



**UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA APLICADA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA - CAEN
DOUTORADO EM ECONOMIA**

JORGE EDUARDO MACEDO SIMÕES

**A DÍVIDA PÚBLICA BRASILEIRA: SUSTENTABILIDADE, EFEITOS DE LONGO
PRAZO E LIMIAR SOBRE O CRESCIMENTO ECONÔMICO**

**FORTALEZA
2018**

JORGE EDUARDO MACEDO SIMÕES

**A DÍVIDA PÚBLICA BRASILEIRA: SUSTENTABILIDADE, EFEITOS DE LONGO
PRAZO E LIMIAR SOBRE O CRESCIMENTO ECONÔMICO**

Tese apresentada à Coordenação do Programa de Pós-Graduação em Economia – CAEN da Faculdade de Economia, Administração, Atuárias e Contabilidade da Universidade Federal do Ceará como requisito parcial para obtenção do título de Doutor em Economia. Áreas de Concentração: Economia do Setor Público.

Orientador: Prof. Dr. Roberto Tatiwa Ferreira.

**FORTALEZA
2018**

Dados Internacionais de Catalogação na
Publicação Universidade Federal do Ceará
Biblioteca Universitária

Gerada automaticamente pelo módulo Catalog, mediante os dados fornecidos pelo(a) autor(a)

- M121d Macedo Simões, Jorge
Eduardo.
A DÉVIDA PÚBLICA BRASILEIRA: SUSTENTABILIDADE, EFEITOS DE LONGO PRAZO
E
LIMAR SOBRE O CRESCIMENTO ECONÔMICO / Jorge Eduardo Macedo Simões. –
2018.
120 f. : il. color.
- Tese (doutorado) – Universidade Federal do Ceará, Faculdade de Economia, Administração,
Atuária e Contabilidade, Programa de Pós-Graduação em Economia, Fortaleza, 2018.
Orientação: Prof. Dr. Roberto Tatiwa Ferreira.
Coorientação: Prof. Dr. Rodolfo Herald da Costa
Campos .
1. Dívida Pública. 2. Crescimento Econômico. 3. Efeitos Restritivos. 4. Hiato Fiscal. 5. Efeito
Limar. I. Título.

CDD 330

JORGE EDUARDO MACEDO SIMÕES

**A DÍVIDA PÚBLICA BRASILEIRA: SUSTENTABILIDADE, EFEITOS DE LONGO
PRAZO E LIMIAR SOBRE O CRESCIMENTO ECONÔMICO**

Tese apresentada à Coordenação do Programa de Pós-Graduação em Economia – CAEN da Faculdade de Economia, Administração, Atuárias e Contabilidade da Universidade Federal do Ceará como requisito parcial para obtenção do título de Doutor em Economia. Áreas de Concentração: Economia do Setor Público.

Data da aprovação ____/____/____

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. Roberto Tatiwa Ferreira (Orientador)
Universidade Federal do Ceará (CAEN - UFC)

Prof. Dr. Rodolfo Herald da Costa Campos (Co-orientador)
Universidade do Estado do Rio Grande do Norte (UERN)

Prof. Dr. Luiz Ivan de Melo Castelar
Universidade Federal do Ceará (CAEN - UFC)

Prof. Dr. Elano Ferreira Arruda
Universidade Federal do Ceará (CAEN - UFC)

Prof. Dr. Guilherme Diniz Irffi
Universidade Federal do Ceará (CAEN - UFC)

AGRADECIMENTOS

Agradeço primeiramente a Deus, por ter me dado o dom da vida, e me proporcionar à oportunidade de completar mais uma etapa de minha vida acadêmica.

A minha Mãe Edina Macedo, meus avôs Flaviano Macedo e Jorge Simões (*In Memoriam*), Durvalina Macedo e Eliete Simões, meus tios, em especial a Rinaldo e Maria José Alves, primos, amigos, de modo especial, Clayton Douglas e Ana Maria. Faço dessa conquista um instrumento de eterna gratidão e reconhecimento por tudo que recebi de vocês.

A minha esposa Merian Pinheiro e meu filho Jorge Henrique, por todo amor, carinho, força, companheirismo e paciência nos momentos felizes e difíceis que passamos juntos.

Ao professor Roberto Tatiwa (orientador), profissional de admirável conhecimento, dedicado e competente, de grande importância para a minha formação acadêmica, sou grato pela postura firme e amigável com que conduziu as etapas da tese.

Ao professor Rodolfo Campos pela sua importante contribuição na realização de um dos artigos da tese. Estendo também os agradecimentos aos demais membros da banca avaliadora professores Ivan Castelar, Elano Arruda e Guilherme Irffi. Assim como, a todo corpo docente Programa de Pós-Graduação em Economia (CAEN) pela significativamente contribuição para a minha formação.

Aos amigos do CAEN Cristianos, Francisco, Germano, Felipes, Arley, Antônio, Hermelino, Diego, Júnior, Roberto, Luís, Thibério, Leilyanne, Maitê, Daniel, Natanael, Márcio, Tiago, Wesley, Rafael, Marcos, Priscila, Adreciana. De modo especial ao Weligton, uma pessoa impar, sempre disposto ajudar desde a minha chegada ao CAEN.

Aos demais colegas e Funcionários do CAEN, de modo especial ao Cléber, Adelino, Franciron, Márcia, Carmen.

Aos Professores Marcelo Diniz e Márcia Diniz pelas boas referências e incentivo para que eu viesse cursar doutorado no CAEN.

A CAPES e a UNIFESSPA pelo apoio financeiro e institucional, o qual possibilitou que eu me dedicasse exclusivamente à realização dessa pesquisa.

Por fim, a todas as pessoas que de alguma forma contribuíram para a realização dessa tese.

“Essa vida é muito curta, passa muito rápido e a gente só tem uma chance pra viver. Tenha Fé”
(Guilherme de Sá, 2010).

RESUMO

Esta tese tem como foco principal analisar a dinâmica da dívida pública brasileira a partir de 1999. Sendo assim, o primeiro artigo investiga qual o impacto de longo prazo do aumento da dívida pública sobre o crescimento econômico dos estados brasileiros e Distrito Federal para o período entre 2000 e 2016, seguindo Chudik *et al.* (2013, 2017). Encontram-se evidências empíricas de efeitos restritivos no longo prazo do aumento da dívida sobre o crescimento econômico. No segundo artigo, estima-se o nível de dívida máximo dos estados brasileiros que não compromete a solvência fiscal, baseado nos trabalhos teóricos e empíricos de Ostry *et al.* (2010) e Ghosh *et al.* (2013). Estima-se por Mínimos Quadrados Generalizados Factível uma função de reação fiscal cúbica, que permite a possibilidade de fadiga fiscal, para dados em painel no período entre 2000 e 2016, com o objetivo de determinar o limite da dívida e o espaço fiscal, para além do qual, sem medidas extraordinárias, a dívida será considerada insustentável. E além disso, criar cenários (otimista, mediano, pessimista) futuros 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 que a dívida aumenta o saldo primário eleva-se, mas a capacidade de resposta acaba se enfraquecendo e, em seguida, chega eventualmente a um ponto de fadiga fiscal, onde a reação se torna negativa a níveis de dívida muito altos. Os limites das dívidas dos estados brasileiros são bastante heterogêneos, variando entre 0,00% e 23,61%, com uma média de 5,46% dos respectivos PIBs. Os resultados dos espaços fiscais estimados refletem a atual crise vivenciada pela maioria dos estados brasileiros: 18 dos 27 estados brasileiros apresentam um hiato fiscal, ou seja, seus estoques de dívida/PIB já ultrapassaram os níveis de dívidas máximas. Em outras palavras, as dívidas desses estados apresentam trajetórias insustentáveis, com destaque negativo para os estados de Minas Gerais, Rio Grande do Sul, Rio de Janeiro e São Paulo, onde seus estoques de dívida/PIB estão 21,37%, 20,87%, 16,29% e 13,40%, respectivamente além do nível de dívida máximo. Por outro lado, os estados do Amapá (18,32%), Roraima (8,14%) e Tocantins (3,52%) ocupam os 3 primeiros lugares no ranking de geração de espaço fiscal. As perspectivas de espaço fiscal para os próximos quatro anos (2017-2020) não são favoráveis, com exceção do resultado obtido com um cenário otimista. Os demais cenários, sejam eles mediano e pessimista, apontam que alguns estados brasileiros tendem a continuar enfrentando problemas fiscais relacionados à insolvência da dívida pública. No último artigo, testa se existe um efeito limiar da acumulação da dívida pública sobre o crescimento econômico brasileiro e estima esse valor. Para isso, aplica-se a metodologia de regressão *kinked* com limiar desconhecido desenvolvida por Hansen (2017) a uma extensão do modelo teórico proposto por Padoan *et al.* (2012) para dados da economia brasileira no período compreendido entre janeiro de 1999 e dezembro de 2017. Os resultados empíricos confirmam a hipótese levantada por Reinhart e Rogoff (2010) de que existe um efeito não linear nonexo dívida-crescimento. No caso brasileiro, quando a relação dívida/PIB ultrapassa o valor limiar de 61,30%, a dívida tem efeito negativo sobre o crescimento econômico.

Palavras-chaves: Dívida Pública; Crescimento Econômico; Efeitos Restritivos; Hiato Fiscal; Efeito Limiar.

ABSTRACT

This thesis analyzes the dynamics of the Brazilian public debt since 1999. Thus, the first article investigates the long-term impact of public debt upgrowth over Brazilian states' and Federal District's economic growth in the period between 2000 and 2016 according to Chudik *et al.* (2013, 2017). Empirical evidences related to long-term restrictive effects caused by debt's growth on economic growth were found. In the second article, it is estimated the level of maximum debt of the Brazilian states that does not compromise the fiscal solvency, based on the theoretical and empirical works of Ostry *et al.* (2010) and Ghosh *et al.* (2013). We estimated a cubic fiscal reaction function by Feasible Generalized Least Square that allows the possibility of fiscal fatigue for panel data in the period between 2000 and 2016 aiming to define the limit of the debt and the fiscal space beyond which without measures the debt will be considered unsustainable. In addition, to create futures scenarios (optimistic, median, pessimistic) on debt limit and fiscal space. The empirical results indicate that there is a cubic relationship between primary surplus and public debt lagged in which to lower debt levels there is little response regarding surplus rise. While debt increases the primary balance rises but the capacity for response ends up weakening and then eventually reaches a point of fiscal fatigue where the reaction becomes negative at very high debt levels. The limits of the debts of the Brazilian states are quite heterogeneous, ranging from 0.00% to 23.61%, with an average of 5.46% of Gross Domestic Product, respectively. The estimated fiscal spaces reflect the current crisis experienced by most of the Brazilian states, 18 of the 27 Brazilian states present a fiscal gap, i.e. their debt-to-GDP stocks have already exceeded the greatest debt levels. In other words, the debts of these states have unsustainable path with negative prominence for the states of Minas Gerais, Rio Grande do Sul, Rio de Janeiro and São Paulo, where their debt-to-GDP stocks are 21.37%, 20.87%, 16.29% and 13.40% above the maximum debt level, respectively. On the other hand, the states of Amapá (18.32%), Roraima (8.14%) and Tocantins (3.52%) occupy the first 3 places in the ranking of fiscal space generation. The prospects of fiscal space for the next four years (2017-2020) are not favorable, except for the results obtained from an optimistic scenario. The other scenarios, such as the medium and pessimistic, point out that some Brazilian states tend to continue to face fiscal problems related to public debt insolvency. In the last article, tests whether there is a threshold effect of the accumulation of public debt on Brazilian economic growth and estimates this value. For this, we apply the kink regression methodology with unknown threshold developed by Hansen (2017) to an extension of the theoretical model proposed by Padoan *et al.* (2012) for data from the Brazilian economy in the period between January 1999 and December 2017. The empirical results confirm the hypothesis raised by Reinhart and Rogoff (2010) that there is a nonlinear effect on the debt-growth nexus. In the Brazilian case, when the debt-to-GDP ratio exceeds the threshold value of 61.30%, debt has a negative effect on economic growth.

Keywords: Public Debt; Economic Growth; Restrictive Effects; Fiscal Gaps; Threshold Effect.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1: Dívida Consolidada Líquida (% da Receita Consolidada Líquida) – 2016.....	50
Figura 2: Disponibilidade de Caixa Líquido (% da Receita Consolidada Líquida) – 2016.....	51
Figura 3: Gasto com Pessoal (% da Receita Consolidada Líquida) – 2016.....	53
Figura 4: Investimento (% da Receita Consolidada Líquida) – 2016.....	53
Figura 5: Determinação do limite da dívida.....	65
Figura 6: Crescimento econômico e dinâmica da dívida.....	101
Figura 7: Limiar da dívida.....	104
Figura 8: Trajetória temporal das séries.....	107
Figura 9: Critério de mínimos quadrados concentrados para o parâmetro limiar.....	108
Figura 10: Construção do intervalo de confiança para o limiar.....	109

LISTA DE TABELAS

Tabela 1: Dívida Consolidada Líquida (% da Receita Consolidada Líquida).....	29
Tabela 2: Estatística descritiva das séries para os estados brasileiros: 2000-2016	30
Tabela 3: Dynamic Fixed Effects (DFE) – Estimativa dos efeitos de longo prazo baseado na abordagem ARDL, 2000-2016	33
Tabela 4: Mean Group (MG) – Estimativa dos efeitos de longo prazo baseado na abordagem ARDL, 2000-2016.....	33
Tabela 5: Mean Group (MG) – Estimativa dos efeitos de longo prazo baseado na abordagem CS-ARDL, 2000-2016.....	36
Tabela 6: Mean Group (MG) – Estimativa dos efeitos de longo prazo baseado na abordagem CS-DL, 2000-2016	36
Tabela 7: Estatística descritiva das séries para os estados brasileiros: 2000-2016	67
Tabela 8: Método de construção dos cenários da dívida.....	71
Tabela 9: Testes de especificação.....	72
Tabela 10: Resultado das estimativas da função de reação fiscal dos estados brasileiros: 2000-2016	73
Tabela 11: Limite da dívida e espaço fiscal dos estados brasileiros no ano de 2016 (% do PIB)	75
Tabela A1: Dívida Consolidada Líquida (% da Receita Consolidada Líquida).....	86
Tabela A2: Disponibilidade de Caixa Líquido (% da Receita Corrente Líquida).....	87
Tabela A3: Resultado Primário (% da Receita Corrente Líquida)	88
Tabela A4: Gasto com Pessoal (% da Receita Corrente Líquida).....	89
Tabela A5: Investimentos (% da Receita Corrente Líquida).....	90
Tabela A6: Cenário otimista (% do PIB).....	91
Tabela A7: Cenário mediano (% do PIB).....	92
Tabela A8: Cenário pessimista (% do PIB).....	93
Tabela 12: Teste de linearidade	109
Tabela 13: Coeficientes estimados do modelo de crescimento econômico expandido com efeito threshold	110

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	11
2 EFEITOS DE LONGO PRAZO DA DÍVIDA PÚBLICA SOBRE O CRESCIMENTO ECONÔMICO: UMA ANÁLISE PARA OS ESTADOS BRASILEIROS ATRAVÉS DE MODELOS DE DADOS EM PAINEL DINÂMICO	14
2.1 Introdução	14
2.2 Revisão da Literatura.....	17
2.3 Metodologia.....	25
2.3.1 Modelo Empírico	25
2.3.2 Base de Dados.....	27
2.5 Considerações Finais	37
2.4 Resultados Empíricos.....	30
Referências Bibliográficas	39
3 FUNÇÃO DE REAÇÃO FISCAL NÃO LINEAR: LIMITE DA DÍVIDA, ESPAÇO FISCAL E SUSTENTABILIDADE DA DÍVIDA PARA OS ESTADOS BRASILEIROS	46
3.1 Introdução	46
3.2 Panorama Fiscal dos Estados Brasileiros.....	49
3.3 Revisão da Literatura.....	54
3.4 Metodologia.....	61
3.4.1 Referencial Teórico	61
3.4.2 Base de Dados.....	65
3.4.3 Estratégia Empírica.....	67
3.4.3.1 Forma Funcional da Função de Reação Fiscal.....	67
3.4.3.2 Determinação dos Pagamentos de Juros Ajustado ao Crescimento Econômico.....	69
3.4.3.3 Determinação do Limite da Dívida e Espaço Fiscal.....	69
3.4.3.4 Cenários futuros do limite da dívida e o espaço fiscal.....	70
3.5 Análise dos Resultados	71
3.6 Considerações Finais	76
Referências Bibliográficas	78
Apêndice A	86
4 DÍVIDA PÚBLICA E CRESCIMENTO ECONÔMICO NO BRASIL: HÁ UM KINK?	94
4.1 Introdução	94

4.2 Revisão da literatura	95
<i>4.2.1 Revisão da Literatura Teórica.....</i>	<i>95</i>
<i>4.2.2 Revisão da Literatura Empírica</i>	<i>97</i>
4.3 Metodologia	100
<i>4.3.1 Referencial Teórico</i>	<i>100</i>
<i>4.3.2 O Modelo Empírico</i>	<i>104</i>
<i>4.3.2 Base de Dados</i>	<i>106</i>
4.4 Resultados.....	108
4.5 Considerações Finais	110
Referências Bibliográficas	111
5 CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	118

1 INTRODUÇÃO

Na economia brasileira, desde meados da década de 60 a dívida pública tem sido um tema que tem despertado interesse do governo. Para pesquisas nessa direção, é importante frisar que a expansão da dívida pública afeta negativamente o desempenho da atividade econômica, elevando a taxa de juros no longo prazo e refletindo negativamente no mercado financeiro e nas decisões de consumo e investimento (Tabosa *et al.*, 2016). A alta dos juros causa um *crowding out* dos investimentos privados (aumenta o custo do investimento privado), reduzindo o crescimento econômico (Dornbusch; Fischer, 1982).

Nesse contexto, a presente tese é formada por três artigos que interagem entre si por abordarem a dinâmica da dívida pública brasileira a partir de 1999 e por utilizarem técnicas econométricas. O interesse por essa temática decorre do atual quadro econômico, marcado pela crise nas finanças públicas brasileira, com consequências drásticas não somente no endividamento, mas no reconhecimento público da existência de algum tipo de fragilidade fiscal, e os possíveis efeitos adversos no crescimento econômico.

No primeiro artigo, investiga-se qual o impacto de longo prazo do aumento da dívida pública sobre o crescimento econômico dos estados brasileiros e Distrito Federal para o período entre 2000 e 2016. Para tanto, são fornecidas estimativas por meio dos modelos auto regressivo com defasagens distribuídas (ARDL), auto regressivo com defasagens distribuídas aumentado pela média *cross-sectionally* (CS-ARDL) e defasagens distribuídas aumentado pela média *cross-sectionally* (CS-DL), seguindo Chudik *et al.* (2013, 2017) para três casos: (a) 26 estados brasileiros e o Distrito Federal, (b) 23 Estados¹ abaixo e (c) 4 Estados² acima e/ou próximo, concomitantemente, do Limite de Endividamento estipulado pela Lei de Responsabilidade Fiscal.

Os resultados do primeiro artigo estão em consonância com as literaturas teórica neoclássica (Modigliani, 1961; Diamond, 1965; Saint-Paul, 1994) e empírica (Chudik *et al.*, 2013, 2017) no que diz respeito a direção do efeito, e sugerem uma relação negativa entre o aumento da dívida pública e o crescimento econômico no longo prazo, ou seja, há evidências empíricas de efeitos restritivos no longo prazo do aumento da dívida sobre o crescimento do PIB.

¹Acre, Alagoas, Amapá, Amazonas, Bahia, Ceará, Distrito Federal, Espírito Santo, Goiás, Maranhão, Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, Pará, Paraíba, Paraná, Pernambuco, Piauí, Rio Grande do Norte, Rondônia, Roraima, Santa Catarina, Sergipe, Tocantins.

²Minas Gerais, Rio de Janeiro, Rio Grande do Sul e São Paulo.

No segundo artigo, verifica-se os limites de crescimento das despesas consideram a real possibilidade das finanças estaduais para acomodar maiores gastos públicos? Diante do exposto, este estudo pretende contribuir com o planejamento fiscal dos estados respondendo duas perguntas: a) o estado em análise ainda tem espaço (fiscal) para a expansão de seus gastos? b) qual valor máximo da dívida em relação ao PIB para cada estado brasileiro que não compromete a sua solvência?

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

Depois, a partir da previsão de um conjunto de variáveis³ são fornecidas estimativas sobre os limites das dívidas e seus respectivos espaços fiscais em três cenários (otimista, mediano e pessimista), sendo estes específicos de cada estado brasileiro para o período entre 2017 e 2020.

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 que a dívida aumenta o saldo primário eleva-se, mas a capacidade de resposta acaba se enfraquecendo e, em seguida, chega eventualmente a um ponto de fadiga fiscal, onde a reação se torna negativa a níveis de dívida muito altos. Os limites das dívidas dos estados brasileiros são bastante heterogêneos, variando entre 0,00% e 23,61%, com uma média de 5,46% dos respectivos PIBs.

Os resultados dos espaços fiscais estimados refletem a atual crise vivenciada pela maioria dos estados brasileiros: 18 dos 27 estados brasileiros apresentam um hiato fiscal, ou seja, seus estoques de dívida/PIB já ultrapassaram os níveis de dívidas máximas. Em outras palavras, as dívidas desses estados apresentam trajetórias insustentáveis, com destaque negativo para os estados de Minas Gerais, Rio Grande do Sul, Rio de Janeiro e São Paulo, onde seus estoques de dívida/PIB estão 21,37%, 20,87%, 16,29% e 13,40%, respectivamente além do nível de dívida máximo. Por outro lado, os estados do Amapá (18,32%), Roraima (8,14%) e Tocantins (3,52%) ocupam os 3 primeiros lugares no ranking de geração de espaço fiscal. Por fim, as perspectivas de espaço fiscal para os próximos quatro anos (2017-2020) não são

³Taxa de juros Selic, inflação (IGP-DI), receitas correntes e próprias, despesas correntes, PIB, dívida consolidada líquida.

favoráveis, com exceção do resultado obtido com um cenário otimista. Os demais cenários, sejam eles mediano e pessimista, apontam que alguns estados brasileiros tendem a continuar enfrentando problemas fiscais relacionados à insolvência da dívida pública.

O terceiro artigo pretende contribuir com a escassa literatura de estudos específicos para um único país, propondo-se a testar e estimar se existe um efeito limiar da acumulação da dívida pública sobre o crescimento econômico brasileiro. Para isso, aplica-se a metodologia de regressão *kinked* com limiar desconhecido desenvolvida por Hansen (2017) a uma extensão do modelo teórico proposto por Padoan *et al.* (2012) para dados da economia brasileira no período compreendido entre janeiro de 1999 e dezembro de 2017. Os resultados empíricos confirmam a hipótese levantada por Reinhart e Rogoff (2010) de que existe um efeito não linear no nexo dívida-crescimento. No caso brasileiro, quando a relação dívida/PIB ultrapassa o valor limiar de 61,30%, a dívida tem efeito negativo sobre o crescimento econômico.

2 EFEITOS DE LONGO PRAZO DA DÍVIDA PÚBLICA SOBRE O CRESCIMENTO ECONÔMICO: UMA ANÁLISE PARA OS ESTADOS BRASILEIROS ATRAVÉS DE MODELOS DE DADOS EM PAINEL DINÂMICO

2.1 Introdução

Uma questão que tem suscitado debates recorrentes no cenário econômico refere-se à relação de longo prazo entre dívida pública e crescimento econômico. Na literatura teórica os primeiros estudos remetem a metade do século 20, com três abordagens distintas (neoclássica, keynesiana e a proposição da equivalência ricardiana) e conclusões diferentes da direção desse efeito. De acordo com a visão neoclássica o aumento da dívida pública provoca um efeito negativo sobre o crescimento econômico (Modigliani, 1961; Diamond, 1965; Elmendorf e Mankiw, 1999, etc.), enquanto, na visão keynesiana esse efeito é positivo durante as recessões (Haavelmo, 1945; Baumol e Maurice, 1955; Adam e Bevan, 2005; Abbas e Christensen, 2007; DeLong e Summers, 2012, entre outros). Contrariando essas duas visões, a proposição da equivalência ricardiana demonstra que existe um efeito neutro ou irrelevante, de tal forma que a dívida pública não afeta o crescimento econômico (Barro, 1989).

Em geral, as previsões na literatura teórica dos efeitos de longo prazo da dívida pública sobre o crescimento econômico são ambíguas, prevendo efeitos negativos e positivos sob certas condições. Portanto, precisa-se estimar empiricamente a magnitude de tais efeitos (Chudik *et al.*, 2013).

Na literatura empírica nas últimas décadas o objetivo principal era o estudo entre países, de modo especial os emergentes, (Weeks, 2000; Patillo *et al.*, 2002, 2004; Karagol, 2002; Clements *et al.*, 2003; Schclarek, 2004), contudo, a partir do momento em que a crise financeira de 2008 atingiu uma escala global foi dada uma maior atenção às economias desenvolvidas (Misztal, 2010; Checherita-Westphal e Rother, 2010; Reinhart e Rogoff, 2010; Kumar e Woo, 2010; Baum *et al.*, 2012; Panizza e Presbitero, 2012).

As tentativas de desmitificar a relação existente entre dívida e crescimento se intensificaram a partir do trabalho de Reinhart e Rogof (2010). Esses autores exploram a relação não linear entre dívida e crescimento, de tal forma que acumulação da dívida pode ser prejudicial para o crescimento quando a dívida ultrapassa um determinado limite, estimado em torno de 90% do PIB.

A partir do artigo de Reinhart e Rogof (2010) um número crescente de trabalhos empíricos surgiram na literatura e, de um modo geral, podem ser divididos em dois grupos. O

primeiro adota a formulação linear (Panizza e Presbitero, 2012; Szabó, 2013; Lof e Malinen, 2014; Owusu-Nantwi e Erickson, 2016; Mousa e Shawawreh, 2017, dentre outros), enquanto o segundo explora a não linearidade (Kumar e Woo, 2010; Checherita-Westphal e Rother, 2010; Presbitero, 2010; Misztal, 2010; Caner *et al.*, 2010; Cecchetti *et al.*, 2011; Padoan *et al.*, 2012; Greenidge *et al.*, 2012; Égert, 2012; Minea e Parent, 2012; Herndon *et al.*, 2013, etc.) através de modelos com efeitos limiaries.

Contudo, a maioria desses artigos utilizam dados em painel sob fortes pressupostos de homogeneidade entre países⁴, sem atenção adequada à dinâmica⁵, efeitos de *feedback* da dívida para o PIB e, mais importante, independência transversal⁶ entre os erros individuais de cada país (Chudik *et al.*, 2013). Além disso, devido as heterogeneidades intrínsecas entre os países, os limiaries são mais prováveis para serem específicos de cada país, a estimativa de um limiar universal baseado no agrupamento de observações entre os países pode não ser informativo para formuladores de políticas interessados em uma determinada economia e seu uso pode ser enganoso⁷ (Chudik *et al.*, 2017).

Mas recentemente, alguns trabalhos (Afonso e Jalles, 2013; Panizza e Presbitero, 2013; Kourtellos *et al.*, 2013; Eberhardt e Presbitero, 2013; Pereima *et al.*, 2015), propõem corrigir alguns desses problemas. Chudik *et al.* (2013) propõem uma abordagem de defasagens distribuídas aumentada transversalmente (CS-DL) para estimar os coeficientes de longo prazo em modelos de dados em painéis dinâmicos heterogêneos com erros dependentes transversalmente. Utilizam, uma amostra de 40 países ao longo do período de 1965 a 2010, encontraram efeitos negativos significativos da dívida pública e da inflação no crescimento.

⁴É implicitamente assumido que países diferentes convergem para o seu equilíbrio à mesma taxa, entretanto, a experiência entre países mostra que algumas economias enfrentaram dificuldades de endividamento e experimentaram um crescimento moderado em níveis relativamente baixos de endividamento, enquanto outras conseguiram manter altos níveis de endividamento por períodos prolongados e cresceram fortemente sem sofrer com o endividamento. Isso sugere que os efeitos da dívida pública sobre o crescimento variam entre os países, dependendo de fatores e instituições específicas de cada país, como o grau de aprofundamento financeiro, o histórico de cumprimento das obrigações de dívidas anteriores e a natureza de seus sistemas políticos. Por isso, é importante considerar a heterogeneidade entre países (Chudik *et al.*, 2013).

⁵A dinâmica também deve ser modelada adequadamente, caso contrário, as estimativas dos efeitos de longo prazo podem ser inconsistentes (Chudik *et al.*, 2013).

⁶Ou seja, não há efeitos de transbordamento da dívida pendente de um país para o outro. Contudo, na literatura empírica é amplamente aceito que o condicionamento em variáveis observadas específicas de cada país, por si só, não garante a independência transversal do erro. É, portanto, também importante que se permita a possibilidade de dependência transversal do erro, que poderia surgir devido a efeitos comuns omitidos, possivelmente correlacionados com os regressores. Negligenciar tal dependência pode levar a estimativas enviesadas e inferência espúria (Chudik *et al.*, 2013).

⁷Relaxar a suposição de homogeneidade, enquanto possível em um número de dimensões é difícil quando se trata de estimar limiaries específicos de cada país, porque devido à não linearidade das relações envolvidas, a identificação e estimação de limiaries específicos de cada país requer séries temporais maiores do que as disponibilizadas atualmente.

Nesse sentido, a maioria dos estudos sobre esse tema são entre países, dentre os quais Kumar e Woo (2010), Reinhart e Rogof (2010), Presbitero (2010), Caner *et al.* (2010), Égert (2012), Chudik *et al.* (2013, 2017) englobam o Brasil na sua amostra, entretanto, existe uma carência de estudos específicos para a economia brasileira⁸, de modo ainda mais escasso para os estados brasileiros e o Distrito Federal.

O Programa de Reestruturação Fiscal e Financeira (Lei nº 9.469 de 11 de setembro de 1997), o Programa de Estabilização Fiscal de 1998 e a Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF) (Lei Complementar nº 101 de 04 de maio de 2000) estabelecem limites para o crescimento do gasto público e do endividamento dos estados brasileiros. Os dados da Dívida Consolidada Líquida (DCL) disponibilizada pela Secretária do Tesouro Nacional (STN), mostram que em média, com exceção do ano de 2002, no período de 2000 a 2011 a Dívida Consolidada Líquida (DCL) como proporção da Receita Corrente Líquida (RCL) apresentou uma trajetória decrescente, reduzindo-se de 143,41% em 2000 para 63,86% em 2011.

Contudo, a partir de 2011 verifica-se uma grande heterogeneidade entre os estados, com uma trajetória ascendente da DCL/RCL, aumentando para 69,94% em 2016. Nesse último ano, essa razão atingiu patamares extremamente elevados em quatro estados: Rio de Janeiro (233,84% da RCL), Rio Grande do Sul (212,95%), Minas Gerais (203,09%) e São Paulo (175,47%), sendo que nos três primeiros a dívida já ultrapassou o limite de 200,00% da RCL estipulado pela LRF. Das 27 Unidades da Federação, 22⁹ encerraram esse mesmo ano com uma relação DCL/RCL inferior a 100,00%, sendo que os 14 primeiros não chegaram nem a 50,00%.

Por outro lado, dados¹⁰ do Sistema de Contas Regionais do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística revelam que no período entre 2000 e 2011 a expansão média dos PIBs reais foi de 4,96%. Entretanto, a partir de 2012 esse resultado se deteriora e apresenta um decréscimo de 7,28% em 2016. A atual conjuntura é caracterizada pela retração dos indicadores de crescimento, emprego, produção e, por consequência, da redução da arrecadação tributária.

Diante do exposto, esse estudo estima a relação de longo prazo entre dívida pública e crescimento econômico dos estados brasileiros e Distrito Federal. Para isso, estimam-se modelos auto regressivos com defasagens distribuídas (ARDL), com defasagens distribuídas aumentado pela média transversal (CS-ARDL) e defasagens distribuídas aumentado pela média

⁸A maioria da literatura brasileira preocupa-se em testar a hipótese de sustentabilidade da dívida pública.

⁹Rio Grande do Norte, Pará, Amapá, Espírito Santo, Distrito Federal, Paraíba, Tocantins, Roraima, Paraná, Amazonas, Ceará, Maranhão, Mato Grosso, Piauí, Rondônia, Santa Catarina, Bahia, Sergipe, Pernambuco, Acre, Mato Grosso do Sul, Goiás.

¹⁰Realizado no período de 2000 a 2014 e previsto com base em modelos auto regressivos de primeira ordem – AR(1) de 2015 a 2016.

transversal (CS-DL) para dados em painel, seguindo Chudik *et al.* (2013, 2017). A amostra compreende o período entre 2000 e 2016 para três conjuntos de estados (a) 26 estados brasileiros e o Distrito Federal, (b) 23 Estados¹¹ abaixo e (c) 4 Estados¹² acima e/ou próximo, concomitantemente, do Limite de Endividamento estipulado pela LRF¹³, esses dois últimos casos considerados para explicar uma possível heterogeneidade dos efeitos de longo prazo da dívida pública sobre o crescimento econômico.

Diversos estudos apontam algumas vantagens dessas abordagens. De acordo com Pesaran e Smith, Pesaran (1997), Pesaran e Shin (1999) e Chudik *et al.* (2013, 2017) o ARDL tradicional pode ser empregado para análise de longo prazo independentemente dos regressores serem exógenos ou endógenos e não importando a ordem de integração das variáveis subjacentes, sejam elas $I(0)$ ou $I(1)$. O uso das versões aumentadas proporciona contornar o problema da dependência transversal e heterogeneidade específica na inclinação de cada estado. Além do mais, a abordagem CS-DL¹⁴ é robusta a diferentes ordens de defasagens, correlação serial nos erros e quebras nos processos de erros das unidades econômicas. De um modo geral, a utilização de uma variedade de métodos de estimação objetivou lidar com diferentes tipos de problemas econométricos e, garantir resultados robustos.

Seguindo essa introdução, na seção 2.2 realiza-se a revisão da literatura sobre o tema. Na seção 2.3, apresenta-se à metodologia. Os resultados serão apresentados na seção 2.4 e, na seção 2.5, as considerações finais.

2.2 Revisão da Literatura

Na literatura teórica sobre o nexos entre dívida e crescimento os primeiros estudos remetem a metade do século 20, com três abordagens distintas (neoclássica, keynesiana e a proposição da equivalência ricardiana) e conclusões diferentes da direção desse efeito. Na visão keynesiana, uma política fiscal expansionista que resulta em déficit orçamentário e dívidas crescentes, aumenta a demanda agregada através do multiplicador orçamentário resultando em

¹¹Acre, Alagoas, Amapá, Amazonas, Bahia, Ceará, Distrito Federal, Espírito Santo, Goiás, Maranhão, Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, Pará, Paraíba, Paraná, Pernambuco, Piauí, Rio Grande do Norte, Rondônia, Roraima, Santa Catarina, Sergipe, Tocantins.

¹²Minas Gerais, Rio de Janeiro, Rio Grande do Sul e São Paulo.

¹³Tomando como referência o ano de 2016.

¹⁴Chudik *et al.* (2013, 2017) demonstraram através de simulação de Monte Carlo que os estimadores CS-DL funcionam melhor em pequenas amostras e geralmente superam a abordagem ARDL tradicional. No entanto, alertam que a abordagem CS-DL deve ser vista como complementar e não tão superior à abordagem devido a duas desvantagens: ao contrário da abordagem ARDL do painel, não permite o efeito de *feedback* da variável dependente nos regressores e a deterioração do desempenho em pequenas amostras quando as raízes do polinômio AR na representação ARDL estão próximos do círculo unitário.

uma maior taxa de crescimento (Haavelmo, 1945; Baumol e Maurice, 1955; Adam e Bevan, 2005; Abbas e Christensen, 2007; DeLong e Summers, 2012, entre outros). Szabó (2013) ressalta ainda que o endividamento também pode alavancar os investimentos, por exemplo, através do desenvolvimento de infraestrutura, que também expande o PIB. Contrapondo-se a vertente keynesiana, os neoclássicos (Modigliani, 1961; Diamond, 1965; Elmendorf e Mankiw, 1999, etc.)¹⁵, demonstram que o aumento da dívida pública reduz o crescimento econômico, tendo em vista que uma política fiscal expansionista aumenta o consumo atual, que por sua vez reduz a taxa de poupança. Como resultado, levará a um declínio nos investimentos e uma desaceleração econômica. Cochrane (2011a, 2011b) enfatiza ainda que o efeito impresumível da dívida sobre a expansão do PIB é maior na presença de incertezas políticas ou confisco futuro.

Pereima *et al.* (2015) ressaltam que o impacto da dívida e política fiscal no crescimento dependem da estrutura, bem como do nível de tributação e despesas. A literatura distingue vários tipos de impostos e despesas pelo seu caráter distorcionário, como consumo público x investimento, despesas improdutivas x produtivas, ou diferentes categorias de despesas públicas, ou seja, militares, segurança social, educação ou despesas de saúde (Devarajan *et al.*, 1996; Kneller *et al.*, 1999). Geralmente, os gastos produtivos têm um impacto mais positivo a menos que sejam compensados por impostos distorcivos.

Indo de encontro com essas duas visões, a proposição da equivalência ricardiana enfatiza que o efeito é neutro ou irrelevante, de tal forma que o aumento da dívida pública não afeta o crescimento econômico (Barro, 1989). Baseado na hipótese de que no momento em que há o estímulo fiscal o déficit orçamentário cresce e o endividamento se acelera, os agentes econômicos se preparam para um momento futuro de medidas de austeridade e aumento de impostos, e conseqüentemente deixam de consumir e investir para aumentar poupança, o que neutraliza o impacto da política fiscal estimulante da demanda (Szabó, 2013).

Em geral, as previsões na literatura teórica dos efeitos de longo prazo da dívida pública sobre o crescimento econômico são ambíguas, prevendo efeitos negativos e positivos sob certas condições. Entretanto, precisa-se estimar empiricamente a magnitude de tais efeitos (Chudik *et al.*, 2013).

¹⁵Os modelos de crescimento endógeno de Saint-Paul (1992), Aizenman *et al.* (2007), Greiner (2012) corroboram com essa tese.

Na literatura empírica, a partir do momento em que a crise de 2008 atingiu uma escala global foi dada uma maior atenção às economias desenvolvidas¹⁶ (Misztal, 2010; Checherita-Westphal e Rother, 2010; Reinhart e Rogoff, 2010; Kumar e Woo, 2010; Baum *et al.*, 2012; Panizza e Presbitero, 2012). Antes o foco era apenas os países emergentes (Weeks, 2000; Patillo *et al.*, 2002, 2004; Karagol, 2002; Clements *et al.*, 2003; Schclarek, 2004). Nesse sentido, Schclarek (2004) se propôs a explorar a relação entre dívida e crescimento através de um painel de 59 países em desenvolvimento e 24 países industrializados entre 1970 e 2002. Os resultados evidenciaram que o aumento da dívida desempenha um papel importante na redução do crescimento econômico, contudo esses resultados são apenas válidos para grupos de países em desenvolvimento. Para as economias desenvolvidas essa relação não é significativa.

Kumar e Woo (2010) estimaram o impacto da elevação do volume da dívida pública no crescimento econômico a longo prazo numa estrutura de dados em painel de 38 economias avançadas e emergentes no período de 1970-2009, através de diversas metodologias de estimação homogêneas, tais como OLS agrupado, Efeito Fixo e *System GMM* (para explicar a endogeneidade de regressores do crescimento). Os seus resultados apontam para uma relação não linear e inversa entre crescimento econômico e dívida, de tal forma que para um nível de dívida entre 60% e 90% do PIB, um acréscimo de 10% na dívida provoca um arrefecimento de 0,2% por ano no PIB, sendo o impacto menor nos países desenvolvidos. De acordo com os autores, os efeitos adversos no crescimento devem-se essencialmente à redução da produtividade do trabalho e de uma variedade de canais que reduzem o crescimento, tais como: aumento da taxa de juro de longo prazo, possibilidade de aumentos de impostos, elevação da inflação, incerteza, vulnerabilidade a crises. Contudo, Kumar e Woo (2010) afirmam que existe pouca proeminência capaz de assegurar até que ponto elevados níveis de dívida podem contribuir para a redução do crescimento potencial.

Por outro lado, Reinhart e Rogoff (2010) são considerados grandes precursores no grupo que examina conexões não lineares entre essas variáveis. Através de um painel de dados de 44 países (economias avançadas e emergentes) entre 1946 e 2009, as economias são divididas em quatro grupos: *low debt* (anos/países em que a relação da dívida/PIB era inferior ao PIB – Baixa dívida), *medium debt* (anos/países em que a relação da dívida/PIB se situava entre 30 e 60%), *high debt* (anos/países em que a relação da dívida/PIB se situa entre 60 e 90%) e *very high debt*

¹⁶Inúmeras razões poderiam explicar essa situação, dentre as quais: a falta de um conjunto de dados comparáveis para um grande número de países; consideração da dívida como uma variável endógena e não exógena; o fato de que o tamanho da dívida não foi, até recentemente, considerado um problema na maioria dos países desenvolvidos, onde a maioria dos esforços em pesquisas está concentrada (Abbas e Christensen, 2007).

(anos/países em que a relação dívida/PIB era superior a 90%). Os resultados evidenciaram uma relação negativa significativa entre dívida e crescimento econômico para países com altos níveis de dívida (mais de 90% do PIB).

A partir do artigo de Reinhart e Rogoff (2010) diversos estudos surgiram, e de um modo geral a literatura empírica pode ser dividida em dois grupos. O primeiro grupo de estudos adota a formulação linear, enquanto o outro explora não linearidade na relação, através da utilização de modelos com efeitos limiares desenvolvidos por Hansen (1999).

Os resultados de Presbitero (2010) indicam que a dívida adicional tem um impacto positivo no crescimento do PIB quando a relação dívida/PIB situa-se abaixo de 10% e tem efeito negativo quando essa razão está entre 10 e 90%, enquanto esse efeito é irrelevante para valores dessa relação acima de 90%. Esse último resultado vai de encontro a Reinhart e Rogoff (2010), contudo sua análise centrou-se em uma amostra diferente, 92 países de baixa e média renda entre 1990 e 2007.

O limiar sobre o qual a dívida adicional tem um impacto negativo no crescimento econômico é estimado por Checherita-Westphal e Rother (2010) para 12 países da área do euro ao longo do período entre 1970-2011 e estão entre 90 e 100 por cento. Baum *et al.* (2012) utiliza essa mesma amostra para um período mais curto, 1990-2010, encontrando limite de 95%. Este percentual é estimado em 65% para União Europeia no período de 2000-2010 por Misztal (2010). No grupo de 101 economias analisadas por Caner *et al.* (2010), no período de 1980 a 2008, esses percentuais são estimados em 77% e 64% para as economias avançadas e emergentes, respectivamente. Cecchetti *et al.* (2011) usam dados de 18 países membros da OCDE durante o período 1980-2010 e encontram uma relação negativa entre as variáveis em questão para valores da dívida/PIB acima de 86%. Esse percentual que atua como valor limiar é em torno de 90% em Padoan *et al.* (2012), utilizando dados de 34 países membros da OCDE durante o período 1960-2011, e entre 55-56% para os países do Caribe no período de 1980 a 2010 (Greenidge *et al.*, 2012).

A literatura empírica até então sugeria tacitamente um vínculo que vai da dívida para crescimento, contudo a causalidade ainda permanecia indeterminada. Nesse sentido, Panizza e Presbitero (2012) contribuem para a literatura ao utilizar uma abordagem de variáveis instrumentais para estudar se a dívida pública tem um efeito causal sobre o crescimento econômico em uma amostra de países da OCDE para o período de 1980-2005. Os resultados são consistentes com a literatura existente de que existe uma correlação negativa entre dívida e

crescimento. No entanto, o vínculo entre a dívida e crescimento desaparece quando se corrige a endogeneidade.

Égert (2012) através de modelos não lineares encontra uma relação negativa entre dívida e crescimento. Ao realizar exercícios em amostras diferentes, as evidências empíricas de um limiar de 90% encontrado por Reinhart e Rogoff (2010) não se mantém em todas as amostras. Em alguns casos o efeito não linear negativo aparece em menores níveis de dívida (entre 20% e 60%).

Assim como Égert (2012), Minea e Parent (2012) questionam também o estudo de Reinhart e Rogoff (2010), afirmando que esses últimos não analisaram países com dívida/PIB superior a 90%. Os resultados corroboram em parte com Reinhart e Rogoff, indicando que a dívida prejudica o crescimento em países com níveis de dívida entre 90 e 115%. Entretanto, reportam que o efeito da dívida sobre o crescimento é positivo para países com dívida acima de 115%.

Herndon *et al.* (2013), replicaram o estudo de Reinhart e Rogoff (2010) e indicaram possíveis erros de codificação. Esses autores argumentam que a exclusão seletiva de dados disponíveis e a ponderação não convencional das estatísticas resumidas levam a erros sérios que representam incorretamente a relação entre dívida pública e crescimento do PIB para 20 economias avançadas no período pós-guerra. De um modo geral os resultados mostram que o efeito limiar desaparece depois da correção, contradizendo a afirmação de Reinhart e Rogoff (2010) de que a dívida superior a 90% do PIB consistentemente reduz o crescimento.

Szabó (2013) utiliza de um modelo de regressão linear para avaliar os efeitos causados pelo aumento da dívida dos países da União Europeia no crescimento econômico. Os resultados revelam que um aumento de um 1% na relação dívida/PIB causa uma desaceleração de 0,027% na taxa de crescimento.

De um modo geral os exercícios empíricos citados acima apresentam uma série de questões importantes não analisadas por Reinhart e Rogoff (2010), contudo, em sua maioria utilizam modelos de dados em painel que impõem homogeneidade da inclinação e não permitem adequadamente a dependência transversal do termo de erro. Implicitamente, esses estudos assumem que países diferentes convergem para o seu equilíbrio na mesma taxa, e não há efeitos indiretos de sobreposição de dívidas de um país para outro. Essas premissas não parecem plausíveis, dadas às diversas diferenças históricas e institucionais que existem entre os países e o crescente grau de interdependência das economias na economia global (Chudik *et al.*, 2013).

Nesse sentido, Afonso e Jalles (2013) utilizam um painel de 155 países para avaliar os vínculos entre crescimento, produtividade e dívida, através de uma metodologia que considera simultaneidade, endogeneidade, dependência transversal, não linearidade e efeito limiar. Seus resultados mostram um efeito negativo sobre a dívida. Para OCDE, quanto maior a maturidade da dívida, maior o crescimento econômico; a crise financeira é prejudicial para o crescimento; a consolidação fiscal promove o crescimento; e as maiores dívidas são benéficas para o crescimento da TFP. O impacto de um aumento de 10% na dívida sobre o crescimento é de 0,2% (0,1%) respectivamente, para países com dívida acima (abaixo) de 90% (30%) e um limite de dívida endógena de 59% é encontrado.

No contexto de painéis heterogêneos Panizza e Presbitero (2013) demonstram que os dados agregados produzem uma relação em formato de “U” invertido entre crescimento e dívida pública, contudo as regressões específicas dos países geralmente indicam uma relação em formato de “U” ou mesmo positiva entre dívida e crescimento. Por sua vez, Kourtellos *et al.* (2013) também enfatizaram que a não contabilização da heterogeneidade dos parâmetros pode ser uma limitação importante de muitos trabalhos existentes resultando em regressões espúrias.

Eberhardt e Presbitero (2013) abordaram a relação entre dívida e crescimento para 105 países no período entre 1972 e 2009 e investigam o problema da não linearidade (limiares da dívida) tanto nas dimensões entre países, como dentro dos países, através do instrumental de séries temporais adaptados para o uso em painel. Encontrando algum apoio para uma relação não linear positiva entre a dívida e crescimento de longo prazo entre países, mas nenhuma evidência de não linearidade dentro dos países da amostra, os testes empíricos pareciam suportar uma especificação linear. Quando a mesma foi utilizada, adotando vários limiares pré-especificados, o coeficiente da dívida no limiar alternou entre positivo e negativo.

No entanto, Chudik *et al.* (2013) apresenta alguns problemas dessa análise. Primeiramente, os autores acima incluem o estoque de capital junto com o nível de dívida como as duas principais variáveis que determinam o nível de produção agregada. Dada a endogeneidade dessas variáveis, a análise dos efeitos da dívida no resultado se tornaria complicada, uma vez que as mudanças na dívida são susceptíveis de influenciar as taxas de juros e, portanto, o investimento, e os efeitos indiretos das mudanças na dívida sobre o estoque de capital também deve ser levado em consideração (ver Pesaran e Smith (2013) para uma discussão). Em segundo lugar, Eberhardt e Presbitero (2013) assumem a existência de relação de longo prazo entre produção, estoque de capital e dívida em todos os países na sua amostra, sem fornecer evidências empíricas para apoiá-lo. Em terceiro lugar, sua análise pode estar

sujeita ao problema de causalidade reversa, uma vez que eles apenas incluem um valor defasado da variável dependente e os regressores, e isso pode não ser suficiente para a especificação ARDL capturar os efeitos de *feedback* do crescimento do produto em relação à dívida/PIB.

Chudik *et al.* (2013) contribuem tanto para a literatura teórica quanto empírica. Do lado teórico, desenvolveram uma abordagem de defasagens distribuídas aumentadas transversalmente (CS-DL) para estimar os efeitos de longo prazo em modelos de painel dinâmicos heterogêneos com erros dependentes transversalmente. Os autores comparam o mérito dessa e de outras abordagens existente na literatura por meio de simulações de Monte Carlo. Do lado empírico, utilizando dados de uma amostra de 40 países ao longo do período de 1965 a 2010, encontram efeitos negativos significativos da dívida pública e da inflação no crescimento. Os resultados indicam que efeitos de longo prazo negativo da expansão da dívida/PIB sobre o crescimento econômico. Entretanto, não encontraram evidências de um efeito limiar universal aplicável na relação dívida e crescimento. O efeito limiar é estatisticamente significativo apenas no caso de países com relação dívida crescentes em relação ao PIB.

Na sequência, Lof e Malinen (2014) utilizam um modelo de vetores auto regressivos em painel (PVAR) para um grupo de 20 países desenvolvidos para analisar a relação entre dívida e crescimento econômico. Não encontrando evidências de um efeito robusto da dívida sobre o crescimento, mesmo para níveis mais altos de dívida, enquanto o crescimento do PIB é estatisticamente significativo sobre a dívida. Embora a causalidade permaneça difícil de estabelecer, a robustez dos resultados pode ser melhorada ao controlar a heterogeneidade não observada.

Pereima *et al.* (2015) analisaram a relação não linear e heterogênea entre dívida e o crescimento econômico, controlando os resultados através de um indicador multidimensional de qualidade institucional. Para lidar com o problema da heterogeneidade não observada sugeriram um procedimento de dois estágios, usando uma amostra abrangente de 154 países. Primeiramente aplicam a análise de *cluster* para agrupar países de acordo com a qualidade de governança usando dados do *Worldwide Governance Indicator* (WGI). Num segundo passo a relação entre dívida pública e crescimento é investigada com modelos multiregressivos com efeito limiar para dados em painel. Os resultados confirmam a relação negativa de longo prazo e um coeficiente que varia muito entre os *clusters* dependendo da qualidade das instituições.

Goldberg e Romalis (2015) examinam a relação entre dívida pública e crescimento econômico, aplicando métodos semi paramétricos a um painel de estados dos EUA. Os

resultados evidenciaram que a dívida pública age como um obstáculo ao crescimento dos Estados Unidos. Owusu-Nantwi e Erickson (2016) empregam testes de cointegração de Johansen e modelos de correções de erros para examinar a relação causal e de longo prazo entre dívida e crescimento econômico em Gana, a partir de dados de séries temporais do Banco Mundial, indicadores de desenvolvimento e das perspectivas econômicas do FMI de 1970 a 2012. Os resultados revelam uma relação de longo prazo positiva e estatisticamente significativa entre dívida e crescimento. Além disso, no curto prazo, existe um vínculo de causalidade bidirecional entre a dívida e crescimento.

Soares (2017) utilizou um modelo de *Markov Switching* para avaliar o impacto da dívida pública sobre o crescimento econômico de Portugal quando a economia está em um ambiente expansivo ou contracionista, a partir de dados trimestrais entre 2000 e 2015. O resultado desta análise empírica sugere que a dívida pública prejudica o crescimento econômico em Portugal durante as recessões, sem impacto durante as expansões econômicas.

Mousa e Shawawreh (2017) investigaram o impacto da dívida pública sobre o crescimento econômico da Jordânia usando dados entre 2000 e 2015. O estudo emprega métodos de mínimos quadrados para capturar o impacto da dívida pública sobre o crescimento econômico. Os resultados indicam que há um impacto negativo da dívida pública sobre o crescimento econômico.

Chudik *et al.* (2017) investigaram o impacto de longo prazo da expansão da dívida pública sobre o crescimento econômico e, por conseguinte se a relação dívida-crescimento varia com o nível de endividamento. Os autores forneceram uma contribuição teórica, ao desenvolver testes para efeitos limiares no contexto de painel dinâmico heterogêneos com erros dependentes transversalmente. No lado empírico, através de uma amostra de 40 países (economias avançadas e em desenvolvimento) durante o período 1965-2010, não encontram evidências de um efeito limiar universal aplicável na relação entre dívida e crescimento. Contudo, acharam efeitos negativos significativos a longo prazo da acumulação de dívida sobre o crescimento.

Como já foi ressaltado anteriormente, a literatura empírica sobre a relação de longo prazo entre dívida e crescimento centra-se basicamente na análise entre países. Nesse sentido, os estudos de Kumar e Woo (2010), Reinhart e Rogof (2010), Presbitero (2010), Caner *et al.* (2010), Égert (2012), Chudik *et al.* (2013, 2017) compreendem o Brasil na sua amostra. Contudo, verifica-se que até o momento não existem estudos dessa natureza específicos para a economia brasileira, de modo ainda mais remoto para os estados brasileiros e Distrito Federal.

Diante do exposto, o presente estudo pretende contribuir com esse tema ao fornecer evidências empíricas sobre essa problemática por meio da estimação dos efeitos de longo prazo da dívida pública como proporção do PIB sobre o crescimento econômico dos estados brasileiros e do Distrito Federal para o período entre 2000 e 2016, através das abordagens teóricas/empíricas ARDL, CS-ARDL e CS-DL, seguindo Chudik *et al.* (2013, 2017). De um modo geral, a utilização de uma variedade de métodos de estimação objetivou lidar com diferentes tipos de problemas econométricos, garantindo resultados robustos.

2.3 Metodologia

2.3.1 Modelo Empírico

Para aferir os efeitos de longo prazo da relação dívida pública/PIB sobre o crescimento econômico dos Estados brasileiros e do Distrito Federal, utiliza-se modelos auto regressivos com defasagens distribuídas (ARDL). Assim como, as versões aumentadas pela média transversais, CS-ARDL (modelo auto regressivo aumentado pelas médias transversais) e CS-DL (modelo com defasagens distribuídas aumentado pelas médias transversais), tal como discutido em Chudik *et al.* (2013, 2017).

O modelo ARDL pode ser escrito como,

$$\Delta y_{it} = c_i + \sum_{l=1}^p \varphi_{il} \Delta y_{i,t-l} + \sum_{l=0}^p \beta'_{il} x_{i,t-l} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

onde $y_{i,t}$ é o logaritmo natural do PIB real do estado i ; $x_{it} = (\Delta d_{it})'$, d_{it} é o logaritmo natural da dívida como proporção do PIB do estado i ; $i = 1, 2, \dots, N$ é o número de unidades; o número de períodos de tempo $t = 1, 2, \dots, T$; β'_{il} são os $k \times 1$ vetores de coeficientes; φ_{il} são escalares; p são as ordens de defasagens escolhidas para serem suficientemente longas para que ε_{it} seja um processo serialmente não correlacionado para todo i . O termo de erro segue uma estrutura fatorial, $\varepsilon_{it} = \gamma'_i f_t + u_{it}$, de tal modo que, f_t é um $m \times 1$ vetor de fatores comuns não observados; γ'_i são as cargas dos fatores; u_{it} é independente e identicamente distribuído.

Diversos artigos, tais como (Pesaran e Smith, 1995; Pesaran, 1997 e Pesaran e Shin, 1999) mostram que a abordagem ARDL pode ser empregada para estimar os efeitos de longo prazo, independentemente dos regressores serem exógenos ou endógenos e não importando a ordem de integração das variáveis subjacentes, sejam elas $I(0)$ ou $I(1)$. Além disso,

proporciona um nível de heterogeneidade significativa entre os estados, e, por conseguinte, elucida o fato de que o efeito da dívida pública no crescimento econômico possa oscilar entre os estados (de modo particular no curto prazo), dependendo de fatores peculiares dos estados tais como: instituições, localização geográfica ou patrimônio cultural (Chudik *et al.*, 2017).

Segundo Chudik *et al.* (2017) esses recursos da abordagem ARDL são atraentes, pois a causalidade reversa pode ser muito importante na aplicação empírica. Embora um alto endividamento possa ter impacto negativo no crescimento econômico, o baixo crescimento do PIB também poderia levar a altos índices de dívida/PIB. Entretanto, a incerteza da amostra pode ser grande nessa abordagem, sobretudo quando a velocidade de convergência para a relação de longo prazo é bastante lenta e a dimensão do tempo não é tão longa.

Chudik e Pesaran (2015) estendem o modelo ARDL para o caso de painéis dinâmicos heterogêneos com regressores fracamente exógenos ao aumentar o modelo ARDL com as médias transversais dos regressores (CS-ARDL) representado como:

$$\Delta y_{it} = c_i + \sum_{l=1}^p \varphi_{il} \Delta y_{i,t-l} + \sum_{l=0}^p \beta'_{il} x_{i,t-l} + \sum_{l=0}^1 \psi'_{il} \bar{z}_{t-l} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

onde $\bar{z}_t = (\bar{\Delta y}_t, \bar{x}_t)'$, as demais variáveis são como definidas em (1). A equação (2) é estimada utilizando *Common Correlated Effects Mean Group (CCEMG)*, seguindo Chudik *et al.* (2013). No entanto, a incerteza da amostragem nas abordagens ARDL e CS-ARDL é grande quando a dimensão temporal é moderada. Deste modo, a partir abordagem ARDL apresentada em (1), Chudik *et al.* (2013) propôs uma maneira alternativa de estimar os efeitos de longo prazo de forma direta, referida como abordagem de defasagens distribuídas (DL). Estimam-se também versões CS-DL da relação entre dívida e crescimento do PIB, especificado por:

$$\Delta y_{it} = c_i + \theta'_i x_{it} + \sum_{l=0}^{p-1} \delta'_{il} \Delta x_{i,t-l} + \omega_{iy} \bar{\Delta y}_t + \sum_{l=0}^1 \omega'_{i,xl} \bar{x}_{t-l} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

onde $\bar{x}_t = N^{-1} \sum_{i=1}^N x_{it}$, $\bar{y}_t = N^{-1} \sum_{i=1}^N y_{it}$, as demais variáveis são como definidas na equação (1), com $p = 1, 2, 3$. A equação (3) é estimada utilizando *Mean Group* ou *Pooled Mean Group*, de acordo com Chudik *et al.* (2013).

Para verificar se as abordagens empregadas resolvem o problema da dependência transversal, executa-se o teste CD (dependência transversal) de Pesaran (2004, 2013). Este teste utiliza os coeficientes de correlação *pairwise* entre os resíduos de cada painel sob a hipótese nula de independência transversal, as estatísticas são distribuídas como $N(0,1)$. O teste é

robusto a raiz unitária, heterogeneidade dos parâmetros ou quebras estruturais e é calculado como segue abaixo:

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}} \left(\sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij} \right) \quad (4)$$

2.3.2 Base de Dados

O presente estudo utiliza dados anuais referentes à Dívida Consolidada Líquida (DCL)¹⁷, Receita Corrente Líquida (RCL)¹⁸, obtidas junto a Secretária do Tesouro Nacional (STN), Produto Interno Bruto a Preços Correntes (PIB)¹⁹ do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), Taxa de Inflação (IGP-DI), da Fundação Getulio Vargas (FGV), coletados no período de 2000 a 2016, totalizando 459 observações.

Para obter o PIB real, deflaciona-se o PIB estadual corrente pelo IGP-DI (2016=100). A Tabela 1, mostra a evolução da dívida consolidada líquida (DCL) como proporção da receita corrente líquida (RCL) no período recente (2010-2016), verifica-se uma grande heterogeneidade entre os estados brasileiros. Entretanto, um ponto em comum é o aumento da dívida da maioria dos estados a partir de 2011. Em 2016, esta razão atinge patamares extremamente elevados em quatro estados: Rio de Janeiro (233,84% da RCL), Rio Grande do Sul (212,95%), Minas Gerais (203,09%) e São Paulo (175,47%), sendo que nos três primeiros a dívida já ultrapassou o limite de 200,00% da RCL estipulado pela LRF. Das 27 Unidades da Federação, 22 encerraram esse mesmo ano com uma relação DCL/RCL inferior a 100,00%, sendo que 14 não chegaram nem a 50,00%.

Desta forma, os modelos apresentados na seção anterior serão estimados a partir de amostras diferentes: (a) 26 estados brasileiros e o Distrito Federal, (b) 23 Estados²⁰ abaixo e

¹⁷Representa o montante da Dívida Consolidada (DC) deduzido o saldo relativo aos haveres financeiros (disponibilidade de caixa e demais haveres financeiros). Caso o valor dos haveres financeiros seja inferior aos restos a pagar processados (exceto precatórios), não haverá deduções na DC, e logo a DCL será igual à DC. A escolha dessa variável se deu em função da indisponibilidade de informações sobre Dívida Pública Consolidada (DPC) a partir de 2014, o que inviabilizaria um diagnóstico atualizado do endividamento dos Estados brasileiros. Outro fator que também contribuiu significativamente para escolha dessa variável é o uso da DCL como um dos indicadores de meta no Programa de Reestruturação Fiscal e Financeira (Lei nº 9.469 de 11 de setembro de 1997), Programa de Estabilização Fiscal de 1998, Lei de Responsabilidade Fiscal (Lei Complementar nº 101 de 2000) (MDF, 2016).

¹⁸É o somatório das receitas tributárias de um governo, referentes a contribuições, patrimoniais, agropecuárias e de serviços, deduzidos os valores das transferências constitucionais.

¹⁹Realizado no período de 2000-2014 e previsto com base em modelos auto regressivos de primeira ordem – AR(1) de 2015 a 2016.

²⁰Acre, Alagoas, Amapá, Amazonas Bahia, Ceará, Distrito Federal, Espírito Santo, Goiás, Maranhão, Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, Pará, Paraíba, Paraná, Pernambuco, Piauí, Rio Grande do Norte, Rondônia, Roraima, Santa Catarina, Sergipe, Tocantins.

(c) 4 Estados²¹ acima e/ou próximo, concomitantemente, do Limite de Endividamento estipulado pela LRF²², esses dois últimos casos considerados para explicar essa heterogeneidade presente na relação DCL, que por fim, tendem a se reproduzir sobre o crescimento econômico. Entretanto, antes de passar para a análise dos resultados, realiza-se uma análise descritiva dos dados utilizados nas estimações dos modelos empíricos.

²¹Minas Gerais, Rio de Janeiro, Rio Grande do Sul e São Paulo.

²²Tomando como referência o ano de 2016.

Tabela 1: Dívida Consolidada Líquida (% da Receita Consolidada Líquida)

UF	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
AC	104,25	83,31	72,50	67,82	62,09	44,71	51,64	41,12	28,43	36,54	53,72	50,37	58,43	68,51	73,91	96,87	72,67
AL	223,31	178,23	236,27	276,85	264,45	224,64	221,59	200,24	197,13	180,92	161,66	147,88	150,43	146,35	153,89	169,69	102,95
AM	100,03	68,52	66,84	55,55	44,83	37,32	33,33	18,98	12,81	23,68	27,09	19,36	15,32	21,98	30,76	47,82	40,60
AP	4,57	5,03	27,98	27,68	22,64	10,51	10,82	9,60	4,05	11,01	18,03	12,00	17,80	26,24	41,21	27,45	14,36
BA	163,79	170,74	181,62	163,14	141,90	116,64	102,26	82,41	71,91	62,94	52,13	46,38	49,10	47,13	39,94	59,44	55,78
CE	87,39	93,77	117,50	105,68	92,24	73,09	60,36	38,29	23,55	17,22	27,73	29,38	27,70	29,45	42,20	62,83	43,60
DF	35,94	35,09	39,80	35,80	27,64	34,62	32,70	19,10	16,03	17,33	18,13	15,92	10,01	16,09	20,67	25,23	29,89
ES	97,83	82,76	115,74	101,62	73,04	43,70	33,71	19,01	10,35	8,50	17,18	13,67	14,97	20,74	26,97	31,37	26,41
GO	313,28	281,43	277,13	240,43	221,38	185,06	181,91	160,55	140,35	128,46	129,91	101,04	101,96	92,37	89,76	98,61	95,11
MA	257,75	209,82	272,62	222,04	174,24	132,64	115,13	91,42	73,95	68,21	63,65	47,18	41,12	38,21	46,26	60,04	43,70
MG	141,38	234,45	262,65	242,80	224,39	203,10	189,13	187,76	176,32	179,49	182,34	181,79	174,54	183,38	178,97	198,66	203,09
MS	309,55	294,23	310,34	266,64	232,69	201,10	181,12	148,30	115,27	114,65	119,74	113,14	105,39	102,41	98,20	94,20	78,19
MT	250,47	196,91	159,01	175,56	130,08	111,30	109,80	94,06	69,95	54,08	55,33	39,91	30,47	34,62	42,41	45,04	43,98
PA	56,81	63,33	66,72	60,55	60,43	46,00	43,58	34,51	28,26	23,85	28,62	19,38	10,79	10,34	9,97	12,04	9,29
PB	152,51	109,82	142,44	117,16	107,63	88,76	75,71	60,00	48,17	34,18	35,72	24,91	26,26	26,70	36,98	41,35	30,25
PE	85,63	111,84	125,35	117,27	103,77	83,27	66,59	53,06	42,45	43,16	38,26	39,02	45,75	52,76	57,93	62,17	60,68
PI	173,31	173,71	164,04	151,62	141,78	109,44	84,69	77,93	60,25	60,21	53,99	56,78	50,50	58,60	60,89	57,01	45,17
PR	128,79	134,10	123,74	104,64	107,64	129,04	125,77	116,33	118,71	112,22	89,17	75,84	59,81	59,91	58,14	48,52	38,82
RJ	207,03	189,88	234,76	201,22	204,33	190,10	172,48	173,47	160,35	162,91	156,23	145,84	165,13	153,78	178,19	197,77	233,84
RN	70,90	54,01	64,61	53,40	37,91	31,85	26,28	22,11	19,46	17,42	20,29	13,11	10,56	14,75	16,47	9,04	3,12
RO	111,09	105,27	144,87	121,45	102,90	84,75	71,85	64,44	50,37	53,04	54,10	49,60	45,01	62,45	62,13	60,73	50,06
RR	30,95	28,33	35,15	43,27	4,24	15,37	10,33	10,79	8,32	30,99	4,12	12,48	19,60	37,49	18,44	11,77	34,82
RS	266,45	251,19	279,23	280,00	282,70	257,79	253,48	253,83	234,48	219,53	214,00	213,77	218,13	208,58	209,33	227,23	212,95
SC	183,03	145,50	194,61	166,78	164,48	119,37	108,87	90,34	77,40	60,66	62,95	45,67	40,58	47,92	45,14	53,04	50,21
SE	88,01	77,85	72,58	68,49	64,71	45,32	57,12	42,31	21,84	26,65	33,30	43,42	52,77	55,07	57,07	69,03	60,43
SP	193,03	197,03	227,37	223,98	222,98	197,12	189,47	170,70	162,95	150,41	152,86	145,69	153,87	141,93	147,81	167,84	175,47
TO	35,04	26,87	37,03	26,22	34,84	13,80	12,75	8,47	9,88	11,01	16,36	20,65	20,61	25,64	32,67	40,03	33,05
MÉDIA	143,41	133,45	150,09	137,69	124,15	104,83	97,13	84,78	73,44	70,71	69,87	63,86	63,58	66,05	69,49	76,84	69,94

Fonte: Secretaria do Tesouro Nacional (2017).

Elaboração do autor.

A Tabela 2, apresentada a seguir, reporta as estatísticas descritivas das séries. Observa-se que o Produto Interno Bruto Real (y) médio foi de 0,19 bilhão, com mínimo de 0,01 em Roraima (2004) e máximo de 2,20 (São Paulo em 2014). Com taxa de crescimento (Δy) média das economias dos estados brasileiros de 3,09%, oscilando entre um decréscimo da economia de 18,92% no Distrito Federal em 2002 e 25,62% (Mato Grosso, em 2003). No que se refere à Dívida Consolidada Líquida em proporção ao PIB (d) de cada estado, em média elas correspondem a 11,59%, variando entre 0,50% no Rio Grande do Norte em 2016 e 38,83% (Maranhão, em 2000). Verifica-se ainda que houve uma redução média de 4,44% no estoque da dívida pública como proporção do PIB (Δd).

Tabela 2: Estatística descritiva das séries para os estados brasileiros: 2000-2016

Variáveis	Observações	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
y	459	0,1894	0,3374	0,0056	2,2048
Δy	432	0,0309	0,0739	-0,1892	0,2562
d	459	0,1159	0,0833	0,0050	0,3883
Δd	432	-0,0444	0,3061	-2,2578	1,7375

Fonte: elaboração do autor.

2.4 Resultados Empíricos

Conforme descrito anteriormente, os modelos são estimados a partir de três amostras: (a) 26 estados brasileiros e o Distrito Federal, (b) 23 Estados²³ abaixo e (c) 4 Estados²⁴ acima e/ou próximo, concomitantemente, do Limite de Endividamento estipulado pela LRF²⁵, esses dois últimos casos considerados para explicar uma possível heterogeneidade dos efeitos de longo prazo da dívida pública sobre o crescimento econômico. Cada painel fornece as estimações médias dos efeitos de longo prazo do crescimento da dívida/PIB sobre o crescimento do PIB (denotado por $\theta_{\Delta d}$) e os coeficientes do termo de correção de erro, especificado por λ .

Os resultados obtidos através do método *Dynamic Fixed Effects (DFE)* são reportadas na Tabela 3 (assumindo homogeneidade da inclinação) e do *Mean Group (MG)* na Tabela 4 (permitindo que os interceptos, os coeficientes de curto e longo prazo além da variância do erro

²³Acre, Alagoas, Amapá, Amazonas, Bahia, Ceará, Distrito Federal, Espírito Santo, Goiás, Maranhão, Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, Pará, Paraíba, Paraná, Pernambuco, Piauí, Rio Grande do Norte, Rondônia, Roraima, Santa Catarina, Sergipe, Tocantins.

²⁴Minas Gerais, Rio de Janeiro, Rio Grande do Sul e São Paulo.

²⁵Tomando como referência o ano de 2016.

possam ser diferentes entre os grupos) para as defasagens $p = 1, 2, 3$. Os estimadores de DFE são inconsistentes na presença de heterogeneidade na inclinação, mesmo que T seja suficientemente grande. Por outro lado, as estimativas MG são consistentes desde que os erros sejam independentes transversalmente (Pesaran e Smith, 1995).

Os resultados apresentados na Tabela 3 e 4 mostram que, com exceção das estimativas por MG com 3 defasagens (para todos os casos e margens de erros), as demais especificações, tanto por DFE, quanto MG, são estatisticamente significativas²⁶, evidenciando que há uma relação inversa entre o crescimento da dívida/PIB e o crescimento econômico. Especificamente, para o caso (a), ao considerar as estimativas de DFE presentes na Tabela 3, observa-se que os efeitos negativos da expansão da dívida/PIB no crescimento do produto variam entre -0,11 e -0,22, ou seja, um aumento de um ponto percentual no crescimento da dívida/PIB provoca uma desaceleração do crescimento do produto entre 0,11% e 0,22%, dependendo da ordem de defasagem selecionada. Por outro lado, as estimativas MG disponibilizadas na Tabela 3 são maiores (oscilando entre -0,34 e -0,39), de tal forma que um acréscimo de 1% na relação dívida/PIB reduz o crescimento do PIB entre 0,34% e 0,39% respectivamente.

Na sequência, ao separar a amostra em dois grupos: (b) 23 Estados abaixo e (c) 4 Estados acima e/ou próximo, respectivamente, do Limite de Endividamento estipulado pela LRF, percebe-se que, para o caso (c) os efeitos negativos da expansão da dívida/PIB sobre o aumento do PIB variam entre (-0,75 e -0,86) e são maiores do que para os estados do grupo (b) (-0,01 e -0,31), dependendo da ordem de defasagem e método utilizado.

Esses resultados evidenciam uma grande diferença em termos de magnitude dos efeitos de longo prazo da dívida pública sobre o crescimento econômico entre os dois grupos. Por exemplo, ao considerar as estimativas por MG com apenas uma defasagem, os reflexos negativos de longo prazo de um aumento de 1% na relação dívida/PIB de apenas 4 dos estados brasileiros, sejam eles, Minas Gerais, Rio de Janeiro, Rio Grande do Sul e São Paulo, são aproximadamente três vezes superiores aos demais 22²⁷ Estados e o Distrito Federal.

De um modo geral, os resultados apresentados na Tabela 3 e 4 evidenciam uma relação negativa entre dívida e crescimento. Entretanto, os coeficientes estimados variam com o aumento das defasagens e com/sem agrupamento. Em todas as especificações (a)-(c), a velocidade de ajuste para o equilíbrio de longo prazo é muito rápida (superior 0,87, em termos

²⁶Os erros padrão relatado entre parênteses são robustos a heterocedasticidade transversal e correlação serial dos resíduos como em Arellano (1987).

²⁷Acre, Alagoas, Amapá, Amazonas, Bahia, Ceará, Espírito Santo, Goiás, Maranhão, Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, Pará, Paraíba, Paraná, Pernambuco, Piauí, Rio Grande do Norte, Rondônia, Roraima, Santa Catarina, Sergipe, Tocantins.

de valor absoluto) e está de acordo com a persistência relativamente baixa do crescimento do PIB da maioria dos estados brasileiros. Contudo, Chudik *et al.* (2013) ressalta que isso não significa dizer que a velocidade de ajuste no nível de produção real será tão rápida quanto na relação dívida/PIB (utilizada nessa aplicação).

As Tabelas 3 e 4 relatam ainda o teste de CD (dependência transversal) de Pesaran (2004, 2013), sob a hipótese nula de independência transversal, com distribuição normal padrão²⁸, baseado na média das correlações em pares dos resíduos das regressões via OLS dos estados individuais (a-c). Observa-se que, para cada $p = 1, 2, 3$ os termos de erros entre os estados nos modelos ARDL apresentam um grau elevado de dependência transversal, tendo em vista que as estatísticas de CD são altamente significantes e com dimensões muito grandes na maioria dos casos²⁹. Evidenciando que as estimativas obtidas usando o modelo ARDL podem ser tendenciosas e errôneas.

²⁸As propriedades teóricas do teste de CD foram estabelecidas no caso de regressores estritamente exógenos e modelos auto regressivos puros. As propriedades do teste de CD para painéis dinâmicos que incluem variáveis dependentes atrasadas e outros (regressores fracos ou estritamente exógenos) ainda não foram investigadas. No entanto, simulações de Monte Carlo relatados em Chudik e Pesaran (2015b) sugerem que o teste de CD continua a ser válido mesmo quando o modelo de dados em painel contém variáveis dependentes atrasadas e outros regressores.

²⁹Apenas para o caso (c) que a estatística do teste CD são pequenas, em virtude da amostra ser pequena, entretanto, são altamente significativas.

Tabela 3: *Dynamic Fixed Effects (DFE)* – Estimativa dos efeitos de longo prazo baseado na abordagem ARDL, 2000-2016

	ARDL (1 Lag)			ARDL (2 Lag)			ARDL (3 Lag)		
	(a)	(b)	(c)	(a)	(b)	(c)	(a)	(b)	(c)
$\hat{\theta}_{\Delta d}$	-0,1110** (0,0453)	-0,0970** (0,0422)	-0,7665*** (0,0614)	-0,1507*** (0,0439)	-0,0140*** (0,0421)	-0,7460*** (0,0786)	-0,2194*** (0,0423)	-0,2042*** (0,0340)	-0,8598*** (0,0953)
$\hat{\lambda}$	-0,8756*** (0,0454)	-0,8747*** (0,0478)	-1,1184*** (0,0857)	-1,0681*** (0,1142)	-1,0823*** (0,1251)	-1,3409*** (0,3066)	-1,0058*** (0,1447)	-1,0417*** (0,1585)	-0,9861*** (0,3627)
<i>Estatística CD teste</i>	47,85***	39,72***	3,03***	42,85***	35,12***	3,64***	38,09***	31,44***	3,48***
<i>N X T</i>	405	345	60	378	322	56	351	299	52

Fonte: Elaboração dos autores.

Nota: A especificação ARDL é dada por: $\Delta y_{it} = c_i + \sum_{l=1}^p \varphi_{il} \Delta y_{i,t-l} + \sum_{l=0}^p \beta'_{il} x_{i,t-l} + \varepsilon_{it}$, onde y_{it} é o logaritmo natural do PIB real, $x_{it} = (\Delta d_{it})'$, d_{it} é o logaritmo natural da dívida como proporção ao PIB, e $p = 1, 2, 3$. $\kappa_i = 1 - \sum_{l=1}^p \varphi_{il}$, e $\theta_i = \kappa_i^{-1} \sum_{l=0}^p \beta_{il}$. Os erros padrão reportados entre parênteses são robustos para heterocedasticidade transversal e correlação serial assim como Arellano (1987). Os símbolos ***, ** e * denotam significância em 1%, 5% e em 10% respectivamente.

Tabela 4: *Mean Group (MG)* – Estimativa dos efeitos de longo prazo baseado na abordagem ARDL, 2000-2016

	ARDL (1 Lag)			ARDL (2 Lag)			ARDL (3 Lag)		
	(a)	(b)	(c)	(a)	(b)	(c)	(a)	(b)	(c)
$\hat{\theta}_{\Delta d}$	-0,3432*** (0,0529)	-0,2656*** (0,04454)	-0,7894*** (0,0460)	-0,3855*** (0,0593)	-0,3147*** (0,0562)	-0,7909*** (0,0853)	0,3021 (0,3747)	0,2285 (0,3780)	0,7027 (1,4513)
$\hat{\lambda}$	-0,9314*** (0,0525)	-0,8945*** (0,0559)	-1,1422*** (0,1010)	-1,1833*** (0,1175)	-1,1262*** (0,1272)	-1,5110*** (0,2881)	-1,1158*** (0,2310)	-1,0957*** (0,2601)	-1,2250** (0,5173)
<i>Estatística CD teste</i>	32,74***	30,71***	4,72***	21,10***	18,07***	4,17***	17,54***	14,67***	5,06***
<i>N X T</i>	405	345	60	378	322	56	351	299	52

Fonte: Elaboração dos autores.

Nota: A especificação ARDL é dada por: $\Delta y_{it} = c_i + \sum_{l=1}^p \varphi_{il} \Delta y_{i,t-l} + \sum_{l=0}^p \beta'_{il} x_{i,t-l} + \varepsilon_{it}$, onde y_{it} é o logaritmo natural do PIB real, $x_{it} = (\Delta d_{it})'$, d_{it} é o logaritmo natural da dívida como proporção ao PIB, e $p = 1, 2, 3$. $\kappa_i = 1 - \sum_{l=1}^p \varphi_{il}$, e $\theta_i = \kappa_i^{-1} \sum_{l=0}^p \beta_{il}$. Os erros padrão reportados entre parênteses são robustos para heterocedasticidade transversal e correlação serial assim como Arellano (1987). Os símbolos ***, ** e * denotam significância em 1%, 5% e em 10% respectivamente.

Objetivando contornar esse problema, aplica-se a abordagem CS-ARDL, descrita em (2), seguindo Chudik *et al.* (2013). Os resultados das estimativas de MG dos efeitos de longo prazo baseado na abordagem CS-ARDL são apresentados na Tabela 5, para os três casos supracitados. Observa-se que, para o caso (a), exceto para estimativa CCEMG quando $p = 3$ que não é estatisticamente significativa, as demais estimativas de longo prazo dos efeitos do aumento da dívida/PIB sobre o crescimento da atividade econômica são menores (-0,14 para $p = 1$ e -0,11 para $p = 2$) e estatisticamente significativas a 1% e 5% respectivamente, do que as apresentadas na Tabela 4, na qual o processo de estimação não considera a possibilidade de que fatores comuns não observados estejam correlacionados com os regressores.

Os efeitos de longo prazo da expansão da dívida/PIB no crescimento do PIB para o caso (b), relatados na Tabela 5, são inferiores aos das estimativas de ARDL. Para essa especificação, apenas o CCEMG com $p = 1$ é estatisticamente significativa a 10%. Em termos econômicos, esse efeito indica que, se a relação dívida/PIB crescer 1% o reflexo sobre a atividade econômica será um arrefecimento na ordem de 0,09%. No caso (c), a inclusão das médias transversais propiciou também uma redução no efeito de longo prazo sobre o crescimento econômico do aumento da dívida como proporção ao PIB, entretanto, para essa especificação, todos os coeficientes são estatisticamente significativos a 1%, com os efeitos de longo prazo alterando entre -0,52 e -0,72. Assim, se a dívida pública/PIB aumentar em 1% o efeito negativo sobre o crescimento do produto será superior a 0,5%, dependendo da ordem de defasagem, podendo chegar até a 0,72%. Comparando os resultados das estimativas (b) e (c) percebe-se mais uma vez que, para o caso (b) os efeitos de longo prazo do aumento da dívida pública sobre o crescimento econômico são bem menores do que nos estados da amostra (c).

As estatísticas do teste de CD para qualquer um dos casos revelam um declínio substancial na correlação média dos pares dos resíduos após o aumento da seção transversal dos modelos ARDL, as mesmas agora apresentam estatísticas de testes muito pequenas, e estatisticamente insignificantes. Nesse sentido, aceita-se a hipótese nula de que não há dependência transversal para $p = 1, 2, 3$, de tal modo que os estimadores CS-ARDL são consistentes e os seus respectivos erros padrão são não viesados.

Outra informação importante de registrar a respeito da abordagem CS-ARDL é que, a velocidade de convergência para o equilíbrio de longo prazo é muito rápida (e, na maioria dos casos é mais veloz do que na abordagem ARDL, Ver Tabelas 3-5). Mas, como observado por Chudik *et al.* (2013) devido ao pequeno viés da amostra nas estimativas da dinâmica de curto prazo, as velocidades de ajuste relatadas nessas tabelas devem ser vistas como indicativas.

As estimativas apresentadas nas Tabelas 3 a 5 apontam para uma relação negativa entre o aumento da dívida e crescimento do PIB no longo prazo, ou seja, há evidências empíricas de efeitos restritivos no longo prazo do aumento da dívida sobre o crescimento do econômico. No entanto, a incerteza da amostragem, nas abordagens ARDL e CS-ARDL, é grande quando a dimensão temporal é moderada. Deste modo, a Tabela 6 apresenta as estimativas de MG da abordagem CS-DL, a mesma constitui-se como uma maneira alternativa de estimar os efeitos de longo prazo de forma direta. Além disso, tende a apresentar melhor desempenho, em termos de Raiz do Erro Quadrado Médio (RMSE), quando a dimensão temporal (T) é moderada.

De modo geral, esses resultados são análogos aos obtidos com os modelos ARDL e CS-ARDL, Tabelas 3-5. De forma específica, para o caso (a), os efeitos da expansão da dívida/PIB sobre o crescimento econômico com base no estimador de *Mean Group*, $\hat{\theta}_{MG}$, são negativos, e com exceção da especificação para $p = 3$, estatisticamente significantes a pelo menos 5% de margem erro. Os coeficientes estimados oscilam entre -0,11 e -0,15, estando bem próximos e tendendo a serem robustos para escolha da ordem de defasagem. Em termos econômicos, isso significa dizer que se a relação dívida pública aumentar em 1% o reflexo sobre atividade econômica será uma retração no crescimento do PIB variando entre 0,11% e 0,15% (dependendo da ordem de defasagem).

Tabela 5: Mean Group (MG) – Estimativa dos efeitos de longo prazo baseado na abordagem CS-ARDL, 2000-2016

	CS – ARDL (1 Lag)			CS – ARDL (2 Lag)			CS – ARDL (3 Lag)		
	(a)	(b)	(c)	(a)	(b)	(c)	(a)	(b)	(c)
$\hat{\theta}_{\Delta d}$	-0,1373*** (0,0498)	-0,0929* (0,0486)	-0,5643*** (0,1037)	-0,1067** (0,0478)	-0,0667 (0,0409)	-0,5227*** (0,1453)	-3,4286 (3,1635)	-0,0275 (0,3575)	-0,7228*** (0,0476)
$\hat{\lambda}$	-1,0970*** (0,0645)	-1,0663*** (0,0759)	-1,1556*** (0,0424)	-1,3681*** (0,1042)	-1,3331*** (0,1159)	-1,2839*** (0,1674)	-1,1106*** (0,3137)	-1,1225*** (0,3340)	-1,8191*** (0,5943)
<i>Estatística CD teste</i>	-1,56	-1,35	-1,68	0,13	-0,20	-0,16	-0,06	-0,23	-1,18
<i>N X T</i>	405	345	60	378	322	56	351	299	52

Fonte: Elaboração dos autores.

Nota: Na especificação ARDL aumentada transversalmente (CS-ARDL) as regressões incluem a média transversal da variável dependente e os regressores, com uma defasagem dessas médias transversais. A especificação CS-ARDL é dada por $\Delta y_{it} = c_i + \sum_{l=1}^p \varphi_{il} \Delta y_{i,t-l} + \sum_{l=0}^p \beta'_{il} x_{i,t-l} + \sum_{l=0}^1 \psi'_{il} \bar{z}_{t-l} + \varepsilon_{it}$, onde $x_{it} = (\Delta d_{it})'$, $\bar{z}_t = (\bar{\Delta y}_t, \bar{x}'_t)'$, $\alpha_i = 1 - \sum_{l=1}^p \varphi_{il}$, e $\theta_i = \alpha_i^{-1} \sum_{l=0}^p \beta_{il}$ e $p = 1, 2, 3$. Veja também as notas da Tabela 3.

Tabela 6: Mean Group (MG) – Estimativa dos efeitos de longo prazo baseado na abordagem CS-DL, 2000-2016

	CS – DL (1 Lag)			CS – DL (2 Lag)			CS – DL (3 Lag)		
	(a)	(b)	(c)	(a)	(b)	(c)	(a)	(b)	(c)
$\hat{\theta}_{\Delta d}$	-0,1518*** (0,0478)	-0,1047** (0,0471)	-0,6529*** (0,1089)	-0,1108** (0,0444)	-0,0648 (0,0394)	-0,5140*** (0,1477)	-0,0725 (0,0540)	-0,0470 (0,0480)	-0,5251*** (0,1802)
<i>Estatística CD teste</i>	-1,83*	-1,87*	-1,74*	-1,51	-1,95*	-1,56	-0,68	-1,05	-1,10
<i>N X T</i>	405	345	60	378	322	56	351	299	52

Fonte: Elaboração dos autores.

Nota: Na especificação DL aumentada transversalmente (CS-DL) as regressões incluem a média transversal da variável dependente e uma defasagem das médias transversais dos regressores. A especificação CS-DL é dada por: $\Delta y_{it} = c_i + \theta'_i x_{it} + \sum_{l=0}^{p-1} \delta'_{il} \Delta x_{i,t-l} + \omega_{iy} \bar{\Delta y}_t + \sum_{l=0}^1 \omega'_{i,xl} \bar{x}_{t-l} + \varepsilon_{it}$. Veja também as notas da Tabela 3.

Por outro lado, para o caso (b), mais uma vez apenas apresentou significância estatística na especificação com apenas uma defasagem, com efeitos longo prazo negativos na ordem de 0,10. No caso (c), os resultados são análogos aos da estimativa CS-ARDL, com efeitos de longo prazo oscilando entre -0,51 e -0,65. Mais uma vez os efeitos negativos do aumento da dívida/PIB dos 4 estados mais endividados são superiores aos demais estados brasileiros, contudo, esse efeito tem uma proporção maior comparada a abordagem CS-ARDL. No que diz respeito à dependência transversal, os resultados apresentados na Tabela 6 corroboram com a abordagem CS-ARDL a 5% de margem de erro.

Por fim, de um modo geral, a utilização de uma variedade de métodos de estimação (ARDL, CS-ARDL, CS-DL) objetivou lidar com diferentes tipos de problemas econométricos e, garantir resultados robustos. Observa-se que a direção/sinal da relação de longo prazo entre a dívida e crescimento econômico é sempre negativa para os casos estatisticamente significantes, em diferentes ordens de defasagens.

2.5 Considerações Finais

Esse estudo estima a relação de longo prazo entre a dívida pública e crescimento econômico dos estados brasileiros e Distrito Federal no período entre 2000 e 2016. Para atingir os objetivos, modelos ARDL, CS-ARDL e CS-DL são estimados, seguindo Chudik *et al.* (2013, 2017) para três casos: (a) 26 estados brasileiros e o Distrito Federal, (b) 23 Estados³⁰ abaixo e (c) 4 Estados³¹ acima e/ou próximo, concomitantemente, do Limite de Endividamento estipulado pela LRF³², esses dois últimos casos considerados para explicar uma possível heterogeneidade dos efeitos de longo prazo da dívida pública sobre o crescimento econômico.

A escolha dos métodos de investigação se deve ao fato de ser uma forma promissora de conduzir análise dos efeitos de longo prazo nonexo dívida-crescimento, ainda não realizada em nível estadual no Brasil. Além do mais, os remotos estudos que relacionam dívida e crescimento são sob fortes pressupostos de homogeneidade da inclinação. No entanto, os dados sobre dívida pública demonstram que existe uma heterogeneidade entre os estados brasileiros. Isso sugere que os efeitos da dívida pública sobre o crescimento variam entre todos os estados,

³⁰Acre, Alagoas, Amapá, Amazonas, Bahia, Ceará, Distrito Federal, Espírito Santo, Goiás, Maranhão, Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, Pará, Paraíba, Paraná, Pernambuco, Piauí, Rio Grande do Norte, Rondônia, Roraima, Santa Catarina, Sergipe, Tocantins.

³¹Minas Gerais, Rio de Janeiro, Rio Grande do Sul e São Paulo.

³²Tomando como referência o ano de 2016.

dependendo de fatores e instituições específicos dos estados³³. Por conseguinte, é importante ter em conta essa heterogeneidade entre os estados. Ademais, o condicionamento com variáveis observadas específicas para os estados, por si só, não garantem a independência transversal do erro conforme utilizado em grande parte da literatura de dados em painel. É, portanto, importante considerar as correlações transversais dos erros, que podem surgir devido a fatores comuns omitidos, possivelmente correlacionados com os regressores. Negligenciar tais dependências poderia ocasionar estimativas tendenciosas e inferências errôneas (Chudik *et al.*, 2013).

Os resultados estão em consonância com as literaturas teórica neoclássica (Modigliani, 1961; Diamond, 1965; Saint-Paul, 1994) e empírica (Chudik *et al.*, 2013, 2017) no que diz respeito à direção do efeito, e sugerem uma relação negativa entre o aumento da dívida pública e o crescimento econômico no longo prazo, ou seja, há evidências empíricas de efeitos restritivos no longo prazo do aumento da dívida sobre o crescimento do PIB.

De modo geral, para o caso (a), os efeitos da expansão da dívida/PIB sobre o crescimento econômico são estatisticamente significantes a 5% e os coeficientes estimados oscilam entre -0,11 e -0,15. Em outras palavras, nesta amostra se a relação dívida pública aumentar em 1% o reflexo sobre atividade econômico será uma retração no crescimento do PIB variando entre 0,11% e 0,15%. Para o caso (b), os efeitos de longo prazo são negativos em torno de -0,10. No caso (c), esse impacto é muito maior do que nos demais casos, com efeitos de longo prazo oscilando entre -0,51 e -0,65.

Essas evidências empíricas mostram que para os estados brasileiros, uma expansão fiscal que gera endividamento elevado pode ter seus efeitos anulados ou até mesmo revertidos no longo prazo, em virtude da relação negativa entre dívida pública e crescimento econômico. Estudos futuros que investiguem os valores limiares dessa relação podem fornecer informação adicional do valor limite do endividamento dos estados que não prejudique seu crescimento.

³³Essas podem incluir perspectivas de superávits primários e crescimento, custo do empréstimo (incluindo o custo dos juros da dívida já contratada e as percepções do mercado de uma capacidade do país para atender empréstimos futuros), requisitos regulamentares, natureza da base de investidores e histórico de cumprimento das obrigações da dívida (que tenha dificuldades de dívida/ perda de acesso de mercado) e a vulnerabilidade aos choques (efeitos de conexão) (Chudik *et al.*, 2013).

Referências Bibliográficas

ABBAS, S. M. A.; CHRISTENSEN, J. The Role of Domestic Debt Markets in Economic Growth: An Empirical Investigation for Low–Income Countries and Emerging Markets. **IMF Working Paper**, n. 07/127, 2007.

ADAM, C. S.; BEVAN, D. L. Fiscal deficits and growth in developing countries. **Journal of Public Economics**, n. 4, p. 571–597, 2005.

AFONSO, A.; JALLES, J. T. Growth and Productivity: The Role of Government Debt. **International Review of Economics and Finance**, n.25, p.384-407, 2013.

AIZENMAN, J. K. K.; PINTO, B. Economic growth with constraints on tax revenues and public debt: implications for fiscal policy and cross-country differences. **NBER Working Paper**, n.12750, 2007.

ARELLANO, M. Practitioner’s Corner: Computing Robust Standard Errors for Within-groups Estimators. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 49, n. 4, p. 431-434, 1987.

BARRO, R. The Ricardian Approach to Budget Deficits. **The Journal of Economic Perspectives**, v. 3, n. 2, p. 37-54, 1989.

BAUM, A.; CHECHERITA-WESTPHAL, C.; ROTHER, P. Debt and Growth. New Evidence for the Euro Area. **ECB Working Paper**, n. 1450, 2012.

BAUMOL, W. J.; MAURICE, H. P. More on the Multiplier Effects of a Balanced Budget. **The American Economic Review**, v. 45, n. 1, p. 140-148, 1955.

CANER, M.; GRENNES, T.; KOEHLER-GEIB, F. Finding the Tipping Point – When Sovereign Debt Turns Bad. **World Bank Policy Research Working Paper**, n. 5391, 2010.

CECCHETTI, S. G.; MOHANTY, M. S.; ZAMPOLLI, F. The Real Effects of Debt. **BIS Working Paper**, n. 352, 2011.

CHECHERITA-WESTPHAL, C.; ROTHER, P. The Impact of High and Growing Government Debt on Economic Growth. An Empirical Investigation for the Euro Area. **ECB Working Paper**, n. 1237, 2010.

CHUDIK, A.; MOHADDES, K.; PESARAN, M. H.; RAISSI, M. Debt, Inflation and Growth: Robust Estimation of Long-Run Effects in Dynamic Panel Data Models. **Federal Reserve Bank of Dallas, Globalization and Monetary Policy Institute Working Paper**, n.162, 2013.

_____. Is There a Debt-threshold Effect on Output Growth ?. **Review of Economics and Statistics**, n. 01, v. 99, p. 135-150, 2017.

CHUDIK, A.; PESARAN, M. H. Common Correlated Effects Estimation of Heterogeneous Dynamic Panel Data Models with Weakly Exogenous Regressors. **Journal of Econometrics**, n. 01, v. 188, p. 393-420, 2015a.

_____. **Large Panel Data Models with Cross-Sectional Dependence: A Survey**. In B. H. Baltagi (Ed.), forthcoming in *The Oxford Handbook on Panel Data*. Oxford University Press, 2015b.

CLEMENTS, B.; BHATTACHARYA, R.; NGUYEN, T.Q. External debt, public investment and growth in lowincome countries, **IMF Working Paper**, n. 249, Washington, D.C, 2003.

COCHRANE, J. H. Understanding Policy in the Great Recession: Some Unpleasant Fiscal Arithmetic. **European Economic Review**, v. 55, n.1, p. 2-30, 2011a.

_____. **Inflation and Debt. National Affairs** (Washington/DC), n. 9, p. 56-78, 2011b.

DELONG, J. B.; SUMMERS, L. H. Fiscal Policy in a Depressed Economy. **Brookings Papers on Economic Activity**, p. 233-297, 2012.

DEVARAJAN, S.; SWAROOP, V.; ZOU, H. F. The composition of public expenditures and economic growth. **Journal of Monetary Economics**, v. 37, n. 2, p. 313-344, 1996.

DIAMOND, P. National Debt in A Neoclassical Growth Model. **American Economic Review**, v. 55, n. 5, p. 1126-1150, 1965.

DI CASOLA, P.; SICHLIMIRIS, S. Composition of Sovereign Debt and Financial Development: A Dynamic Heterogeneous Panel Approach. **Mimeo, Stockholm School of Economics**, 2015.

ÉGERT, B. Public Debt, Economic Growth and Nonlinear Effects: Myth or Reality? **OECD Economic Department Working Paper**. n. 993, 2012.

EBERHARDT, M.; PRESBITERO, A. F. This Time They Are Different: Heterogeneity and Nonlinearity in the Relationship between Debt and Growth. **IMF Working Paper**, 2013.

ELMENDORF, D. W.; MANKIW, G. N. Government Debt. In J. B. Taylor & M. Woodford (Eds.). **Handbook of Macroeconomics**, v. 1, part. C, p. 1615-1669. Elsevier, 1999.

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

GREENIDGE, K.; CRAIGWELL, R.; THOMAS, C.; DRAKES, L. Threshold Effects of Sovereign Debt: Evidence from the Caribbean. **IMF Working Paper**, n. 157, 2012.

GREINER, A. Debt and Growth: Is There a Non-monotonic Relation? **Working Papers in Economics and Management**, n. 4, 2012.

HAAVELMO, T. Multiplier Effects of A Balanced Budget. **Econometrica**, v. 13, n. 4, p. 311-318, 1945.

HANSEN, B. E. Threshold Effects in Non-Dynamic Panels: Estimation, Testing and Inference. **Journal of Econometrics**, v. 93, n. 2, p. 345-368, 1999.

HERNDON, T.; ASH, M.; POLLIN, R. Does High Public Debt Consistently Stifle Economic Growth? A Critique of Reinhart and Rogoff. **PERI Working Paper**, n. 322, 2013.

IBGE. INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Produto interno bruto estadual a preços de mercado: Série histórica**, Brasília, 2017.

KARAGOL, E. The causality analysis of external debt service and GNP: the case of Turkey, **Central Bank Review, Research and Monetary Policy Department**, Central Bank of the Republic of Turkey, v. 1, n. 2, p.39-64, 2002.

KNELLER, R., BLEANEY, M. F.; GEMMELL, N. Fiscal policy and growth: evidence from OECD countries. **Journal of Public Economics**, n. 74, p. 171-190, 1999.

KOURTELLOS, A.; STENGOS, T.; TAN, C. M. The effect of public debt on growth in multiple regimes. **Journal of Macroeconomics**, n. 38, p. 35-43, 2013.

KUMAR, S. M.; WOO, J. Public Debt and Growth. **IMF Working Paper**, n. 174, 2010.

LOF, M.; MALINEN, T. Does sovereign debt weaken economic growth? a panel var analysis. **Economic Letters**, n. 122, p. 403-407, 2014, 2014.

MATOS, P. R. F. Análise do Impacto da Corrupção no Endividamento dos Estados Brasileiros. **Série de Estudos Econômicos – CAEN**, n. 16, 2016.

MINEA, A.; PARENT, A. Is High Public Debt Always Harmful to Economic Growth? Reinhart and Rogoff and Some Complex Nonlinearities. **CERDI Working Paper**, n. 18, 2012.

MISZTAL, P. Public Debt and Economic Growth in the European Union. **Journal of Applied Economic Science**, v. 5, n. 3, p. 292–302, 2010.

MODIGLIANI, F. Long-Run Implications of Alternative Fiscal Policies and the Burden of the National Debt. **Economic Journal**, v. 71, n. 4, p. 730–755, 1961.

MOUSA, T. A.; SHAWAWREH, A. M. The Impact of Public Debt on the Economic Growth of Jordan: An Empirical Study (2000- 2015). **Accounting and Finance Research**, v. 6, n. 2, 2017.

NICKELL, S. J. Biases in Dynamic Models with Fixed Effects. **Econometrica**, v. 49, n. 6, p. 1417–1426, 1981.

OWUSU-NANTWI, V.; ERICKSON, C. Public Debt and Economic Growth in Ghana. **African Development Review**, v. 28, n. 1, p. 116-126, 2016.

PADOAN, P. C.; SILA, U.; VAN DEN NOORD, P. Avoiding Debt Traps: Financial Backstops and Structural Reforms. **OECD Economic Department Working Paper**, n. 976, 2012.

PANIZZA, U.; PRESBITERO, A. F. Public Debt and Economic Growth: Is There a Causal Effect? **POLIS Working Paper**, n. 198, 2012.

_____. Public Debt and Economic Growth in Advanced Economies: A Survey. **MoFiR Working Paper**, n. 78, 2013.

PATILLO, C.; POIRSON, H.; RICCI, L. External Debt and Growth, **IMF Working Paper**, n. 96, Washington, D.C, 2002.

_____. What are the channels through which external debt affects growth? **IMF Working Paper**, n.15, Washington, D.C, 2004.

PELLEGRINI, J. A. Dívida estadual. **Textos para discussão, Núcleo de Estudos e Pesquisa do Senado**, 2012. Disponível em < <http://www12.senado.gov.br/publicacoes/estudos-legislativos/tipos-deestudos/textos-para-discussao/td-110-divida-estadual>>.

PEREIMA, J. B.; MERKI, M.; CORREIA, F. M. Economic Growth and Public Debt. **IN: ANAIS ANPEC**, 2015.

PESARAN, M. H. The Role of Economic Theory in Modelling the Long Run. **Economic Journal**, n. 107, p. 178-191, 1997.

_____. General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels. **IZA Discussion Paper**, n. 1240, 2004.

_____. Estimation and Inference in Large Heterogeneous Panels with Multifactor Error Structure. **Econometrica**, n. 74, pp. 967-1012, 2006.

_____. Testing Weak Cross-Sectional Dependence in Large Panels. **Forthcoming in Econometric Reviews**, 2013.

PESARAN, M. H.; SHIN, Y. An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis. In S. Strom (Ed.). **Econometrics and Economic Theory in 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium**, Chapter 11, p. 371-413. Cambridge: Cambridge University Press, 1999.

PESARAN, M. H., SHIN, Y.; SMITH, P. Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels. **Journal of the American Statistical Association**, n. 94 (446), p. 621-634, 1999.

PESARAN, M. H.; SMITH, R. Estimating Long-run Relationships from Dynamic Heterogeneous Panels. **Journal of Econometrics**, v. 68, n. 1, p. 79-113, 1995.

_____. Signs of Impact Effects in Time Series Regression Models. **CAFE Research Paper**, n. 22, 2013.

PRESBITERO, A. F. Total Public Debt and Economic Growth in Developing Countries. **MoFiR Working Paper**, n. 44, 2010.

REINHART, C. M.; ROGOFF, K. S. Growth in a Time of Debt. **NBER Working Paper**, n. 15639, 2010.

SAINT-PAUL, G. Fiscal Policy in an Endogenous Growth Model. **Quarterly Journal of Economics**, v. 107, n. 4, p. 1243-1259, 1994.

SCHCLAREK, A. Debt and Economic Growth in Developing and Industrial Countries. **Lund University Department of Economics Working Paper**, n. 34, 2004.

SOARES, J. M. R. Assessing the Impact of Public Debt on Economic Growth: an Analysis on Portugal. **Dissertação de Mestrado em Economia – Escola de Negócios em Economia**, Portugal, 2017.

SECRETARIA DO TESOURO NACIONAL. **Manual de demonstrações fiscais**, Brasília, 2017.

_____. **Dívida consolidada líquida: Série histórica**, Brasília, 2017.

SZABÓ, Z. The Effect of Sovereign Debt on Economic Growth and Economic Development. **Public Finance Quarterly**, v. 58, n. 3, pp. 251–270, 2013.

WEEKS, J. Latin America and high performing Asian economies: growth and debt. **Journal of International Development**, v. 12, n. 5, p. 625-654, 2000.

3 FUNÇÃO DE REAÇÃO FISCAL NÃO LINEAR: LIMITE DA DÍVIDA, ESPAÇO FISCAL E SUSTENTABILIDADE DA DÍVIDA PARA OS ESTADOS BRASILEIROS

3.1 Introdução

Desde o Programa de Ação Econômica do Governo (PAEG) em 1964, o governo tem se preocupado com a sustentabilidade da dívida pública (Tabosa *et. al.*, 2016). Apesar de não ser a principal problemática desse programa, novos instrumentos financeiros que impactaram na dinâmica da dívida brasileira foram criados, entre eles está a emissão de obrigações reajustáveis do Tesouro Nacional como forma de financiar a dívida pública interna.

A partir da década seguinte, observa-se uma expansão da dívida pública em virtude das crises do petróleo em 1973 e 1979, além da recessão americana, da crise da dívida externa em 1982 e da falta de acompanhamento e transparência das contas públicas (Tabosa *et. al.*, 2016). Ainda nesse período inicia-se a primeira crise do endividamento dos estados brasileiros, após a moratória da dívida mexicana. Nesse período os afluxos de capitais estrangeiros para o país diminuíram bruscamente e as esferas subnacionais de governo não tiveram como honrar seus compromissos externos. O Governo Federal foi então obrigado a assumir as dívidas dos estados, que eram garantidas pelo Tesouro Nacional (Campos e Ferreira, 2011). De acordo com Giambiagi e Além (2000) esses acontecimentos contribuíram para elevação do déficit primário nacional, passando de 4,20% do PIB em 1985/1986 para 5,80% do PIB em 1989.

Na década de 1990, os estados brasileiros voltaram a demandar novas renegociações de dívidas. No período entre 1995³⁴/1998 os déficits primários estaduais representavam em média 0,40% dos seus respectivos PIBs, enquanto no mesmo período analisado, o governo federal teve em média superávits de 0,30% do PIB. Os governos estaduais alegavam perdas de receitas do ICMS (em média 0,50% dos PIBs estaduais entre 1994 e 1998), em decorrência da Lei Kandir³⁵.

³⁴Nesse ano o Conselho Monetário Nacional (CMN), por intermédio da Resolução nº 162, iniciou a construção do arcabouço legal que levaria às futuras medidas de ajuste fiscal a serem adotadas pelos Estados e Distrito Federal. Na ocasião criou-se o Programa de Apoio à Reestruturação e ao Ajuste Fiscal dos Estados, que visava à implementação de medidas que permitissem alcançar o equilíbrio orçamentário sustentável (STN, 2017).

³⁵Lei Complementar nº 87, de 13 de setembro de 1996. Dispõe sobre o Imposto de Circulação de Mercadorias e Serviços (ICMS), através da desoneração deste tributo de competência estadual sobre as exportações de produtos primários e semielaborados. A medida de isenção fiscal, imposta pelo Governo Federal mediante esta lei, buscava dar maior competitividade ao produto brasileiro no mercado internacional (Leitão *et al.*, 2012).

O Governo Federal adotou medidas para melhorar os resultados fiscais dos estados através do Programa de Reestruturação Fiscal e Financeiro³⁶. O Programa de Estabilização Fiscal de 1998 estabeleceu as metas de superávit primário e a Lei de Responsabilidade Fiscal³⁷ (LRF) foi criada para disciplinar os gastos públicos e controlar o endividamento da União, Estados, Distrito Federal e Municípios (STN, 2017).

Mesmo com todas essas medidas, a dívida dos governos estaduais expandiu-se em R\$111,4 bilhões, entre 2006 a 2011 (Pellegrinni, 2012). A partir de 2011, o resultado primário estadual passou de um superávit de 0,62% do PIB para um déficit de 0,08% do PIB em 2016. A Dívida Consolidada Líquida (DCL) aumentou de 9,24% para 11,52% do PIB nesse mesmo período³⁸.

Diante de uma crise econômica, a receita tributária diminui junto com a redução da atividade econômica. Por outro lado, a redução nos gastos públicos necessária para manter o orçamento equilibrado depende de decisões políticas e levam mais tempo para serem implementadas. Todo esse cenário é agravado se os estados já estiverem muito endividados. Ademais, vale lembrar que os estados devem honrar seus compromissos e ainda devem atender as premissas estabelecidas na LRF, entre elas o limite para a razão entre DCL e receita corrente líquida (RCL).

Os resultados fiscais recentes têm motivado intenso debate sobre os caminhos da política fiscal. Com o propósito de conter a evolução da relação dívida/PIB e reduzir a instabilidade da economia atribuída à deterioração das contas públicas foi aprovada a Emenda Constitucional nº 95, de 15 de dezembro de 2016, sancionada em 2017, que traz o Novo Regime

³⁶Lei nº 9.496, de 11 de setembro de 1997. Promoveu uma reforma fiscal nos Estados brasileiros baseados na venda de ativos estaduais, principalmente das companhias estaduais de distribuição de energia elétrica, na privatização e liquidação dos bancos estaduais, no refinanciamento das dívidas estaduais e municipais (Mora e Giambiagi 2005). Obedecendo aos parâmetros definidos quando da edição da Resolução nº 162/95, do CMN, que estabeleceu os critérios para a consolidação, a assunção e o refinanciamento, pela União, de diversas dívidas financeiras de responsabilidade de Estados e do Distrito Federal, inclusive dívida mobiliária (STN, 2017).

³⁷Lei Complementar nº 101, de 04 de maio de 2000. A LRF é uma norma orçamentária para conter os déficits públicos e o endividamento que se espelha as normas de países como os Estados Unidos e a Nova Zelândia, com o intuito de atingir um equilíbrio fiscal. A LRF impõe limites para o endividamento público e todos os aspectos de finanças públicas. A LRF delimita os gastos públicos com o endividamento e pessoal, além de controlar os aspectos orçamentários desde sua elaboração até a sua execução, através de uma ação planejada e transparente. Em relação ao limite de endividamento, a LRF fixa que a dívida consolidada líquida não poderia ultrapassar a receita líquida corrente na proporção de duas vezes para os Estados e o Distrito Federal, e na proporção de 1,2 vezes para os Municípios.

³⁸Em que pese a conjuntura econômica desfavorável, impulsionada pela crise financeira mundial, e seus reflexos sobre a arrecadação, o problema das contas públicas estaduais é estrutural e está relacionado ao elevado comprometimento dos orçamentos com gastos obrigatórios, notadamente despesas com pessoal. Dessa forma, momentos de queda de receita, como o iniciado em 2011, se traduzem em elevados déficits. A verdade é que há pouca margem de manobra para adequar as despesas à capacidade de arrecadação, deixando as contas públicas extremamente expostas à conjuntura econômica (Firjan, 2017).

Fiscal e impõe limites individualizados para as despesas primárias nos próximos 10 ou 20 anos (Saraiva *et al.*, 2017).

Ainda em 2016, criou-se a Lei Complementar nº 156, de 28 de dezembro de 2016, que alongou as dívidas dos Estados e DF com a União por mais 20 anos, diluindo o pagamento do principal, e estabeleceu limites para o crescimento das despesas primárias por dois exercícios financeiros, entre outros pontos.

Entretanto, será que esses limites de crescimento das despesas consideram a real possibilidade das finanças estaduais para acomodar maiores gastos públicos? Diante do exposto, este estudo pretende contribuir com o planejamento fiscal dos estados respondendo duas perguntas: a) o estado em análise ainda tem espaço (fiscal) para a expansão de seus gastos? b) qual valor máximo da dívida em relação ao PIB para cada estado brasileiro que não compromete a sua solvência?

A preocupação com essa problemática decorre do fato de que, a insolvência da dívida produz efeitos negativos tanto no campo macroeconômico quanto microeconômico. Nesse sentido, um maior nível de dívida pode afetar a estabilidade dos preços, principalmente se precisar ser monetizada. Pode elevar a taxa de juros no longo prazo e impactar de forma negativa no mercado financeiro e nas decisões de consumo e investimento por parte dos agentes econômicos (Tabosa *et al.*, 2016). Ou ainda, aumento nos déficits podem reduzir a quantidade ou eficiência do investimento, provocando uma redução no crescimento econômico (Moss e Chang, 2003).

O presente estudo avalia a sustentabilidade da dívida pública dos estados brasileiros baseado na teoria e na metodologia empírica proposta por Ostry *et al.* (2010) e Gosh *et al.* (2013). De forma específica, são estimados o limite da dívida e o espaço fiscal de cada estado brasileiro para o período entre 2016 e 2020.

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

Depois, a partir da previsão de um conjunto de variáveis³⁹ são fornecidas estimativas sobre os limites das dívidas e seus respectivos espaços fiscais em três cenários (otimista,

³⁹Taxa de juros Selic, inflação (IGP-DI), receitas correntes e próprias, despesas correntes, PIB, dívida consolidada líquida.

mediano e pessimista), sendo estes específicos de cada estado brasileiro para o período entre 2017 e 2020.

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

Em segundo lugar, o tamanho do painel mais amplo, entre 2000-2016, capta possíveis impactos da recessão econômica brasileira iniciada no segundo trimestre de 2014, aceleração da inflação em 2015, e mudanças da legislação, sobre as finanças públicas estaduais. Em terceiro lugar, são feitas previsões sobre o limite da dívida e espaço fiscal no futuro em diferentes cenários. Esse exercício e suas informações podem ser utilizadas na elaboração dos orçamentos e na administração das dívidas públicas estaduais.

Seguindo essa introdução, na seção 3.2 realiza-se um panorama fiscal dos estados brasileiros. A seção 3.3 refere-se à revisão da literatura sobre o tema. Na seção 3.4, apresenta-se a metodologia. Os resultados serão apresentados na seção 3.5 e, na seção 3.6, as considerações finais.

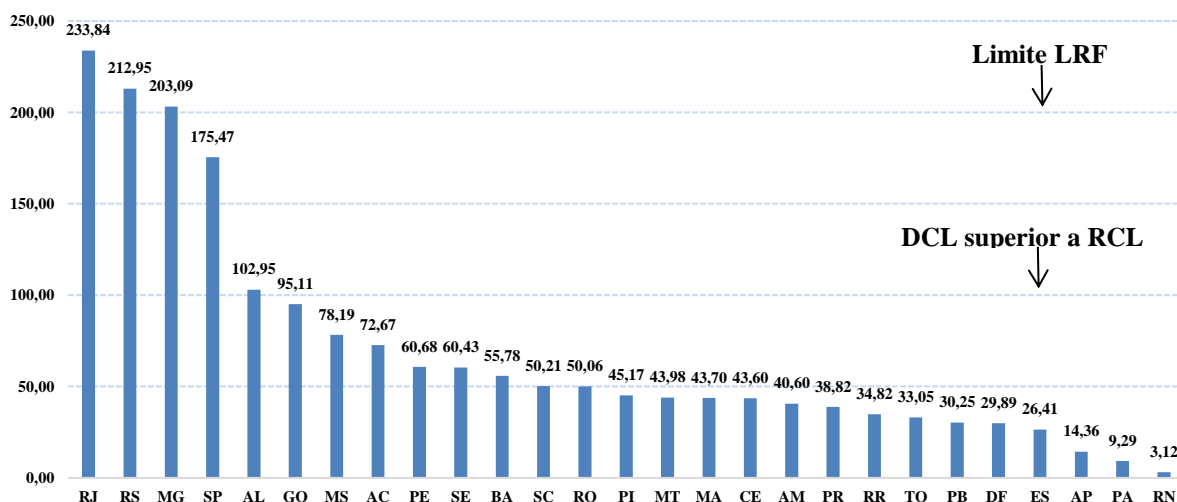
3.2 Panorama Fiscal dos Estados Brasileiros

A Tabela A1, nos anexos, mostra a evolução da dívida consolidada líquida (DCL) como proporção da receita corrente líquida (RCL) no período recente (2000-2016). De um modo geral constata-se uma grande heterogeneidade entre os estados brasileiros. Entretanto, um ponto em comum é o aumento da dívida da maioria dos estados a partir de 2011. Em 2016, esta razão atinge patamares extremamente elevados em quatro estados: Rio de Janeiro (233,84% da RCL), Rio Grande do Sul (212,95%), Minas Gerais (203,09%) e São Paulo (175,47%), sendo que nos três primeiros a dívida já ultrapassou o limite de 200,00% da RCL estipulado pela LRF. Das 27 Unidades da Federação, 22⁴⁰ encerraram esse mesmo ano com uma relação DCL/RCL inferior a 100,00%, sendo que os 14 primeiros não chegaram nem a 50,00% (Figura 1). Esse quadro das

⁴⁰Rio Grande do Norte, Pará, Amapá, Espírito Santo, Distrito Federal, Paraíba, Tocantins, Roraima, Paraná, Amazonas, Ceará, Maranhão, Mato Grosso, Piauí, Rondônia, Santa Catarina, Bahia, Sergipe, Pernambuco, Acre, Mato Grosso do Sul, Goiás.

dívidas estaduais foi amenizado por medidas tais como imposição de um limite de endividamento⁴¹, bem como ações de prolongamento dos prazos e redução dos indexadores⁴².

Figura 1: Dívida Consolidada Líquida (% da Receita Consolidada Líquida) – 2016



Fonte: Secretaria do Tesouro Nacional (2017).
Elaboração do autor.

À primeira vista, com algumas exceções, a crise atual nas finanças públicas estaduais não é explicada por elevados estoques de dívidas contraídas no passado. Um primeiro problema decorre da conjuntura econômica⁴³ desfavorável. A combinação de baixa capacidade de endividamento com elevada rigidez orçamentária fez com que a postergação de despesas via restos a pagar fosse a principal fonte de financiamento dos estados (Firjan, 2017).

Como mostra a Tabela A2, à disponibilidade de caixa líquido⁴⁴ no Rio Grande do Sul foi deficitária no período de 2010-2016, em 2016 apresentou saldo negativo de 42,51% da RCL, ou seja, foram R\$ 14.731.261.345,56 em despesas postergadas para 2017. No Rio de Janeiro

⁴¹Após a renegociação das dívidas dos estados com o Governo Federal no período entre 1997-2001, os governos estaduais foram submetidos a uma série de restrições no que diz respeito à emissão de títulos, seja ele doméstico ou externo, precisando da autorização da União para se endividar.

⁴²A Lei Complementar nº 148, de 25 de novembro de 2014, trocou o indexador das dívidas renegociadas nos anos de 1990. Em 2015, foi sancionada a Lei Complementar nº 151, de 05 de agosto de 2015, que estabeleceu prazos para revisão das dívidas previstas na Lei Complementar nº 148. No ano de 2016, criou-se a Lei Complementar nº 156, de 28 de dezembro de 2016 que alongou essas dívidas por mais 20 anos, diluindo o pagamento do principal.

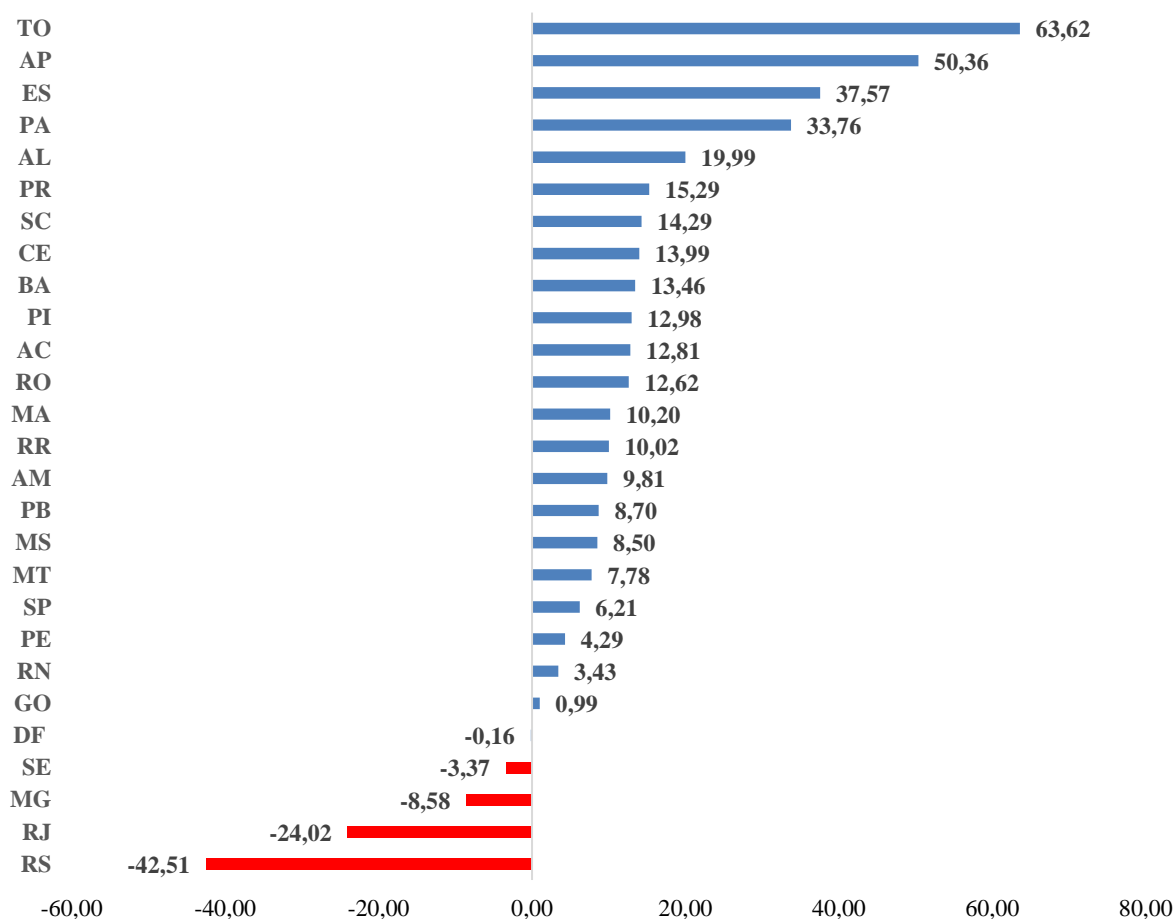
⁴³Impulsionada pela recessão econômica brasileira, iniciada no segundo trimestre de 2014, que impactou negativamente as receitas próprias estaduais e em maior intensidade, devido a desonerações tributárias e às transferências recebidas da União. Por outro lado, o crescimento da inflação, em 2015, pressionou os gastos públicos estaduais que são rígidos e têm forte correlação com o nível de preços da economia.

⁴⁴Para esse indicador considerou-se a disponibilidade de caixa bruta, descontados os restos a pagar processados, ponderada pela RCL. Ou seja, mede a relação entre postergações das despesas e disponibilidade de caixa, ponderado pelo tamanho do orçamento do estado. Para tanto, foram considerados apenas dados referentes ao Executivo de cada estado (Firjan, 2017).

essa dinâmica se inicia em 2015, com R\$11.104.550.157,55 (24,02% da RCL) em dispêndios preteridos para 2017. Outro estado com destaque negativo de insuficiência de caixa é o estado de Minas Gerais, o mesmo encerrou o ano de 2016 com um déficit em caixa na ordem de 8,58% da RCL (R\$ 4.611.294.470,22). Espírito Santo e o Distrito Federal também fazem parte dessa lista com saldo de caixa negativo, na ordem de 3,37% e 0,16% da RCL respectivamente (Figura 2).

Dos 22⁴⁵ estados que terminaram o ano 2016 com recursos em caixa para cobrir gastos postergados, apenas os 8 últimos tiveram menos de 10,00% da RCL para fazer frente aos imprevistos orçamentários em 2017. Destaque positivo para o Tocantins com um crédito de 63,62%. Assim como os estados do Amapá, Espírito Santo e Pará com saldo em caixa superior a 30% das respectivas RCL (Figura 2).

Figura 2: Disponibilidade de Caixa Líquido (% da Receita Consolidada Líquida) – 2016



Fonte: Secretaria do Tesouro Nacional (2017).
Elaboração do autor.

⁴⁵Tocantins, Amapá, Espírito Santo, Pará, Alagoas, Paraná, Santa Catarina, Ceará, Bahia, Piauí, Acre, Rondônia, Maranhão, Roraima, Amazonas, Paraíba, Mato Grosso do Sul, Mato Grosso, São Paulo, Pernambuco, Rio Grande do Norte e Goiás.

No cenário atual há pouca margem de manobra para adequar os gastos a capacidade de arrecadação, deixando as contas públicas expostas à conjuntura econômica. Desta forma, quedas nas receitas se traduzem em expressiva deterioração (elevados déficits) do resultado primário⁴⁶ (Tabela A3) e, por conseguinte, no aumento da dívida pública (Tabela A1).

É fato que as receitas estaduais vêm reduzindo desde 2011, aumentando cada vez mais o comprometimento dos orçamentos com crescentes gastos obrigatórios, de maneira especial os relacionados à folha de pagamentos dos servidores. A Tabela A4 apresenta o gasto com pessoal⁴⁷. Em média, entre 2011 e 2016, o gasto com pessoal saltou de 50,30% da RCL em 2011 para 58,81% em 2016, muito próximo, portanto ao teto de 60,00% estabelecido pela LRF. No ano de 2016 dos 27 estados, 13⁴⁸ ultrapassaram esse limite, com destaque negativo para Minas Gerais, onde as despesas com pessoal R\$ 41.910.545.922,43 (78,00% da RCL), Rio Grande do Sul, com 76,10% da RCL (R\$ 26.372.376.929,24) e Rio de Janeiro com 72,30% da RCL (Figura 3).

Nesse cenário, sobra pouco espaço para os investimentos públicos estaduais, em média, reduziram-se de 14,65% da RCL em 2009 para 5,67% em 2016 (Tabela A5). Em um período de retração da atividade econômica, o baixo nível de investimentos é um desafio para a recuperação da economia. Como mostra a Figura 4 no ano de 2016 apenas 3 estados investiram mais de 10,00% da RCL em 2016: Ceará (11,10% da RCL), Bahia (11,00% da RCL) e Piauí (10,70% da RCL).

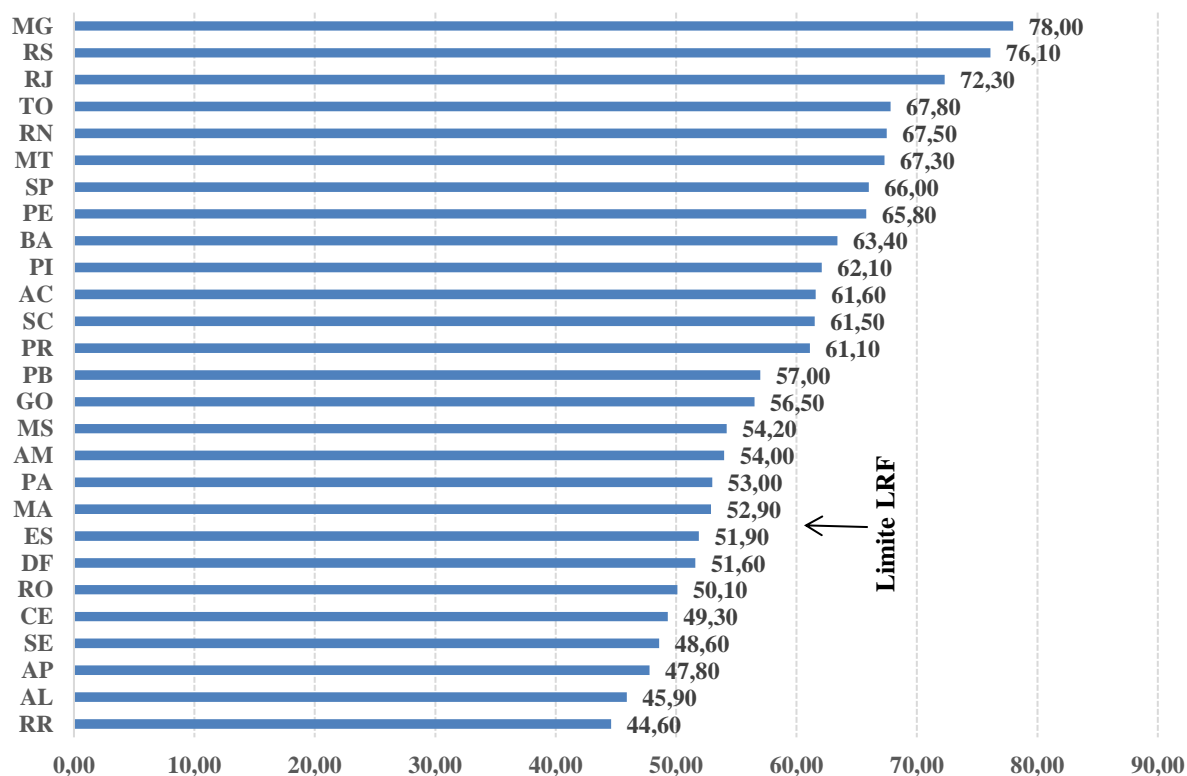
Por outro lado, o Rio Grande do Sul foi o estado que menos investiu em 2016, apenas 1,80% da RCL, esse percentual não ultrapassa 2,00% desde 2014. Minas Gerais também integra o grupo de estados que investiu menos de 3,00% da RCL em 2016. O Estado do Rio de Janeiro que no período de 2010 a 2015 investia acima de 11,00% da RCL em 2016 passou para 5,40% da RCL.

⁴⁶No ano de 2015 os resultados só não foram piores devidos o resgate de R\$ 16,90 bilhões em depósitos judiciais. Entre os valores sacados destacam-se o uso de depósitos pelos estados Rio de Janeiro (R\$ 6,90 bilhões), Minas Gerais (R\$ 4,90 bilhões), Rio Grande do Sul (R\$ 1,80 bilhões) e São Paulo (R\$ 1,40 bilhões).

⁴⁷Adotou-se como parâmetro o conceito de Despesa com Pessoal Líquida, da qual se subtraem da Despesa Bruta de Pessoal (despesa com pessoal ativo e inativo) as receitas previdenciárias. Desta forma, e possível capturar qual e de fato a despesa dos Tesouros estaduais com pessoal (Firjan, 2017).

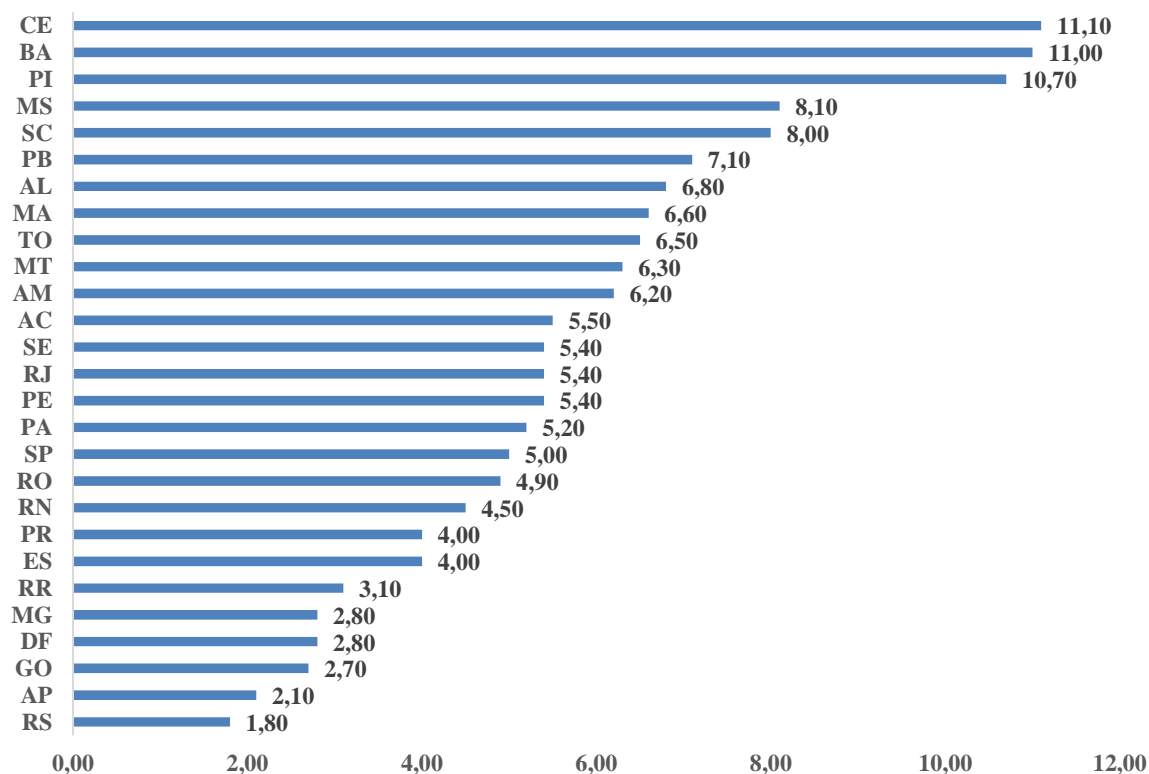
⁴⁸Minas Gerais, Rio Grande do Sul, Rio de Janeiro, Tocantins, Rio Grande do Norte, Mato Grosso, São Paulo, Pernambuco, Bahia, Piauí, Acre, Santa Catarina, Paraná.

Figura 3: Gasto com Pessoal (% da Receita Consolidada Líquida) – 2016



Fonte: Secretaria do Tesouro Nacional (2017).
Elaboração do autor.

Figura 4: Investimento (% da Receita Consolidada Líquida) – 2016



Fonte: Secretaria do Tesouro Nacional (2017). Elaboração do autor.

3.3 Revisão da Literatura

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

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

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

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

Uctum e Wickes (2000) examinam as consequências para a sustentabilidade fiscal da imposição de tetos restritivos sobre os déficits e dívidas, através de um quadro teórico de generalização da restrição orçamentária intertemporal do governo que permita taxas de juros variáveis no tempo, déficits primários endógenos, um horizonte de planejamento finito e mudanças políticas futuras. Os autores mostram que a estacionariedade do saldo primário com média zero é suficiente para a sustentabilidade fiscal.

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

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

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

No entanto, quando a relação da dívida é considerada insustentável, são necessárias políticas para reduzi-la a um nível sustentável, indicando um espaço fiscal limitado ou inexistente. O espaço fiscal, em suma, é entendido como novos alcances de aumentos da dívida pública sem prejudicar a sustentabilidade (apud, Bastos e Pineda, 2013).

O conceito de espaço fiscal é medido de diferentes maneiras. Existe um grupo que utiliza a diferença entre o saldo fiscal atual e o saldo estabilizador da dívida de médio prazo para determinar o espaço fiscal ou o ajuste necessário (*gap* fiscal), baseado no caminho de dívida projetado para variáveis como o saldo fiscal, a taxa de desconto e as perspectivas macroeconômicas (Bastos e Pineda, 2013).

O principal ponto positivo dessa abordagem acima descrita é que, como o conceito de sustentabilidade diz respeito ao futuro, portanto, nela é possível incorporar medidas fiscais anunciadas pelo governo. Por outro lado, seu principal entrave é que suas previsões macroeconômicas tendem a depender de pressupostos *ad hoc*, e não de modelos formais testáveis. Esta metodologia é comumente utilizada nas publicações do FMI, Comissão Europeia

e diferentes índices de sustentabilidade tais como, Blanchard *et al.* (2007), Buitier, Corsetti e Roubini (1993) e Auerbach e Gale (2011).

Um segundo grupo, FMI (2003), Abiad e Ostry (2005), Celasun e Kang (2006), Mendoza e Ostry (2008), Ghosh *et al.* (2013) apontaram algumas desvantagens na contribuição seminal de Bohn (1998). Segundo esses autores Bohn (1998) considera a relação de endividamento infinitamente crescente, desde que seja suportado por saldos primário infinitamente crescente, o que implicaria em um espaço fiscal potencialmente ilimitado, o que é claramente irreal, já que, em algum momento, o excedente primário teria que ser tão grande quanto o próprio PIB do país.

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

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

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

Mendoza e Ostry (2008) examinaram a solvência fiscal nas economias industriais e emergentes com base em modelos estocásticos de equilíbrio dinâmico. Os seus resultados evidenciam a solvência fiscal sob a forma de uma resposta condicional positiva robusta do saldo primário às mudanças na dívida pública, tanto nos painéis para economias emergentes e industriais como em um painel combinado. As economias emergentes mostram uma resposta mais forte e, portanto, convergem para menores índices de dívida média.

Motivado por Bohn (1998, 2007), Ostry *et al.* (2010) contribuíram para crescente literatura sobre a sustentabilidade da dívida pública propondo um quadro de determinação do limite da dívida e espaço fiscal, levando em consideração a possibilidade de fadiga fiscal em

uma configuração estocástica para um grande conjunto de economias industrializadas. De acordo com esses autores, as funções de reações fiscais são melhores caracterizadas por uma função cúbica, onde em níveis baixos de dívida o superávit primário não responde ao aumento da dívida, enquanto que quando a dívida atinge cerca de 40,00% do PIB há uma resposta positiva do saldo primário, mas, eventualmente, a resposta do saldo primário começa a diminuir à medida que a dívida aumenta.

Utilizando a metodologia desenvolvida por Ostry *et al.* (2010) aplicada a 23 economias avançadas no período de 1970 a 2007, Ghosh *et al.* (2013) demonstraram que para esse conjunto de países há evidência empírica de fadiga fiscal, onde a resposta do saldo primário a dívida defasada é não linear, mantendo-se positiva em níveis de dívida moderados, mas tendendo a diminuir quando a dívida atinge cerca de 90,00 a 100,00% do PIB. As estimativas do espaço fiscal indicam que o mesmo é limitado ou não disponível para a manobra fiscal na Grécia, Islândia, Itália, Japão e Portugal e um amplo espaço para a Austrália, Coréia e os países nórdicos.

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

Na literatura brasileira existem diversos estudos sobre sustentabilidade da dívida pública. Pastore (1994) utiliza testes de raízes unitárias e cointegração seguindo Hakkio e Rush (1991), Bohn (1998) e Trehan e Walsh (1998) para analisar a dinâmica de longo prazo da receita de impostos e gastos do governo e não encontra evidências de que a restrição orçamentária tenha sido violada.

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

Seguindo Trehan e Walsh (1988), Rocha (1997) testou se o déficit orçamentário segue um processo estocástico estacionário. Os resultados revelam que o critério para constatar se a dívida é consistente com a restrição orçamentária intertemporal do governo incide na rejeição

da hipótese de não estacionariedade para o referido processo. Além do mais, a senhoriagem é uma fonte extremamente importante de receita para o governo.

Com a finalidade de avaliar a endogeneidade da senhoriagem e a sustentabilidade da dívida pública brasileira ao longo do tempo, Issler e Lima (2000), utilizaram testes de raiz unitária e cointegração e dados das contas nacionais no período de 1947 e 1992. Os seus resultados indicaram que o déficit público somente seria sustentável com a adição da senhoriagem na receita do governo e que há causalidade no sentido de Granger entre gastos e impostos.

Luporini (2000) analisou a sustentabilidade da política fiscal brasileira desde a reforma financeira de 1965, utilizando dados da dívida mobiliária para o período de 1966 a 2000. Seus resultados indicam que a política fiscal foi sustentável até 1980, mas assumiu uma trajetória insustentável desde então. Posteriormente, Luporini (2002) seguindo a contribuição de Bohn (1998), examinou a resposta dos superávits do governo a alteração na razão dívida/PIB para o mesmo período anterior, e reportou que os superávits fiscais não responderam de forma sistemática às variações da razão dívida/PIB, indicando que a política fiscal do governo federal não pode ser considerada sustentável durante o período analisado.

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

Lima e Simonassi (2005) consideraram a existência de efeitos não lineares na série de déficit público, a partir de dados para as finanças públicas nacionais, compreendendo o período entre 1947 e 1999. Para os autores, há evidências do fenômeno de estabilização fiscal tardia. Em particular, verificaram que na ausência de senhoriagem, o governo intervém somente se a variação da relação déficit/PIB superar 1,74%, de modo a tornar o déficit estacionário.

Pinton e Mendonça (2008) analisaram a política fiscal brasileira no período de 1998 a 2007. Os autores reportam que apesar de uma postura austera do governo brasileiro, a dívida pública pode não ser sustentável.

Mendonça *et al.* (2009) estimaram uma função de reação fiscal do setor público consolidado brasileiro após o plano real, adotando um modelo *Markov-Switching* para lidar com incerteza referente às possíveis mudanças de regime ocorridas nesse período. Os resultados

sugeriram que a política fiscal no Brasil apresentou dois regimes distintos após o plano real, o regime pós 2000 caracteriza-se por uma baixa reação do resultado primário a variações na dívida consolidada líquida, em contraste, no regime anterior a 2000 a reação do superávit primário a variações na Dívida Líquida do Setor Público (DLSP) é bastante evidente.

De posse de informações mensais referentes ao estoque da DLSP, entre janeiro de 1991 e outubro de 2006, Simonassi *et al.* (2014) realizaram um exercício empírico com uma função de reação fiscal para o Brasil no período de 1991 a 2008 por meio de múltiplas quebras estruturais endógenas, seguindo Bai e Perron (1998). Os resultados mostraram que, ao longo do período analisado, a política fiscal brasileira mostrou-se sustentável.

Luporini (2015) revisitou a questão da sustentabilidade da política fiscal brasileira, com vistas a avaliar qual a resposta fiscal média do governo brasileiro, e como essa resposta tem variado ao longo do tempo. Utilizando dados mensais e controlando para variações no produto e participação relativa de títulos indexados, estimou funções de reações sequenciais com uma janela móvel de 12 observações. Os resultados indicaram que a política fiscal foi sustentável, com uma resposta média do governo consolidado de 0,0096 pontos percentuais no superávit primário para um aumento de um ponto percentual na relação dívida/PIB.

Por outro lado, a literatura sobre sustentabilidade em nível de unidades da federação é bastante reduzida, um dos primeiros estudos foram realizados por Mora e Giambiagi (2005). Com o uso de informações anuais das contas públicas estaduais e da relação estoque da dívida/PIB entre 1998 e 2004, concluíram que a dívida pública é sustentável na maioria dos estados, mas destacam que os estados de Alagoas, Goiás, Mato Grosso do Sul, Minas Gerais, Rio Grande do Sul e São Paulo desrespeitaram os limites ao endividamento estipulado pela Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF).

Utilizando testes de raiz unitária, vetores autoregressivos e cointegração em painel aplicado a receita corrente, despesa corrente e juros da dívida anual dos estados brasileiros entre 1986 e 2005, Pereira (2008) analisou o endividamento dos estados brasileiros e Distrito Federal após a renegociação dos passivos estaduais e a implementação da Lei de Responsabilidade Fiscal. O autor conclui que o esforço fiscal ultrapassou até mesmo as visões mais otimistas, entretanto, persiste a preocupação sobre as possíveis consequências de um período de baixo crescimento econômico e/ou maior índice de correção monetária, que poderia ocasionar na insustentabilidade da dívida.

Já Piancastelli e Boueri (2008) analisaram a evolução da situação financeira dos estados brasileiros e do Distrito Federal dez anos depois da renegociação da dívida com a União. Os

autores constataram por meio da relação dívida/PIB que a maioria dos estados conseguiu ajustar suas finanças públicas, promovendo assim reformas administrativas com responsabilidade fiscal.

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

Fontenele *et al.* (2015) analisaram o endividamento público das 27 Unidades da Federação brasileira no período de 2000 a 2010, após a implementação da Lei de Responsabilidade Fiscal, através de testes de raiz unitária de Im, Pesaram e Shin (2003) para dados em painel. Argumentaram que exceto para os estados da Região Centro-Oeste, a dívida pública apresentou um comportamento insustentável no período analisado.

Tabosa *et al.* (2016) estimaram uma função de reação fiscal com efeitos limiares para dados em painel. Os autores reportam que em média não há uma política fiscal estadual ativa na geração de superávit primário ao aumento da dívida pública no período de 2000 a 2010.

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

Nesse contexto, fundamentado pelo quadro teórico desenvolvido por Ostry *et al.* (2010) e Ghosh *et al.* (2013), esse estudo pretende investigar o quão alto pode ser a dívida pública dos estados brasileiros sem que estes comprometam a solvência fiscal. Para isso, estima-se uma versão não linear para dados em painel de uma função de reação fiscal cúbica para o período entre 2000 e 2016, que permite a possibilidade de fadiga fiscal. De forma específica, estimam-se o limite da dívida e o espaço fiscal de cada estado, para além do qual, sem medidas extraordinárias⁴⁹, a dívida será considerada insustentável. Além disso, faz-se previsões desses limiares para o período 2017-2020, com o objetivo de construir cenários futuros sobre o limite da dívida pública e o espaço fiscal.

Pretende-se contribuir para a literatura sobre sustentabilidade da dívida pública corrigindo o problema de superestimação do limite da dívida e espaço fiscal decorrente da

⁴⁹Como por exemplo, revisão de dívidas e/ou ampliação do prazo de pagamento.

suavização das flutuações econômicas. Para contornar esse problema, emprega-se, o diferencial entre taxas de juros e de crescimentos econômicos, ambas reais, no período atual, sendo a última variável específica de cada estado.

Posteriormente, aproveita-se o tamanho do painel mais longo, entre 2000-2016, comparado ao período de 2000-2011 utilizado por Bastos e Pineda (2013) para capturar possíveis impactos da recessão econômica brasileira iniciada no segundo trimestre de 2014, da aceleração da inflação a partir de 2015, e ainda mudanças da legislação sobre as finanças públicas estaduais.

Por fim, indo além dos demais estudos nessa área de pesquisa, são fornecidas estimativas empíricas sobre o limite da dívida e espaço fiscal no futuro, por meio de cenários (otimista, mediano, pessimista) que proporcionam informações para o planejamento da evolução do gasto público e do endividamento dos estados na direção da sustentabilidade de suas dívidas públicas.

3.4 Metodologia

3.4.1 Referencial Teórico

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

$$\Delta d_{t+1} = d_{t+1} - d_t = (r_t - g)d_t - sdp_{t+1} \quad (5)$$

Na equação anterior, d é a dívida pública como proporção do PIB; g é a taxa de crescimento do PIB real, assumida como exógena e constante; sdp é o superávit (ou déficit) primário em relação ao PIB; r é a taxa de juros real sobre a dívida contraída no período t e devida no período $t + 1$, assumida como exógena e constante⁵⁰.

⁵⁰Ostry *et al.* (2010) e Gosh *et al.* (2013) assumem que a taxa de juros é endógena e em equilíbrio uma função crescente da probabilidade de inadimplência. Para os Estados brasileiros, segundo Bastos e Pineda (2013) as taxas de juros são exógenas porque mais de 90% de suas dívidas são com o governo federal, como resultado de várias rodadas de resgates e renegociações de dívidas. A taxa de juros para essas obrigações é fixa e não determinada pelo mercado.

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

De acordo com Bastos e Pineda (2013) mesmo em uma economia com baixos níveis de dívida, os seus superávits primários podem não responder ao aumento da dívida, reduzindo os recursos para sua política fiscal. Gosh *et al.* (2013) argumentam que grandes aumentos nos estoques das dívidas estão associados a choques, portanto, são estabilizados desde que os governos respondam com disciplina fiscal. No entanto, há um ponto em que a relação dívida/PIB do país e os pagamentos de juros aumentam tanto que os formuladores de política são tentados a desistir. Isso pode acontecer quando a participação da renda nacional no pagamento de impostos se torna muito onerosa. Neste caso, os cortes nos gastos do governo e os aumentos de impostos necessários se tornaram politicamente inviáveis.

A teoria para determinação do limite de endividamento desenvolvido por Ostry *et al.* (2010) e Ghosh *et al.* (2013) é motivado por Bohn (1998, 2007). Embora o último autor mostre que, uma condição suficiente para que o governo satisfaça sua restrição orçamentária intertemporal é que o saldo primário sempre reaja positivamente à dívida defasada, isso pode ser considerado um critério de sustentabilidade fraco que não exclui a possibilidade de uma relação dívida/PIB cada vez maior (e, portanto, a necessidade de um superávit primário que eventualmente exceda o PIB)⁵¹. Esses autores sugerem um critério de sustentabilidade mais rigoroso segundo o qual, a dívida convirja para alguma proporção finita do PIB. E se o saldo primário é sempre uma proporção constante da dívida atrasada, então uma condição suficiente para essa definição mais rigorosa implica em uma capacidade de resposta do saldo primário maior do que o diferencial entre a taxa de crescimento e a taxa de juros⁵².

⁵¹Bohn (2007) mostra que satisfazer a restrição orçamentária do governo exige apenas que haja algum grau de diferenciação (arbitrariamente elevado, porém finito) em que as séries temporais da relação dívida/ PIB se tornam estacionárias, o que está sempre satisfeito nos dados. Por esta razão, ele conclui que esse critério de sustentabilidade baseado em testes de estacionariedade não é interessante e sugere que, examinar a resposta comportamental do saldo primário pode ser uma maneira mais benéfica de estabelecer a sustentabilidade da dívida. Esse procedimento não é aqui adotado.

⁵²Intuitivamente, a relação dívida/PIB cresce de forma autônoma a uma taxa dada pelo diferencial entre a taxa de crescimento do produto e a taxa de juros. Se a resposta do saldo primário ao aumento da dívida for mais forte do que este diferencial, o ajuste primário compensará a dinâmica autônoma e o índice de endividamento convergirá para uma relação finita.

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

$$sdp_{t+1} = \mu + f(d_t) + \varepsilon_{t+1} \quad (6)$$

Onde μ captura todos os determinantes sistemáticos do resultado do primário, exceto a dívida pública defasada. Seguindo a literatura, como por exemplo os trabalhos de Galí e Perotti (2003), Rodden (2004), Abiad e Ostry (2005), Bohn (2007), Mendoza e Ostry (2008) e Bahl e Bird (2008), o presente estudo utiliza uma série de variáveis como os hiatos do produto e dos gastos governamentais, para controlar o efeito dos ciclos econômicos e das flutuações temporárias nos gastos do governo, respectivamente. Outras variáveis utilizadas são a taxa de inflação (para controlar possíveis efeitos de um esforço fiscal no combate da alta da taxa de juros) e uma medida de desequilíbrio vertical fiscal (para o caso de um potencial risco moral quando a maioria das despesas subnacionais é financiada através de transferências).

O termo $f(d)$ é a resposta do equilíbrio primário em relação à dívida defasada, baseada na função de reação do governo assumida como sendo uma função cúbica. Assume-se que os choques no saldo primário, representado por ε_t , são independentes e identicamente distribuídos (i.i.d).

O equilíbrio do modelo é dado pela interseção entre a restrição orçamentária intertemporal e a função de reação fiscal do governo, garantindo a existência de um limite da dívida⁵³ sob o qual a relação dívida em proporção ao PIB se estabiliza. Gosh *et al.* (2013) definem o limite da dívida como sendo o nível de dívida máxima em que um determinado ente federativo consiga honrar com suas obrigações. Os autores mostram ainda que esse limite de dívida é uma função das características estruturais de cada ente federativo e do crescimento do PIB, sendo mensurado pela maior raiz característica da equação abaixo:

$$\mu + f(\bar{d}) = (r^* - g)\bar{d} \quad (7)$$

Em princípio o limite da dívida pode variar ao longo do tempo de acordo com a capacidade de pagamento do governo. Essa formulação permite a possibilidade de fadiga fiscal, pela qual o saldo primário, ou seja, o lado esquerdo da equação (7), eventualmente responde

⁵³O mercado empresta a uma taxa livre de risco até o limite da dívida ser atingido, a partir desse ponto irá cobrar uma taxa de juros infinita.

mais lentamente ao aumento da dívida. Além disso, à medida que a dívida ultrapassa esse limite de dívida, o custo do financiamento dispara elevando o índice de endividamento.

Uma vez determinado o limite da dívida, calcula-se o espaço fiscal como sendo a diferença entre o limite da dívida e a dívida atual, para além do qual, sem medidas extraordinárias⁵⁴, a dívida será considerada insustentável.

$$EF_t = \bar{d} - d_t \quad (8)$$

A condição de equilíbrio (7) é ilustrada na Figura 5. A curva sólida representa a função de reação fiscal cúbica, enquanto a linha pontilhada representa os pagamentos de juros ajustado ao crescimento econômico. Gosh *et al.* (2013) constataram que, para 23 economias industriais⁵⁵, haverá dois equilíbrios estacionários (ignorando o cruzamento que irá ocorrer em $d < 0$). Entretanto, o número de equilíbrios pode variar entre 1 e 3 dependendo da forma particular de cada função de reação cúbica e dos pagamentos de juros ajustados ao crescimento econômico.

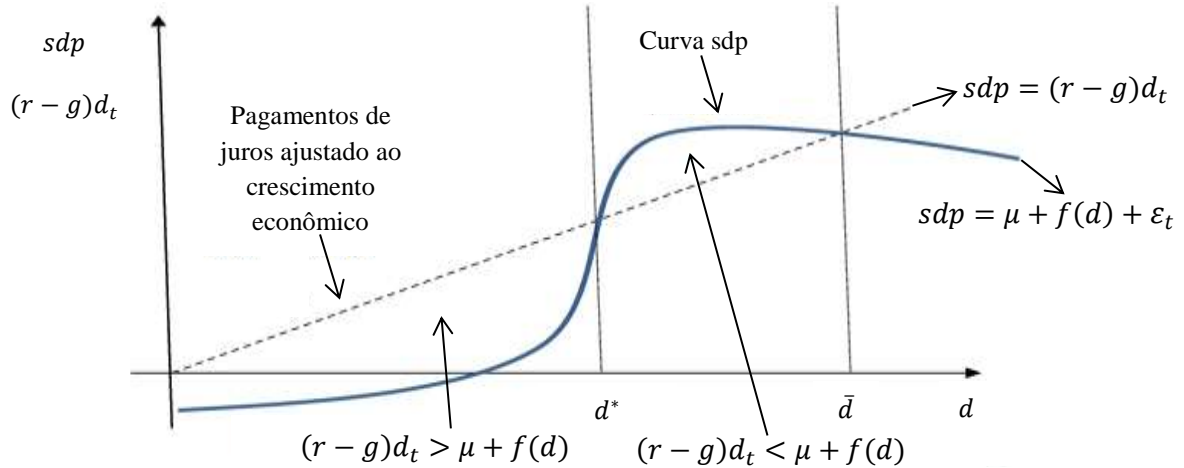
O primeiro equilíbrio é dado pela parte inferior da interseção entre $\mu + f(d)$ e $(r^* - g)d$, denotada por (d^*) , é a relação da dívida pública para o qual a economia converge condicionalmente⁵⁶ (desde que a dívida não cruze o limite \bar{d}), este equilíbrio é dinamicamente estável. O segundo equilíbrio estacionário corresponde ao limite da dívida (\bar{d}) implícito pelo modelo, dado pela interseção mais alta entre $\mu + f(d)$ e $(r^* - g)d$. Exemplificando, suponha que a relação de endividamento/PIB de um ente federativo se situe entre $(d^*$ e $\bar{d})$, que significa que seu saldo primário é maior que os pagamentos de juros ajustados ao crescimento. O excesso do superávit primário sobre os pagamentos de juros é usado para pagar a dívida até que o ponto d^* seja atingido e o saldo primário seja igual ao pagamento de juros, esse ponto corresponde ao equilíbrio estável.

⁵⁴Como por exemplo, revisão de dívidas e/ou ampliação do prazo de pagamento.

⁵⁵Austrália, Áustria, Bélgica, Canadá, Dinamarca, Finlândia, França, Alemanha, Grécia, Islândia, Irlanda, Israel, Itália, Japão, Coreia, Holanda, Nova Zelândia, Noruega, Portugal, Espanha, Suécia, Reino Unido, Estados Unidos.

⁵⁶A convergência para (d^*) é apenas condicionalmente porque se a dívida excedesse (\bar{d}) , então não retornaria para (d^*) . Para além de (\bar{d}) não há uma taxa de juros finita que compense os credores do risco da inadimplência. Em qualquer ponto a direita do limite da dívida, o saldo primário não é suficiente para cobrir as despesas com juros, reconhecendo isso os credores exigem uma taxa de juros infinita, deixando o governo efetivamente sem acesso ao crédito, à dívida dos governos cresce continuamente em direção a caminhos insustentáveis, os governos tornam-se inadimplentes e a sustentabilidade fiscal intertemporal está comprometida.

Figura 5: Determinação do limite da dívida



Fonte: Bastos e Pineda (2013).

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

Consequentemente, o governo tem que contrair empréstimos crescentes apenas para pagar a dívida, ampliando a cunha futura entre os pagamentos de juros e o saldo primário. Como resultado, a sustentabilidade fiscal intertemporal pode ser comprometida. Segue-se que a relação da dívida/PIB de um ente federativo será sustentável desde que seja inferior a (\bar{d}). Além disso, o espaço fiscal é a diferença entre o limite (\bar{d}) e o nível da dívida atual (d_t). Se o nível de dívida atual for superior a (\bar{d}), então não há espaço fiscal, mas sim um hiato fiscal.

3.4.2 Base de Dados

O presente estudo utiliza dados anuais referentes à Dívida Consolidada Líquida (DCL), Despesas Correntes (DC), Despesas Primárias ($\dot{D}\dot{P}$), Receitas Correntes (RC), Receitas Próprias (RP), Receitas Primárias ($\dot{R}\dot{P}$), obtidas junto da Secretária do Tesouro Nacional (STN), taxa de inflação (IGP-DI) da Fundação Getulio Vargas (FGV), Taxa de Juros Selic (TJS) do Banco Central do Brasil (BACEN), Produto Interno Bruto a preços correntes (PIB) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), para uma estrutura de dados em painel entre os anos de 2000 e 2016. O painel é balanceado tomando como unidade de observação os Estados brasileiros e o Distrito Federal, para uma amostra de 459 observações.

Algumas observações acerca da utilização desses dados e variáveis definidas são importantes. Primeiramente, de acordo com o Manual de Demonstrativos Fiscais (2016) da STN, a Dívida Consolidada Líquida representa o montante da Dívida Consolidada deduzidas as disponibilidades de caixa, as aplicações financeiras e os demais haveres financeiros⁵⁷. A escolha dessa variável se deu em função da indisponibilidade de informações sobre Dívida Pública Consolidada a partir de 2014, o que inviabilizaria um diagnóstico atualizado do endividamento dos Estados brasileiros. Outro fator que também contribuiu significativamente para escolha dessa variável é o uso da Dívida Consolidada Líquida como um dos indicadores de meta no Programa de Reestruturação Fiscal e Financeira (Lei nº 9.469 de 11 de setembro de 1997), Programa de Estabilização Fiscal de 1998, Lei de Responsabilidade Fiscal (Lei Complementar nº 101, de 04 de maio de 2000).

Por sua vez, o superávit (ou déficit) primário estadual (SDP) é calculado através da diferença entre receitas e despesas primárias. As variáveis DCL e SDP estão expressas como proporções dos respectivos PIBs estaduais. A escolha da taxa de inflação, mensurada pelo IGP-DI com base em 2016, deve-se ao seu uso como indicador oficial de correção monetária das dívidas estaduais em maior parte do período analisado⁵⁸. A taxa de juros real foi calculada pela diferença entre a taxa de juros Selic e a inflação medida pelo IGP-DI.

A variável taxa de crescimento real dos PIBs estaduais foi construída a partir dos dados do PIB real⁵⁹. Os hiatos do produto e das despesas governamentais foram obtidos utilizando o filtro Hodrick-Prescott (HP)⁶⁰ (diferença entre a série real e potencial). A medida de desequilíbrios verticais fiscais utilizada é dada pela razão entre as receitas próprias e correntes.

Com objetivo de apresentar algumas características das séries, a Tabela 7 apresenta algumas estatísticas descritivas dessas variáveis. Observe que a variável Saldo Primário (SDP) apresenta em média superávit de 3,60% dos PIBs estaduais, variando entre um déficit de 2,00% do PIB (Rio Grande do Sul, em 2015) e um superávit de 39,00% do PIB (Roraima, em 2011).

⁵⁷O entendimento sobre a composição dos demais haveres financeiros engloba os valores a receber líquidos e certos (devidamente deduzidos das respectivas provisões para perdas prováveis reconhecidas nos balanços), como empréstimos e financiamentos concedidos.

⁵⁸2000 a 2012. Dentre as mudanças efetuadas pela Lei nº 9.496, de 11 de setembro de 1997, destacar-se à aplicação de novos indexadores a partir de 1º de janeiro de 2013, observada a menor das variações acumuladas entre o IPCA mais 4,00% a.a. e a taxa Selic, em substituição aos encargos contratuais originais, IGP-DI mais juros de 6,00% a 7,50% a.a. para Estados e Distrito Federal, e IGP-DI + 9,00% a.a. para os Municípios.

⁵⁹Deflacionou-se o PIB estadual corrente pelo IGPDI, com ano base (2016=100).

⁶⁰Inicialmente pretendia-se utilizar o filtro Beveridge e Nelson (1981) tendo em vista que existe uma vasta literatura que demonstra que o mesmo é mais robusto comparado ao Hodrick-Prescott (1980). Entretanto, incorreríamos em perdas de graus de liberdade, o que não é plausível, tendo em vista que estamos trabalhando com séries de tempo relativamente curtas (2000-2016), o que justifica a utilização do filtro HP.

No que se refere à Dívida Consolidada Líquida em proporção ao PIB de cada estado (DCL), em média, elas correspondem a 11,59% do PIB dos estados brasileiros, oscilando entre 0,50%, do PIB (Rio Grande do Norte, 2016) e 38,83% do PIB, no estado do Maranhão, em 2000.

A média da taxa de inflação (TI) foi 8,18%. O desequilíbrio vertical fiscal (DVF) foi em média 50,51%, com mínimo de 10,00% em (Roraima, em 2011) e máxima de 80,00% em (São Paulo, em 2011). A taxa de juros real (TJR) da economia brasileira teve como média 6,12%, variando entre 0,53% em 2012 e 18,00% em 2005. Já a taxa de crescimento da economia (G) dos estados brasileiros teve como média 3,09%, oscilando entre um decréscimo da economia de 18,92% no Distrito Federal em 2002 e 25,62% (Mato Grosso, em 2003).

Tabela 7: Estatística descritiva das séries para os estados brasileiros: 2000-2016

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

Fonte: elaboração do autor.

3.4.3 Estratégia Empírica

A estratégia empírica proposta por Ostry *et al.* (2010) e Ghosh *et al.* (2013) é dividida em três etapas: (i) estimação da função de reação fiscal do governo; (ii) cálculo do diferencial entre as taxas de crescimento e juros; (iii) determinação do limite da dívida e espaço fiscal.

Nesse trabalho acrescenta-se a etapa (iv) previsão e criação de cenários (otimista, mediano, pessimista) futuros sobre o limite da dívida e o espaço fiscal.

3.4.3.1 Forma Funcional da Função de Reação Fiscal

A forma funcional para a função de reação fiscal do governo descrita em (6) para uma estrutura com dados em painel pode ser expressa da seguinte maneira:

$$SDP_{it} = \beta_0 DCL_{it-1} + \beta_1 DCL_{it-1}^2 + \beta_2 DCL_{it-1}^3 + \beta_3 TI_{it} + \beta_4 DVF_{it} + \beta_5 HIATODES_{it} + \beta_6 HIATOPIB_{it} + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

Onde $SDP_{i,t}$ representa o superávit ou (déficit) primário de cada estado i no período t ; $DCL_{i,t-1}$; $DCL_{i,t-1}^2$; $DCL_{i,t-1}^3$ são a dívida consolidada líquida de cada estado i no tempo $t - 1$, o seu quadrado e cubo, respectivamente. $SDP_{i,t}$; $DCL_{i,t-1}$; $DCL_{i,t-1}^2$; $DCL_{i,t-1}^3$ estão expressas como proporção do PIB.

A taxa de inflação (TI) é mensurada pelo IGP-DI. A variável $DVF_{i,t}$ representa o desequilíbrio vertical fiscal; $HIATODES_{i,t}$ é o hiato das despesas do governo; $HIATOPIB_{i,t}$ é o hiato do produto interno bruto, sendo as últimas quatro variáveis de cada estado i no período t e $\varepsilon_{i,t}$ é o choque para saldo primário com distribuição independente e identicamente distribuído.

No processo de estimação⁶¹ da função de reação fiscal espera-se um comportamento de fadiga fiscal entre o saldo primário e a dívida defasada. Ou seja, que $\beta_0 < 0$, $\beta_1 > 0$ e $\beta_2 < 0$. Para baixos níveis de dívidas, é esperado uma relação pequena (ou mesmo negativa) entre a dívida defasada e o saldo primário. À medida que a dívida aumenta o saldo primário deve elevar-se, mas a capacidade de resposta acaba se enfraquecendo e, em seguida, diminui em níveis de dívidas elevados⁶².

De acordo com Mendonça *et al.* (2009), espera-se que o parâmetro da inflação seja positivo, $\beta_3 > 0$. Em outras palavras, que um aumento da inflação gere um superávit maior no caso em que o Tesouro Nacional atua em cooperação com a autoridade monetária. A relação entre o desequilíbrio fiscal e o saldo primário deve ser inversa, tal que, $\beta_4 < 0$ ⁶³.

Espera-se também uma resposta negativa do saldo primário ao aumento temporário das despesas do governo, $\beta_5 < 0$ ⁶⁴. E por fim, um sinal positivo para o parâmetro do hiato do produto, $\beta_6 > 0$ ⁶⁵, tal que, aumentos no hiato do produto induziriam a acréscimos no saldo primário.

⁶¹A descrição feita quanto aos sinais esperados para os coeficientes da função fiscal de reação está em concordância com a literatura sobre este tema Ostry *et al.* (2010), Ghosh *et al.* (2013) e Bastos e Pineda (2013).

⁶²O segmento inclinado para baixo da função de reação fiscal em níveis de dívida muito elevado é uma característica empírica, possivelmente os governos estão correndo com os efeitos da Curva de Laffer à medida que procuram aumentar as receitas, ou a tolerância do público para cortes de despesas e os aumentos de impostos diminuem à medida que os níveis de dívida altos comecem a aparecer insuperáveis Ghosh *et al.* (2013).

⁶³Bastos e Pineda (2013).

⁶⁴Ostry *et al.* (2010), Ghosh *et al.* (2013).

⁶⁵Ostry *et al.* (2010), Ghosh *et al.* (2013) e Bastos e Pineda (2013).

3.4.3.2 Determinação dos Pagamentos de Juros Ajustado ao Crescimento Econômico

De acordo com Bastos e Pineda (2013) na literatura não existe uma maneira clara de determinação dos pagamentos de juros ajustado ao crescimento econômico, ou seja, $(r_t - g_{it})$. Ostry *et al.* (2010) e Ghosh *et al.* (2013) utilizaram duas variantes: a primeira utiliza a média histórica da diferença entre a taxa de juros nominal implícita sobre a dívida pública em relação a taxa de crescimento do PIB nominal.

A segunda variante substitui as médias históricas pelas projeções do Fundo Monetário Internacional sobre rendimentos das obrigações, dívida pública a longo prazo e crescimento do PIB.

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

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

3.4.3.3 Determinação do Limite da Dívida e Espaço Fiscal

Uma extensão da restrição orçamentária intertemporal do governo descrita em (5) para uma estrutura em dados em painel pode ser expressa da seguinte maneira:

$$\Delta DCL_{it} = DCL_{it} - DCL_{it-1} = (TJR_{t-1} - G_{it-1})DCL_{it-1} - SDP_{it} \quad (10)$$

Na qual, $DCL_{i,t}$ é a dívida consolidada líquida como proporção ao PIB de cada estado i no período t ; $TJR_{i,t-1}$ é a taxa de juros real contraída no período $t - 1$ e devida no período t ; $G_{i,t-1}$ é a taxa de crescimento do PIB real no período $t - 1$ de cada estado i . $TJR_{i,t-1}$ e $G_{i,t-1}$ são assumidas como exógenas; $SDP_{i,t}$ é o superávit (ou déficit) primário em relação ao PIB de cada estado i no período t .

O equilíbrio de expectativas racionais do modelo é dado pela interseção entre a restrição orçamentaria intertemporal (10) e a função de reação fiscal do governo (9), tal que⁶⁶:

$$(TRJ_i^* - G_i^*)DCL_i = \widehat{\beta}_0 DCL_i + \widehat{\beta}_1 DCL_i^2 + \widehat{\beta}_2 DCL_i^3 + \widehat{\beta}_3 TI_{it} + \widehat{\beta}_4 DVF_{it} + \widehat{\beta}_5 HIATODES_{it} + \widehat{\beta}_6 HIATOPIB_{it} \quad (11)$$

Fazendo:

$$\mu = \widehat{\beta}_3 TI_{it} + \widehat{\beta}_4 DVF_{it} + \widehat{\beta}_5 HIATODES_{it} + \widehat{\beta}_6 HIATOPIB_{it} \quad (12)$$

Substituindo (12) em (11) temos que:

$$(G_i^* - TJR_i^* + \widehat{\beta}_0)DCL_i + \widehat{\beta}_1 DCL_i^2 + \widehat{\beta}_2 DCL_i^3 + \mu = 0 \quad (13)$$

Nesse modelo, o limite da dívida (\bar{d}_i) é dado pela maior raiz do polinômio em (9). Vale ressaltar que esse problema deve ser resolvido para cada estado em análise. Uma vez calculado o limite da dívida (\bar{d}_i) para cada estado i , o seu respectivo espaço fiscal (EF_{it}) é dado pela diferença entre o limite da dívida (\bar{d}_i) e a dívida no período t (d_{it}).

$$EF_{it} = \bar{d}_i - d_{it} \quad (14)$$

3.4.3.4 Cenários futuros do limite da dívida e o espaço fiscal

Um dos objetivos específicos do presente estudo consiste em criar cenários futuros sobre os limites das dívidas e seus respectivos espaços fiscais. Para tanto, faz-se necessário à previsão de um conjunto de variáveis, tais como: taxa de juros Selic, inflação (IGP-DI), receitas correntes e próprias, despesas correntes, PIB, dívida consolidada líquida. Nesse estudo, as previsões são realizadas utilizando modelos univariados autoregressivos de primeira ordem AR(1), de acordo com a metodologia de Box e Jenkins (1978)⁶⁷.

A partir dessas previsões são fornecidas estimativas empíricas sobre os limites das dívidas e seus respectivos espaços fiscais em três cenários (otimista, mediano e pessimista),

⁶⁶ $(TRJ_i^* - G_i^*)$ são os pagamentos de juros ajustado ao crescimento econômico de equilíbrio. Ambas as variáveis são reais, no período t , sendo a última variável específica de cada estado.

⁶⁷Em virtude da sua simplicidade e da qualidade de suas previsões os modelos univariados são usualmente utilizados como *benchmarks* em estudos sobre previsão (STOCK e WATSON, 1999; ATKENSON e OHANION, 2001; ARRUDA, FERREIRA e CASTELAR, 2011).

sendo estes específicos de cada estado brasileiro para o período de 2017-2020. O método de construção dos cenários⁶⁸ é detalhado na Tabela 8 abaixo.

Tabela 8: Método de construção dos cenários da dívida

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

Fonte: Elaboração do autor.

3.5 Análise dos Resultados

Nesse estudo, a estrutura econométrica consiste na análise de painel balanceado tomando com unidade de observação os Estados brasileiros e o Distrito Federal entre os anos de 2000 e 2016, totalizando em uma amostra com 459 observações.

Inicialmente, com intuito de verificar a correta especificação do modelo⁶⁹, são realizados os testes de Pesaran (2004) de dependência *cross-sectional*, Wooldridge (1991) para autocorrelação e Wald Modificado (2001) para heterocedasticidade.

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

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

⁶⁸A condição das variáveis em cada cenário foi determinada com base no sinal dos coeficientes da função de reação fiscal.

⁶⁹Os resultados serão analisados utilizando o padrão de 5% de significância.

Os resultados desse teste são apresentados na Tabela 9, os quais indicam ausência de fatores comuns não observados em cada período, ou seja, não existe dependência *cross-sectional* ao nível de significância de 5%, de tal forma a não apresentar inconsistência dos estimadores e viés dos seus respectivos erros padrões.

Posteriormente, implementa-se o teste de correlação serial dos erros idiossincráticos no modelo de painel linear discutido por Wooldridge (1991). O teste é realizado sob a hipótese nula de que não existe autocorrelação⁷⁰ de primeira ordem. A especificação do modelo de painel não apresenta o problema de correlação nos resíduos da regressão ao nível de significância de 5%, não necessitando, deste modo, o tratamento de painel dinâmico aos dados ou a estimação em primeira diferença (Tabela 9).

Tabela 9: Testes de especificação	
Testes de Especificação	
Teste Pesaran de dependência <i>cross-sectional</i>	
Teste CD = 0,2780	
Prob. = 0,7891	
Teste Wooldridge para autocorrelação em dados em painel	
F(1, 26) = 4,1530	
Prob > F = 0,0519	
Teste de Wald Modificado para heterocedasticidade	
Chi2 (27) = 2.631,0300	
Prob>chi2 = 0,0000	

Fonte: Elaboração do autor.

Na sequência, realizou-se o teste de Wald modificado (2001) para constatar a presença de heterocedasticidade. A hipótese nula do teste é que os dados são homocedásticos contra a hipótese alternativa que são heterocedásticos. De acordo com o teste de Wald modificado rejeita-se a hipótese nula de homocedasticidade ao nível de significância 5% (Tabela 9). Assim, em função dos resultados dos testes acima, o método de estimação utilizado é Mínimos Quadrados Generalizados Factível (MQGF) de acordo com Wooldridge (2002), visando corrigir a presença de heterocedasticidade.

Os resultados da Tabela 10 mostram que os coeficientes ($\beta_0, \beta_1, \beta_2$) apresentam os sinais esperados e são estatisticamente significantes. Esses resultados evidenciam uma relação

⁷⁰Os estudos realizados Ostry *et al.* (2010), Ghosh *et al.* (2013) encontraram evidências empíricas de correlação do termo de erro seguindo um processo (AR(1)) para um grupo de economias industriais e 23 economias desenvolvidas respectivamente.

cúbica entre o superávit primário e a dívida pública defasada para os estados brasileiros, tal como encontrado por Ostry *et al.* (2010), Ghosh *et al.* (2013) e Bastos e Pineda (2013).

Assim como nos trabalhos de Mendonça *et al.* (2009), Ostry *et al.* (2010) e Ghosh *et al.* (2013), o coeficiente referente à taxa de inflação (β_3) apresenta sinal positivo como esperado e estatisticamente significativa. Portanto, um aumento da inflação gera um superávit maior no caso em que o Tesouro Nacional atua em cooperação com a autoridade monetária.

Tabela 10: Resultado das estimativas da função de reação fiscal dos estados brasileiros: 2000-2016

Coeficientes por Regressores	Coeficientes Estimados	Desvios Padrões
β_0	-0,2344*	0,0826
β_1	1,3277**	0,5346
β_2	-2,5008*	0,9729
β_3	0,9224*	0,0640
β_4	-0,1042*	0,0066
β_5	-2,30E-13*	7,88E-14
β_6	1,40E-14	3,48E-14

Elaboração: do autor.

Notas: A variável dependente é o saldo primário dos estados brasileiros; (*) significativa a 1%; (**) significativa a 5%; (***) significativa a 10%; as variáveis *dummies* de tempo, omitidas na tabela, foram todas estatisticamente significativas.

O parâmetro do desequilíbrio vertical fiscal (β_4) tem sinal negativo e significativo como esperado⁷¹. O coeficiente que mede à resposta do saldo primário ao aumento temporário das despesas do governo (β_5) apresenta sinal esperado⁷² e significativo. Ou seja, quando as despesas crescem menos (mais) que sua tendência, o SDP aumenta (diminui). Por fim, o coeficiente (β_6), não foi estatisticamente significativo.

A validação empírica da função de reação fiscal cúbica indica que o limite da dívida pode ser calculado tal como em Ostry *et al.* (2010), Gosh *et al.* (2013) e Bastos e Pineda (2013). A Tabela 11 apresenta o diferencial entre a taxa de juros e crescimento econômico, ($TJR_t - G_{it}$), limite da dívida (\bar{d}_t), a última observação da relação dívida/ PIB (d_{it}) e o espaço fiscal (EF_{it}).

⁷¹Esse resultado é condizente com encontrado por Bastos e Pineda (2013), segundo os autores uma maneira de racionalizar esse resultado é considerar que esses estados estão mais desenvolvidos e já possuem níveis relativamente altos de receitas próprias. Como resultado, eles já estariam mais próximos do lado direito da curva de Laffer, de modo que o aumento de impostos estaduais seria mais difícil. Alternativamente, também se poderia esperar que esses estados tendem a enfrentar desafios mais complexo ao lidar com grandes grupos de gastos, como educação e saúde.

⁷²Esse resultado está de acordo com o encontrado por Ostry *et al.* (2010), Ghosh *et al.* (2013) e Bastos e Pineda (2013).

Os resultados para o ano de 2016 revelam uma grande heterogeneidade entre os estados brasileiros, com (\bar{d}_t) variando entre 0,00% e 23,61%, com uma média de 5,46% dos respectivos PIBs. Ou seja, os estados podem comprometer em média 5,46% dos seus PIBs com dívidas.

Em alguns casos (Minas Gerais, Rio Grande do Sul, Rio de Janeiro, São Paulo, Goiás, Mato Grosso do Sul), dado o diferencial entre taxas de juros real e crescimento econômico, o limite da dívida⁷³ é 0,00% dos respectivos PIBs, ou seja, esses estados já chegaram e/ou ultrapassaram os limites máximos de dívidas em que consigam honrar com suas obrigações. Logo, as dinâmicas de suas dívidas já se encontram em trajetórias insustentáveis.

Em 2016, os 6 estados citados acima estão entre os 7 estados mais endividados. Além disso, os 3 primeiros têm como agravante o descumprimento dos limites de endividamento estabelecido pela Lei de Responsabilidade Fiscal (Figura 1) e sérios problemas de liquidez de caixa (Figura 2), evidenciando que além dos riscos fiscais, há riscos políticos-institucionais.

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

Por outro lado, nove⁷⁴ das vinte e sete Unidades da Federação apresentaram limite da dívida acima da média estadual, com destaque para os estados do Amapá, Roraima e Acre que obtiveram limite da dívida da ordem de 23,60%, 20,35%, 19,67% dos respectivos PIBs.. De um modo geral esses estados destacados reduziram seus estoques de dívidas pós-implantação do Programa de Reestruturação Fiscal e Financeira (Lei nº 9.469 de 11 de setembro de 1997), o Programa de Estabilização Fiscal de 1998 e a Lei de Responsabilidade Fiscal (Lei Complementar nº 101 de 04 de maio de 2000).

Entretanto, no último estado citado os esforços fiscais durante o período analisado não foram suficientes para garantir a existência de um espaço fiscal, o seu estoque de dívida/PIB está 4,64% além do limite máximo, sob o qual é garantida a solvência fiscal.

Os resultados dos espaços fiscais (EF_{it}), por sua vez, revelam a atual crise vivenciada pela maioria dos estados brasileiros no ano de 2016, onde 18⁷⁵ dos 27 estados apresentam

⁷³Nesses estados a convergência é alcançada em \bar{d}_t negativos, evidenciando o fato de que há uma resposta negativa do saldo primário ao aumento da dívida, tendo em vista que a dinâmica da dívida não está em um caminho sustentável. Para essa análise assim como em Ghosh *et al.* (2013) e Bastos e Pineda (2013) ignora-se os casos em que $\bar{d}_t < 0$, diante do exposto a resposta do saldo primário ao aumento da dívida será no mínimo igual a zero.

⁷⁴Amapá, Roraima, Acre, Tocantins, Maranhão, Piauí, Alagoas, Sergipe e Rondônia.

⁷⁵Minas Gerais, Rio Grande do Sul, Rio de Janeiro, São Paulo, Alagoas, Goiás, Mato Grosso do Sul, Pernambuco, Bahia, Acre, Mato Grosso, Sergipe, Ceará, Rondônia, Santa Catarina, Espírito Santo, Piauí, Amazonas.

espaços fiscais negativos. Ou seja, nesses estados há um hiato fiscal em virtude dos seus estoques de dívida/PIB atuais (d_{it}) já terem ultrapassado os níveis de dívidas máximas (\bar{d}_i) no ano de 2016. Caso, nenhuma política para reduzir esse problema seja feita, as dívidas desses estados permanecerão em trajetórias insustentáveis.

Tabela 11: Limite da dívida e espaço fiscal dos estados brasileiros no ano de 2016 (% do PIB)

UF	$r - g$	\bar{d}_i	d_{it}	EF_{it}
AC	14,29	19,67	24,30	-4,64
AL	14,20	7,26	19,42	-12,16
AM	14,29	4,28	5,41	-1,13
AP	14,27	23,61	5,29	18,32
BA	14,17	2,17	7,23	-5,05
CE	14,27	2,56	6,25	-3,69
DF	14,20	3,41	3,04	0,36
ES	14,44	0,40	2,48	-2,07
GO	14,22	0,00	11,22	-11,22
MA	14,28	7,70	7,19	0,51
MG	14,24	0,00	21,37	-21,37
MS	14,31	0,00	9,29	-9,29
MT	14,44	1,00	5,53	-4,53
PA	14,40	4,04	1,36	2,68
PB	14,24	5,22	5,11	0,11
PE	14,26	2,10	8,26	-6,16
PI	14,38	7,44	9,21	-1,77
PR	14,27	4,39	3,86	0,53
RJ	14,20	0,00	16,29	-16,29
RN	14,21	3,98	0,50	3,48
RO	14,26	6,43	9,68	-3,25
RR	14,25	20,35	12,21	8,14
RS	14,23	0,00	20,87	-20,87
SC	14,25	1,93	4,29	-2,37
SE	14,24	6,61	11,08	-4,47
SP	14,16	0,00	13,40	-13,40
TO	14,27	12,84	9,32	3,52
MÉDIA	14,27	5,46	9,39	-3,93

Fonte: Elaboração do autor.

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

Novamente os estados de Minas Gerais, Rio Grande do Sul, Rio de Janeiro e São Paulo aparecem como destaque negativo, seus estoques de dívida/PIB atual estão 21,37%, 20,87%, 16,29% e 13,40% respectivamente além das suas capacidades de pagamentos.

Esse resultado pode ser interpretado em termos da análise gráfica como evidenciado na Figura 5, em função da fadiga fiscal, qualquer ponto além de (\bar{d}) , mostra que a dívida dos governos estaduais crescem continuamente em uma trajetória insustentável.

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

As perspectivas para os próximos anos (2017-2020) não são favoráveis, com o limite da dívida, em termos médio, variando em um cenário otimista (9,62%, 8,90%, 8,75%, 8,65%) e (7,62%, 6,95%, 6,77%, 6,58%) no cenário pessimista, com cenário mediano de (8,54%, 7,91%, 7,73%, 7,61%).

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

Vale ressaltar que em todos os cenários os estados de Minas Gerais, Rio Grande do Sul, Rio de Janeiro, São Paulo e Goiás estão na trajetória de insolvência da dívida pública. Por outro lado, o destaque positivo vai para os estados de Roraima, Amapá, Tocantins, Amazonas, os mesmos apresentam espaços fiscais positivos dentro de todos os cenários criados (Tabelas A6, A7 e A8).

3.6 Considerações Finais

Esse estudo contribui para a literatura sobre sustentabilidade da dívida pública ao estimar o quão alto pode ser a dívida pública dos estados brasileiros sem que estes comprometam a solvência de suas dívidas. Além disso, cria cenários futuros para os anos de 2017 a 2020 para os limites das dívidas e o espaço fiscal de cada estado.

Para alcançar os objetivos, utiliza dados em painel entre os anos de 2000 e 2016. O painel é balanceado tomando como unidade de observação os Estados brasileiros e o Distrito Federal, totalizando uma amostra de 459 observações.

Os resultados empíricos evidenciam que existe uma relação cúbica entre o superávit primário e a dívida pública defasada. Esse resultado corrobora com o encontrado por Ostry *et*

al. (2010) para um conjunto de economias industriais, Ghosh *et al.* (2013) para um conjunto de 23 economias desenvolvidas e Bastos e Pineda (2013) para os estados brasileiros no período de 2000-2011.

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

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

Vale destacar que em 6 estados brasileiros (Minas Gerais, Rio Grande do Sul, Rio de Janeiro, São Paulo, Goiás, Mato Grosso do Sul) os limites das dívidas é 0,00% dos respectivos PIBs. Ou seja, esses estados já chegaram nos limites máximos de dívidas. Logo, nesses casos as dinâmicas das dívidas já se encontram em trajetórias insustentáveis. Além do mais, os três primeiros têm como agravante o descumprimento dos limites de endividamento estabelecido pela Lei de Responsabilidade Fiscal e sérios problemas de liquidez de caixa.

Por outro lado, 9⁷⁶ das 27 Unidades da Federação apresentaram limites das dívidas acima da média estadual, com destaque para os estados do Amapá, Roraima e Acre que obtiveram limite da dívida da ordem de 23,60%, 20,35%, 19,67% dos respectivos PIB.

Os resultados dos espaços fiscais por sua vez revelam a atual crise vivenciada pela maioria dos estados brasileiros no ano de 2016. Dos 27 estados 18⁷⁷ apresentam espaços fiscais negativos, ou seja, nesses estados há um hiato fiscal em virtude dos seus estoques de dívida/PIB atuais já terem ultrapassado os níveis de dívidas máximas.

Em 2016, os estados de Minas Gerais, Rio Grande do Sul, Rio de Janeiro e São Paulo apresentaram estoques de dívida/PIB (21,37%, 20,87%, 16,29% e 13,40%, respectivamente) além do limite máximo. Por outro lado, os estados do Amapá (18,32%) e Roraima (8,14%) juntamente com Tocantins (3,52%) ocupam os 3 primeiros lugares no *ranking* de geração de espaço fiscal.

As perspectivas para os próximos quatro anos (2017-2020) não são favoráveis, com exceção dos resultados no cenário otimista. Nos demais cenários, sejam eles mediano e

⁷⁶Amapá, Roraima, Acre, Tocantins, Maranhão, Piauí, Alagoas, Sergipe e Rondônia.

⁷⁷Minas Gerais, Rio Grande do Sul, Rio de Janeiro, São Paulo, Alagoas, Goiás, Mato Grosso do Sul, Pernambuco, Bahia, Acre, Mato Grosso, Sergipe, Ceará, Rondônia, Santa Catarina, Espírito Santo, Piauí, Amazonas.

pessimista, apontam que alguns estados brasileiros tendem a continuar enfrentando problemas fiscais relacionados à insolvência da dívida pública.

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

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

Referências Bibliográficas

ABIAD, A.; OSTRY, J. D. Primary surpluses and sustainable debt levels in emerging market countries. **IMF Policy Discussion**. Paper 05/6. Washington: International Monetary Fund, 2005.

AFONSO, A.; RAULT, C. What do we really know about fiscal sustainability in the EUA? a panel data diagnostic. **Working Paper Series 820**. European Central Bank, 2007.

AUERBACH, A. J.; GALE, W. Tempting fate: The Federal Budget Outlook. **Working Paper**. Washington: Brookings Institution, 2011.

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

ARRUDA, E. F., FERREIRA, R. T.; CASTELAR, I. Modelos lineares e não lineares da curva de Philips para a previsão da taxa de inflação no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 65, n. 3, p. 237-252, 2011.

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

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

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

BACEN. BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Taxa de juros selic anualizada: Série histórica**. Brasília, 2017.

BASTOS, F.; PINEDA, E. Fiscal space of brazilian states. **Discussion Paper IDB-DP**. Inter-American Development Bank. n. 210, p. 1-20, 2013.

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

BLANCHARD, O. Suggestions for a new set of fiscal indicators. **Working Paper 79 OECD**, 1990.

BLANCHARD, C. M.; KUPPERMAN, J.; SPARLING, P.; NEHL, E.; RHODES, R. E.; COURNEYA, K. S. Ethnicity as a moderator of the theory of planned behavior and physical activity in college students. **Research Quarterly for Exercise and Sport**, v. 78, n. 5, p. 531-541, 2007.

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

_____. Are stationarity and cointegration restrictions really necessary for the intertemporal budget constraint? **Journal of Monetary Economics**, n.54, p. 1837–1847, 2007.

BOX, G.; JENKINS, G. **Time series analysis: Forecasting and control**. Holden-Day, San Francisco, 1978.

BUITER, W.; CORSETTI, G.; ROUBINI, N. Excessive deficits: Sense and nonsense in the treaty of maastricht. **Economic Policy**, v. 16, p. 57–100, 1993.

CALDEIRA, A. A.; WILBERT, M. D.; MOREIRA, T. B. S.; SERRANO, A. L. M. Sustentabilidade da dívida estadual brasileira: Uma análise da relação dívida líquida e resultado primário. **Rev. Adm. Pública (online)**, v. 50, n. 2, p. 285-306, 2016.

CAMPOS, R. H. C.; FERREIRA, R. T.; Sustentabilidade Fiscal dos Municípios do Estado do Ceará. **IN: VII Economia do Ceará em Debate**, Fortaleza (CE), 2006.

CELASUN, O.; KANG, J. S. On the properties of various estimators for fiscal reaction functions. **IMF Working Paper**, n. 06/182. Washington: International Monetary Fund, 2006.

DORNBUSCH, R.; FISHER, S. **Macroeconomia**. RJ: McGraw-Hill, 1982.

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

FIRJAN. Federação das Indústrias do Estado do Rio de Janeiro. **A Situação Fiscal dos Estados Brasileiros**. Publicações de Economia, Rio de Janeiro, junho de 2016.

_____. **A Situação Fiscal dos Estados Brasileiros**. Publicações de Economia, Rio de Janeiro, abril de 2017.

FMI. INTERNATIONAL MONETARY FUND. Public Debt in Emerging Markets. **World Economic and Financial Surveys**. Washington, 2003.

_____. **Fiscal Monitor: Balancing Fiscal Policy Risks**. Washington: International Monetary Fund, 2012.

FONTENELE, A. L.; TABOSA, F. J. S.; OLIVEIRA JÚNIOR, J. N.; GUIMARÃES, D. B. Sustentabilidade da dívida pública dos estados brasileiros. **Revista Ciências Administrativas**, v. 21, n. 2, 2015.

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

GARCIA, M.; RIGOBON, F. A risk management approach to emerging market's sovereign debt sustainability with an application to brazilian data. **Working Paper 103336**, NBER, Cambridge, MA, 2004.

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

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

GOLDFAJN, I. Há razões para duvidar que a dívida pública no Brasil é sustentável? **Notas Técnicas 25**, Banco Central de Brasil, 2002.

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

GHOSH, A.R.; KIM, J.I.; MENDOZA, E.; OSTRY, J.D.; QURESHI, M. Fiscal fatigue, fiscal space and debt sustainability in advanced economies. **The Economic Journal**, n. 123, p. 4-30, 2013.

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

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

HODRICK, R.; PRESCOTT, E. Post-war U.S. business cycles: An empirical investigation. **Manuscript**, Carnegie Mellon University, 1980.

IBGE. INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Produto interno bruto estadual a preços de mercado: Série histórica**, Brasília, 2017.

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

LEITÃO, A.; IRFFI, G.; LINHARES, F. Avaliação dos Efeitos da Lei Kandir Sobre a Arrecadação de ICMS no Estado do Ceará. **Planejamento e Políticas Públicas**, n. 39, 2012.

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

LUPORINI, V. Sustainability of the Brazilian fiscal policy and central bank independence. **Revista Brasileira de Economia**, v.54, n. 2, 2000.

_____. The behavior of the Brazilian federal domestic debt. **Revista de Economia Aplicada**, n.6, p. 713–733, 2002.

_____. Sustentabilidade fiscal no Brasil: A evolução corretiva da resposta fiscal. **Revista Estudos Econômicos**, v. 45, n. 2, 2015.

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

MENDOZA, E.G.; OSTRY, J.D. International evidence on fiscal solvency: Is fiscal policy responsible? **Journal of Monetary Economics**, v. 55, n. 6, pp. 1081-93, 2008.

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

MOSS, T. J.; CHANG, H. S. The other costs of high debt in poor countries: Growth, policy dynamics, and institutions. **Issue Paper on Debt Sustainability Center for Global Development**, Washington DC. P. 1-16, 2003.

NERLICH, C.; REUTER, W. H. Fiscal rules, fiscal space and their macroeconomic effects. **Working Paper**, n. 1872, European Center Bank, 2015.

OSTRY, J.; GHOSH, A. R.; KIM, J. I.; QURESHI, M. Fiscal space. **IMF Staff Position Note SPN/10/11**. Washington: International Monetary Fund, 2010.

PASTORE, A. C. Déficit público, a sustentabilidade do crescimento das dívidas interna e externa, senhoriagem e inflação: Uma análise do regime monetário brasileiro. **Revista de Econometria**, v. 14, n. 2, p. 177–234, 1994.

PELLEGRINI, J. A. Dívida estadual. **Textos para discussão do Núcleo de Estudos e Pesquisa do Senado**, 2012. Disponível em <http://www12.senado.gov.br/publicacoes/estudos-legislativos/tipos-deestudos/textos-para-discussao/td-110-divida-estadual>;

PEREIRA, J. C. M. A. **Sustentabilidade da dívida pública dos estados brasileiros**. Master's thesis. Faculdade de Ciências Econômicas – UFMG, Belo Horizonte, MG, p.1-89, 2008.

PESARAN, M. General diagnostic tests for cross section dependence in panels. Cambridge, MA: University of Cambridge, Faculty of Economics. **Working Papers in Economics**, n. 435, 2004.

PIANCASTELLI, M.; BOUERI, R. Dívida dos estados 10 anos depois. **Texto para Discussão**, n. 1366, p. 1-45, IPEA, Rio de Janeiro, 2008.

PINTON, O. V. F.; MENDONÇA, H. F. Impulso fiscal e sustentabilidade da dívida pública: uma análise da política fiscal brasileira. **IN Finanças Públicas – XIII Prêmio Tesouro Nacional**, p. 37, 2008.

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

RODDEN, J. **Hamilton's Paradox: The promise and perils of fiscal federalism**. Cambridge University Press; Boston, 2004.

SARAIVA, F. A. M.; PEREIRA, R. A. C. ; GOMES, J. W. F.; BEZERRA, A. R. ; LUCIO, F. G. C. . REFORMAS FISCAIS NO BRASIL: UMA ANÁLISE DA EC 95/2016 2017. **Working Paper - Série Estudos Econômicos do CAEN - SEEC 18**, 2017.

SARGENT, T.; WALLACE, N. Some unpleasant monetarist arithmetic. **IN M. Preston, ed. The rational expectations revolution: readings from the front line**, MIT Press, Cambridge, 1981.

SIMONASSI, A. G.; ARRAES, R. A.; DE SENA, A. M. C. Fiscal reaction under endogenous structural changes in Brazil. **Economia**, v. 15, n. 1, 2014.

STN. SECRETARIA DO TESOURO NACIONAL. **Manual de demonstrações fiscais**, Brasília, 2016.

_____. **Programa de Reestruturação e de Ajuste Fiscal**, Brasília, 2017.

_____. **Dívida consolidada líquida: Série histórica**, Brasília, 2017.

_____. **Despesas correntes: Série histórica**, Brasília, 2017.

_____. **Despesas primárias: Série histórica**, Brasília, 2017.

_____. **Receitas correntes: Série histórica**, Brasília, 2017.

_____. **Receitas primárias: Série histórica**, Brasília, 2017.

_____. **Receitas próprias: Série histórica**, Brasília, 2017.

STOCK, J. H.; WATSON, M. W. Forecasting inflation. **NBER Working Paper Series**, n. 7023, 1999.

TABOSA, F. J. S.; FERREIRA, R. T.; SIMONASSI, A. G.; KHAN, A. S.; TOMAZ, D. Reação fiscal ao aumento da dívida pública: uma análise para os estados brasileiros. **Economia Aplicada (Impresso)**, v. 20, p. 57-71, 2016.

TANNER, E. Intertemporal solvency and indexed debt: evidence from Brazil, 1976-1991. **Journal of International Money and Finance**, v. 14, n. 4, p. 549-73, 1995.

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

TREHAN, B.; WALSH, C. E. Common trends, the government budget constraint and revenue smoothing. **Journal of Economics Dynamics and Control**, n. 17, p. 423-441, 1988.

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

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

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

_____ **Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data**. MIT Press, 2002.

Apêndice A

Tabela A1: Dívida Consolidada Líquida (% da Receita Consolidada Líquida)

UF	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
AC	104,25	83,31	72,50	67,82	62,09	44,71	51,64	41,12	28,43	36,54	53,72	50,36	58,43	68,51	73,91	96,87	72,67
AL	223,31	178,23	236,27	276,85	264,45	224,64	221,59	200,24	197,13	180,92	161,66	147,88	150,43	146,35	153,89	169,69	102,95
AM	100,03	68,52	66,84	55,55	44,83	37,32	33,33	18,98	12,81	23,68	27,09	19,36	15,32	21,98	30,76	47,82	40,60
AP	4,57	5,03	27,98	27,68	22,64	10,51	10,82	9,60	4,05	11,01	18,03	12,00	17,80	26,24	41,21	27,45	14,36
BA	163,79	170,74	181,62	163,14	141,90	116,64	102,26	82,41	71,91	62,94	52,13	46,38	49,10	47,13	39,94	59,44	55,78
CE	87,39	93,77	117,50	105,68	92,24	73,09	60,36	38,29	23,55	17,22	27,73	29,38	27,70	29,45	42,20	62,83	43,60
DF	35,94	35,09	39,80	35,80	27,64	34,62	32,70	19,10	16,03	17,33	18,13	15,92	10,01	16,09	20,67	25,23	29,89
ES	97,83	82,76	115,74	101,62	73,04	43,70	33,71	19,01	10,35	8,50	17,18	13,67	14,97	20,74	26,97	31,37	26,41
GO	313,28	281,43	277,13	240,43	221,38	185,06	181,91	160,55	140,35	128,46	129,91	101,04	101,96	92,36	89,76	98,61	95,11
MA	257,75	209,82	272,62	222,04	174,24	132,64	115,13	91,42	73,95	68,21	63,65	47,18	41,12	38,21	46,26	60,04	43,70
MG	141,38	234,45	262,65	242,80	224,39	203,10	189,13	187,76	176,32	179,49	182,34	181,79	174,54	183,38	178,97	198,66	203,09
MS	309,55	294,23	310,34	266,64	232,69	201,10	181,12	148,30	115,27	114,65	119,74	113,14	105,39	102,41	98,20	94,20	78,19
MT	250,47	196,91	159,01	175,56	130,08	111,30	109,80	94,06	69,95	54,08	55,33	39,91	30,47	34,62	42,41	45,04	43,98
PA	56,81	63,33	66,72	60,55	60,43	46,00	43,58	34,51	28,26	23,85	28,62	19,38	10,79	10,34	9,96	12,04	9,29
PB	152,51	109,82	142,44	117,16	107,63	88,76	75,71	60,00	48,17	34,18	35,72	24,91	26,26	26,70	36,98	41,35	30,25
PE	85,63	111,84	125,35	117,27	103,77	83,27	66,59	53,06	42,45	43,16	38,26	39,02	45,75	52,76	57,93	62,17	60,68
PI	173,31	173,71	164,04	151,62	141,78	109,44	84,69	77,93	60,25	60,21	53,99	56,78	50,50	58,60	60,89	57,01	45,17
PR	128,79	134,10	123,74	104,64	107,64	129,04	125,77	116,33	118,71	112,22	89,17	75,84	59,81	59,91	58,14	48,52	38,82
RJ	207,03	189,88	234,76	201,22	204,33	190,10	172,48	173,47	160,35	162,91	156,23	145,84	165,13	153,78	178,19	197,77	233,84
RN	70,90	54,01	64,61	53,40	37,91	31,85	26,28	22,11	19,46	17,42	20,29	13,11	10,56	14,75	16,47	9,04	3,12
RO	111,09	105,27	144,87	121,45	102,90	84,75	71,85	64,44	50,37	53,04	54,10	49,60	45,01	62,45	62,13	60,73	50,06
RR	30,95	28,33	35,15	43,27	4,24	15,37	10,33	10,79	8,32	30,99	4,12	12,48	19,60	37,49	18,44	11,77	34,82
RS	266,45	251,19	279,23	280,00	282,70	257,79	253,48	253,83	234,48	219,53	214,00	213,77	218,13	208,58	209,33	227,23	212,95
SC	183,03	145,50	194,61	166,78	164,48	119,37	108,87	90,34	77,40	60,66	62,95	45,67	40,58	47,92	45,14	53,04	50,21
SE	88,01	77,85	72,58	68,49	64,71	45,32	57,12	42,31	21,84	26,65	33,30	43,42	52,77	55,07	57,07	69,03	60,43
SP	193,03	197,03	227,37	223,98	222,98	197,12	189,47	170,70	162,95	150,41	152,86	145,69	153,87	141,93	147,81	167,84	175,47
TO	35,04	26,87	37,03	26,22	34,84	13,80	12,75	8,47	9,88	11,01	16,36	20,65	20,61	25,64	32,67	40,03	33,05
MÉDIA	143,41	133,45	150,09	137,69	124,15	104,83	97,13	84,78	73,44	70,71	69,87	63,86	63,58	66,05	69,49	76,84	69,94

Fonte: Secretaria do Tesouro Nacional (2017).

Elaboração do autor.

Tabela A2: Disponibilidade de Caixa Líquido (% da Receita Corrente Líquida)

UF	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
AC	-3,42	5,11	5,47	5,44	7,61	16,55	10,21	11,55	21,39	25,29	12,20	13,12	21,94	16,49	10,91	8,66	12,81
AL	-12,86	-4,09	-5,18	0,55	-0,06	1,28	-0,09	7,62	8,71	6,75	17,12	14,29	10,05	17,72	6,71	7,62	19,99
AM	27,83	9,88	5,86	12,98	9,09	7,99	8,30	17,31	21,40	17,00	12,40	15,24	17,93	17,13	14,14	7,23	9,81
AP	3,89	3,33	-1,46	-6,52	-5,93	18,20	20,19	27,23	35,92	47,29	3,01	10,90	16,38	33,35	20,56	0,03	50,36
BA	2,17	4,42	6,99	2,83	3,42	3,52	3,00	5,62	7,12	7,90	5,98	5,60	13,24	14,84	16,49	16,69	13,46
CE	-6,13	10,27	2,50	-3,02	-0,64	4,06	4,49	17,13	24,92	22,04	14,38	17,70	17,61	19,95	12,85	9,68	13,99
DF	-2,68	2,50	3,21	4,01	3,22	3,17	3,64	14,37	16,64	14,52	15,72	15,93	15,20	9,34	4,23	1,36	-0,16
ES	-45,07	-27,83	-34,11	-7,30	3,43	13,88	19,40	26,01	34,83	37,49	23,26	22,93	30,13	29,98	25,08	31,35	37,57
GO	-11,44	-3,71	-13,77	-11,19	-0,39	-0,14	0,76	7,30	7,46	11,90	1,37	17,56	13,57	15,52	13,95	6,11	0,99
MA	17,46	22,03	19,98	5,66	13,40	19,52	16,68	22,46	22,80	22,44	26,10	28,98	25,93	-10,42	30,22	5,45	10,20
MG	-13,39	-12,31	-19,70	-15,26	-9,28	-0,93	-1,20	1,87	6,96	8,63	1,74	-1,54	4,28	4,36	3,51	-6,55	-8,58
MS	-25,90	-16,19	-12,24	-7,44	-8,08	-7,43	-9,65	4,64	18,32	14,81	6,81	6,83	11,03	10,44	5,49	10,15	8,50
MT	-1,92	0,15	1,15	3,75	4,54	6,02	5,05	-4,95	8,98	7,16	3,22	-0,20	8,41	6,70	5,60	4,37	7,78
PA	6,15	4,95	4,72	4,83	3,18	5,76	3,02	7,09	8,60	10,54	14,91	20,44	25,31	26,54	30,25	29,53	33,76
PB	1,93	17,15	-2,72	-5,60	-12,85	-0,11	0,63	4,48	9,92	17,74	4,54	12,00	11,52	6,52	9,91	5,60	8,70
PE	33,85	26,17	5,46	2,55	2,18	1,83	1,71	4,68	8,70	9,37	8,97	5,66	8,74	13,87	4,73	2,10	4,29
PI	8,42	3,92	1,33	-2,55	0,40	5,19	8,32	6,56	6,58	6,57	6,59	5,24	15,46	14,55	7,64	10,12	12,98
PR	3,01	7,03	7,33	11,31	13,84	15,00	9,99	12,70	17,70	15,78	16,92	18,82	14,78	12,23	10,53	9,82	15,29
RJ	-14,94	0,94	1,25	-2,36	-2,97	-1,16	-3,42	-2,92	7,89	2,90	4,95	8,50	7,52	5,60	6,69	-2,73	-24,02
RN	3,06	1,83	3,07	7,31	-0,62	8,23	7,30	8,59	12,72	9,91	8,80	11,36	6,45	13,17	8,93	6,20	3,43
RO	-0,47	2,70	0,26	-6,49	-1,82	3,15	3,25	17,68	20,24	14,84	4,59	4,45	2,97	5,30	8,98	5,15	12,62
RR	-4,27	-2,60	2,97	-3,54	10,82	25,87	20,26	17,03	9,41	11,82	55,02	55,15	28,86	3,85	18,96	37,34	10,02
RS	10,71	-6,51	-9,87	-16,36	3,96	2,05	3,51	23,92	23,33	19,59	-11,58	-13,18	-16,39	-24,79	-32,75	-47,84	-42,51
SC	-5,88	7,69	6,69	9,40	10,35	12,62	16,02	20,77	33,30	29,33	8,74	11,04	10,75	14,57	15,32	14,31	14,29
SE	1,28	7,19	9,24	7,20	6,99	11,08	5,62	9,99	19,62	14,65	9,18	8,09	6,09	9,38	10,13	-2,91	-3,37
SP	4,28	7,11	7,74	8,76	10,05	10,44	6,72	12,46	4,82	13,24	14,14	9,71	10,79	10,27	6,09	6,00	6,21
TO	12,28	27,31	25,05	30,91	30,10	11,23	5,85	7,88	8,82	12,39	10,86	8,62	14,63	12,87	7,10	67,92	63,62
MÉDIA	-0,45	3,65	0,79	1,11	3,48	7,29	6,28	11,45	15,82	16,00	11,11	12,34	13,08	11,46	10,45	8,99	10,82

Fonte: Secretaria do Tesouro Nacional (2017).

Elaboração do autor.

Tabela A3: Resultado Primário (% da Receita Corrente Líquida)

UF	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
AC	11,21	9,53	6,53	8,58	6,34	8,47	-5,17	7,44	9,70	-9,71	-15,86	3,16	-13,65	-11,16	-7,71	-3,65	8,42
AL	2,98	18,22	25,38	8,69	10,98	8,66	12,23	20,58	13,26	2,58	8,92	9,80	6,71	5,68	-4,67	11,62	14,74
AM	12,96	-8,62	4,79	5,89	5,70	3,47	3,23	6,27	2,48	-15,12	-4,35	1,13	3,03	-6,38	-7,58	3,86	0,05
AP	14,24	7,26	0,64	1,25	1,89	26,33	2,98	26,07	21,02	47,66	47,12	25,35	-7,69	-13,47	-10,22	-0,60	-9,12
BA	7,19	2,92	9,56	0,16	10,78	8,68	10,50	14,94	10,10	5,03	4,29	4,02	5,91	1,30	4,36	-2,10	-3,89
CE	-1,95	-1,81	0,98	5,26	7,29	14,85	2,66	17,29	17,50	13,86	9,08	14,98	5,12	5,60	3,16	-6,54	4,99
DF	2,69	5,67	3,61	2,28	2,10	3,24	0,76	7,78	2,84	-4,05	0,31	0,09	-2,19	-7,52	-2,94	-13,68	-3,45
ES	5,09	10,01	6,20	11,37	10,46	25,23	20,96	22,51	26,27	8,81	0,84	14,65	14,16	-3,00	-4,19	1,73	2,66
GO	7,86	-18,51	7,80	12,13	6,11	9,32	13,20	12,78	16,49	7,70	2,02	15,62	7,00	3,59	-4,09	0,03	-0,51
MA	21,81	3,70	8,96	1,71	21,12	31,52	12,60	21,80	11,82	4,12	-3,27	7,71	4,53	-2,91	-6,22	-2,16	4,37
MG	2,63	-0,38	-8,01	7,89	9,57	9,86	8,77	9,70	10,16	5,95	5,58	7,39	7,60	-0,20	2,16	-6,28	-6,05
MS	0,86	8,45	9,47	2,06	5,33	8,38	6,61	21,00	14,04	9,36	1,56	5,06	8,50	0,92	-0,02	19,20	-1,92
MT	7,99	16,01	4,62	13,14	14,51	14,12	11,66	11,15	12,71	1,86	10,16	9,84	25,80	-6,78	-2,81	2,56	3,02
PA	6,35	5,79	4,11	3,23	4,06	5,48	-1,08	5,90	5,83	1,08	-2,14	9,49	8,77	3,85	3,41	2,30	3,61
PB	6,77	-4,28	-2,01	2,75	0,13	11,01	8,87	10,65	10,12	6,06	-4,05	7,55	-2,12	-1,10	-5,40	-3,72	3,64
PE	-9,78	-4,59	-1,76	6,66	7,60	10,30	7,14	9,44	7,33	-3,11	1,77	-2,46	-6,78	-6,38	-11,15	1,63	3,73
PI	15,13	11,82	3,17	-13,05	1,33	8,18	17,59	15,51	8,06	-4,30	0,91	8,23	8,84	-7,34	-2,38	0,06	-4,70
PR	-15,92	6,72	7,47	8,99	9,59	20,83	22,70	7,36	8,70	5,75	4,78	7,05	1,80	9,03	-3,30	5,86	-1,41
RJ	0,79	-4,19	1,63	9,64	10,06	8,54	7,24	13,01	15,47	4,99	4,10	6,62	-2,24	-10,00	-15,94	-7,73	-13,68
RN	4,05	3,32	2,67	3,25	2,55	5,05	12,42	8,45	7,86	-6,51	1,97	4,00	3,05	1,64	2,82	-4,13	0,36
RO	8,45	9,58	3,09	10,08	8,30	9,64	6,89	10,42	8,63	-8,11	0,92	9,40	1,06	-7,90	1,91	0,41	6,04
RR	-5,00	-5,35	19,02	-7,03	22,58	50,91	27,30	-12,17	9,10	19,37	-16,97	15,44	-2,07	5,34	10,98	11,05	23,00
RS	-8,88	-3,04	4,50	5,12	0,55	4,63	3,41	6,82	12,91	9,36	7,80	6,63	3,39	2,36	-1,89	-5,90	2,47
SC	-13,44	11,83	-19,09	-7,95	7,74	7,78	7,98	12,99	16,51	5,59	7,43	9,13	5,98	1,86	-3,67	-1,70	-3,76
SE	7,69	8,39	8,89	4,52	1,30	10,38	-0,05	14,24	10,76	-4,25	-6,91	-4,27	-1,88	1,73	3,83	-0,85	3,82
SP	5,29	8,27	6,28	7,44	6,33	6,09	8,35	8,39	6,73	3,03	5,16	5,73	5,63	3,40	3,38	3,61	1,11
TO	14,65	15,00	-3,62	-4,47	4,54	8,33	5,00	6,55	1,78	7,40	-3,13	3,25	2,06	-0,97	-8,60	3,95	0,88
MÉDIA	4,14	4,14	4,26	4,06	7,36	12,57	8,69	11,73	11,04	4,24	2,52	7,58	3,35	-1,44	-2,47	0,33	1,42

Fonte: Secretaria do Tesouro Nacional (2017).

Elaboração do autor.

Tabela A4: Gasto com Pessoal (% da Receita Corrente Líquida)

UF	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
AC	47,32	47,22	45,06	48,99	48,58	48,35	48,11	46,22	45,89	46,10	55,44	52,40	54,90	52,88	49,90	58,22	61,60
AL	44,29	44,49	46,87	48,29	48,28	47,11	45,93	46,86	45,85	50,96	59,01	54,49	55,64	56,15	57,20	52,20	45,90
AM	44,76	40,73	39,87	40,74	40,89	41,00	41,11	38,42	38,67	46,16	50,18	46,10	48,54	43,10	45,60	56,01	54,00
AP	36,86	37,91	31,14	37,17	39,39	39,65	39,90	39,98	39,15	41,77	55,44	49,00	52,00	73,80	45,00	57,30	47,80
BA	35,89	38,41	41,63	44,21	41,29	41,81	42,33	42,74	43,10	46,75	66,03	53,88	54,08	53,50	54,67	56,88	63,40
CE	42,59	41,44	39,39	41,81	40,09	39,56	39,03	39,85	38,18	40,80	67,51	48,52	49,90	51,90	51,67	54,10	49,30
DF	32,89	34,09	32,41	33,59	30,51	35,85	41,19	36,90	36,90	43,45	59,57	59,00	45,00	45,00	46,90	49,30	51,60
ES	44,90	40,11	41,52	36,70	33,09	32,56	32,02	33,16	29,65	35,60	65,01	44,58	44,35	50,00	52,42	53,54	51,90
GO	49,17	45,96	43,81	45,18	43,04	43,47	43,89	48,29	43,08	46,10	67,62	50,58	52,43	44,80	46,30	50,40	56,50
MA	48,54	46,84	40,75	46,96	42,13	38,84	35,54	36,48	34,31	38,56	49,85	43,48	41,20	39,20	38,70	53,97	52,90
MG	63,86	62,83	61,67	57,72	48,33	46,46	44,58	46,37	45,76	46,16	61,55	46,96	49,97	41,50	52,69	57,27	78,00
MS	45,68	48,07	34,97	37,45	37,22	40,51	43,79	40,91	35,31	39,69	54,33	49,58	48,94	39,50	38,60	36,90	54,20
MT	42,66	39,28	36,65	37,40	35,26	37,26	39,26	33,23	36,38	39,80	63,81	53,15	62,06	43,80	46,50	58,40	67,30
PA	42,26	42,66	43,12	44,98	43,30	43,70	44,09	45,89	43,12	45,56	48,39	52,41	52,24	47,90	53,65	52,20	53,00
PB	42,10	39,36	48,17	52,63	50,98	47,47	43,95	43,91	45,32	51,63	71,68	55,23	57,30	55,50	56,60	61,85	57,00
PE	49,22	48,17	46,97	46,53	44,55	43,40	42,24	41,62	41,69	44,83	73,35	50,18	53,21	52,30	53,93	55,77	65,80
PI	45,22	47,11	48,55	52,49	48,73	45,77	42,80	43,01	40,07	42,83	46,98	50,70	51,50	47,70	53,22	52,52	62,10
PR	45,58	49,05	44,53	46,18	46,74	45,83	44,92	44,21	42,27	45,10	63,98	53,93	54,34	55,15	47,20	51,09	61,10
RJ	39,90	35,14	37,55	39,27	31,25	29,37	27,49	26,16	23,91	27,00	37,56	34,71	38,61	38,16	43,12	42,50	72,30
RN	41,15	45,76	49,02	48,15	46,57	46,73	46,88	50,26	46,49	50,08	59,52	58,37	57,23	48,90	48,10	57,90	67,50
RO	45,03	39,33	31,18	38,00	37,90	38,87	39,84	38,42	33,51	38,54	54,17	48,39	53,30	56,10	52,96	42,00	50,10
RR	38,68	32,95	31,16	24,99	29,86	29,30	28,74	30,71	33,08	35,73	49,16	43,15	50,55	56,28	48,90	53,40	44,60
RS	61,68	51,84	48,77	48,69	43,28	42,29	41,30	42,31	38,11	40,46	67,52	48,78	51,07	51,66	54,06	58,05	76,10
SC	52,03	46,01	49,44	44,14	44,26	44,13	43,99	39,92	37,02	37,10	41,59	51,22	56,00	56,20	57,39	58,16	61,50
SE	57,88	47,39	46,07	47,50	42,95	42,92	42,88	42,93	40,20	45,56	45,30	56,34	57,99	58,73	58,00	48,60	48,60
SP	49,27	47,93	47,99	46,68	44,53	43,74	42,94	41,48	40,82	41,29	46,58	47,30	48,94	48,43	46,10	53,41	66,00
TO	34,15	35,93	35,70	36,67	39,64	42,17	44,70	42,55	36,00	44,06	55,98	55,71	58,01	61,52	60,78	62,43	67,80
MÉDIA	45,32	43,56	42,37	43,45	41,58	41,41	41,24	40,84	39,03	42,65	56,93	50,30	51,83	50,73	50,38	53,50	58,81

Fonte: Secretaria do Tesouro Nacional (2017).

Elaboração do autor.

Tabela A5: Investimentos (% da Receita Corrente Líquida)

UF	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
AC	15,99	17,95	22,93	13,63	15,86	21,23	33,17	18,46	25,88	41,38	21,55	18,80	24,30	22,50	24,80	8,80	5,50
AL	10,72	14,65	15,55	12,96	10,67	15,72	8,20	5,24	10,46	15,53	8,65	7,80	9,50	10,50	20,70	7,40	6,80
AM	18,66	34,99	19,70	12,62	13,97	15,96	19,08	16,21	19,79	27,64	13,00	14,30	11,70	19,10	17,30	7,70	6,20
AP	13,07	19,31	18,85	9,88	12,39	9,65	10,40	8,02	9,96	11,65	5,50	5,60	5,40	6,60	6,80	12,30	2,10
BA	15,87	15,77	14,09	11,51	9,49	9,73	9,14	6,46	8,44	9,06	8,55	9,00	8,10	8,50	9,70	8,40	11,00
CE	15,78	17,41	19,50	14,90	14,32	10,03	27,36	9,83	13,67	23,62	18,10	22,20	14,00	14,10	24,10	14,90	11,10
DF	12,66	11,87	12,97	8,02	10,14	10,63	10,17	8,93	10,92	13,48	7,05	5,50	8,60	9,20	8,00	4,40	2,80
ES	6,23	6,96	6,78	3,30	4,66	8,22	12,77	11,15	10,19	15,74	9,15	10,00	8,30	10,30	14,80	5,20	4,00
GO	8,28	17,66	8,92	9,69	11,87	10,36	6,22	5,81	8,48	8,38	2,30	2,40	2,20	7,70	13,80	5,90	2,70
MA	14,28	21,99	24,72	13,08	3,69	5,13	12,98	8,37	14,63	18,50	7,20	6,30	8,10	7,20	14,80	6,60	6,60
MG	4,14	5,17	6,18	4,20	6,65	10,36	12,28	11,85	12,79	12,31	7,20	7,70	6,70	8,10	8,00	6,20	2,80
MS	19,78	15,23	13,05	15,26	14,93	11,02	8,96	4,38	15,52	10,79	13,95	16,30	11,60	14,30	20,40	20,40	8,10
MT	7,39	9,57	9,94	9,91	12,51	14,09	12,09	11,63	13,56	18,12	7,35	8,20	6,50	18,40	14,40	10,30	6,30
PA	16,33	17,53	17,55	11,18	13,27	14,22	17,02	7,84	12,11	10,35	5,95	5,10	6,80	9,00	9,90	8,10	5,20
PB	5,17	16,12	20,57	5,54	7,92	7,97	8,31	6,37	8,82	10,15	7,05	6,60	7,50	12,10	15,60	9,70	7,10
PE	15,29	17,98	20,55	9,10	7,70	7,36	8,61	5,76	7,41	10,54	13,95	13,20	14,70	16,60	13,80	5,40	5,40
PI	2,95	8,84	5,86	3,12	5,61	7,83	10,86	7,10	11,29	19,06	10,25	8,70	11,80	18,20	14,40	7,80	10,70
PR	9,20	11,14	11,17	9,13	8,49	9,92	11,62	5,55	5,96	6,53	2,25	1,80	2,70	4,00	3,70	2,00	4,00
RJ	13,33	12,35	10,40	4,01	5,73	5,97	6,53	5,30	5,51	9,44	12,45	11,90	13,00	14,20	16,50	13,00	5,40
RN	13,75	12,95	7,77	4,25	7,49	9,07	11,24	6,10	6,58	10,18	3,90	3,30	4,50	3,40	4,20	4,20	4,50
RO	11,88	14,17	20,25	8,39	9,74	8,12	9,88	9,94	16,72	24,11	5,60	5,50	5,70	8,10	5,40	7,60	4,90
RR	32,47	23,82	9,97	9,67	3,98	9,78	11,25	10,68	12,87	14,04	12,55	13,00	12,10	11,50	10,50	6,10	3,10
RS	6,84	7,09	4,05	5,81	5,31	4,39	4,61	2,64	3,57	3,44	3,00	3,00	3,00	3,60	3,50	2,20	1,80
SC	6,48	6,95	10,39	9,98	8,85	10,35	8,59	7,01	7,53	10,39	6,30	6,20	6,40	6,50	11,20	9,30	8,00
SE	14,74	10,44	9,65	4,72	5,43	7,49	9,51	4,36	6,37	6,54	7,45	8,20	6,70	4,00	8,40	5,40	5,40
SP	5,06	3,71	4,67	4,92	4,97	6,60	5,54	5,35	8,51	11,88	4,90	5,60	4,20	7,10	8,10	6,30	5,00
TO	48,25	41,62	54,72	45,45	39,33	30,74	25,76	24,77	29,18	22,68	10,10	11,00	9,20	10,40	15,50	5,40	6,50
MÉDIA	13,50	15,31	14,84	10,16	10,18	10,81	12,30	8,71	11,73	14,65	8,71	8,79	8,64	10,56	12,53	7,81	5,67

Fonte: Secretaria do Tesouro Nacional (2017).

Elaboração do autor.

Tabela A6: Cenário otimista (% do PIB)

Cenário otimista (% PIB)												
UF	2017			2018			2019			2020		
	\bar{d}_i	d_{it}	EF_{it}	\bar{d}_i	d_{it}	EF_{it}	\bar{d}_i	d_{it}	EF_{it}	\bar{d}_i	d_{it}	EF_{it}
AC	27,77	23,47	4,30	26,61	23,13	3,47	26,55	22,82	3,73	26,49	22,52	3,97
AL	14,79	18,67	-3,88	13,68	18,34	-4,66	13,55	18,05	-4,50	13,42	17,79	-4,36
AM	12,68	5,03	7,64	13,18	4,81	8,37	13,64	4,62	9,02	13,51	4,45	9,06
AP	27,97	4,71	23,27	25,54	4,35	21,19	23,85	4,08	19,77	22,77	3,88	18,89
BA	6,72	6,57	0,15	6,27	6,21	0,06	6,13	5,94	0,19	6,00	5,76	0,24
CE	7,23	5,71	1,52	6,82	5,38	1,44	6,74	5,10	1,64	6,67	4,87	1,79
DF	8,90	2,93	5,98	7,68	2,87	4,81	7,40	2,82	4,58	7,13	2,77	4,35
ES	4,28	2,32	1,96	4,07	2,23	1,84	4,07	2,17	1,90	4,06	2,11	1,95
GO	1,84	10,79	-8,95	0,92	10,75	-9,82	1,12	10,71	-9,58	1,02	10,66	-9,64
MA	15,63	6,68	8,95	14,45	6,50	7,95	14,33	6,41	7,92	14,20	6,38	7,82
MG	0,53	20,94	-20,41	0,43	20,93	-20,51	0,36	20,93	-20,57	0,33	20,92	-20,60
MS	2,92	9,08	-6,16	2,77	9,05	-6,28	2,74	9,03	-6,28	2,72	9,01	-6,29
MT	5,11	5,11	0,00	4,86	4,91	-0,05	4,82	4,79	0,03	4,80	4,72	0,08
PA	9,54	1,43	8,11	8,90	1,49	7,41	8,80	1,53	7,27	8,69	1,55	7,14
PB	11,47	4,78	6,69	10,73	4,65	6,08	10,69	4,58	6,11	10,64	4,55	6,09
PE	7,45	8,06	-0,60	7,68	8,02	-0,34	8,62	7,99	0,64	9,10	7,96	1,14
PI	15,47	8,90	6,57	14,20	8,78	5,42	13,85	8,69	5,17	13,50	8,60	4,90
PR	4,08	3,75	0,33	4,04	3,73	0,31	4,11	3,72	0,39	4,09	3,71	0,38
RJ	0,43	15,93	-15,51	0,22	15,91	-15,68	0,09	15,88	-15,79	0,00	15,85	-15,85
RN	9,55	1,27	8,28	8,98	1,56	7,41	8,94	1,68	7,27	8,91	1,72	7,19
RO	9,37	9,36	0,01	6,83	9,23	-2,41	6,11	9,12	-3,00	5,80	9,01	-3,21
RR	27,98	6,16	21,82	26,44	4,13	22,31	25,94	3,42	22,51	25,96	3,19	22,77
RS	0,50	20,47	-19,98	0,39	20,49	-20,10	0,12	20,51	-20,39	0,00	20,53	-20,53
SC	1,91	3,83	-1,92	2,43	3,61	-1,18	1,58	3,48	-1,90	1,38	3,42	-2,04
SE	1,96	10,70	-8,75	1,02	10,56	-9,54	0,92	10,42	-9,50	1,02	10,29	-9,27
SP	1,40	13,12	-11,72	0,72	13,11	-12,39	0,69	13,10	-12,41	1,02	13,09	-12,07
TO	22,24	9,01	13,23	20,58	8,90	11,69	20,48	8,78	11,70	20,37	8,68	11,69
MÉDIA	9,62	8,84	0,78	8,90	8,65	0,25	8,75	8,53	0,22	8,65	8,44	0,21

Fonte: Elaboração do autor. Ver notas da Tabela 11.

Tabela A7: Cenário mediano (% do PIB)

Cenário mediano (% PIB)												
UF	2017			2018			2019			2020		
	\bar{d}_i	d_{it}	EF_{it}	\bar{d}_i	d_{it}	EF_{it}	\bar{d}_i	d_{it}	EF_{it}	\bar{d}_i	d_{it}	EF_{it}
AC	26,60	23,95	2,65	25,77	23,61	2,16	25,69	23,28	2,40	25,59	22,98	2,61
AL	12,93	19,05	-6,12	12,00	18,72	-6,72	11,88	18,42	-6,53	11,77	18,15	-6,38
AM	10,99	5,14	5,85	11,54	4,91	6,63	11,97	4,71	7,26	11,86	4,54	7,32
AP	26,83	4,80	22,03	23,62	4,44	19,19	21,92	4,16	17,76	20,85	3,96	16,89
BA	5,60	6,71	-1,10	5,21	6,33	-1,13	5,08	6,06	-0,99	4,95	5,87	-0,92
CE	6,09	5,83	0,26	5,74	5,49	0,25	5,67	5,21	0,46	5,60	4,97	0,62
DF	7,19	2,99	4,20	6,57	2,93	3,64	6,30	2,88	3,42	6,03	2,83	3,20
ES	3,04	2,36	0,67	2,90	2,28	0,62	2,90	2,21	0,69	2,90	2,16	0,74
GO	1,81	11,01	-9,21	0,91	10,97	-10,06	1,10	10,92	-9,82	1,00	10,88	-9,88
MA	13,72	6,82	6,91	12,72	6,63	6,10	12,61	6,54	6,07	12,50	6,51	5,98
MG	0,52	21,37	-20,85	0,42	21,36	-20,94	0,35	21,36	-21,00	0,32	21,35	-21,03
MS	2,09	9,26	-7,17	1,96	9,23	-7,28	1,94	9,21	-7,27	1,91	9,19	-7,27
MT	4,06	5,21	-1,15	3,86	5,01	-1,14	3,83	4,89	-1,06	3,80	4,82	-1,01
PA	7,72	1,46	6,26	7,27	1,52	5,75	7,19	1,56	5,63	7,11	1,58	5,52
PB	9,87	4,88	4,99	9,27	4,75	4,52	9,23	4,67	4,55	9,18	4,64	4,54
PE	6,31	8,22	-1,91	6,57	8,19	-1,62	7,04	8,15	-1,11	7,43	8,12	-0,69
PI	13,58	9,08	4,50	12,50	8,96	3,54	12,18	8,86	3,31	11,86	8,78	3,08
PR	2,87	3,83	-0,96	2,87	3,81	-0,94	2,93	3,79	-0,87	2,91	3,78	-0,87
RJ	0,42	16,26	-15,84	0,22	16,23	-16,01	0,00	16,20	-16,20	0,00	16,17	-16,17
RN	7,71	1,30	6,41	7,32	1,60	5,73	7,30	1,71	5,59	7,27	1,76	5,51
RO	7,57	9,55	-1,98	5,75	9,42	-3,68	5,06	9,31	-4,24	4,76	9,20	-4,43
RR	26,83	6,28	20,55	25,52	4,21	21,31	24,77	3,49	21,28	24,06	3,25	20,81
RS	0,49	20,89	-20,40	0,39	20,91	-20,53	0,12	20,93	-20,81	0,00	20,95	-20,95
SC	1,87	3,91	-2,04	2,38	3,69	-1,30	1,55	3,56	-2,01	1,35	3,49	-2,14
SE	1,92	10,92	-9,00	1,00	10,77	-9,77	0,90	10,63	-9,73	1,00	10,50	-9,50
SP	1,37	13,39	-12,02	0,71	13,38	-12,67	0,68	13,37	-12,69	1,00	13,36	-12,36
TO	20,17	9,20	10,98	18,67	9,08	9,60	18,57	8,96	9,61	18,47	8,85	9,61
MÉDIA	8,52	9,02	-0,50	7,91	8,83	-0,92	7,73	8,71	-0,97	7,61	8,62	-1,01

Fonte: Elaboração do autor. Ver notas da Tabela 11.

Tabela A8: Cenário pessimista (% do PIB)

Cenário pessimista (% PIB)												
UF	2017			2018			2019			2020		
	\bar{d}_1	d_{it}	EF_{it}	\bar{d}_1	d_{it}	EF_{it}	\bar{d}_1	d_{it}	EF_{it}	\bar{d}_1	d_{it}	EF_{it}
AC	25,76	24,42	1,34	23,94	24,08	-0,14	23,86	23,75	0,11	23,77	23,44	0,33
AL	11,27	19,43	-8,16	10,49	19,09	-8,60	10,38	18,79	-8,40	10,28	18,51	-8,23
AM	9,48	5,24	4,24	10,07	5,01	5,06	10,47	4,81	5,67	10,37	4,63	5,74
AP	26,13	4,90	21,23	21,77	4,52	17,24	20,07	4,24	15,83	19,02	4,03	14,98
BA	4,56	6,84	-2,28	4,21	6,46	-2,24	4,09	6,19	-2,09	3,97	5,99	-2,02
CE	5,03	5,95	-0,91	4,73	5,60	-0,87	4,66	5,31	-0,65	4,60	5,07	-0,48
DF	6,09	3,05	3,04	5,53	2,99	2,54	5,27	2,94	2,33	5,02	2,89	2,13
ES	2,23	2,41	-0,18	2,12	2,32	-0,20	2,12	2,25	-0,13	2,12	2,20	-0,08
GO	1,77	11,23	-9,46	0,89	11,19	-10,30	1,08	11,14	-10,06	0,98	11,10	-10,12
MA	12,01	6,95	5,06	11,17	6,76	4,41	11,07	6,67	4,40	10,96	6,64	4,32
MG	0,51	21,80	-21,29	0,41	21,79	-21,38	0,34	21,78	-21,44	0,31	21,78	-21,46
MS	1,00	9,45	-8,45	1,00	9,42	-8,42	1,00	9,39	-8,39	1,00	9,37	-8,37
MT	2,89	5,31	-2,43	2,76	5,11	-2,35	2,73	4,98	-2,26	2,71	4,91	-2,20
PA	6,60	1,49	5,11	6,21	1,55	4,66	6,13	1,59	4,55	6,05	1,61	4,44
PB	8,01	4,98	3,03	7,60	4,84	2,76	7,57	4,77	2,81	7,54	4,73	2,81
PE	5,24	8,39	-3,15	5,53	8,35	-2,82	5,98	8,32	-2,33	6,36	8,28	-1,92
PI	11,89	9,26	2,63	10,97	9,14	1,83	10,67	9,04	1,63	10,37	8,95	1,42
PR	2,07	3,91	-1,84	2,09	3,89	-1,80	2,14	3,87	-1,73	2,13	3,86	-1,73
RJ	0,41	16,58	-16,17	0,22	16,55	-16,34	0,00	16,53	-16,53	0,00	16,50	-16,50
RN	6,58	1,32	5,26	6,25	1,63	4,63	6,23	1,74	4,49	6,21	1,79	4,41
RO	6,45	9,74	-3,29	4,74	9,61	-4,87	4,08	9,49	-5,41	3,80	9,38	-5,58
RR	26,14	6,41	19,73	23,68	4,29	19,38	22,92	3,56	19,36	22,21	3,32	18,90
RS	0,48	21,31	-20,83	0,38	21,33	-20,95	0,12	21,35	-21,23	0,00	21,37	-21,37
SC	1,83	3,99	-2,15	2,34	3,76	-1,42	1,52	3,63	-2,11	1,32	3,55	-2,23
SE	1,88	11,14	-9,26	0,98	10,99	-10,01	0,88	10,85	-9,96	0,00	10,71	-10,71
SP	1,34	13,65	-12,31	0,69	13,64	-12,95	0,66	13,63	-12,97	0,00	13,62	-17,28
TO	18,20	9,38	8,82	16,82	9,26	7,56	16,73	9,14	7,58	16,62	9,03	7,59
MÉDIA	7,62	9,20	-1,58	6,95	9,01	-2,06	6,77	8,88	-2,11	6,58	8,79	-2,34

Fonte: Elaboração do autor. Ver notas da Tabela 11.

4 DÍVIDA PÚBLICA E CRESCIMENTO ECONÔMICO NO BRASIL: HÁ UM *KINK*?

4.1 Introdução

De acordo com Reinhart e Rogoff (2010), a partir de um certo valor limiar a dívida pública como proporção do PIB tem efeito negativo sobre o crescimento econômico. Recentemente, as tentativas de desmistificar essa relação se intensificaram e, com algumas exceções⁷⁸, a maior parte delas estimam relações não lineares entre o estoque da dívida, como proporção do PIB, e o crescimento econômico (como por exemplo, Kumar e Woo, 2010; Reinhart e Rogoff, 2010; Presbitero, 2010; Caner *et al.*, 2010; Égert, 2012; Chudik *et al.*, 2013, 2017).

De um modo geral, esses estudos se baseiam apenas em evidências empíricas do nível ótimo de dívida que gera crescimento, sem nenhuma fundamentação teórica, e na maioria das vezes utilizam modelos com dados em painéis, sem controlar adequadamente a heterogeneidade entre países.

Entretanto, a presença de um ponto de inflexão não significa que ele é comum para todos os países. Gosh *et al.* (2013) define um limite de dívida como sendo o nível de endividamento a partir do qual a dívida de um determinado ente federativo se torna insolvente (insustentável). O autor mostra ainda que esse limite de dívida é uma função das características estruturais de cada país e do crescimento do PIB.

Nesse sentido, esse estudo pretende contribuir com a escassa literatura de estudos específicos para um único país, propondo-se a testar e estimar se existe um efeito limiar da acumulação da dívida pública sobre o crescimento econômico brasileiro. A possibilidade de uma relação não linear entre dívida e crescimento no Brasil, ainda não foi investigada através dessa metodologia.

Para alcançar o objetivo, aplica-se a metodologia de regressão *kinked* com limiar desconhecido proposta por Hansen (2017), a uma extensão do modelo teórico proposto por Padoan *et al.* (2012) para dados da economia brasileira no período compreendido entre janeiro de 1999 e dezembro de 2017. Essa metodologia permite testar estatisticamente e estimar endogenamente o referido valor limiar, sem impor uma descontinuidade na relação em análise.

⁷⁸Schclarek (2004), Panizza e Presbitero (2012), Szabó (2013), Lof e Malinen (2014), Owusu-Nantwi e Erickson (2016), Mousa e Shawawreh (2017).

Os resultados empíricos confirmam a hipótese levantada por Reinhart e Rogoff (2010) de que existe um efeito não linear nonexo dívida-crescimento. No caso brasileiro, o valor limiar estimado é de 61,30%. Para valores acima desse valor, a relação dívida/PIB apresenta efeito negativo sobre o crescimento econômico. Os demais resultados indicam uma correlação positiva entre o crescimento do produto defasado em um período e seu valor atual e uma relação inversa entre crescimento econômico e inflação.

Seguindo esta introdução, na seção 4.2 realiza-se a revisão da literatura sobre o tema. Na seção 4.3, apresenta-se a metodologia e base de dados. Os resultados são apresentados na seção 4.4 e, na seção 4.5, as considerações finais.

4.2 Revisão da literatura

4.2.1 Revisão da Literatura Teórica

Há três vertentes teóricas que explicam como a dívida pública pode influenciar o crescimento econômico. Nos modelos keynesianos, quando a dívida pública é moderada, a política fiscal pode alavancar o crescimento através do multiplicador orçamentário (Haavelmo, 1945; Baumol e Maurice, 1955).

Utilizando um modelo keynesiano simples que interage a restrição orçamentária do governo e o financiamento da dívida, Adam e Bevan (2005) encontram que um aumento nas despesas governamentais produtivas, financiada por impostos, só aumentará o crescimento se o nível de dívida pública for suficientemente baixo. De acordo com Abbas e Christensen (2007), níveis baixos de dívidas impactam positivamente no crescimento por meio de uma variedade de canais: fortalecimento das instituições, melhoria da política monetária, maior poupança privada e aprofundamento da intermediação financeira.

DeLong e Summers (2012) argumentam que uma política fiscal expansionista tem impactos positivos no longo prazo como, por exemplo, ao evitar uma “histerese”. Além disso, sugerem que em um ambiente de baixa taxa de juros, essa política pode ser autofinanciada. Outros autores tais como Auerbach e Gorodnichenko (2010), Mitnik e Semmler (2012) e Fazzari, Morley e Panovska (2013) demonstram que os multiplicadores fiscais são maiores durante as recessões. Szabó (2013) ressalta ainda que o endividamento também pode alavancar os investimentos, por exemplo, através do desenvolvimento de infraestrutura, que também expande o PIB.

Contrapondo-se aos fundamentos keynesianos, a proposição da equivalência Ricardiana enfatiza que o efeito é neutro ou irrelevante, de tal forma que o aumento da dívida pública não afeta o crescimento econômico (Barro, 1989). Baseado na hipótese de que no momento em que há o estímulo fiscal o déficit orçamentário cresce e o endividamento se acelera, os agentes econômicos se preparam para um momento futuro de medidas de austeridade e aumento de impostos, e conseqüentemente deixam de consumir e investir para aumentar poupança, o que neutraliza o impacto da política fiscal estimulante da demanda (Szabó, 2013).

Por outro lado, modelos de crescimento que permitam aos governos emitirem dívidas para financiar o consumo ou bens de capital indicam uma relação negativa entre dívida pública e crescimento, sobretudo, em um cenário neoclássico. Modigliani (1961) e Diamond (1965) demonstram que uma política fiscal expansionista aumenta o consumo atual, que por sua vez reduz a taxa de poupança. Como resultado, levará a um declínio nos investimentos e uma desaceleração econômica.

Modigliani (1961) refinou as contribuições de Buchanan (1958) e Meade (1958), ressaltando que a dívida pública é um fardo para a posteridade, o que resulta em um menor fluxo de renda e um estoque reduzido de capital privado. Diamond (1965) adiciona o efeito dos impostos sobre o capital social e diferencia as dívidas públicas externas e internas. Conclui que, através do impacto dos impostos necessários para financiar os pagamentos de juros, ambos os tipos de dívida pública reduzem o consumo vitalício dos contribuintes, bem como a poupança e o estoque de capital.

Elmendorf e Mankiw (1999) utilizam um modelo teórico simples que integra a restrição orçamentária do governo e o financiamento da dívida e demonstram que a dívida governamental aflige o capital, gerando uma desaceleração da produção a longo prazo. Cochrane (2011a, 2011b) mostra que o efeito impresumível da dívida sobre a expansão do PIB é maior na presença de incertezas políticas ou confisco futuro.

Saint-Paul (1992), Aizenman et al. (2007), Greiner (2012) analisam o impacto fiscal, pelo nível de dívida pública, em modelos de crescimento endógeno e reportam uma relação negativa entre essas variáveis. Entretanto, para Aizenman et al. (2007), há a possibilidade de um impacto positivo no crescimento durante a transição para o estado estacionário, dependendo do tipo de bem público financiado com a dívida. Ou até certos limites quando a dívida é usada para financiar capital público produtivo (Aschauer, 2000). Em resumo, os argumentos teóricos sobre o relacionamento entre dívida e crescimento são conflitantes, deixando em aberto uma ampla lacuna para aplicações empíricas.

4.2.2 Revisão da Literatura Empírica

Não linearidades na relação dívida-crescimento podem surgir se existir um ponto de inflexão de sustentabilidade fiscal: quando a dívida é muito alta, o excesso de dívida pode distorcer o investimento, pois investidores acreditam que os proventos de qualquer novo projeto serão tributados para pagar a dívida pré-existente (Krugman, 1988). Alternativamente, quando os níveis de dívida aumentam com relação ao PIB, os credores tendem a demandar altas taxas de juros para compensar o risco de default e esse efeito aumentaria o custo do financiamento, restringindo investimento (Grennlaw et al., 2013).

Os estudos empíricos sobre a relação entre dívida pública e crescimento econômico, nas últimas décadas, concentram-se no uso de painéis de dados formados por países, principalmente os emergentes (Weeks, 2000; Patillo *et al.*, 2002, 2004; Karagol, 2002; Clements *et al.*, 2003; Schclarek, 2004). Contudo, a partir do momento em que a crise de 2008 atingiu uma escala global é dada maior atenção às economias desenvolvidas⁷⁹ (por exemplo, Ferreira, 2009; Misztal, 2010; Checherita-Westphal e Rother, 2010; Reinhart e Rogoff, 2010; Kumar e Woo, 2010; Baum *et al.*, 2012; Panizza e Presbitero, 2012).

A maioria dos estudos evidenciam a existência de uma relação inversa entre dívida e crescimento, através de diferentes métodos. Diversos trabalhos testam a relação de causalidade entre essas variáveis. Nesse sentido, Kumar e Woo (2010) e Checherita-Westphal e Rother (2012) concluem que altos níveis de dívida retardam o crescimento, enquanto Panizza e Presbitero (2012) e Lof e Malinen (2014) não encontram causalidade significativa. Os resultados de Ferreira (2009) e Misztal (2010) mostram uma relação bidirecional: uma maior taxa de crescimento do PIB reduz a dívida pública, mas, ao mesmo tempo, um aumento da última afeta negativamente a economia.

A partir da contribuição de Reinhart e Rogoff (2010)⁸⁰ as tentativas de desmistificar a relação existente entre dívida e crescimento se intensificaram e, com algumas exceções (Schclarek, 2004; Panizza e Presbitero, 2012; Szabó, 2013; Lof e Malinen, 2014; Owusu-

⁷⁹Inúmeras razões poderiam explicar essa situação, dentre as quais: a falta de um conjunto de dados comparáveis para um grande número de países; consideração da dívida como uma variável endógena e não exógena; o fato de que o tamanho da dívida não foi, até recentemente, considerado um problema na maioria dos países desenvolvidos, onde a maioria dos esforços em pesquisa está concentrada (Abbas e Christensen, 2007).

⁸⁰São considerados grandes precursores no grupo que examina conexões não lineares entre essas variáveis. Através de um painel de dados de 44 países (economias avançadas e emergentes) entre 1946 e 2009, as economias são divididas em quatro grupos: *low debt* (anos/países em que a relação da dívida/PIB era inferior ao PIB – Baixa dívida), *medium debt* (anos/países em que a relação da dívida/PIB se situava entre 30 e 60%), *high debt* (anos/países em que a relação da dívida/PIB se situa entre 60 e 90%) e *very high debt* (anos/países em que a relação dívida/PIB era superior a 90%). Os resultados evidenciaram uma relação negativa significativa entre dívida e crescimento econômico para países com níveis de dívida altos (mais de 90% do PIB).

Nantwi e Erickson, 2016; Mousa e Shawawreh, 2017), reportam relações não lineares entre o nível de endividamento, representado geralmente pela razão dívida/PIB que deteriora o crescimento econômico a partir de um determinado nível (Kumar e Woo, 2010; Reinhart e Rogof, 2010; Presbitero 2010; Checherita-Westphal e Rother, 2010; Misztal, 2010; Caner *et al.*, 2010; Cecchetti *et al.*, 2011; Padoan *et al.*, 2012; Greenidge *et al.*, 2012; Égert, 2012; Minea e Parent, 2012; Herndon *et al.*, 2013, etc.)⁸¹.

Nos últimos anos a pesquisa empírica ganhou uma nova direção, procurando verificar não linearidade e concavidade “U invertido”⁸² (Reinhart e Rogoff, 2010; Checherita-Westphal e Rother, 2010; Misztal, 2010; Caner *et al.*, 2010; Cecchetti *et al.*, 2011; Padoan *et al.*, 2012; Greenidge *et al.*, 2012; Kumar e Woo, 2010; etc.) entre dívida pública e crescimento, o que implica que possíveis efeitos positivos do endividamento público sobre a taxa de crescimento do PIB até um determinado limiar, além do qual os efeitos são revertidos (Bilan e Ihnatov, 2015). Isso significa dizer que incrementos no nível de dívida pública quando a mesma é considerada baixa, elevam o crescimento econômico, contudo, depois de um certo nível ela passa a diminuir o crescimento.

O limiar sobre o qual a dívida tem um impacto negativo no crescimento econômico é estimado em Checherita-Westphal e Rother (2010) para 12 países da área do euro ao longo do período entre 1970-2011 e está entre 90 e 100 por cento. Baum *et al.* (2012) utiliza essa mesma amostra para um período mais curto, 1990-2010, e encontra um limite de 95%. Este percentual é estimado em 65% para União Europeia no período de 2000-2010 por Misztal (2010).

No grupo de 101 economias analisadas por Caner *et al.* (2010), no período de 1980 a 2008, esses percentuais são estimados em 77% e 64% para as economias avançadas e emergentes, respectivamente. Cecchetti *et al.* (2011) usam dados de 18 países membros da OCDE durante o período 1980-2010 e encontram uma relação negativa entre as variáveis em questão para valores da dívida/PIB acima de 86%. Esse percentual é em torno de 90% em Padoan *et al.* (2012), que usa dados de 34 países membros da OCDE durante o período 1960-2011, e entre 55-56% para os países do Caribe de acordo com Greenidge *et al.* (2012)⁸³.

⁸¹De um modo geral os estudos anteriores a esses centravam-se em identificar o valor da dívida que garante a maximização da taxa de crescimento (Bilan e Ihnatov, 2015).

⁸²Embora tal relacionamento tenha sido inicialmente investigado no contexto dos efeitos da dívida externa sobre o crescimento. Patillo *et al.* (2002) encontram, para uma amostra de 93 países em desenvolvimento durante o período de 1969-1998, evidência de uma relação não linear (“tipo curva de Laffer”) entre dívida externa e crescimento econômico.

⁸³Contudo, a hipótese de existência de limiares da dívida não é unanimidade. Considerando uma amostra de economias avançadas Pescatori *et al.* (2014) não encontram nenhum limite de dívida específico acima do qual as perspectivas de crescimento, a médio prazo, estão dramaticamente comprometidas. Além disso, eles descobriram

O artigo de Reinhart e Rogoff (2010) foi objeto de crítica por diversos autores. Égert (2012) argumenta que, ao realizar exercícios em amostras diferentes, as evidências empíricas de um limiar de 90% encontrado por RR não se mantêm em todas as amostras. Em alguns casos o efeito não linear negativo aparece em menores níveis de dívida (entre 20% e 60%). Mínea e Parent (2012) afirmam que RR não analisam países com dívida/PIB superior a 90%. Herndon *et al.* (2013), replicam o estudo de RR e indicam possíveis erros de codificação.

Algumas contribuições recentes chamam atenção para estimativas enganosas de não linearidade e limiares usando modelos de dados em painel sem controlar adequadamente a heterogeneidade entre países. Seguindo essa direção, Eberhardt e Prebistero (2013) consideram que as não linearidades específicas dos países estão estreitamente relacionadas com a relação de heterogeneidade, que os autores tentam modelar através de uma estrutura de fatores para os termos de erro na estimação. Segundo os autores, efeitos assimétricos de política fiscal podem motivar um efeito não linear da dívida pública sobre o crescimento do produto em economias avançadas.

Panizza e Presbitero (2013) demonstram que os dados agregados produzem uma relação em formato de “U invertido” entre crescimento e dívida pública. Entretanto, regressões específicas para os países geralmente indicam uma relação em formato de “U” ou mesmo positiva entre dívida e crescimento.

Nesse sentido, parte da literatura empírica dá apoio à presença de *thresholds* de dívida comuns entre os países (Reinhart e Rogoff, 2010; Checherita-Westphal e Rother, 2010; Caner *et al.*, 2010). Entretanto, a presença de um ponto de inflexão (*tipping point*) não significa que ele é comum para todos os países. Gosh *et al.* (2013) define um limite de dívida como sendo o nível de endividamento a partir do qual a dívida de um determinado ente federativo se torna insolvente (insustentável). O autor mostra ainda que esse limite de dívida é uma função das características estruturais de cada país e do crescimento do PIB.

Por fim, Hansen (2017) propõe um método de estimativa e inferência baseado no modelo de regressão *kinked* com um limiar desconhecido, aplicando-o ao problema da existência de um efeito limiar na relação dívida-crescimento de Reinhart e Rogoff (2010). A principal contribuição teórica desta metodologia é fornecer inferências sobre uma função de regressão não usual, que é não diferenciável nos parâmetros estimados, onde os intervalos de

que a trajetória da dívida é tão importante quanto o nível da dívida na compreensão das perspectivas de crescimento.

confiança podem ser construídos utilizando métodos de inferência desenvolvidos em Fang e Santos (2014) e Hong e Li (2015).

Diante da ausência de estudos dessa natureza específicos para economia brasileira, o presente estudo pretende contribuir com esse tema ao aplicar a metodologia de regressão *kinked* com um limiar desconhecido de Hansen (2017) a uma extensão do modelo teórico proposto por Padoan *et al.* (2012).

4.3 Metodologia

4.3.1 Referencial Teórico

A estrutura teórica⁸⁴ da análise dos efeitos da dívida pública sobre o crescimento econômico segue Padoan *et al.* (2012). O modelo é composto de três equações. A primeira equação considera que a relação entre dívida pública e crescimento é negativa:

$$\frac{\dot{Y}}{Y} = \alpha - \beta \frac{D}{Y} \quad (12a)$$

Na equação (12a), Y é o produto da economia e D é estoque de dívida pública do governo. Considera-se que a taxa de crescimento do produto, \dot{Y}/Y é uma função linear, com um componente exógeno (α) do crescimento do produto e uma relação negativa com a dívida/PIB (D/Y). Está formulação é representada na Figura 2 como a linha reta descendente de RR (Reinhart e Rogoff, 2010).

A equação (12a) pode ser aumentada (extensão do modelo proposto por Padoan *et al.*, 2012) para acomodar os impactos sobre o crescimento das condições financeiras (as quais não são capturadas pela razão Dívida/PIB) e estabilidade econômica, respectivamente capturadas pelas taxas de juros (r) e inflação (p).

$$\frac{\dot{Y}}{Y} = \alpha - \beta \frac{D}{Y} - \theta r - \pi p \quad (12b)$$

Os efeitos das taxas de juros e inflação sobre o crescimento econômico são representados pelos parâmetros θ e π . De acordo com a equação (12b), as taxas de juros e inflação impactam negativamente no crescimento econômico. Esses são os efeitos de primeira-ordem, contudo, existem também os efeitos de segunda ordem, que funcionam através da

⁸⁴Motivado por Duesenberry (1958).

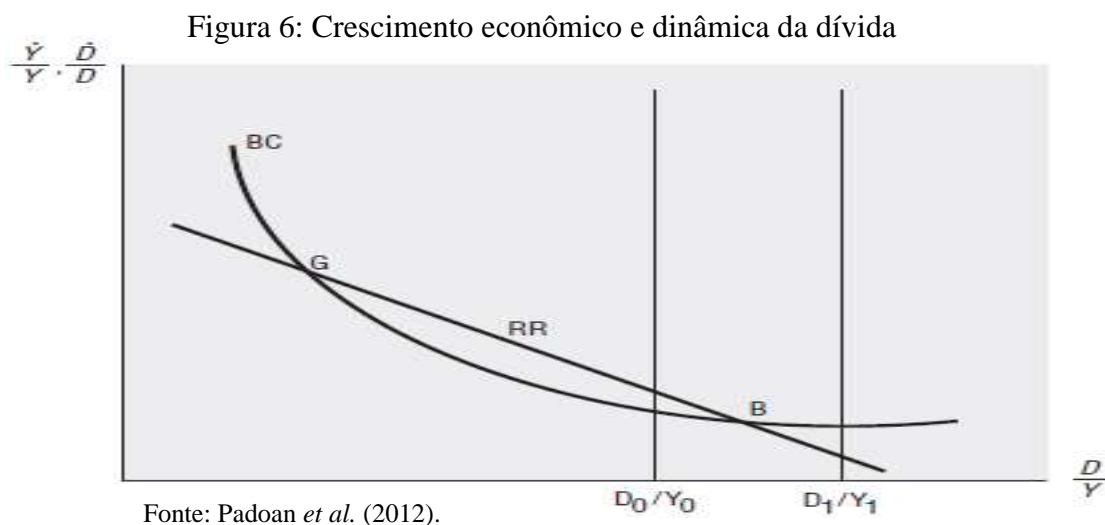
restrição orçamentária do governo, que é a segunda equação do modelo e, de fato, uma identidade, expressa por:

$$\dot{D} = rD + \rho Y \quad (13a)$$

Na expressão (13a), a variação do estoque da dívida pública é função dos juros pagos sobre a dívida D e do produto Y da economia. Dividindo os dois lados dessa relação por D , produz a seguinte relação:

$$\frac{\dot{D}}{D} = r + \rho \frac{1}{D/Y} \quad (13b)$$

A equação (13b) descreve uma relação hiperbólica entre a taxa de crescimento da dívida e a razão Dívida/PIB, representada como BC (como na restrição orçamentária) na Figura 6. Se a razão Dívida/PIB aumenta indefinidamente, então a taxa de crescimento da dívida se aproxima assintoticamente da taxa de juros da economia. A figura abaixo ilustra a dinâmica das equações (12b) e (13b).



Na Figura acima, se a razão Dívida/PIB está localizada entre os pontos G e B (por exemplo, no ponto D_0/Y_0), o crescimento do produto excederá o crescimento da dívida e, portanto, a razão Dívida/PIB irá cair até atingir o ponto G , um estado estacionário estável. Se a razão Dívida/PIB está localizada à direita do ponto B (por exemplo, no ponto D_1/Y_1), a taxa de crescimento da dívida excede a taxa de crescimento do produto. Além do ponto B , a taxa de crescimento da dívida aumentará enquanto que a taxa de crescimento do produto cairá e, portanto, a razão Dívida/PIB está sobre uma trajetória explosiva (instável).

Entretanto, se a razão Dívida/PIB está sobre uma trajetória explosiva, a taxa de juros aumentará, acrescentando mais força a dívida já explosiva. Para capturar esse efeito, será necessário acrescentar uma equação de taxa de juros. Na equação da taxa de juros, assume-se que ela é função da diferença entre a taxa de crescimento da dívida e do PIB, e um fator exógeno δ . Portanto:

$$r = \delta + \eta \left(\frac{\dot{D}}{D} - \frac{\dot{Y}}{Y} \right) \quad (14)$$

O motivo para adicionar no modelo a taxa de crescimento da razão de dívida como uma variável explicativa, é que ela parece ser uma boa medida de sustentabilidade em finanças pública (Padoan et al., 2012). Especificamente, espera-se que um aumento intertemporal da razão Dívida/PIB, aumente a probabilidade de inadimplência, ou seja, quanto mais rápida o aumento da razão dívida/PIB, maior o prêmio de risco. O parâmetro δ , sob circunstâncias normais, pode representar a taxa de juros de longo-prazo neutra, mas também pode capturar, em cenário de estresse, o impacto das oscilações nos sentimentos do mercado e o efeito contágio.

Em resumo, o modelo aponta três mecanismos de *feedback*: (i) entre a razão Dívida/PIB e crescimento; (ii) entre a razão Dívida/PIB e taxa de juros; (iii) entre crescimento e taxa de juros. Especificamente, uma alta razão de dívida diminui o crescimento que, por sua vez, aumenta a razão de dívida; uma alta taxa de juros eleva a dívida que, por sua vez, faz com que a taxa de juros aumente; uma alta taxa de juros diminui o crescimento que aumenta a razão de dívida e a taxa de juros. Esses *feedbacks* serão explosivos se a razão dívida/PIB inicial está à direita de B ou convergirá se está localizada à esquerda de B .

Nesse sentido, é possível derivar expressões formais para os níveis de dívida que correspondem à solução de G e B em estado estacionário, ou seja, quando a razão dívida/PIB e o produto da economia crescem a mesma taxa ($\dot{D}/D = \dot{Y}/Y = 0$). Substituímos essa condição em (12b), (13b) e (14), para obter:

$$\alpha - \beta \frac{D}{Y} - \theta r - \pi p = 0 \quad (15)$$

$$r + \rho \frac{1}{D/Y} = 0 \quad (16)$$

$$r = \delta \quad (17)$$

Igualando as equações (15) e (16), substituindo (17) obtém-se a seguinte equação do segundo grau:

$$-\beta \left(\frac{D}{Y}\right)^2 + [\alpha - \pi p - (1 + \theta)\delta] \frac{D}{Y} - \rho = 0 \quad (18)$$

Resolvendo a equação acima encontramos a solução de estado estacionário, tal que:

$$\left(\frac{D}{Y}\right)^G = \frac{[\alpha - \pi p - (1 + \theta)\delta] - \sqrt{[\alpha - \pi p - (1 + \theta)\delta]^2 - 4\beta\rho}}{2\beta} \quad (19)$$

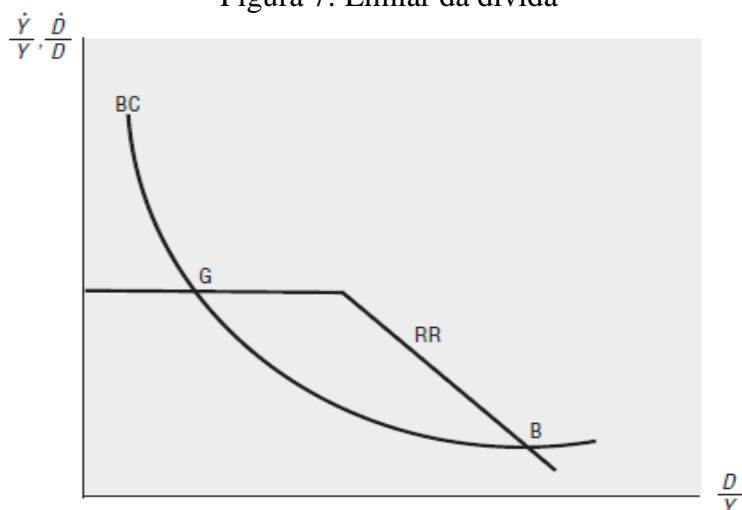
$$\left(\frac{D}{Y}\right)^B = \frac{[\alpha - \pi p - (1 + \theta)\delta] + \sqrt{[\alpha - \pi p - (1 + \theta)\delta]^2 - 4\beta\rho}}{2\beta} \quad (20)$$

As equações (19) e (20) são as soluções de G e B , respectivamente. Para que as mesmas sejam viáveis é necessário que o sinal do termo sob a raiz seja positivo. No limite, poderá ser zero, caso em que existe apenas uma única solução. Se a razão Dívida/PIB deslocar-se para direita dessa solução, a taxa de crescimento da dívida aumentará enquanto a taxa de crescimento do produto cairá, e assim sendo, a razão Dívida/PIB encontrara-se em uma trajetória instável. Por outro lado, se a razão Dívida/PIB e crescimento se estabilizem a esquerda da solução, o crescimento do produto excederá a expansão da dívida, e deste modo, a razão Dívida/PIB situara-se em uma trajetória estável.

Na literatura, a correlação negativa entre dívida e crescimento foi investigada por diversos autores e metodologias diferentes⁸⁵, contudo, a evidência empírica, de modo especial em Reinhart e Rogof (2010), sustentam a hipótese de que a acumulação da dívida pública afeta o crescimento negativamente somente a partir de um determinado ponto. Portanto, a equação da dinâmica do crescimento (13b) (apresentado na Figura 6 como a linha reta descendente RR) pode ser quebrada, como descrito na Figura 7 e servirá de instrumental para aplicação empírica. Na Figura abaixo a relação dívida/PIB impacta positivamente sobre o crescimento econômico (mesmo que de forma irrisória) até um determinado ponto, posteriormente, o acúmulo de dívida é prejudicial ao crescimento. Isso não altera as características básicas do modelo, exceto que o parâmetro β é condicional ao nível de dívida/PIB.

⁸⁵Schclarek (2004), Kumar e Woo (2010), Reinhart e Rogof (2010), Cecchetti *et al.* (2011), Panizza e Presbitero (2012), Égert (2012), Herndon *et al.* (2013), Afonso e Jalles (2013), Eberhardt e Presbitero (2013), Chudik *et al.* (2013), entre outros.

Figura 7: Limiar da dívida



Fonte: Padoan *et al.* (2012).

4.3.2 O Modelo Empírico

Uma extensão do modelo de crescimento econômico proposto por Padoan *et al.* (2012) para uma estrutura de dados de séries temporais pode ser expressa da seguinte maneira:

$$GDP_t = \beta_0 + \beta_1 Div_{t-1} + \beta_2 GDP_{t-1} + \beta_3 TJS_t + \beta_4 IGP_t + \varepsilon_t \quad (21)$$

onde GDP_t é a taxa de crescimento do PIB real no período t , Div_{t-1} é a dívida bruta do governo geral no período $t - 1$ medida como proporção do PIB, adiciona-se uma defasagem da variável dependente como variável explicativa para que os resíduos não sejam correlacionados. Em (21), TJS_t e IGP_t são as taxas de juros e de inflação no período t , respectivamente.

No processo de estimação, espera-se que $\beta_1 < 0$, ou seja, o aumento da dívida pública no período anterior reduza o crescimento econômico atual (Schclarek, 2004; Panizza e Presbitero, 2012; Szabó, 2013; Mousa e Shawawreh, 2017). Maiores taxas de crescimento do produto no passado afetem positivamente a expansão atual do PIB ($\beta_2 > 0$) (Ourives, 2006). As taxas de juros e inflação apresentem correlação negativa com o crescimento econômico, ou seja, $\beta_3 < 0$ e $\beta_4 < 0$ (Padoan *et al.*, 2012).

Entretanto, a acumulação da dívida pública pode impactar negativamente o crescimento econômico apenas a partir de um ponto específico, hipótese levantada por Reinhart e Rogof (2010). Por esse motivo, esse estudo considera a possibilidade de um “*kink*”⁸⁶ na dinâmica do

⁸⁶Ou seja, o aumento da relação dívida/PIB impacta positivamente sobre o crescimento econômico (mesmo que de forma irrisória) até um determinado ponto, posteriormente, o acúmulo de dívida reduz o crescimento. Isso não altera as características básicas do modelo, exceto que o parâmetro β_1 é condicional ao nível de dívida/PIB.

crescimento (30), de acordo com a metodologia difundida por Card *et al.* (2012) e Hansen (2017)⁸⁷.

A inclusão de um *kink* na equação (21) pode ser expressa como,

$$GDP_t = \beta_0 + \beta_1^1(Div_{t-1} - \gamma)_- + \beta_1^2(Div_{t-1} - \gamma)_+ + \beta_2 GDP_{t-1} + \beta_3 TJS_t + \beta_4 IGP + \varepsilon_t \quad (22)$$

onde Div_{t-1} é a variável *threshold* e o parâmetro γ representa o limiar ou *kink point*, tal que $\gamma \in \Gamma$, onde Γ é um conjunto compacto contido no interior do suporte da variável Div_{t-1} . As funções $(a)_- = \min(a, 0)$ e $(a)_+ = \max(a, 0)$, com $a = Div_{t-1} - \gamma$, denotam, respectivamente, as partes negativa e positiva do número real a . O parâmetro β_1^1 mede a inclinação com respeito a variável Div_{t-1} para valores dessa variável menores que γ , e β_1^2 é a inclinação de Div_{t-1} para valores dessa variável maiores que γ . No processo de estimação espera-se que $\beta_1^1 > 0$ e $\beta_1^2 < 0$, hipótese levantada por Reinhart e Rogof (2010).

O teste da hipótese nula de linearidade contra a hipótese alternativa de efeito *threshold* não são usuais e são detalhados em Hansen (2017). O método de estimação do modelo consiste na aplicação de mínimos quadrados ordinários (MQO), assumindo, em virtude de questões computacionais que, a função critério da soma dos quadrados dos erros é quadrática em β e não convexa em γ . Faz-se um *grid search* (varredura longa) sobre os possíveis valores de γ em seu domínio Γ , como é típico na literatura sobre efeito limiar. Para cada valor de $\gamma \in \Gamma$, estimam-se coeficientes de mínimos quadrados e computam-se um valor para a função critério da soma dos quadrados dos erros concentrada. O valor do *threshold* estimado, $\hat{\gamma}$, é o valor de γ que minimiza essa função. Após encontrar $\hat{\gamma}$ numericamente, a estimativa do coeficiente de inclinação é dada por $\hat{\beta} = \hat{\beta}(\hat{\gamma})$.

O teste de hipótese de linearidade consiste em verificar $H_0: \beta_1^1 = \beta_1^2$. Contudo, os métodos de inferência convencionais não podem ser aplicados à função de regressão em virtude dos parâmetros γ não serem identificados sob a hipótese nula⁸⁸. Para contornar esse problema Hansen (2017) utiliza dos métodos de inferência recentemente desenvolvidos por Fang e Santos (2014) e Hong e Li (2015), e propõe uma nova teoria com distribuição não-normal (qui-

⁸⁷O modelo de regressão *kinked* ganhou importância a partir das aplicações de Landais (2015) e Ganong e Jager (2014).

⁸⁸Enquanto as estimativas dos parâmetros no modelo de regressão *kinked* são assintoticamente normais (como mostrado por Chan e Tsay 1998), as estimativas da própria função de regressão não o são, uma vez que a função de regressão é uma função não-diferenciável nos parâmetros estimados. Consequentemente, métodos de inferência convencionais não podem ser aplicados à função de regressão.

quadrado (χ^2) para as estimativas de mínimos quadrados do modelo de regressão *kinked* com limiar desconhecido, sob o pressuposto de que o limiar é identificado.

Para alcançar esse objetivo, o autor derivou um teste F baseado na inversão do intervalo de confiança para as estimativas da função de regressão, utilizando o método de *bootstrap* para gerar valores críticos para a estatística em questão. Desta forma, caso a hipótese nula $H_0: \beta_1^1 = \beta_1^2$ seja rejeitada, é comprovada a existência de um único efeito limiar e, conseqüentemente, o modelo de regressão *kinked* é preferível ao linear.

4.3.2 Base de Dados

O presente estudo utiliza dados mensais referentes à taxa de crescimento do PIB real⁸⁹ acumulado ao ano (*GDP*), razão entre o valor mensal da Dívida Bruta do Governo Geral⁹⁰ e o PIB acumulado nos últimos 12 meses (*Div*), taxas anualizadas de inflação (*IGP – DI*)⁹¹ e a taxa de juros Selic (*TJS*) da economia brasileira coletadas no período de janeiro de 1999 a dezembro de 2017, totalizando 228 observações, disponíveis no Banco Central do Brasil (BACEN). A taxa de inflação foi obtida junto ao IPEADATA, do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA).

A Figura 8 reporta a trajetória temporal das séries utilizadas nesse estudo. Em 1999 foram tomadas medidas para enfrentar o duplo desequilíbrio existente na economia brasileira, mediante o ajuste fiscal para conter o aumento da dívida pública e a flutuação cambial para reduzir o déficit em conta corrente (Giambiagi *et al.*, 2005). Entretanto, o ajuste não foi perceptível no período de 1999-2002⁹². Nota-se que nesse período não houve um único ano no qual a dívida pública não tenha aumentado em relação ao período anterior, a DBGG passou de 57,10% do PIB para 76,10%, aliado a um péssimo resultado dos principais indicadores econômicos, em termos médios, a economia brasileira retraiu-se 3,85% e as taxas de juros e inflação foram de 19,32% e 16,65% respectivamente⁹³.

⁸⁹Deflacionou-se o PIB mensal pelo IGP-DI.

⁹⁰Abrange o total dos débitos de responsabilidade do Governo Federal, dos governos estaduais e dos governos municipais, junto ao setor privado, ao setor público financeiro e ao resto do mundo. São incluídas também as operações compromissadas realizadas pelo Banco Central com títulos públicos. A escolha da Dívida Bruta do Governo Geral se deu em função de ser o principal indicador de comparação internacional.

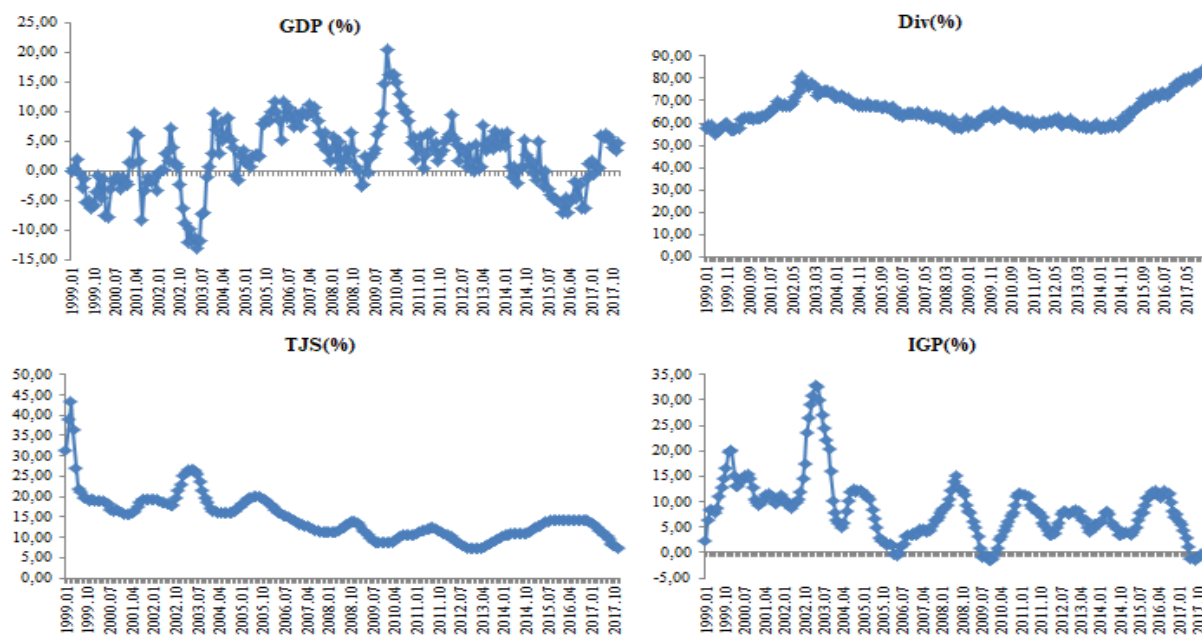
⁹¹Ano Base (2017.12=100).

⁹²Nesse período a dívida de origem fiscal caiu e o aumento total se explica pela variação dos ajustes patrimoniais, por causa dos efeitos cambiais e do reconhecimento de dívidas antigas Giambiagi *et al.* (2005).

⁹³Ao mesmo, por maior que fosse o mérito das reformas do final da década de 90, há duas ressalvas a fazer. Em primeiro lugar o contexto externo foi muito ruim, o país sofreu impactos da maior crise da Argentina em quase 100 anos, efeitos dos atentados terroristas contra as Torres Gêmeas de Nova York, desvalorização do euro, uma séria contração de crédito nos mercados internacionais e uma queda acumulada de 17% do preço médio das

Ao longo dos anos 2000, em um ambiente de manutenção do rigor fiscal⁹⁴ das contas públicas e crescimento econômico brasileiro, em meio ao aproveitamento da expansão do mercado mundial, refletindo-se em um desempenho muito bom em conta corrente até a crise de 2008, a relação dívida/PIB reduziu-se de 77,36% em janeiro de 2003 para 57,95%⁹⁵ em outubro de 2008.

Figura 8: Trajetória temporal das séries



Fonte: BACEN, STN, FGV (2018)⁹⁶.
Elaboração do autor.

Essa fase de expansão da economia brasileira foi interrompida quando a crise financeira tomou uma proporção mundial, apresentando reflexos negativos sobre os principais indicadores da economia brasileira no final de 2008 e início de 2009. No primeiro momento as medidas anticíclicas (incentivo à produção industrial e consumo interno) contribuíram para que o país

exportações brasileiras. Tudo isso levou a uma necessidade maior de desvalorização cambial, com efeitos negativos sobre a dinâmica dos preços e dos juros, que foram pressionados pela necessidade de evitar uma maior inflação, causada pela taxa de câmbio. Em segundo lugar é preciso levar em conta as condições iniciais de implementação de políticas, condições essas caracterizadas por um desequilíbrio externo de grande magnitude (Giambiagi *et al.*, 2005).

⁹⁴O desempenho da economia foi decisivamente influenciado pelas reformas do final da década de 90, manutenção dos pilares da macroeconomia brasileira tais como: superávit primário, câmbio flutuante e o regime de metas de inflação (Giambiagi *et al.*, 2005).

⁹⁵Em meio a esse cenário de confiança no mercado internacional o governo pagou os empréstimos juntos ao FMI e manteve a política de gerar reservas internacionais. Entretanto, o custo dessa medida foi à contração de dívida externa e interna, a um custo muito mais elevado (Giambiagi *et al.*, 2005).

⁹⁶Obtidos junto ao Banco Central do Brasil e IPEADATA, do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA).

mantivesse um ritmo de crescimento aliado à redução da relação dívida/PIB, inflação e taxa de juros até janeiro de 2013.

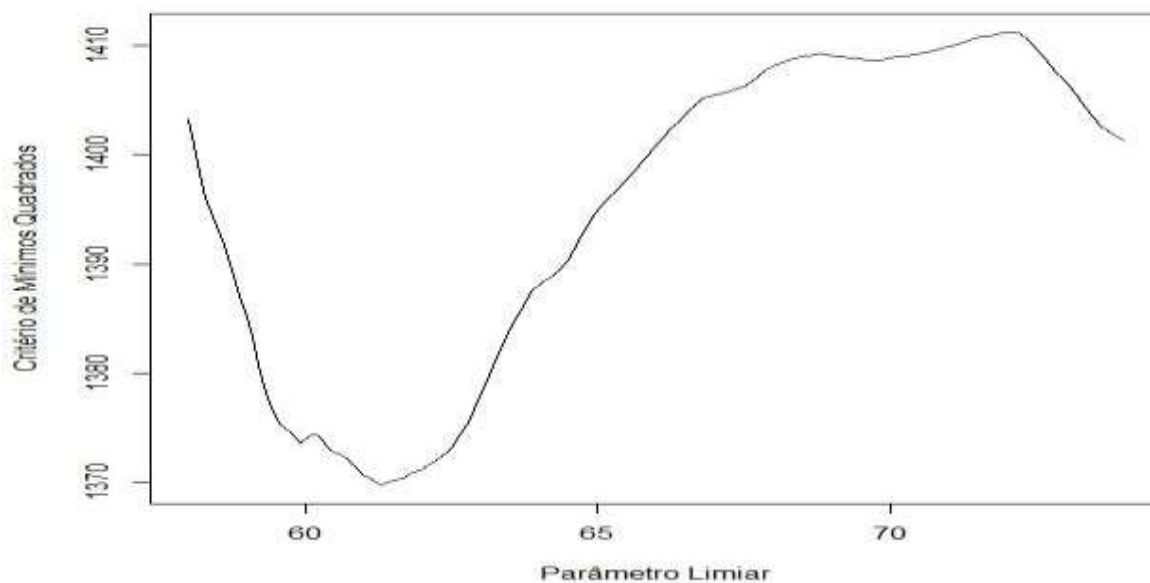
Entretanto, a partir de 2011 diversos fatores contribuíram para redução do PIB (-5,68% a.a.), aumento da inflação (10,70% a.a.), expansão dos juros (14,15% em dezembro de 2015), e elevação da dívida pública (para 72,44% do PIB). Apesar da retomada do crescimento econômico (4,64% em dezembro de 2017), redução das taxas de juros e inflação para 7,00% e -0,42%, a dívida pública chega a 83,28% do PIB no mesmo período.

4.4 Resultados

No processo de estimação do modelo de regressão *kinked*, define-se Γ para o limiar como $\Gamma = [58, 74]$, de modo que pelo menos 10% da amostra esteja respectivamente abaixo do limite inferior e acima do limite superior. Posteriormente, a minimização da soma dos quadrados dos resíduos concentrada é realizada utilizando um *grid search* (varredura longa) em uma grade discreta com incrementos de 0,10.

Este critério é plotado como uma função de γ na Figura 9. Observa-se que a função é razoavelmente suave e tem um mínimo global definido. A função critério da soma dos quadrados dos resíduos é minimizada em $\gamma = 61,30$.

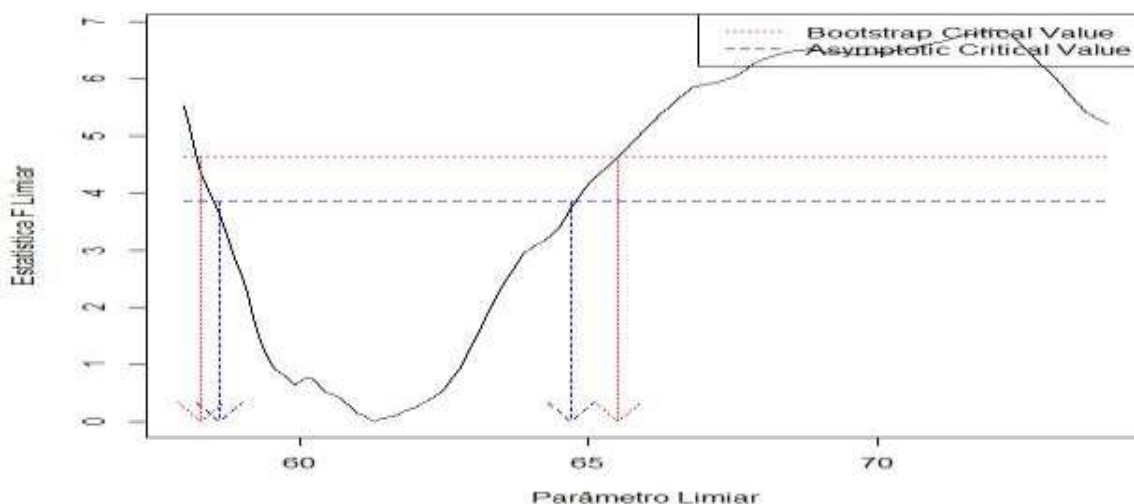
Figura 9: Critério de mínimos quadrados concentrados para o parâmetro limiar



Fonte: Elaboração do autor.

A Figura 10 e a Tabela 12 apresentam, respectivamente, a construção dos intervalos de confiança e o teste de linearidade seguindo o procedimento desenvolvido por Hansen (2017). Plota-se a estatística F do teste de invertibilidade do intervalo de confiança como uma função de (γ) . Por construção a estatística não é negativa e alcança 0 em $(\gamma = \hat{\gamma})$. Os valores críticos⁹⁷ de *Bootstrap*⁹⁸ e assintótico de 95% são respectivamente 4,50 e 3,80.

Figura 10: Construção do intervalo de confiança para o limiar



Fonte: Elaboração do autor.

Nota: Intervalos de confiança de 95%.

Através dos resultados apresentados na Tabela 12 é possível rejeitar a hipótese nula de linearidade a 1% de confiança. Esse resultado favorece o uso do modelo de regressão *kinked* com um efeito limiar desconhecido, como descrito na equação (22).

Tabela 12: Teste de linearidade

Teste de Wald	Valor Crítico	Valor-P
9,328***	6,378	0,01

Fonte: Elaboração do autor.

Notas: Os símbolos ***, ** e * denotam significância em 1%, 5% e em 10% respectivamente.

Os resultados apresentados na Tabela 13 mostram que, com exceção do coeficiente β_3 da taxa de juros Selic, todas as demais estimativas são estatisticamente significantes ao nível de 5% e apresentam os sinais esperados. O valor do *threshold* estimado é $\gamma = 61,30$ e indica

⁹⁷Os pontos de interseções representados pelas linhas tracejadas azuis e vermelhas sequencialmente indicam os intervalos de confiança assintótico e *Bootstrap* e mostram-se no gráfico como setas tracejadas para o eixo horizontal.

⁹⁸Para 10.000 replicações do método de *Bootstrap* Delta.

que existe um *kink* na dinâmica do crescimento econômico brasileiro. Mais especificamente, para valores da Dívida/PIB < 61,30%, um aumento de 1% na relação Dívida/PIB provoca uma expansão de 0,447% (β_1^1) no crescimento econômico. Caso a Dívida/PIB > 61,30%, um acréscimo de 1% na relação Dívida/PIB reduzirá o crescimento em 0,07% (β_1^2).

Tabela 13: Coeficientes estimados do modelo de crescimento econômico expandido com efeito *threshold*

Coeficientes por Regressores	Coeficientes Estimados	Erro Padrão
β_1^1	0,447**	0,227
β_1^2	-0,075**	0,033
β_2	0,694***	0,038
β_3	0,014	0,034
β_4	-0,214***	0,036
β_0	2,969***	0,626
γ	61,300***	1,280

Fonte: Elaboração do autor.

Notas: Os símbolos ***, ** e * denotam significância em 1%, 5% e em 10% respectivamente.

O coeficiente referente à taxa de crescimento da economia defasada em um período é de 0,694. Ou seja, uma expansão de 1% no crescimento do produto no período anterior contribui para um aumento de 0,69% no seu valor presente. A estimativa do coeficiente da variável taxa de inflação é de -0,214, e indica que um aumento de 1% na inflação, reduz o crescimento em 0,21%.

4.5 Considerações Finais

O presente artigo aplica a metodologia de regressão *kinked* com um limiar desconhecido desenvolvida por Hansen (2017) para a economia brasileira no período compreendido entre janeiro de 1999 e dezembro de 2017, com o objetivo de testar se existe uma relação não linear entre dívida pública e crescimento e estimar qual valor limiar da razão dívida/PIB a partir do qual exista uma relação negativa entre essas variáveis.

As estimativas pontuais confirmam a hipótese levantada por Reinhart de que, existe um efeito não linear no nexo dívida-crescimento. No caso brasileiro, esse valor limiar é estimado endogenamente em 61,30%. Ou seja, à medida que a relação dívida/PIB fica acima de 61,30%, o efeito da dívida no crescimento é negativo. De forma mais específica, caso a Dívida/PIB > 61,30%, um acréscimo de 1% na relação Dívida/PIB reduzirá o crescimento em 0,07%. Para valores da Dívida/PIB < 61,30%, um aumento de 1% na relação Dívida/PIB aumenta 0,447%

o crescimento econômico. Outro resultado encontrado refere-se à relação inversa entre crescimento econômico e inflação. Um aumento de 1% na inflação, reduz o crescimento em 0,21%.

Esses resultados chamam a atenção em virtude da atual conjuntura da economia brasileira. Apesar da inflação brasileira ter diminuído consideravelmente em 2017 e provavelmente se manterá abaixo da meta em 2018, reduzindo ou até mesmo anulando sua influência negativa sobre o crescimento econômico, a razão dívida pública consolidada em relação ao PIB se manteve em 83,28% em 2017 e em 82,53% até janeiro de 2018. Esses valores estão acima do valor limiar estimado nesse trabalho e, portanto, essa variável pode influenciar negativamente o resultado do crescimento econômico no Brasil.

Referências Bibliográficas

ABBAS, S. M. A.; CHRISTENSEN, J. The Role of Domestic Debt Markets in Economic Growth: An Empirical Investigation for Low–Income Countries and Emerging Markets. **IMF Working Paper**, n. 07/127, 2007.

ADAM, C. S., BEVAN, D. L. Fiscal deficits and growth in developing countries. **Journal of Public Economics**, n. 4, p. 571–597, 2005.

AFONSO, A.; JALLES, J. T. Growth and Productivity: The Role of Government Debt. **International Review of Economics and Finance**, n.25, p.384-407, 2013.

AIZENMAN, J. K. K.; PINTO, B. Economic growth with constraints on tax revenues and public debt: implications for fiscal policy and cross-country differences. **NBER Working Paper**, n.12750, 2007.

ASCHAUER, D.A. Do states optimize? Public capital and economic growth. **The Annals of Regional Science**, n. 34, p. 343-363, 2000.

AUERBACH, A. J.; GORODNICHENKO, Y. Measuring the output responses to fiscal policy: National Bureau of Economic Research. **NBER Working Paper Series**, n. 16311, 2010.

BACEN. Banco Central do Brasil. **Produto Interno Bruto Mensal: Série histórica**. Brasília: Ipea, 2018.

_____. **Taxa de Juros Selic Acumulada no Mês: Série histórica**. Brasília: Ipea, 2018.

_____. **Dívida Bruta do Governo Geral: Série histórica**. Brasília: Ipea, 2018.

BARRO, R. The Ricardian Approach to Budget Deficits. **The Journal of Economic Perspectives**, v. 3, n. 2, p. 37-54, 1989.

BAUM, A.; CHECHERITA-WESTPHAL, C.; ROTHER, P. Debt and Growth. New Evidence for the Euro Area. **ECB Working Paper**, n. 1450, 2012.

BAUMOL, W. J.; MAURICE, H. P. More on the Multiplier Effects of a Balanced Budget. **The American Economic Review**, v. 45, n. 1, p. 140-148, 1955.

BILAN, I.; IHNATOV, I. Public debt and economic growth: a two-sided Story. **International Journal of Economic Sciences**, v. 4, n. 2, 2015.

BUCHANAN, J. M. **Public Principles of Public Debt**. Homewood, IL: Irwin, 1958.

CANER, M.; GRENNES, T.; KOEHLER-GEIB, F. Finding the Tipping Point – When Sovereign Debt Turns Bad. **World Bank Policy Research Working Paper**, n. 5391, 2010.

CARD, D.; MAS, A.; ROTHSTEIN, R. Tipping and the Dynamics of Segregation, **Quarterly Journal of Economics**, v. 123, p. 177-218, 2008.

CECCHETTI, S. G.; MOHANTY, M. S.; ZAMPOLLI, F. The Real Effects of Debt. **BIS Working Paper**, n. 352, 2011.

CHAN, K.-S.; TSAY, R. S. Limiting Properties of the Least Squares Estimator of a Continuous Threshold Autoregressive Model. **Biometrika**, n. 45, p. 413-426, 1998.

CHECHERITA-WESTPHAL, C.; ROTHER, P. The Impact of High and Growing Government Debt on Economic Growth. An Empirical Investigation for the Euro Area. **ECB Working Paper**, n. 1237, 2010.

CHUDIK, A.; MOHADDES, K.; PESARAN, M. H.; RAISSI, M. Debt, Inflation and Growth: Robust Estimation of Long-Run Effects in Dynamic Panel Data Models. **Federal Reserve Bank of Dallas, Globalization and Monetary Policy Institute Working Paper**, n.162, 2013.

_____. Is There a Debt-threshold Effect on Output Growth? **Review of Economics and Statistics**, n. 01, v. 99, p. 135-150, 2017.

CLEMENTS, B.; BHATTACHARYA, R.; NGUYEN, T.Q. External debt, public investment and growth in lowincome countries, **IMF Working Paper**, n. 249, Washington, D.C, 2003.

COCHRANE, J. H. Understanding Policy in the Great Recession: Some Unpleasant Fiscal Arithmetic. **European Economic Review**, v. 55, n. 1, p. 2-30, 2011a.

_____. Inflation and Debt. *National Affairs (Washington/DC)*, n. 9, p. 56-78, 2011b.

COX, D.; HANSEN, B. E.; JIMENEZ, E. How Responsive are Private Transfers to Income? **Journal of the Public Economics**, n. 88, p. 2193-2219, 2004.

DELONG, J. B.; SUMMERS, L. H. Fiscal Policy in a Depressed Economy. **Brookings Papers on Economic Activity**, p. 233-297, 2012.

DIAMOND, P. National Debt in a Neoclassical Growth Model. **American Economic Review**, v. 55, n. 5, p. 1126-1150, 1965.

DUESENBERY, J.S. **Business Cycles and Economic Growth**. McGraw-Hill, 1958.

ÉGERT, B. Public Debt, Economic Growth and Nonlinear Effects: Myth or Reality? **OECD Economic Department Working Paper**. n. 993, 2012.

EBERHARDT, M.; PRESBITERO, A. F. This Time They Are Different: Heterogeneity and Nonlinearity in the Relationship between Debt and Growth. **IMF Working Paper**, 2013.

ELMENDORF, D. W.; MANKIW, G. N. Government Debt. In Taylor, J. B., Woodford, M. (Eds.). **Handbook of Macroeconomics**, v. 1, part. C, p. 1615-1669. Elsevier, 1999.

FANG, Z.; SANTOS, A. Inference on Directionally Differentiable Functions. **Working Paper**, UCSD, 2014.

FAZZARI, S. M.; MORLEY, J.; PANOVSKA, I. B. State-dependent effects of fiscal policy. **UNSW Australian school of business research paper**, 2013.

FERREIRA, C. Debt and economic growth in the European Union: what causes what? **ISEG-School of Economics and Management**. Department of Economics, University of Lisbon, 2014.

GANONG, P.; JAGER, S. A Permutation Test and Estimation Alternatives for the Regression Kink Design. **Working Paper**, Harvard University, 2014.

GHOSH, A.R.; KIM, J.I., MENDOZA, E.; OSTRY, J. D., QURESHI, M. Fiscal fatigue, fiscal space and debt sustainability in advanced economies. **The Economic Journal**, n. 123, p. 4-30, 2013.

GIAMBIAGI, F.; VILLELA, A.; BARROS DE CASTRO, L.; HERMANN, J. **Economia Brasileira Contemporânea**. Rio de Janeiro: Editora Campus/Elsevier, 2005.

GREENIDGE, K.; CRAIGWELL, R.; THOMAS, C.; DRAKES, L. Threshold Effects of Sovereign Debt: Evidence from the Caribbean. **IMF Working Paper**, n. 157, 2012.

GREENLAW, D.; HAMILTON, J. D.; HOOPER, P.; MISHKIN, F. S. Crunch time: Fiscal crises and the role of monetary policy. **NBER Working Paper Series**, n. 19297, 2013.

GREINER, A. Debt and Growth: Is There a Non-monotonic Relation? **Working Papers in Economics and Management**, n. 4, 2012.

HAAVELMO, T. Multiplier Effects of A Balanced Budget. **Econometrica**, v. 13, n. 4, p. 311-318, 1945.

HANSEN, B. E. Regression Kink With an Unknown Threshold. **Journal of Business & Economic Statistics**, v. 35, n. 2, p. 228-240, 2017.

HERNDON, T.; ASH, M.; POLLIN, R. Does High Public Debt Consistently Stifle Economic Growth? A Critique of Reinhart and Rogoff. **PERI Working Paper**, n. 322, 2013.

HONG, H.; LI, J. The Numerical Directional Delta Method. **Working Paper**, Stanford University, 2015.

IPEA. INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. **Índice Geral de Preços de Disponibilidade interna: Série histórica**. Brasília: Ipea, 2018.

KARAGOL, E. The causality analysis of external debt service and GNP: the case of Turkey, **Central Bank Review, Research and Monetary Policy Department**, Central Bank of the Republic of Turkey, v. 1, n. 2, p.39-64, 2002.

KNELLER, R.; BLEANEY, M. F.; GEMMELL, N. Fiscal policy and growth: evidence from OECD countries. **Journal of Public Economics**, n. 74, p. 171-190, 1999.

KOURTELLOS, A.; STENGOS, T.; TAN, C. M. The effect of public debt on growth in multiple regimes. **Journal of Macroeconomics**, n. 38, p. 35-43, 2013.

KRUGMAN, P. Financing vs. Forgiving a Debt Overhang: Some Analytical Issues. **NBER Working Paper**, n. 2486, Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, 1988.

KUMAR, S. M.; WOO, J. Public Debt and Growth. **IMF Working Paper**, n. 174, 2010.

LANDAIS, C. Assessing the Welfare Effects of Unemployment Benefits Using the Regression Kink Design. **American Economic Review: Economic Policy**, n. 7, p. 243–278, 2015.

LOF, M.; MALINEN, T. Does sovereign debt weaken economic growth? a panel var analysis. **Economic Letters**, n. 122, p. 403-407, 2014, 2014.

MEADE, J. E. Is the National Debt a Burden? **Oxford Economic Papers**, New Series, v. 10, n. 2, p. 163-183, 1958.

MINEA, A.; PARENT, A. Is High Public Debt Always Harmful to Economic Growth? Reinhart and Rogoff and Some Complex Nonlinearities. **CERDI Working Paper**, n. 18, 2012.

MISZTAL, P. Public Debt and Economic Growth in the European Union. **Journal of Applied Economic Science**, v. 5, n. 3, p. 292-302, 2010.

MITTNIK, S.; SEMMLER, W. Regime dependence of the fiscal multiplier. **Journal of Economic Behavior & Organization**, v. 83, n. 3, p. 502-522, 2012.

MODIGLIANI, F. Long-Run Implications of Alternative Fiscal Policies and the Burden of the National Debt. **Economic Journal**, v. 71, n. 4, p. 730-755, 1961.

MOUSA, T. A.; SHAWAWREH, A. M. The Impact of Public Debt on the Economic Growth of Jordan: An Empirical Study (2000- 2015). **Accounting and Finance Research**, v. 6, n. 2, 2017.

NICKELL, S. J. Biases in Dynamic Models with Fixed Effects. **Econometrica**, v. 49, n. 6, p. 1417–1426, 1981.

OURIVES, L. H. C. Estratégias de Crescimento e Padrão de Endividamento: Uma Análise de Painel Dinâmico para Países da América Latina e do Caribe. **Revista Economia**, v. 7, n. 4, p.71-97, 2006.

OWUSU-NANTWI, V.; ERICKSON, C. Public Debt and Economic Growth in Ghana. **African Development Review**, v. 28, n. 1, p. 116-126, 2016.

PADOAN, P. C.; SILA, U.; VANDEN NOORD, P. Avoiding Debt Traps: Financial Backstops and Structural Reforms. **OECD Jornal: Economic Studies**, v. 1, 2012.

PANIZZA, U.; PRESBITERO, A. F. Public Debt and Economic Growth: Is There a Causal Effect? **POLIS Working Paper**, n. 198, 2012.

_____. Public Debt and Economic Growth in Advanced Economies: A Survey. **MoFiR Working Paper**, n. 78, 2013.

PATILLO, C.; POIRSON, H.; RICCI, L. External Debt and Growth, **IMF Working Paper**, n. 96, Washington, D.C, 2002.

_____. What are the channels through which external debt affects growth? **IMF Working Paper**, n.15, Washington, D.C, 2004.

PEREIMA, J. B.; MERKI, M., CORREIA, F. M. Economic Growth and Public Debt. **IN: ANAIS ANPEC**, 2015.

PRESBITERO, A. F. Total Public Debt and Economic Growth in Developing Countries. **MoFiR Working Paper**, n. 44, 2010.

PESCATORI, A.; SANDRI, D.; SIMON, J. Debt and Growth: Is There a Magic Threshold? **Working Paper**, International Monetary Fund, 2014.

REINHART, C. M.; ROGOFF, K. S. Growth in a Time of Debt. **NBER Working Paper**, n. 15639, 2010.

SAINT-PAUL, G. Fiscal Policy in an Endogenous Growth Model. **Quarterly Journal of Economics**, v. 107, n. 4, p. 1243-1259, 1994.

SCHCLAREK, A. Debt and Economic Growth in Developing and Industrial Countries. **Lund University Department of Economics Working Paper**, n. 34, 2004.

SZABÓ, Z. The Effect of Sovereign Debt on Economic Growth and Economic Development. **Public Finance Quarterly**, v. 58, n. 3, pp. 251–270, 2013.

TONG, H. Threshold Models in Non-linear Time Series Analysis. **Lecture Notes in Statistics**, v. 21, Springer, Berlin, 1983.

_____. **Non-Linear Time Series: A Dynamical System Approach**. Oxford: Oxford University Press, 1990.

WEEKS, J. Latin America and high performing Asian economies: growth and debt. **Journal of International Development**, v. 12, n. 5, p. 625-654, 2000.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo dessa tese foi analisar a dinâmica da dívida pública brasileira a partir de 1999. O primeiro artigo se propôs a investigar a relação de longo prazo entre a dívida pública e crescimento econômico dos estados brasileiros e Distrito Federal no período entre 2000 e 2016. Para atingir os objetivos, modelos ARDL, CS-ARDL e CS-DL são estimados, seguindo Chudik *et al.* (2013, 2017) para três casos: (a) 26 estados brasileiros e o Distrito Federal, (b) 23 Estados⁹⁹ abaixo e (c) 4 Estados¹⁰⁰ acima e/ou próximo, respectivamente, do Limite de Endividamento estipulado pela LRF.

Os resultados do primeiro artigo estão em consonância com as literaturas teórica neoclássica (Modigliani, 1961; Diamond, 1965; Saint-Paul, 1994) e empírica (Chudik *et al.*, 2013, 2017) no que diz respeito a direção do efeito, e sugerem uma relação negativa entre o aumento da dívida pública e o crescimento econômico no longo prazo, ou seja, há evidências empíricas de efeitos restritivos no longo prazo do aumento da dívida sobre o crescimento do PIB.

Essas evidências empíricas mostram que para os estados brasileiros, uma expansão fiscal que gera endividamento elevado pode ter seus efeitos anulados ou até mesmo revertidos no longo prazo, em virtude da relação negativa entre dívida pública e crescimento econômico. Estudos futuros que investiguem os valores limiares dessa relação podem fornecer informação adicional do valor limite do endividamento dos estados que não prejudique seu crescimento.

No segundo artigo, investiga-se os limites de crescimento das despesas consideram a real possibilidade das finanças estaduais para acomodar maiores gastos públicos? Diante do exposto, este estudo pretende contribuir com o planejamento fiscal dos estados respondendo duas perguntas: a) o estado em análise ainda tem espaço (fiscal) para a expansão de seus gastos? b) qual valor máximo da dívida em relação ao PIB para cada estado brasileiro que não compromete a sua solvência?

⁹⁹Acre, Alagoas, Amapá, Amazonas, Bahia, Ceará, Distrito Federal, Espírito Santo, Goiás, Maranhão, Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, Pará, Paraíba, Paraná, Pernambuco, Piauí, Rio Grande do Norte, Rondônia, Roraima, Santa Catarina, Sergipe, Tocantins.

¹⁰⁰Minas Gerais, Rio de Janeiro, Rio Grande do Sul e São Paulo.

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 que a dívida aumenta o saldo primário eleva-se, mas a capacidade de resposta acaba se enfraquecendo e, em seguida, chega eventualmente a um ponto de fadiga fiscal, onde a reação se torna negativa a níveis de dívida muito altos. Os limites das dívidas dos estados brasileiros são bastante heterogêneos, variando entre 0,00% e 23,61%, com uma média de 5,46% dos respectivos PIBs.

Os resultados dos espaços fiscais estimados refletem a atual crise vivenciada pela maioria dos estados brasileiros: 18 dos 27 estados brasileiros apresentam um hiato fiscal, ou seja, seus estoques de dívida/PIB já ultrapassaram os níveis de dívidas máximas. Em outras palavras, as dívidas desses estados apresentam trajetórias insustentáveis, com destaque negativo para os estados de Minas Gerais, Rio Grande do Sul, Rio de Janeiro e São Paulo, onde seus estoques de dívida/PIB estão 21,37%, 20,87%, 16,29% e 13,40%, respectivamente além do nível de dívida máximo. Por outro lado, os estados do Amapá (18,32%), Roraima (8,14%) e Tocantins (3,52%) ocupam os 3 primeiros lugares no ranking de geração de espaço fiscal. Por fim, as perspectivas de espaço fiscal para os próximos quatro anos (2017-2020) não são favoráveis, com exceção do resultado obtido com um cenário otimista. Os demais cenários, sejam eles mediano e pessimista, apontam que alguns estados brasileiros tendem a continuar enfrentando problemas fiscais relacionados à insolvência da dívida pública.

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

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

No último artigo, aplicou-se a metodologia de regressão *kinked* com um limiar desconhecido desenvolvida por Hansen (2017) a uma extensão do modelo teórico proposto por Padoan *et al.* (2012) para dados da economia brasileira no período compreendido entre janeiro de 1999 e dezembro de 2017, com o objetivo de testar se existe uma relação não linear entre dívida pública e crescimento, e estimar qual valor limiar da razão dívida/PIB a partir do qual exista uma relação negativa entre essas variáveis.

As estimativas pontuais confirmam a hipótese levantada por Reinhart de que, existe um efeito não linear no nexos dívida-crescimento, especificamente que, à medida que a relação dívida/PIB aumenta acima de um certo limiar, estimado para ser 61,30%, o crescimento tenderá a diminuir. Os demais resultados revelaram que existe uma forte correlação positiva entre o crescimento do produto defasado em um período e seu valor atual e uma relação inversa entre crescimento econômico e inflação.

Esses resultados chamam a atenção em virtude da atual conjuntura da economia brasileira. Apesar da inflação brasileira ter diminuído consideravelmente em 2017 e provavelmente se manterá abaixo da meta em 2018, reduzindo ou até mesmo anulando sua influência negativa sobre o crescimento econômico, a razão dívida pública consolidada em relação ao PIB se manteve em 83,28% em 2017 e em 82,53% até janeiro de 2018. Esses valores estão acima do valor limiar estimado nesse trabalho e, portanto, essa variável pode influenciar negativamente o resultado do crescimento econômico no Brasil.