -2,967(b) | 2012 | 2 |
| RS | -4,984(a) | 2000 | 0 | -1,644 | 2003 | 2 |
| SC | -5,775(a) | 2001 | 0 | -0,559 | 2005 | 2 |
| SE | -6,100(a) | 2008 | 0 | -4,913(a) | 2003 | 2 |
| SP | -6,606(a) | 2004 | 4 | -5,745(a) | 2002 | 2 |
| TO | -7,541(a) | 2001 | 0 | -4,583(a) | 2003 | 2 |

\*Não foram encontradas soluções pelo *software.*

Na Tabela 8, são apresentados os resultados obtidos para os testes de Perron e Saikkonen-Lütkepohl, em primeira diferença, com constante e tendência determinística e com quebra estrutural, com suas estatísticas de teste, datas das quebras e *lags*. Apenas os Estados do AC, AP e RN não apresentaram estacionariedade de dívida em pelo menos um dos testes.

Tabela 8: Testes de raízes unitárias com constante e tendência determinística e com quebra estrutural[[25]](#footnote-33)

| Estado | Perron[[26]](#footnote-34) (1998) | Data da quebra | *Lags* | Saikkonen-Lütkepohl[[27]](#footnote-35) (2002) | Data da quebra | *Lags* |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| AC | -4,282 | 2004 | 0 | 0,280 | 2012 | 2 |
| AL | -7,434(a) | 2002 | 0 | -1,157 | 2009 | 2 |
| AM | -6,249(a) | 2002 | 0 | -2,209 | 2004 | 2 |
| AP | -4,631 | 2009 | 1 | -2,335 | 2013 | 2 |
| BA | -10,168(a) | 2002 | 0 | -1,850 | 2002 | 2 |
| CE | -11,256(a) | 2007 | 1 | -3,813(a) | 2002 | 2 |
| DF | -6,275(a) | 2002 | 0 | \* | \* | \* |
| ES | -7,480(a) | 2002 | 0 | -0,435 | 2012 | 2 |
| GO | -6,291(a) | 2001 | 0 | -0,916 | 2009 | 2 |
| MA | -9,057(a) | 2005 | 1 | -2,020 | 2002 | 2 |
| MG | -9,585(a) | 2004 | 1 | 0,454 | 2013 | 2 |
| MS | -10,901(a) | 2002 | 0 | -0,518 | 2003 | 2 |
| MT | -7,290(a) | 2005 | 3 | -4,180(a) | 2003 | 2 |
| PA | -7,547(a) | 20022 | 0 | -0,007 | 2005 | 2 |
| PB | -10,789(a) | 2008 | 1 | -5,085(a) | 2003 | 2 |
| PE | -7,985(a) | 2002 | 0 | \* | \* | \* |
| PI | -10,488(a) | 2002 | 0 | -7,430(a) | 2003 | 2 |
| PR | -9,002(a) | 2008 | 1 | 0,118 | 2007 | 2 |
| RJ | -5,503(b) | 2007 | 1 | -0,423 | 2013 | 2 |
| RN | -4,687 | 2002 | 0 | -2,033 | 2003 | 2 |
| RO | -24,578(a) | 2001 | 0 | \* | \* | \* |
| RR | -4,855 | 2009 | 0 | -2,983(c) | 2012 | 2 |
| RS | -6,165(a) | 2002 | 0 | -1,035 | 2003 | 2 |
| SC | -7,381(a) | 2002 | 0 | 0,539 | 2005 | 2 |
| SE | -5,796(a) | 2005 | 4 | -4,009(a) | 2003 | 2 |
| SP | -11,528(a) | 2004 | 4 | -3,864(a) | 2002 | 2 |
| TO | -9,646(a) | 2001 | 0 | -4,874(a) | 2003 | 2 |

\*Não foram encontradas soluções pelo *software.*

Conforme pode ser observado nas Tabelas 7 e 8, o ano que apresentou o maior número de quebras estruturais foi 2002. De acordo com o exposto em 4.1.1 Testes de raízes unitárias em nível, a dívida estadual atingiu seu pico em 2003 e esse foi o ano em que ocorreu o maior número de quebras estruturais para os testes em nível. Assim, é natural que para os testes em primeira diferença a maioria das quebras ocorra em 2002, dado que no processo de diferenciação perde-se uma defasagem. Ademais, 2002 foi um ano de instabilidade econômica e alta inflação devido à insegurança eleitoral da época.

Todos os Estados obtiveram estacionariedade de dívida em pelo menos um dos testes apresentados nesta subseção, ou seja, todos foram considerados I(1) pelas metodologias utilizadas.

## Funções de reações fiscais

Com o intuito de analisar se os governos estaduais reagem a aumentos na dívida com a geração de resultado primário, foram estimadas as funções de reação fiscal. Foi utilizada uma versão simplificada da Equação (5) apresentada por Uctum, Thurston e Uctum (2006), de forma:

|  |  |
| --- | --- |
|  | (14) |

em que é o resultado primário do Estado em relação ao seu PIB no período e é a dívida do Estado em relação ao seu PIB no período . Um positivo indica que o governo reage a aumentos na dívida com a geração de resultado primário e, portanto, a dívida é sustentável. Foram testadas, ainda, variáveis *dummies* para os Estados nos anos de quebra estrutural (obtidos nos testes de raízes unitárias) e nos anos de 2007 a 2009, devido à crise econômica internacional, sendo mantidas aquelas com significância estatística.

As funções de reações fiscais obtidas são expostas na Tabela 9. Todos Estados, com exceção de RR, para o qual não foi possível estimar uma função de reação fiscal estatisticamente significante, apresentaram coeficiente α positivo, ou seja, variações em suas dívidas levaram a variações de mesma direção no resultado primário. A *dummy* da crise econômica não foi relevante para os Estados de AL, AM, AP, GO, MG, MT, PI, RO e RS. AP e PI são os únicos Estados para os quais as *dummies* de quebra estrutural foram significantes.

Tabela 9: Funções de reações fiscais[[28]](#footnote-36)

|  |  |
| --- | --- |
| AC | Estatística-J do Teste de Hansen-Sargan: 0,870953 (0,350692)4 instrumentos utilizados: constante, , ,  0,191745 |
| AL | Estatística-J do Teste de Hansen-Sargan: 2,208783 (0,331412)4 instrumentos utilizados: constante, , ,  0,072033 |
| AM | Estatística-J do Teste de Hansen-Sargan: 1,278512 (0,527685)4 instrumentos utilizados: constante, , ,  0,090867 |
| AP | Estatística-J do Teste de Hansen-Sargan: 0,623042 (0,429919)4 instrumentos utilizados: constante, , ,  0,060398 |
| BA | Estatística-J do Teste de Hansen-Sargan: 0,698782 (0,403193)4 instrumentos utilizados: constante, , ,  0,355742 |
| CE | Estatística-J do Teste de Hansen-Sargan: 1,741727 (0,186920)4 instrumentos utilizados: constante, , ,  0,310677 |
| DF | Estatística-J do Teste de Hansen-Sargan: 0,998371 (0,607025)5 instrumentos utilizados: constante, , , ,  0,275627 |
| ES | Estatística-J do Teste de Hansen-Sargan: 1,280402 (0,257824)4 instrumentos utilizados: constante, , ,  0,432405 |
| GO | Estatística-J do Teste de Hansen-Sargan: 0,432010 (0,511005)3 instrumentos utilizados: constante, ,  0,433636 |
| MA | Estatística-J do Teste de Hansen-Sargan: 1,549579 (0,213198)4 instrumentos utilizados: constante, , ,  0,173093 |
| MG | Estatística-J do Teste de Hansen-Sargan: 4,19E-05 (0,994836)3 instrumentos utilizados: constante, ,  0,365642 |
| MS | Estatística-J do Teste de Hansen-Sargan: 0,321440 (0,570744)4 instrumentos utilizados: constante, , ,  0,609495 |
| MT | Estatística-J do Teste de Hansen-Sargan: 1,104935 (0,293186)3 instrumentos utilizados: constante, ,  0,719169 |
| PA | Estatística-J do Teste de Hansen-Sargan: 0,535337 (0,765162)5 instrumentos utilizados: constante, , , ,  0,184001 |
| PB | Estatística-J do Teste de Hansen-Sargan: 0,363556 (0,546538)4 instrumentos utilizados: constante, , ,  0,443147 |
| PE | Estatística-J do Teste de Hansen-Sargan: 0,804826 (0,369654)4 instrumentos utilizados: constante, , ,  0,183026 |
| PI | Estatística-J do Teste de Hansen-Sargan: 0,543789 (0,761935)5 instrumentos utilizados: constante, , , ,  0,605886 |
| PR | Estatística-J do Teste de Hansen-Sargan: 1,008418 (0,315282)4 instrumentos utilizados: constante, , , ,  0,276915 |
| RJ | Estatística-J do Teste de Hansen-Sargan: 2,273571 (0,131596)4 instrumentos utilizados: constante, , ,  0,354882 |
| RN | Estatística-J do Teste de Hansen-Sargan: 0,714234 (0,699691)4 instrumentos utilizados: constante, , , ,  0,068455 |
| RO | Estatística-J do Teste de Hansen-Sargan: 0,805745 (0,369381)3 instrumentos utilizados: constante, ,  0,417278 |
| RR | Não foi possível estimar uma função de reação fiscal, pois os coeficientes estimados não se mantiveram estatisticamente significantes |
| RS | Estatística-J do Teste de Hansen-Sargan: 0,607864 (0,435593)3 instrumentos utilizados: constante, ,  0,018902 |
| SC | Estatística-J do Teste de Hansen-Sargan: 0,014718 (0,903440)4 instrumentos utilizados: constante, , ,  0,515672 |
| SE | Estatística-J do Teste de Hansen-Sargan: 0,101675 (0,749829)4 instrumentos utilizados: constante, , ,  0,565555 |
| SP | Estatística-J do Teste de Hansen-Sargan: 1,099724 (0,294327)4 instrumentos utilizados: constante, , ,  0,073483 |
| TO | Estatística-J do Teste de Hansen-Sargan: 0,522418 (0,469812)4 instrumentos utilizados: constante, , ,  0,259491 |

## 4.3 Confrontação entre testes de raízes unitárias e funções de reações fiscais

De forma geral, os resultados das duas metodologias utilizadas são consistentes e demonstram uma estacionariedade, ou sustentabilidade, da dívida dos Estados em relação ao período analisado.

# Considerações Finais

Este estudo teve como objetivo analisar a sustentabilidade da dívida pública dos Estados brasileiros. Dessa forma, foi realizada uma investigação empírica, por meio de diferentes abordagens, para se testar a hipótese de sustentabilidade da dívida desses entes. As metodologias utilizadas consideram que uma dívida é sustentável se sua proporção em relação ao PIB é estacionária.

Assim, a estacionariedade da dívida dos Estados foi inicialmente analisada utilizando-se testes de raízes unitárias. Para tais testes, foram feitas diversas análises segundo diferentes métodos e parâmetros e, para pelo menos uma delas, a maioria dos Estados já apresentou estacionariedade em nível, ou seja, foi considerado I(0). Apenas os Estados de AL, GO, MA e RR apresentaram estacionariedade somente nos testes em primeira diferença, ou seja, foram considerados I(1). De tal forma, todos os Estados tiveram a sustentabilidade de sua dívida atestada por essa metodologia, ainda que em primeira diferença.

Em seguida, foram estimadas as funções de reação fiscal para se analisar como os governos reagem na geração de resultado primário frente a aumentos de dívida. Segundo as equações calculadas por esta metodologia, existe uma relação positiva entre dívida e resultado primário para todos os Estados, feita a ressalva de que para RR não foi possível estimar uma função de reação fiscal estatisticamente significante.

Apesar desse resultado, alguns Estados vêm enfrentando uma grave crise financeira e dificuldade em honrar seus compromissos. A esse respeito, cabe destacar as funções de reação fiscal, ao analisar o sinal do coeficiente , verificam se existe uma relação positiva entre e , ou seja, se há geração de resultado primário no período seguinte ao aumento da dívida. No entanto, mesmo que essa relação seja positiva, ela pode não ser suficiente. Para tanto, seria interessante se analisar, também, a magnitude da reação fiscal.

Ressalvada, ainda, a limitação do curto período amostral utilizado em ambas as metodologias, os resultados empíricos obtidos por este estudo são convergentes e corroboram a tese de que a principal causa da crise financeira dos Estados não é um alto endividamento, como tem sido alegado. Os resultados conjuntos dos testes de raízes unitárias e das funções de reações fiscais reforçam essa evidência empírica. É importante destacar que, nos últimos anos, a política fiscal dos entes subnacionais tem sido caracterizada por baixa austeridade fiscal como, por exemplo, concessão de desonerações fiscais, aumento dos gastos de pessoal e custeio, entre outros. Dessa forma, a melhoria da situação financeira dos entes subnacionais deve, prioritariamente, passar não pela renegociação de dívidas, mas por mudanças na condução da política fiscal, com a implementação de medidas de ajuste fiscal estruturais.

Em termos de implicações de políticas, esse estudo será útil aos gestores públicos e formuladores de políticas no sentido de direcionar às reais origens da crise dos Estados e, assim, às soluções que de fato têm potencial de serem efetivas.

Para pesquisas futuras, sugere-se investigar a magnitude das reações fiscais, ou seja, se as variações nos resultados primários dos Estados são suficientes para fazer frente às variações nas respectivas dívidas.

# Referências Bibliográficas

ABRUCIO, F. L. Trajetória recente da gestão pública brasileira: um balanço crítico e a renovação da agenda de reformas. **Revista de Administração Pública**, v. 41, n. edição especial, p. 67-87, 2007.

BAHARUMSHAH, A. Z.; SOON, S. e LAU, E. Fiscal sustainability in an emerging market economy: When does public debt turn bad? **Journal of Policy Modeling**, n. 39, p. 99-113, 2017.

BLANCHARD, O. Suggestions for a new set of fiscal indicators. **OECD Economics Department Working Papers,** n. 79, 1990.

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

BRASIL. Constituição (1988). Constituição da República Federativa do Brasil. Brasília, DF, 5 out. 1988.

Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/constituicao/constituicao.htm>

Acesso em: 01/06/2019.

\_\_\_\_\_\_. Lei Complementar nº 101, de 4 de maio de 2000. Estabelece normas de finanças públicas voltadas para a responsabilidade na gestão fiscal e dá outras providências. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/Leis/LCP/Lcp101.htm>

Acesso em: 01/06/2019.

\_\_\_\_\_\_. Lei Complementar nº 141, de 13 de janeiro de 2012. Regulamenta o § 3o do art. 198 da Constituição Federal para dispor sobre os valores mínimos a serem aplicados anualmente pela União, Estados, Distrito Federal e Municípios em ações e serviços públicos de saúde; estabelece os critérios de rateio dos recursos de transferências para a saúde e as normas de fiscalização, avaliação e controle das despesas com saúde nas 3 (três) esferas de governo; revoga dispositivos das Leis nos 8.080, de 19 de setembro de 1990, e 8.689, de 27 de julho de 1993; e dá outras providências.

Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/Leis/LCP/Lcp141.htm>

Acesso em: 17/07/2019.

\_\_\_\_\_\_. Lei Complementar nº 148, de 25 de novembro de 2014. Altera a Lei Complementar no 101, de 4 de maio de 2000, que estabelece normas de finanças públicas voltadas para a responsabilidade na gestão fiscal; dispõe sobre critérios de indexação dos contratos de refinanciamento da dívida celebrados entre a União, Estados, o Distrito Federal e Municípios; e dá outras providências.

Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/Leis/LCP/Lcp148.htm>

Acesso em: 17/07/2019.

\_\_\_\_\_\_. Lei Complementar nº 156, de 28 de dezembro de 2016. Estabelece o Plano de Auxílio aos Estados e ao Distrito Federal e medidas de estímulo ao reequilíbrio fiscal; e altera a Lei Complementar no 148, de 25 de novembro de 2014, a Lei no 9.496, de 11 de setembro de 1997, a Medida Provisória no 2.192-70, de 24 de agosto de 2001, a Lei no 8.727, de 5 de novembro de 1993, e a Lei Complementar no 101, de 4 de maio de 2000.

Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/Leis/LCP/Lcp156.htm>

Acesso em: 17/07/2019.

\_\_\_\_\_\_. Lei Complementar nº 159, de 19 de maio de 2017. Institui o Regime de Recuperação Fiscal dos Estados e do Distrito Federal e altera as Leis Complementares no 101, de 4 de maio de 2000, e no 156, de 28 de dezembro de 2016.

Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/Leis/LCP/Lcp159.htm>

Acesso em: 17/07/2019.

\_\_\_\_\_\_. Lei nº 7.976, de 27 de dezembro de 1987. Dispõe sobre o refinanciamento pela União da dívida externa de responsabilidade dos Estados, do Distrito Federal e dos Municípios, inclusive suas entidades da Administração Indireta, e dá outras providências. Disponível em:

<http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/LEIS/L7976.htm>

Acesso em: 17/07/2019.

\_\_\_\_\_\_. Lei nº 8.727, de 5 de novembro de 1993. Estabelece diretrizes para a consolidação e o reescalonamento, pela União, de dívidas internas das administrações direta e indireta dos Estados, do Distrito Federal e dos Municípios, e dá outras providências.

Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/Leis/l8727.htm>

Acesso em: 17/05/2019.

\_\_\_\_\_\_. Lei nº 9.496, de 11 de setembro de 1997. Estabelece critérios para a consolidação, a assunção e o refinanciamento, pela União, da dívida pública mobiliária e outras que especifica, de responsabilidade dos Estados e do Distrito Federal.

Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/Leis/l9496.htm>

Acesso em: 17/05/2019.

\_\_\_\_\_\_. Resolução do Conselho Monetário Nacional nº 2.827, de 30 de março de 2001. Consolida e redefine as regras para o contingenciamento do crédito ao setor público.

Disponível em: <http://www.bcb.gov.br/pre/normativos/busca/downloadNormativo.asp?arquivo=/Lists/Normativos/Attachments/50409/Res_4589_v2_L.pdf>

Acesso em: 17/07/2019.

\_\_\_\_\_\_. Resolução do Senado Federal nº 78, de 1998. Dispõe sobre as operações de crédito interno e externo dos Estados, do Distrito Federal, dos Municípios e de suas respectivas autarquias e fundações, inclusive concessão de garantias, seus limites e condições de autorização, e dá outras providências.

Disponível em: <https://legis.senado.leg.br/norma/563584>

Acesso em: 17/07/2019.

\_\_\_\_\_\_. Resolução do Senado Federal nº 40, de 2001. Dispõe sobre os limites globais para o montante da dívida pública consolidada e da dívida pública mobiliária dos Estados, do Distrito Federal e dos Municípios, em atendimento ao disposto no art. 52, VI e IX, da Constituição Federal.

Disponível em: <https://legis.senado.leg.br/norma/562458/publicacao/16433576>

Acesso em: 17/07/2019.

\_\_\_\_\_\_. Resolução do Senado Federal nº 43, de 2001. Dispõe sobre as operações de crédito interno e externo dos Estados, do Distrito Federal e dos Municípios, inclusive concessão de garantias, seus limites e condições de autorização, e dá outras providências. Disponível em: <https://legis.senado.leg.br/norma/582604/publicacao/16433616>

Acesso em: 17/07/2019.

\_\_\_\_\_\_. Resolução do Senado Federal nº 47, de 2008. Altera dispositivo da Resolução nº 43, de 2001, do Senado Federal.

Disponível em: <http://legis.senado.leg.br/norma/562663/publicacao?tipoDocumento=RSF&tipoTexto=ATU>

Acesso em: 17/07/2019.

\_\_\_\_\_\_. Resolução do Senado Federal nº 2, de 2009. Altera dispositivo da Resolução nº 43, de 2001, do Senado Federal, no intuito de modificar o cálculo do comprometimento anual com amortizações, juros e demais encargos da dívida consolidada.

Disponível em: <http://legis.senado.leg.br/norma/561226/publicacao?tipoDocumento=RSF&tipoTexto=ATU>

Acesso em: 17/07/2019.

\_\_\_\_\_\_. Resolução do Senado Federal nº 29, de 2009. Altera dispositivos da Resolução nº 43, de 2001, do Senado Federal, a fim de excluir dos limites para operações de crédito aquelas contratadas no âmbito do programa de empréstimo aos Estados e ao Distrito Federal de que trata o art. 9-N da Resolução nº 2.827, de 30 de março de 2001, do Conselho Monetário Nacional (CMN), e suas alterações.

Disponível em: <http://legis.senado.leg.br/norma/562151/publicacao?tipoDocumento=RSF&tipoTexto=ATU>

Acesso em: 17/07/2019.

\_\_\_\_\_\_. Resolução do Senado Federal nº 36, de 2009. Altera o dispositivo da Resolução nº 43, de 2001, do Senado Federal, introduzindo critério alternativo para o cálculo do comprometimento anual com amortizações, juros e demais encargos da dívida consolidada.

Disponível em: <http://legis.senado.leg.br/norma/562388/publicacao?tipoDocumento=RSF&tipoTexto=ATU>

Acesso em: 17/07/2019.

\_\_\_\_\_\_. Resolução do Senado Federal nº 45, de 2010. Altera os arts. 7º e 15 da Resolução nº 43, de 2001, do Senado Federal, para aprimorar procedimentos de instrução de operações de crédito e financiamento de infraestrutura para a realização da Copa do Mundo FIFA 2014 e dos Jogos Olímpicos e Paraolímpicos de 2016.

Disponível em: <http://legis.senado.leg.br/norma/562574/publicacao?tipoDocumento=RSF&tipoTexto=ATU>

Acesso em: 17/07/2019.

BUENO, R. Econometria de Séries Temporais. Fundação Getúlio Vargas, 2007.

CANUTO, O. e LIU, L. **Until Debt Do Us Part** - Subnational Debt, Insolvency, and Markets. Washington: The World Bank, 2013.

CHRISTIANO, L. J. Searching for a break in GNP. **Journal of Business and Economic Statistics**, Washington, v. 10, n. 3, p. 237-250, Julho de 1992.

COSTA, C. E. E. L. **Sustentabilidade da dívida pública**. In: SILVA, A. C.; CARVALHO, L. O.; MEDEIROS, O. L. (Org.) Dívida pública: a experiência brasileira. Brasília: Secretaria do Tesouro Nacional: Banco Mundial, 2009.

CRUZ, I. D. Controle da Dívida Estadual pela União: Condições do Endividamento Sustentável. Universidade de Brasília. Brasília, 2018.

DICKEY, D. A. e FULLER, W.A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with unit root. **Journal of the American Statistical Association**, v. 74, n. 336, p. 427-431, 1979.

\_\_\_\_\_\_. Likelihood ratio statistics for auto-regressive time series with unit root. **Econometrica**, v. 49, nº 4, 1981.

ELLIOT, G., ROTHENBERG, T. J. e STOCK, J. H. Efficient tests for an autoregressive unit root. **Econometrica**, v. 64, n. 4, p. 813-836, 1996.

ECHEVERRIA, A. e RIBEIRO, G. O Supremo Tribunal Federal como árbitro ou jogador? As crises fiscais dos estados brasileiros e o jogo do resgate. **Revista Estudos Institucionais**, v. 4, n. 2, p. 642-671, 2018.

FERNANDES, A. L. e SANTANA, P. Reforms of Fiscal Relations in Brazil (Draft). 14th Annual Meeting of the Network on Fiscal Relations Across Levels of Government - OECD, Paris, 2018.

Disponível em: <http://www.oecd.org/ctp/federalism/reforms-of-fiscal-relations-in-brazil.pdf>

Acesso em: 16/07/2019.

FMI. “IMF DataMapper”. Fundo Monetário Internacional, 2019.

Disponível em: [https://www.imf.org/external/datamapper/DEBT1@DEBT/OEMDC/ADVEC](https://www.imf.org/external/datamapper/DEBT1%40DEBT/OEMDC/ADVEC)

Acesso em: 06/07/2019.

GABRIEL, V. J. e SANGDUAN, P. Assessing fiscal sustainability subject to policy changes: a Markov switching cointegration approach. **Empir Econ**, v. 41, p. 371-385, 2011.

GOLDFAJN, I. Há Razões para Duvidar de Que a Dívida Pública no Brasil é Sustentável? **Notas Técnicas do Banco Central do Brasil**, 2002.

HAMILTON, J. D. Time series analysis. New Jersey: **Princeton University Press**, 1994.

HANSEN, L. P. Large sample properties of generalized methods of moments estimators. **Econometrica**, v. 50, p. 1029-1054, 1982.

IBGE. “Produto Interno Bruto – PIB”. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, 2019. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/explica/pib.php>

Acesso em: 06/07/2019.

LANNE, M; SAIKKONEN, P; LÜTKEPOHL, H. Comparison of unit root tests for time series with level shifts. **Journal of Time Series Analysis**, 23, pp. 667-685, 2002.

\_\_\_\_\_\_. Test procedures for unit roots in time series with level shifts at unknown time. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 65, p. 91-115, 2003.

LUPORINI, V. Sustainability of the Brazilian Fiscal Policy and Central Bank Independence. **Revista Brasileira de Economia**, pp. 201-226, 2000.

MACEDO, J. J. e CORBARI, E. C. Efeitos da Lei de Responsabilidade Fiscal no endividamento dos Municípios brasileiros: uma análise de dados em painel. **Revista Contabilidade e Finanças**, Universidade de São Paulo, v. 20, n. 51, p. 44-60, setembro/dezembro 2009.

MADDALA, G. S.; KIM, In-Moo. Unit roots, cointegration, and structural change. **Themes in modern econometrics**. Cambridge University Press, Cambridge, 2000.

MAHDAVI, S. e WESTERLUND, J. Fiscal stringency and fiscal sustainability: panel evidence from the American state and local governments. **Journal of Policy Modeling**, v. 33, p. 953-969, 2011.

NG, S. e PERRON, P. Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. **Econometrica**, v. 69, n. 6, p. 1519-1554, 2001.

PERRON, P. The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. **Econometrica**, v. 57, n. 6. p. 1361-1401, 1989.

\_\_\_\_\_\_\_\_\_\_ Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables. **Journal of econometrics,** v. 80, n. 2, p. 355-385, 1997.

PHILLIPS, P. C. B. e PERRON, P. Testing for unit root in time series regression. **Biometrika**, v. 75, n. 2, p. 335-346, 1988.

RIGOLON, F. e GIAMBIAGI, F. A. **Renegociação das dívidas e o regime fiscal dos Estados**. Texto para Discussão nº 69. Rio de Janeiro: BNDES, julho 1999.

SAID, S. e DICKEY, D. A. Testing for unit roots in autoregressive-moving average models of unknown order. **Biometrika**, v. 71, p. 599-607, 1984.

SAIKKONEN, P e LÜTKEPOHL, H. Testing for a unit root in a time series with a level shift at unknown time. **Econometric Theory**, v. 18, p. 313-348, 2002.

SILVA, F. A. R. e CUNHA, A. S. M. **Contribuintes e cidadãos: compreendendo o orçamento federal**. Rio de Janeiro: Editora FGV, 2002.

SIMÕES, J. E. e FERREIRA, R. T. Função de Reação Fiscal não Linear: limite da dívida, espaço fiscal e sustentabilidade da dívida para os Estados brasileiros. XXIII Prêmio Tesouro Nacional, 2018.

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

STN. Limite de sustentabilidade e dívida prudencial: A conceituação e o cômputo de 2 indicadores chaves para a gestão fiscal brasileira. Brasília: Secretaria do Tesouro Nacional, 2016.

STN. Programa de Reestruturação e Ajuste Fiscal. Secretaria do Tesouro Nacional, 2019.

STN. Sistema de Acompanhamento de Haveres Financeiros junto a Estados e Municípios (SAHEM), 2019.

TABOSA, F. J.; FERREIRA, R. T.; SIMONASSI, A. G.; KHAN, A. S. e TOMAZ, D. Reação Fiscal ao Aumento da Dívida Pública: Uma Análise para os Estados Brasileiros. Economia Aplicada, 20, pp. 57-71, 2016.

UCTUM, M.; THURSTON, T. e UCTUM, R. Public Debt, the Unit Root Hypothesis and Structural Breaks: A Multi-Country Analysis. **Economica**, pp. 129-156, 2006.

1. Ver Irwin (2012): Accounting Devices and Fiscal Illusions. IMF Staff Discussion Note – SDN/12/02. Disponível em: << <https://www.imf.org/external/pubs/ft/sdn/2012/sdn1202.pdf>>>. Acesso em 11/08/2016. [↑](#footnote-ref-1)
2. Inciso III do art. 167 da Constituição Federal – regra de ouro; Inciso X do art. 167 da Constituição Federal – vedação de empréstimos e transferências para despesas com pessoal; e §1º do art. 35 da LRF – vedação de empréstimos de instituições financeiras públicas para financiar despesas correntes. [↑](#footnote-ref-2)
3. A Destinação da Receita Pública (ou fonte de recursos) é o processo pelo qual os recursos públicos são vinculados a uma despesa específica ou a qualquer que seja a aplicação de recursos desde a previsão até o efetivo pagamento das despesas constantes dos programas e ações governamentais. Ver: <http://www3.tesouro.gov.br/legislacao/download/contabilidade/ManualReceita.pdf> [↑](#footnote-ref-3)
4. Cada uma dessas leis foi antecedida pelas seguintes normas de socorro financeiro: Lei nº 7.614 de 1987 e Votos nº(s) 340 e 548 de 1987, Lei nº 8.388 de 1991 e Voto CMN nº 162 de 1995. [↑](#footnote-ref-4)
5. Os saldos refinanciados apartados, em torno de 20%, constituídos na forma de conta gráfica, foram quitados em sua grande maioria com privatizações. [↑](#footnote-ref-5)
6. Segundo o inciso III do art. 6º da RSF nº 78/98:

III - o saldo total da dívida não poderá superar valor equivalente ao dobro da Receita Líquida Real anual, definida no § 3º, para os pleitos analisados no ano de 1998, decrescendo esta relação a base de um décimo por ano, ***até atingir valor equivalente a uma Receita Líquida Real anual para os pleitos analisados no ano de 2008 em diante***. [↑](#footnote-ref-6)
7. Ver art. 52 da Constituição Federal, incisos V, VI, VII, VIII e IX. [↑](#footnote-ref-7)
8. Ver Resolução do Senado Federal nº 40, de 2001. [↑](#footnote-ref-8)
9. A hipótese nula do Modelo C impõe as seguintes restrições nos parâmetros da equação (10): $a\_{1}=1$, $μ\_{1}\ne 0$, $μ\_{2}\ne 0$ e $a\_{2}=μ\_{3}=0$, ao passo que a hipótese alternativa, tem-se: $\left|a\_{1}\right|<1$, $a\_{2}\ne 0$, $μ\_{2}\ne 0$, $μ\_{3}\ne 0$ e $μ\_{1}=0$. Perron (1989) prevê, ainda, dois casos particulares de mudanças no intercepto (Modelo A) ou na inclinação da série (Modelo B). [↑](#footnote-ref-9)
10. (a), (b) e (c) indicam que os coeficientes estimados são estatisticamente significantes (rejeição da hipótese nula) ao nível de significância de 1%, 5% e 10%, respectivamente. [↑](#footnote-ref-10)
11. Defasagens. [↑](#footnote-ref-11)
12. Foi utilizado o *software Eviews 10*. [↑](#footnote-ref-12)
13. Foi utilizado o *software Eviews 10*. [↑](#footnote-ref-15)
14. Foi utilizado o *software Eviews 10* para o teste de Perron e o *JMulTi* para o teste de Saikkonen-Lütkepohl. [↑](#footnote-ref-18)
15. Os valores críticos do teste de Perron (1998) para o modelo com constante e quebra de intercepto são: -4,95 (1%), -4,44 (5%), e -4,19 (10%). Tipo de quebra: *Rational shift*. Seleção da quebra estrutural: estatística *t* de Dickey-Fuller minimizada. Seleção do número ótimo de defasagens: Critério de Informação de Akaike. [↑](#footnote-ref-19)
16. Os valores críticos do teste de Saikkonen-Lütkepohl são para o modelo com constante (Lanne *et al*., 2002) são: -3,48 (1%), -2,88 (5%), e -2,58 (10%). [↑](#footnote-ref-20)
17. Foi utilizado o *software Eviews 10* para o teste de Perron e o *JMulTi* para o teste de Saikkonen-Lütkepohl. [↑](#footnote-ref-21)
18. Os valores críticos do teste de Perron (1998) para o modelo com constante e tendência estocástica e quebra de intercepto são: -5,72 (1%), -5,18 (5%), e -4,89 (10%). Tipo de quebra: *Rational shift*. Seleção da quebra estrutural: estatística *t* de Dickey-Fuller minimizada. Seleção do número ótimo de defasagens: Critério de Informação de Akaike. [↑](#footnote-ref-22)
19. Os valores críticos do teste de Saikkonen-Lütkepohl são para o modelo com constante e tendência estocástica (Lanne *et al*., 2002) são: -3,55 (1%), -3,03 (5%), e -2,76 (10%). [↑](#footnote-ref-23)
20. Foi utilizado o *software Eviews 10*. [↑](#footnote-ref-24)
21. Foi utilizado o *software Eviews 10*. [↑](#footnote-ref-27)
22. Foi utilizado o *software Eviews 10* para o teste de Perron e o *JMulTi* para o teste de Saikkonen-Lütkepohl. [↑](#footnote-ref-30)
23. Os valores críticos do teste de Perron (1998) para o modelo com constante e quebra de intercepto são: -4,95 (1%), -4,44 (5%), e -4,19 (10%). Tipo de quebra: *Rational shift*. Seleção da quebra estrutural: estatística *t* de Dickey-Fuller minimizada. Seleção do número ótimo de defasagens: Critério de Informação de Akaike. [↑](#footnote-ref-31)
24. Os valores críticos do teste de Saikkonen-Lütkepohl são para o modelo com constante (Lanne *et al*., 2002) são: -3,48 (1%), -2,88 (5%), e -2,58 (10%). [↑](#footnote-ref-32)
25. Foi utilizado o *software Eviews 10* para o teste de Perron e o *JMulTi* para o teste de Saikkonen-Lütkepohl. [↑](#footnote-ref-33)
26. Os valores críticos do teste de Perron (1998) para o modelo com constante e tendência estocástica e quebra de intercepto são: -5,72 (1%), -5,18 (5%), e -4,89 (10%). Tipo de quebra: *Rational shift*. Seleção da quebra estrutural: estatística *t* de Dickey-Fuller minimizada. Seleção do número ótimo de defasagens: Critério de Informação de Akaike. [↑](#footnote-ref-34)
27. Os valores críticos do teste de Saikkonen-Lütkepohl são para o modelo com constante e tendência estocástica (Lanne *et al*., 2002) são: -3,55 (1%), -3,03 (5%), e -2,76 (10%). [↑](#footnote-ref-35)
28. (a), (b) e (c) indicam que os coeficientes estimados são estatisticamente significativos ou rejeição da hipótese nula ao nível de significância estatística de 1%, 5% e 10%, respectivamente. Na derivação da matriz de ponderação ótima, visando controlar para a possibilidade de presença de heterocedasticidade e autocorrelação dos resíduos, utilizou-se o método HAC/Newey-West (indicado para dados com séries temporais). No processo de otimização, utilizou-se a opção “iteração até a convergência”, de modo que o estimador GMM convirja com algum grau de precisão para um determinado valor. [↑](#footnote-ref-36)