



UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA - CAEN
MESTRADO ACADÊMICO EM ECONOMIA

GERSON DA SILVA RIBEIRO

**RELAÇÃO INTERTEMPORAL ENTRE RECEITAS E DESPESAS PÚBLICAS: UMA
ANÁLISE EM PAINEL PARA OS ESTADOS BRASILEIROS.**

FORTALEZA

2020

GERSON DA SILVA RIBEIRO

RELAÇÃO INTERTEMPORAL ENTRE RECEITAS E DESPESAS PÚBLICAS: UMA
ANÁLISE EM PAINEL PARA OS ESTADOS BRASILEIROS.

Dissertação apresentada ao Curso de Mestrado Acadêmico em Economia do Programa de Pós-Graduação em Economia - CAEN da Universidade Federal do Ceará, como requisito parcial à obtenção do título de mestre em Economia. Área de Concentração: Ciências Sociais Aplicadas

Orientador: Prof. Dr. Leandro de Almeida Rocco

FORTALEZA

2020

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)

D11r da Silva Ribeiro, Gerson.

Relação intertemporal entre receitas e despesas públicas: uma análise em painel para os estados brasileiros. / Gerson da Silva Ribeiro. – 2021.
63 f. : il.

Dissertação (mestrado) – Universidade Federal do Ceará, Faculdade de Economia, Administração, Atuária e Contabilidade, Programa de Pós-Graduação em Economia, Fortaleza, 2021.

Orientação: Prof. Dr. Leandro de Almeida Rocco.

1. Finanças públicas estaduais. 2. Dinâmica orçamentária. 3. Painel de dados. 4. Cointegração em painel. I. Título.

CDD 330

GERSON DA SILVA RIBEIRO

RELAÇÃO INTERTEMPORAL ENTRE RECEITAS E DESPESAS PÚBLICAS: UMA
ANÁLISE EM PAINEL PARA OS ESTADOS BRASILEIROS.

Dissertação apresentada ao Curso de Mestrado Acadêmico em Economia do Programa de Pós-Graduação em Economia - CAEN da Universidade Federal do Ceará, como requisito parcial à obtenção do título de mestre em Economia. Área de Concentração: Ciências Sociais Aplicadas

Aprovada em:

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. Leandro de Almeida Rocco (Orientador)
Universidade Federal do Ceará (UFC)

Prof. Dr. Fabrício Carneiro Linhares
Universidade Federal do Ceará (UFC)

Prof. Dr. Glauber Marques Nojosa
Universidade Federal do Ceará (UFC)

RESUMO

Este trabalho analisa a relação intertemporal entre receitas e despesas públicas para os estados brasileiros considerando o período entre 1996 e 2016. A análise da causalidade entre receitas tributárias e despesas totais é o interesse primário, sendo investigada sob o prisma das quatro hipóteses prevalentes na literatura teórica e empírica de finanças públicas: arrecadar-gastar, gastar-arrecadar, sincronismo fiscal e separação institucional. O instrumental econométrico utilizado se caracteriza pela aplicação de um modelo de correção erros para dados em painel, bem como pela utilização de testes que considerem a possibilidade de heterogeneidade e dependência transversal entre os estados. A fim de controlar como o endividamento e a dependência de transferências da União afetam a dinâmica entre receitas e despesas, foram analisadas subamostras que separam os estados em baixo/alto endividamento e nível de dependência. Em linhas gerais, os resultados obtidos oferecem suporte à hipótese arrecadar e gastar. Uma variação positiva de 10% no coeficiente de longo prazo da receita tributária corresponde a um acréscimo de aproximadamente 3% no total das despesas. Além disso, os testes de causalidade de Granger no curto prazo reportam que os coeficientes da receita tributária são conjuntamente significantes na equação das despesas, representando assim que valores passados das receitas tributárias ajudam a explicar valores presentes das despesas.

Palavras-chave: Finanças públicas estaduais. Dinâmica orçamentária. Painel de dados. Cointegração em painel.

ABSTRACT

This paper analyzes the intertemporal relationship between public revenues and expenditures for Brazilian states considering the period between 1996 and 2016. The analysis of causality between tax revenues and total expenditures is the primary interest, being investigated from the perspective of the four hypotheses prevalent in the theoretical literature and empirical public finance: tax-spend, spend-tax, fiscal synchronism and institutional separation. The econometric instrument used is characterized by the application of an error correction model for panel data, as well as by the use of tests that consider the possibility of heterogeneity and transversal dependence between the states. In order to control how indebtedness and dependence on transfers from the Union affect the dynamics between income and expenditure, subsamples that separate states with low/high indebtedness and level of dependence were analyzed. In general, the results obtained support the hypothesis to tax-spend. A positive variation of 10% in the longterm coefficient of tax revenue corresponds to an increase of approximately 3% in total expenses. In addition, Granger's short-term causality tests report that the tax revenue coefficients are jointly significant in the expense equation thus representing past values of tax revenues help to explain present values of expenses.

Keywords: State public finances. Budget dynamics. Panel data. Panel cointegration.

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

- Figura 1 – Gráfico da evolução temporal do agregado das variáveis analisadas, 1996-2016 35
- Figura 2 – Evolução temporal das variáveis G_{it} , R_{it} e TC_{it} por UF, 1996-2016 36

LISTA DE TABELAS

| | |
|---|----|
| Tabela 1 – Estatísticas descritivas | 37 |
| Tabela 2 – Matriz de Correlação | 38 |
| Tabela 3 – Dependência Cross-Section dos Resíduos | 39 |
| Tabela 4 – Resultados dos Testes de Raiz Unitária | 40 |
| Tabela 5 – Resultados dos Testes de Cointegração | 42 |
| Tabela 6 – Estimativas de Longo Prazo | 43 |
| Tabela 7 – Modelo de Correção de Erros e Dinâmica de Curto Prazo | 46 |
| Tabela 8 – Dependência cross-Section dos resíduos - Exceto estados da região norte . . | 55 |
| Tabela 9 – Resultados dos testes de raiz unitária - Exceto estados da região norte | 56 |
| Tabela 10 – Resultados dos testes de cointegração - Excetos estados da região norte . . | 57 |
| Tabela 11 – Estimativas de Longo Prazo - Exceto estados da região norte | 57 |
| Tabela 12 – Modelo de Correção de Erros e Dinâmica de Curto Prazo - Excetos estados da região norte | 58 |
| Tabela 13 – Dependência cross-Section dos resíduos - Variáveis como proporção do PIB | 59 |
| Tabela 14 – Resultados dos testes de raiz unitária - Variáveis como proporção do PIB . . | 59 |
| Tabela 15 – Resultados dos testes de cointegração - Variáveis como proporção do PIB . . | 60 |
| Tabela 16 – Estimativas de Longo Prazo - Variáveis como proporção do PIB | 60 |
| Tabela 17 – Modelo de Correção de Erros e Dinâmica de Curto Prazo - Variáveis como proporção do PIB | 61 |

SUMÁRIO

| | | |
|-------|---|----|
| 1 | INTRODUÇÃO | 9 |
| 2 | ASPECTOS TEÓRICOS E REVISÃO DE LITERATURA | 12 |
| 2.1 | A hipótese “arrecadar-gastar” | 12 |
| 2.2 | A hipótese “gastar-arrecadar” | 13 |
| 2.3 | As hipóteses do sincronismo fiscal e da separação institucional | 14 |
| 2.4 | Regras fiscais no Brasil e a causalidade entre receitas e despesas públicas | 14 |
| 2.5 | Evidências empíricas anteriores para o caso subnacional | 15 |
| 2.5.1 | <i>Literatura empírica internacional</i> | 16 |
| 2.5.2 | <i>Literatura empírica nacional</i> | 19 |
| 3 | ASPECTOS METODOLÓGICOS | 21 |
| 3.1 | Formalização do modelo teórico | 21 |
| 3.2 | Modelagem Econométrica | 22 |
| 3.2.1 | <i>Estacionariedade, cointegração e dependência transversal</i> | 24 |
| 3.3 | Estimadores | 31 |
| 3.4 | Base de dados | 32 |
| 4 | RESULTADOS EMPÍRICOS | 34 |
| 4.1 | Análise descritiva | 34 |
| 4.2 | Resultados dos testes econométricos | 39 |
| 4.3 | Estimações | 43 |
| 4.4 | Testes de Robustez | 47 |
| 5 | CONCLUSÕES | 48 |
| | REFERÊNCIAS | 50 |
| | APÊNDICES | 55 |
| | APÊNDICE A–RESULTADOS DOS TESTES DE ROBUSTEZ | 55 |
| | ANEXOS | 55 |
| | ANEXO A– ESTATÍSTICAS DOS TESTES DE COINTEGRAÇÃO | 62 |

1 INTRODUÇÃO

O histórico das finanças públicas no Brasil é marcado por uma série de eventos¹ em que a União atua para tentar estabilizar um cenário de crise fiscal nos governos locais, em especial nos estados. Cedillo e Herrera (2018) alertam que a má gestão das contas públicas de estados e municípios pode impactar a sustentabilidade do setor público como um todo. Assim, tais intervenções costumam ser justificadas como um meio para garantir o desenvolvimento econômico nacional. Conforme destaca a Secretaria do Tesouro Nacional (STN)², a combinação de políticas fiscais pouco prudentes, déficits previdenciários crescentes, guerra fiscal, excesso de vinculações de receitas e contratação de dívidas por entes em situação financeira frágil, associada ao aumento de despesas obrigatórias diante da intensidade da crise econômica entre meados de 2014 e início de 2017 concorreu para a significativa piora da situação fiscal de alguns estados, evidenciada em alguns casos pela insuficiência de receitas para o custeio de gastos com pessoal. Nesse contexto, acentuou-se o debate público acerca da necessidade de um ajuste fiscal que permita aos estados o retorno ou manutenção da condição de equilíbrio orçamentário.

Como frisam Westerlund *et al.* (2011) ajustes fiscais, geralmente, remetem a um corte nas despesas e/ou um aumento nas receitas tributárias. Entretanto, embora a fórmula pareça simples, quando da implementação do ajuste, deve-se priorizar o corte de despesas ou o aumento de receitas? Mais ainda, aconselha-se implementar as medidas necessárias primeiramente pelo lado das receitas ou das despesas? Tais questionamentos encaminham o presente trabalho para discutir a relação intertemporal entre receitas e despesas públicas. De fato, como bem pontua Payne (2003), a relação intertemporal entre receitas e despesas públicas é importante tanto para governos que desejam corrigir os desequilíbrios fiscais, bem como para aqueles que ensejam cumprir as metas fiscais estabelecidas.

Saunoris (2015) observa que em face da ocorrência frequente de déficits orçamentários é salutar que se investigue como receitas e despesas públicas se ajustam a choques orçamentários. O autor destaca ainda que a capacidade de adaptar receitas e despesas aos referidos choques pode ser visto como um indicativo de sustentabilidade fiscal por parte do governo em questão.

A literatura empírica em finanças públicas que trata da causalidade entre os gastos e recursos a disposição dos entes públicos foi construída dentro de um arcabouço teórico

¹ Exemplos de momentos em que a União atuou para socorrer os estados podem ser vistos nos seguintes dispositivos: Lei nº 7.976/89; Lei nº 8.727/93; Lei nº 8.388/91; Lei 9.496/97; MP 2.192/2001 e MP nº 2.185/2001.

² Exposição da União à Insolvência dos Entes Subnacionais, p. 5.

que postula quatro hipóteses para caracterizar tal relação, a saber: arrecadar e gastar; gastar e arrecadar; sincronismo fiscal e separação institucional. Assim, a realização adequada de um ajuste fiscal, para determinado ente governamental, passa pela identificação de como se dá a dinâmica entre receitas e despesas para aquele ente, que é uma questão a ser avaliada empiricamente, como bem assinalam Akram e Rath (2019).

Diante do que foi até aqui exposto, é natural que surja a seguinte questão: qual das hipóteses existentes na literatura acadêmica melhor caracteriza a dinâmica intertemporal entre as receitas e despesas públicas das unidades federativas brasileiras? Tal questionamento adquire ainda mais relevância tendo em vista a debilidade da situação fiscal do setor público brasileiro, em especial dos estados e Distrito Federal. Posto isso, o objetivo principal do presente trabalho é investigar o comportamento, caso exista, da relação intertemporal entre a arrecadação tributária e o gasto público dos estados brasileiros, sob o prisma das quatro hipóteses existentes dentro do debate acadêmico sobre o tema. A consecução do objetivo principal se desdobra em alguns objetivos secundários: identificar as relações de longo e curto prazo entre as variáveis analisadas; verificar como a inserção de outras variáveis orçamentárias e macroeconômicas afetam a relação entre as despesas públicas e a receita tributária; examinar como a heterogeneidade existente no nível de endividamento e dependência de transferências da União afeta a relação entre as variáveis de interesse.

A abordagem metodológica aqui aplicada segue os trabalhos de Westerlund *et al.* (2011) e Saunoris (2015) que se caracterizam pela construção de um modelo de longo prazo para a restrição orçamentária intertemporal dos estados. A partir da restrição orçamentária intertemporal de longo prazo é realizada a análise de causalidade, tal análise tem como ideia subjacente o fato de que se despesas e receitas tributárias são cointegradas, então elas devem ser relacionadas no longo prazo, existindo causalidade ao menos em uma direção. Dessa forma, adota-se uma abordagem de correção de erros para dados em painel, com a utilização de procedimentos econométricos que consigam lidar com a ocorrência de dependência transversal entre as unidades.

As contribuições do presente texto para a literatura nacional, bem como para o debate público sobre o tema são múltiplas, pode-se destacar aqui: (i) prover para os gestores públicos evidências empíricas sobre qual seria a melhor forma de realizar um ajuste fiscal para as unidades federativas brasileiras; (ii) ampliar a presente discussão para o nível estadual, tendo em vista que as análises para o caso brasileiro tem focado em analisar as finanças da União e do municípios;

(iii) utilização de um painel com todas as unidades federativas brasileiras, cobrindo um período de duas décadas; (iv) expansão do conjunto de variáveis explicativas comumente utilizados na literatura nacional; (v) a metodologia empregada permite identificar as relações de longo e curto prazo entre as variáveis analisadas, não ficando restrita somente a causalidade no sentido de Granger.

Em linhas gerais, os resultados obtidos oferecem suporte a hipótese arrecadar e gastar. Especificamente, uma variação positiva de 10% nos coeficientes de longo prazo da receita tributária corresponde a um acréscimo de aproximadamente 3% no total das despesas. Além disso, os testes de causalidade de Granger no curto prazo reportam que os coeficientes da receita tributária são conjuntamente significantes na equação das despesas com nível de significância de 5% , representando assim que valores passados das receitas tributárias ajudam a explicar valores presentes das despesas.

O trabalho está estruturado em 5 seções das quais a presente introdução é a primeira. Em seguida é apresentado o referencial teórico que fundamenta a presente pesquisa. A seção 3 apresenta os aspectos metodológicos, enquanto a seção 4 aborda os resultados obtidos no trabalho. Por fim, a seção 5 apresenta as conclusões e comentários finais.

2 ASPECTOS TEÓRICOS E REVISÃO DE LITERATURA

A relação intertemporal entre as receitas e despesas públicas, bem como suas implicações sobre o equilíbrio orçamentário dos entes governamentais, tem sido objeto de uma extensa literatura teórica e empírica desde a década de 1980. O conjunto de trabalhos dedicados a investigar a dinâmica temporal das referidas variáveis é comumente denominado *tax-spend debate* ou *revenue-expenditure nexus*.

O supracitado debate acadêmico está construído dentro de um arcabouço teórico em que existem quatro hipóteses concorrentes acerca do comportamento conjunto de receitas e despesas, a saber: “arrecadar e gastar” (*tax-spend*), “gastar e arrecadar” (*spend-tax*), “sincronismo fiscal” (*fiscal synchronization*) e “separação institucional” (*institutional separation*).

A seguir, as quatro hipóteses acima citadas serão apresentadas, mesmo que de forma não exaustiva, buscando identificar como se dá a dinâmica intertemporal entre gastos e arrecadação, além de destacar as soluções apontadas por cada teoria para o problema de déficits orçamentários. Para além da exposição das bases teóricas, realiza-se também uma revisão da literatura empírica sobre o tema.

2.1 A hipótese “arrecadar-gastar”

A primeira hipótese aqui discutida é pautada em Friedman (1978) que disserta sobre uma série de medidas legais que ocorriam nos EUA à época, que visavam limitar os poderes de governos estaduais em taxar seus cidadãos. De acordo com o autor, a dinâmica orçamentária dos governos segue sempre o mesmo processo histórico em que agentes denominados como “gastadores” buscam, por meio de leis, aumentar o gasto público. Em consequência dessa expansão dos gastos, um déficit público emerge.

Em virtude do déficit, agentes designados como “conservadores fiscais” agem, em cooperação com os “gastadores”, para impor novos impostos com o objetivo de restaurar o equilíbrio das contas públicas. Uma vez que os novos impostos são aprovados, os “gastadores” saem novamente em busca de aumentar as despesas públicas, gerando assim novos déficits.

Em outras palavras, o nível de despesas irá se ajustar ao nível das receitas governamentais disponíveis, o que significa existir uma relação causal positiva das receitas para as despesas. Dessa forma, um aumento na carga tributária não irá levar a reduções no déficit orçamentário, considerando que os agentes “gastadores” irão transformar as novas receitas

disponíveis em novos gastos públicos.

Portanto, de acordo com Friedman (1978), a solução para redução dos desequilíbrios orçamentários é o corte das receitas públicas, pois assim os gestores públicos seriam forçados a cortar despesas, o que restauraria o equilíbrio do orçamento.

Ainda defendendo que o nível de receitas causa o nível dos gastos, mas contrastando com a conclusão de Friedman, Wagner (1976) e Buchanan e Wagner (1977) defendem a existência de uma relação negativa entre receitas e despesas públicas. Assim, um corte nos tributos, como proposto por Friedman, levaria a um aumento nos desembolsos governamentais, ao invés da redução sugerida anteriormente, tal consequência estaria relacionada à existência de um efeito denominado ilusão fiscal.

Na visão dos autores, a percepção dos indivíduos sobre os custos governamentais varia inversamente com a complexidade do sistema tributário analisado. Logo, em sistemas tributários mais complexos, os contribuintes tendem a subestimar sua participação no custeio do gasto público. Assim, um corte nos impostos diretos pode ser compreendido como uma redução no preço dos bens e serviços públicos, gerando um aumento na demanda pela provisão desses bens. Como observa Payne (2003), a abordagem proposta por Buchanan e Wagner enfatiza que o gasto do governo é financiado a partir de três fontes: taxação direta; emissão de dívida e taxação indireta através da inflação. Assim, em decorrência da ilusão fiscal, os contribuintes não conseguem perceber que uma redução na taxação direta é contraposta por aumentos nos outros dois meios de financiamento.

2.2 A hipótese “gastar-arrecadar”

Em contraposição a conjectura anterior, a hipótese “gastar e arrecadar” considera que os governos definem primeiramente sua política de gastos, para que então a política tributária e as receitas públicas sejam ajustadas, visando garantir a adequação entre as mesmas.

Barro (1979) argumenta que dado à validade da Equivalência Ricardiana, um aumento nos gastos financiado por emissão de dívida pública terá como resultado uma elevação da receita tributária em algum momento posterior. Nesse contexto, os indivíduos não sofrem de ilusão fiscal, sendo vistos como racionais. Dessa forma, os mesmos percebem que aumentos da dívida pública hoje correspondem a uma maior tributação posteriormente.

Outra versão da hipótese em que os gastos precedem as despesas é delineada por Roberts (1978) e Peacock e Wiseman (1979), os autores sugerem que em tempos de crise

(guerras, desastres naturais ou recessões profundas) ocorre um efeito deslocamento no nível de gastos, tal efeito consiste em passar de um nível de gastos mais baixo, para outro mais elevado, com evidente implicação nas receitas tributárias. Embora a natureza das crises seja passageira, o nível de receitas e despesas não retorna ao observado no período pré-crise. Tal movimento é explicado pelo fato dos contribuintes alterarem o seu nível de tolerância à carga tributária e ao tamanho do governo após a crise. Para ambas as versões da hipótese “gastar e arrecadar”, tendo em vista que alterações nas despesas levam a mudanças nas receitas, o caminho para solucionar o problema de déficits fiscais é o corte de despesas.

2.3 As hipóteses do sincronismo fiscal e da separação institucional

A hipótese do sincronismo fiscal estabelece que alterações nas receitas e despesas públicas ocorrem simultaneamente, Musgrave (1966) e Meltzer e Richard (1981). Tal hipótese está fundamentada no Princípio do Benefício de Lindhal, segundo o qual cada pessoa deve contribuir para o gasto público de acordo com o benefício que espera receber. Nesse sentido, Musgrave (1966) observa que o setor público deve determinar de forma conjunta o nível de receitas e despesas necessárias para atender as necessidades sociais.

A implicação dessa hipótese é que a causalidade entre receita e despesa é bidirecional. Além disso, a recomendação para mitigar a ocorrência de um déficit fiscal é aumentar as receitas e cortar gastos simultaneamente.

Os trabalhos de Baghestani e McNown (1994) e Wildavsky e Caiden (1988) sugerem que, ao contrário das três hipóteses anteriores, não existe relação causal entre as decisões relacionadas às receitas e despesas dos governos.

2.4 Regras fiscais no Brasil e a causalidade entre receitas e despesas públicas

Antes de dar sequência a discussão aqui proposta, é preciso observar que a natureza de grande parte das regras fiscais impostas aos entes públicos brasileiros, em específico aos estados, procura fazer com que as decisões sobre as despesas estejam restritas ao nível de receitas. Pode-se citar aqui, por exemplo, o gasto total com pessoal que não pode exceder o limite de 60% da receita corrente líquida (RCL)³, conforme o art. 19 da Lei de Responsabilidade

³ Somatório das receitas tributárias, de contribuições, patrimoniais, industriais, agropecuárias, de serviços, transferências correntes e outras receitas também correntes, deduzidos as parcelas entregues aos Municípios por constitucional (LRF, art. 2).

Fiscal (LRF)⁴, bem como a vedação da criação de despesas obrigatórias de caráter continuado sem a demonstração da origem dos recursos para o seu custeio (LRF, art. 17). Para além das regras que restringem a criação ou aumento de despesas ao nível das receitas, existem também regras fiscais que normatizam o resultado orçamentário do exercício, bem como a meta para os resultados nominal e primário (LRF, art.4 §1º). Assim, embora as referidas regras não venham a ser cumpridas de forma estrita, é razoável supor que a existência desses dispositivos legais nos leve a obter resultados que indiquem a ocorrência da hipótese “arrecadar e gastar” .

Tendo em vista a suposição decorrente do arcabouço institucional em que as unidades federativas estão inseridas, é crível que seja adotado um modelo em que o nível de receitas é tido como exógeno, enquanto que as despesas são suavizadas visando minimizar as ineficiências decorrentes do gasto público. O modelo de suavização das receitas proposto por Barro (1979) considera que os gestores públicos, que possuem expectativas racionais, tomam o nível de despesas (G_t) como exógeno, para então definir o nível de receitas (R_t) que irá minimizar as ineficiências causadas pela atividade tributária do governo. Entretanto, Hoover e Sheffrin (1992) demonstram que o papel das receitas e despesas pode ser intercambiado na modelagem proposta por Barro o que permite derivar um modelo em que a trajetória temporal dos gastos é suavizada, dado a trajetória das receitas, tal abordagem será formalizada na seção 3.1.

2.5 Evidências empíricas anteriores para o caso subnacional

O conjunto de trabalhos empíricos relacionados à discussão aqui realizada é extenso. Payne (2003) oferece uma ampla revisão da literatura até então produzida, destacando o período e a frequência dos dados utilizados, a metodologia empregada e os resultados obtidos por cada análise. O autor destaca que grande parte dos trabalhos analisados (83%) analisam as finanças públicas a nível federal, e que a literatura sobre o tema deveria caminhar para análises do caso subnacional.

Payne destaca ainda que o grande conjunto de resultados obtidos na literatura empírica varia de acordo com a metodologia empregada em cada trabalho, as especificações de cada modelo, o grau de agregação temporal e o período analisado. Embora a metodologia específica divirja entre os diversos estudos analisados, tem sido consensual a utilização do conceito de causalidade no sentido de Granger (1969) que, em linhas gerais, consiste em afirmar que a inserção de valores defasados de determinada variável em um modelo contribui para a previsão

⁴ Lei Complementar nº 101, de 4 de maio de 2000.

do valor presente da variável dependente. Aqui, sempre que tratar-se de relação causal será no sentido de Granger.

É válido pontuar ainda que a análise de estados e municípios possui características próprias quando comparada ao caso nacional, haja vista as diferenças no processo orçamentário existentes entre os diferentes entes federativos. Para o caso brasileiro, é possível citar alguns pontos relevantes: a Lei 9.496 de 1997, que refinanciou a dívida dos estados com União, vedou a possibilidade das unidades federativas emitirem títulos da dívida pública como forma de financiamento de gastos. Outro ponto a se destacar é que, embora esteja previsto na Constituição Federal (art. 52, VI), a Dívida Consolidada (DC) da União não teve limite instituído pelo Senado Federal. Por sua vez, a Dívida Consolidada Líquida dos estados, em um dado exercício, não pode ser superior a duas vezes a RCL, conforme Resolução nº 40 de 2001 do Senado Federal, o que, na teoria, deveria restringir a capacidade dos estados financiarem seus gastos através da contratação de empréstimos. Observar-se que, nos últimos anos, mesmo com esse tipo de restrição alguns estados tem excedido os limites previstos na legislação vigente. Por fim, as finanças públicas estaduais são influenciadas pelos recursos financeiros recebidos por meio de transferências da União, que podem impactar as decisões sobre o nível de gastos, bem como a política tributária de um estado.

Considerando que o estudo aqui realizado é dedicado a investigar o comportamento das receitas e despesas dos estados brasileiros, os trabalhos a seguir citados são voltados exclusivamente para o caso subnacional.

2.5.1 *Literatura empírica internacional*

Como destacado anteriormente, trabalhos que analisem estados e municípios são escassos, mesmo na literatura internacional, e analisam prioritariamente economias desenvolvidas. É possível afirmar que mesmo guardando diferenças entre si os trabalhos de Furstenberg *et al.* (1985), Marlow e Manage (1987), Chowdhury (1988), Ram (1988) e Joulfaian e Mookerjee (1990) constituem um primeiro grupo de trabalhos a abordar o tema da causalidade entre receitas e despesas a nível subnacional, especificamente para o caso dos EUA.

Destacando inicialmente a periodicidade dos dados utilizados nos referidos estudos, temos que Furstenberg *et al.* (1985) utilizam dados trimestrais, Ram (1988) combina dados trimestrais e anuais, enquanto os demais trabalhos optam pela periodicidade anual. Em seguida, verifica-se que Furstenberg *et al.* (1985) e Ram (1988) agregam os dados de estados e municípios

para obter as séries temporais analisadas. Por sua vez, Marlow e Manage (1987) e Chowdhury (1988) analisam separadamente os agregados de estados e municípios, em contrapartida Joulfaian e Mookerjee (1990) examinam somente o estado de Massachusetts.

Acerca da metodologia adotada, Furstenberg *et al.* (1985) e Joulfaian e Mookerjee (1990) aplicam Vetores Autoregressivos (VAR), seguindo Sims (1980), ao passo que os demais trabalhos testam a causalidade entre as variáveis por meio do procedimento delineado em Granger (1969). Para além das variáveis de interesse, Furstenberg *et al.* (1985) e Joulfaian e Mookerjee (1990) inserem em seus exercícios empíricos as transferências federais recebidas, bem como o Produto Interno Bruto (PIB) em Furstenberg *et al.* (1985) (1985) e a renda privada estadual em Joulfaian e Mookerjee (1990), a inserção de tais variáveis visa evitar a ocorrência de viés por variável omitida.

Por fim, os resultados obtidos oferecem suporte à hipótese “gastar e arrecadar” para o agregado de estados e municípios analisados em Furstenberg *et al.* (1985) e Ram (1988). Já os resultados apresentados em Marlow e Manage (1987) e Chowdhury (1988) indicam a prevalência hipótese “arrecadar e gastar” para o agregado dos estados, enquanto que para o agregado dos municípios foi encontrado sincronismo fiscal.

Holtz-Eakin *et al.* (1989) questionam se é apropriado agregar todos os estados e municípios em apenas uma unidade, observando que os governos estaduais e municipais devem diferir entre si em vários aspectos do processo orçamentário, político, dentre outros. Assim, para evitar esse problema da agregação, os autores utilizam a metodologia desenvolvida em Holtz-Eakin *et al.* (1988) e estimam um VAR em painel para 171 municípios americanos durante o período entre 1972 e 1980. Além do total das receitas e despesas é incluído também como variável no modelo o total de transferências recebidas. Os autores concluem que os valores passados das receitas ajudam a prever as despesas presentes, mas valores passados das despesas não alteram a trajetória das receitas, em outras palavras, verifica-se a validade da hipótese “arrecadar e gastar” para os municípios analisados. Dahlberg e Johansson (1998) aplicam o mesmo procedimento para dados de 265 municípios suecos para o período entre 1974 a 1987 e encontram suporte para a hipótese “gastar e arrecadar” .

A abordagem proposta em Payne (1998) difere em alguns aspectos das análises anteriores. Primeiro, ao invés de usar dados agregados para estados e municípios o autor, utilizando dados anuais para o período entre 1942 a 1992, desagrega sua análise para os estados americanos, excluindo Havaí e Alasca, analisando as séries temporais de cada estado indivi-

dualmente. Segundo, o estudo foca em modelar a relação de longo prazo entre as receitas e despesas estaduais, para isso é utilizado um Modelo de Correção de Erros (MCE) nos moldes de Engle e Granger (1987), que permite examinar a relação de longo de prazo, bem como inferir causalidade entre as séries temporais analisadas. A evidência obtida indica que para 24 estados vale a relação “arrecadar e gastar” , em 11 estados ocorreu sincronismo fiscal, a dinâmica “gastar e arrecadar” foi encontrada em 8 estados, enquanto que para 3 estados não houve indicio de qualquer causalidade entre receitas e despesas públicas, favorecendo a hipótese da separação institucional.

Westerlund *et al.* (2011) retomam a discussão sobre onexo causal entre receitas e despesas públicas, utilizando pela primeira vez o arcabouço de correção de erros para um painel de estados e municípios dos Estados Unidos, considerando o período entre 1963-1997. Além disso, os autores inovam ao incluir uma série de variáveis de controle em seu modelo, tais como: transferências intergovernamentais, PIB dos estados, estoque da dívida, dentre outros. Os autores encontram evidências que dão suporte a hipótese “arrecadar-gastar” para os estados americanos.

Chowdhury *et al.* (2011) também utiliza a estrutura de dados em painel para examinar o comportamento das variáveis em questão para os estados americanos no período entre 1970-2009. Os resultados obtidos apontam para um comportamento heterogêneo entre os estados, pois 40% dos mesmos não apresentaram evidência de causalidade entre receitas e despesas, 18% exibem comportamento compatível com a hipótese “arrecadar e gastar” , 16% de acordo com a hipótese “gastar e arrecadar” e 26% ao sincronismo fiscal.

Saunoris (2015) aplica abordagem similar à proposta por Westerlund *et al.* (2011), mas restringindo sua análise somente a estados para o período entre 1951-2008. Os resultados oferecem suporte à hipótese “arrecadar e gastar” . O autor também estima painéis para estados com alto e baixo nível de endividamento, e encontra que estados com níveis de endividamento mais alto respondem de forma mais lenta aos desequilíbrios fiscais.

Cedillo e Herrera (2018) analisam a relação entre as receitas e despesas do setor público mexicano em nível subnacional. Os autores realizam sua análise para o período entre 1989 e 2016, utilizando dados em painel de 32 unidades federativas mexicanas. Os resultados obtidos indicam que, para o caso subnacional mexicano, a relação entre as variáveis em questão pode ser explicada, na grande maioria dos estados, pela hipótese do “sincronismo fiscal” .

Akram e Rath (2019) examinam o caso indiano, empregando dados em painel para 26 estados, considerando o período entre 1980-2015. Tendo em vista a ocorrência de

mudanças institucionais significativas no intervalo temporal analisado, os autores aplicam testes de estacionariedade para dados em painel que consideram a ocorrência de quebras estruturais nos dados. Para aprofundar a discussão, o trabalho desagrega as receitas e despesas públicas em correntes e de capital. Além disso, são estimados painéis de acordo com a classificação do estado no que diz respeito ao recebimento de transferências por parte do Governo Federal. Os resultados indicam a existência de sincronismo fiscal, mesmo quando se considera as desagregações de receitas e despesas.

2.5.2 *Literatura empírica nacional*

Para o caso brasileiro, como bem destacam Prado e Silva (2018), a discussão aqui realizada tem recebido pouca atenção. Além disso, como esperado, grande parte da literatura nacional é dedicada a investigar a relação causal entre receitas e despesas a nível nacional, sendo poucos os trabalhos que analisam os governos estaduais e municipais.

Costa (2010), Linhares *et al.* (2012), Schettini (2012) e Oliveira (2017) constituem um pequeno corpo de estudos que analisam a dinâmica entre as receitas e despesas públicas no âmbito dos municípios brasileiros. A principal característica dos referidos trabalhos é a utilização de vetores autorregressivos (VAR) para dados em painel, metodologia proposta em Holtz-Eakin *et al.* (1988), Holtz-Eakin *et al.* (1989).

Linhares *et al.* (2012) analisam a relação entre as receitas próprias (receitas tributária, de contribuição, patrimonial, industrial, agropecuária, de serviços e as demais receitas correntes), despesas correntes e transferências correntes dos municípios brasileiros no período 1995-2006. Objetivando avaliar os impactos que a implantação da LRF trouxe sobre as finanças públicas municipais, os autores desagregam o conjunto de dados em antes e depois da LRF. Os resultados para o exercício pré-LRF indicam a existência de uma relação “taxar-gastar”, enquanto que para o período pós-LRF foi verificado a ocorrência de sincronismo fiscal.

Costa (2010) revisita o exercício empírico conduzido em Linhares *et al.* (2012) utilizando dados para o intervalo entre 2000 e 2008. Tendo em vista a possibilidade da teoria assintótica gerar resultados equivocados nos testes de causalidade quando o Método de Momentos Generalizados (MGM) é utilizado em um painel dinâmico, o autor inova ao utilizar o procedimento de *bootstrap* para computar os valores críticos dos testes de causalidade. Ademais, o trabalho também analisa os municípios nordestinos separadamente como forma de testar a robustez dos resultados obtidos para a amostra completa. As evidências empíricas obtidas

oferecem suporte à hipótese que receitas passadas afetam as despesas correntes, encontrando a mesma relação entre as transferências correntes defasadas e o nível das despesas. O autor sugere ainda que o suporte ao sincronismo fiscal para o período 2000-2006 obtido em Linhares *et al.* (2012), decorre da utilização de valores críticos assintóticos, que podem comprometer a análise dos testes de causalidade.

Schettini (2012) utiliza dados do intervalo entre 2002 a 2010 para 5.544 municípios brasileiros. Diferente dos trabalhos anteriores, ao invés de utilizar apenas as despesas correntes é utilizado o total das despesas municipais, no que diz respeito à rubrica das receitas, utiliza-se exclusivamente as receitas tributárias. Tendo em vista que dentro das receitas próprias somente a receita tributária está relacionada às atividades fiscais do município, o seu uso parece mais adequado. Alinhado com o resultado de Costa (2010) encontra-se suporte para a hipótese “taxar-gastar” .

A literatura que analisa o caso estadual é ainda mais restrita, cabendo ser citado o trabalho de Seixas e Silva (2016), que investiga a relação entre receitas e despesas públicas para o estado de Goiás. Os autores utilizam dados mensais da arrecadação e despesa total do estado além da produção física industrial como *proxy* da atividade econômica, para o período entre 2002 e 2011. Por meio do teste de cointegração de Johansen, Johansen (1988), os autores identificam que as séries em questão são cointegradas, existindo assim uma relação de longo prazo entre as mesmas. Posto isso, aplica-se a abordagem de correção de erros, os resultados obtidos apontam para a ocorrência de sincronismo fiscal no estado de Goiás no período analisado.

A partir da revisão de literatura aqui realizada, não foram encontrados na literatura nacional trabalhos que utilizem dados longitudinais para explorar a dinâmica intertemporal do orçamento público estadual. Tal fato causa estranheza, tendo em vista que a STN dispõe de dados sobre a execução orçamentária dos estados desde os anos 1980. Nesse sentido, o presente trabalho cumpre o papel de preencher essa lacuna existente na produção acadêmica brasileira.

3 ASPECTOS METODOLÓGICOS

Tendo em vista os objetivos aqui pretendidos, a presente seção é dedicada a detalhar o processo de desenvolvimento dos resultados a serem apresentados. Segue-se a seguinte estrutura lógica: apresenta-se, inicialmente, a formalização modelo teórico utilizado como fundamentação para o exercício aqui desenvolvido, em seguida é exposto o modelo empírico derivado da abordagem teórica. Adiante, são detalhados os testes econométricos a serem adotados e por fim é detalhado o conjunto de dados utilizados.

3.1 Formalização do modelo teórico

A formalização abaixo apresentada segue o mesmo tratamento adotado em Sargent (1987) e Westerlund *et al.* (2011).

Suponha que o custo da ineficiência gerada pelo gasto público no tempo t seja expresso da seguinte forma: $c_1 G_t + \frac{1}{2} c_2 G_t^2$, onde c_1 e c_2 são constantes positivas. Então, o governo deve escolher a trajetória de despesas que minimize o valor esperado do fluxo dos custos de ineficiência, mais especificamente:

$$\min_{G_t, B_{t+1}} E_t \left[\sum_{t=0}^{\infty} r^t \left(c_1 G_t + \frac{1}{2} c_2 G_t^2 \right) \right], \quad (1)$$

sujeito à restrição orçamentária:

$$B_{t+1} = (1 + i) (B_t + G_t - R_t), \quad (2)$$

em que E_t é o valor esperado condicionado à informação disponível no tempo t ; B_t é o estoque da dívida do governo; i é a taxa de juros e r é o fator de desconto. Assume-se que i e r são constantes no tempo e que todas as variáveis fiscais são expressas em termos reais. As condições de primeira ordem do problema proposto nas equações 1 e 2 requerem a seguinte condição:

$$E_t (G_{t+1}) = -\frac{c_1}{c_2} \left(1 - \frac{i_0}{r} \right) + \frac{i_0}{r} G_t = -c + \frac{i_0}{r} G_t, \quad (3)$$

onde $c = -\frac{c_1}{c_2} \left(1 - \frac{i_0}{r} \right)$ é uma constante e $i_0 = \frac{1}{1+i}$. A solução de primeira ordem para o gasto público no tempo t , seguindo a derivação proposta em Sargent (1987), é:

$$G_t = \frac{c}{i} + \phi R_t + \delta B_t + \delta \left(\sum_{S=1}^{\infty} i_0^S E_t (R_{t+S}) \right), \quad (4)$$

onde $\delta = 1 - \frac{i_0^2}{r}$ e $\phi = i_0 \delta$.

A partir da Equação 4 é possível concluir que as despesas no período t são determinadas pelo valor presente esperado de todas as receitas. Além do que, à medida que S cresce, o termo i_o^S converge para zero, indicando assim que a receita esperada para períodos futuros imediatos tem um impacto bem maior sobre as despesas presentes que o valor esperado das receitas em um futuro distante. Conforme assinalam Hoover e Sheffrin (1992), para que seja possível calcular uma expressão explícita para G_t é necessário especificar um processo estocástico para R_t . Seguindo Westerlund, Mahdavi e Firoozi (2011), assume-se que R_t é dado pela seguinte processo estocástico:

$$R_t = \bar{R} + u_t, \quad (5)$$

onde \bar{R} é a receita tributária média de longo prazo e u_t é um termo de erro estacionário. Verifica-se que $E_t(R_{t+S}) = \bar{R}$ para todo $S \geq 1$, substituindo a expressão anterior em 4 obtemos a equação final do modelo:

$$G_t = \frac{c}{i} \delta \bar{R} \left(\frac{i_o}{1 - i_o} \right) + \phi R_t + \delta B_t = \alpha + \phi R_t + \delta B_t, \quad (6)$$

3.2 Modelagem Econométrica

A partir do modelo apresentado em 3.1 é possível construir um modelo econométrico para um painel dos estados brasileiros como uma relação estocástica linear de longo prazo nos seguintes termos:

$$G_{it} = \alpha_i + \beta R_{it} + \delta T_{it} + \gamma' X_{it} + \varepsilon_{it}, \quad (7)$$

onde $i = 1, \dots, N$ representa as unidades federativas do Brasil e $t = 1, \dots, T$, como de costume, denota o tempo. Como já destacado na subseção anterior, G_{it} e R_{it} representam as despesas totais e receitas tributárias, respectivamente; T_{it} indica as transferências correntes que estados recebem da União; X_{it} é um vetor um vetor de variáveis de controle que inclui o estoque da dívida, outras receitas e PIB do estado i no tempo t ; ε_{it} é o termo de erro.

Embora o ponto central da análise esteja na relação entre G_{it} e R_{it} , a revisão de literatura, bem como o modelo teórico desenvolvido, apontam que as mesmas não podem ser analisadas sem levar em consideração outras variáveis orçamentárias e macroeconômicas. Dessa forma, a Equação 7 expande o conjunto de variáveis de controle utilizadas na literatura nacional ao seguir a especificação proposta em Westerlund *et al.* (2011) e Saunoris (2015) e incluir o estoque da dívida e outras receitas como variáveis explicativas no modelo. Tendo em conta a

referida expansão no conjunto de variáveis explicativas, cabe justificar a utilização das mesmas no modelo proposto em 7.

O efeito que as transferências recebidas de um nível governamental superior exercem sobre as despesas e receitas de um estado ou município tem sido alvo de discussão desde os anos 1960. Em grande parte, a evidência empírica⁵ existente indica que um aumento nas transferências recebidas não só impulsiona o nível de gastos, mas também que o efeito é maior que o observado para um aumento equivalente na renda privada, tal fenômeno tem sido denominado como efeito *flypaper*. No contexto aqui discutido, Holtz-Eakin *et al.* (1989) apontam que o efeito *flypaper* será verificado quando transferências causarem despesas.

Por sua vez, pelo lado das receitas, transferências podem desincentivar os estados a buscarem por receitas próprias, criando assim um efeito substituição em relação às receitas tributárias. Portanto, a não inclusão da variável pode levar a resultados equivocados, uma vez que uma alteração nas despesas decorrente do aumento das transferências pode ser atribuída a variações na receita tributária. Cabe ainda destacar que, do ponto de vista político, saber como as despesas e o equilíbrio orçamentário dos estados são afetados pelas transferências é importante para que a União possa realizar o desenho de uma política fiscal eficiente, (INMAN, 2008).

Comumente, o papel de outras fontes de receita que os estados têm a sua disposição tem sido ignorado em grande parte dos trabalhos que tratam do tema. Na Equação 7, incluímos as outras receitas estaduais, definidas como a diferença entre a receita total de um estado e suas receitas tributárias e transferências correntes, como variável explicativa do modelo. Considerando que seu principal componente são as receitas de operações de crédito, utilizadas para realização de despesas com investimentos ou amortização da dívida pública, as mesmas podem ser utilizadas como fonte de financiamento de despesas contemporâneas ou passadas.

Espera-se que a arrecadação tributária e os gastos de um estado estejam sujeitos a alterações na sua atividade econômica. Furstenberg *et al.* (1985), Holtz-Eakin *et al.* (1989), Baghestani e McNown (1994) dentre outros, apontam para a necessidade de controlar o efeito que variáveis macroeconômicas exercem sobre receitas e despesas públicas. Logo, a inclusão do PIB em 7 permite capturar tais variações, possibilitando também diferenciar a causalidade direta entre despesas e receitas da causalidade indireta via PIB, Prado e Silva (2018).

Por fim, na ocorrência de déficits orçamentários, causados por cortes de receita ou aumentos de despesas, os governos podem recorrer ao aumento da dívida pública como meio

⁵ Para uma revisão de literatura sobre o tema ver: Gramlich (1977), Inman (1979), Fisher (1982), e Hines e Thaler (1995).

para financiar tais déficits. Assim, a inclusão dessa variável ajuda a controlar essa possibilidade, conforme é detalhado em Westerlund *et al.* (2011). Uma vez que o conjunto de variáveis explicativas foi apresentado e justificado, pode-se dá sequência ao restante da abordagem econométrica.

Para que a Equação 7 seja considerada de fato uma restrição intertemporal de longo prazo, as variáveis envolvidas na equação devem ser integradas de ordem um e os resíduos devem ser estacionários. Caso isso se confirme, a Equação 7 pode ser escrita como um modelo de correção de erros, que possibilita avaliar a relação intertemporal de curto prazo entre os componentes da restrição orçamentária proposta. Pode-se então reparametrizar 7 da seguinte forma:

$$\Delta G_{it} = a_{1i} + \pi_{1i} \hat{\varepsilon}_{it-1} + \sum_{j=1}^p \theta_{11ij} \Delta G_{it-j} + \sum_{j=1}^p \theta_{12ij} \Delta R_{it-j} + \sum_{j=1}^p \theta_{13ij} \Delta T_{it-j} + \sum_{j=1}^p \theta_{14ij} \Delta X_{it-j} + u_{it}. \quad (8)$$

Para cada variável do modelo é construída uma equação similar à apresentada em 8. A causalidade no sentido de Granger é determinada pela significância conjunta dos coeficientes das variáveis defasadas na Equação 8. O termo $\hat{\varepsilon}_{it-1}$ representa os resíduos da Equação 7 defasados em um período. A inclusão de $\hat{\varepsilon}_{it-1}$ permite capturar os desequilíbrios orçamentários. Assim, π_{1i} representa a velocidade do ajuste da volta ao equilíbrio orçamentário.

Cabe destacar que na Equação 7 estamos assumindo que a relação de longo prazo entre as variáveis é homogênea entre as unidades, enquanto que a Equação 8 permite que as relações de curto prazo sejam heterogêneas entre os estados. Pesaran *et al.* (1999) apontam que frequentemente existem boas razões para acreditar que as relações de longo prazo sejam as mesmas entre as unidades analisadas. Aqui, pode-se argumentar que o fato de todos os estados estarem submetidos ao mesmo arcabouço institucional sugere a homogeneidade dos coeficientes no longo prazo. Contudo, não existem razões para acreditar que no curto prazo tais dinâmicas sejam idênticas. Considerando a modelagem proposta, é necessário testar os seguintes aspectos das series analisadas: existência de raiz unitária e cointegração das variáveis utilizadas.

3.2.1 Estacionariedade, cointegração e dependência transversal

Como discutido acima, é necessário testar os seguintes aspectos das variáveis analisadas: existência de raiz unitária e cointegração. Baltagi (2005, p. 237) aponta que o crescimento na disponibilidade de macro painéis (número de unidades e períodos de tempo é grande) passou a

requerer a aplicação de procedimentos comuns em séries temporais para dados em painel. Assim, passou-se a se preocupar com testes de estacionariedade, cointegração e ocorrência de regressão espúria. Por sua vez, como destacam Breitung e Pesaran (2008) e Pesaran (2015, p. 848) testar estacionariedade e cointegração em um painel de dados envolve complicações adicionais, tais como: quantidade substancial de heterogeneidade não observada; suposição de independência entre as unidades é inadequada em muitas aplicações empíricas; resultados dos testes são muitas vezes difíceis de interpretar, caso a hipótese nula de raiz unitária ou cointegração seja rejeitada, o melhor que se pode concluir é que uma fração significativa das unidades de corte transversal é estacionária; a teoria assintótica é consideravelmente mais complicada devido ao fato de que a estrutura de dados em painel envolve uma dimensão de tempo, bem como uma dimensão de corte transversal.

Baltagi (2005, p. 238) e Chudik e Pesaran (2015) assinalam que a suposição de independência transversal é muito restritiva em macro painéis de países ou regiões que tendem a exibir dependência transversal entre suas unidades. O'Connell (1998) mostra que testes de raiz unitária que assumem a hipótese de independência transversal, quando aplicados a painéis onde a hipótese não é válida, apresentam maior probabilidade de rejeitar incorretamente a hipótese nula mesmo ela sendo verdadeira, levando assim a resultados espúrios. Tendo isso em vista, Chudik e Pesaran (2015) recomendam que a correlação transversal dos resíduos seja testada, para que seja utilizado o teste que melhor se adeque ao conjunto de dados analisado.

Pesaran *et al.* (2004) propõe um teste (teste CD) simples para verificar se existe correlação transversal nos termos de erro, o referido teste é baseado na média dos coeficientes de correlação dos resíduos de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) das diferentes regressões Dickey-Fuller aumentada (ADF) estimadas para cada unidade do painel. Baltagi (2005, p. 247) destaca que simulações de Monte Carlos mostram que o teste LM de Breusch-Pagan⁶, comumente utilizado, apresenta mau desempenho quando $N > T$, enquanto que o teste CD apresenta bom desempenho em ambos os casos. O teste é construído sob a hipótese de nula de não existência de dependência transversal, em outros termos:

$$H_0 = \text{cov}(e_{it}, e_{jt}) = 0 \text{ para } i \neq j, \quad (9)$$

onde e_{it} denota os resíduos das regressões estimadas por MQO baseadas em T observações para cada $i = 1, \dots, N$.

⁶ Ver Breusch e Pagan (1980).

A estatística do teste CD é definida como se segue:

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}} \left(\sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij} \right), \quad (10)$$

em que $\hat{\rho}_{ij}$ é a estimativa do coeficiente de correlação dos resíduos, especificamente:

$$\hat{\rho}_{ij} = \hat{\rho}_{ji} = \frac{\sum_{t=1}^T e_{it} e_{jt}}{\left(\sum_{t=1}^T e_{it}^2 \right)^{1/2} \left(\sum_{t=1}^T e_{jt}^2 \right)^{1/2}}, \quad (11)$$

por fim, Pesaran *et al.* (2004) mostra que sob H_0 a estatística CD tende para $N(0, 1)$.

Uma vez que a hipótese de independência transversal dos resíduos seja testada, pode-se então proceder para a avaliação da estacionariedade nas variáveis utilizadas. A explanação a seguir é construída a partir da estrutura detalhada em Pesaran (2015, p. 818). Assume-se que as séries temporais $\{y_{i0}, \dots, y_{iT}\}$ referentes às unidades $i = 1, 2, \dots, N$ são geradas para cada i por um processo autoregressivo de ordem um, AR (1), como se segue:

$$y_{it} = (1 - \alpha_i) \mu_i + \alpha_i y_{i,t-1} + \varepsilon_{it}, \quad (12)$$

onde os valores iniciais, y_{i0} , são dados, e os termos de erro ε_{it} são independentes e identicamente distribuídos em i e t com $E(\varepsilon_{it}) = 0$, $E(\varepsilon_{it}^2) = \sigma_i^2 < \infty$ e $E(\varepsilon_{it}^4) < \infty$. A Equação 12 pode ser reescrita de forma equivalente como uma regressão Dickey-Fuller simples

$$\Delta y_{it} = -\phi_i \mu_i + \phi_i y_{i,t-1} + \varepsilon_{it}, \quad (13)$$

em que $\Delta y_{it} = y_{it} - y_{i,t-1}$ e $\phi_i = \alpha_i - 1$. É possível permitir que o termo μ_i em 12 e 13 seja flexibilizado para possibilitar componentes determinísticos mais gerais, bem como existe a capacidade de acomodar a ocorrência de correlação serial nos termos de erro ε_{it} incluindo defasagens de Δy_{it} em 13. Quando isso for requerido, 13 pode ser reescrita como uma regressão ADF do tipo:

$$\Delta y_{it} = \delta_i' d_{it} + \phi_i y_{i,t-1} + \gamma_{i1} \Delta y_{i,t-1} + \dots + \gamma_{ip_i} \Delta y_{i,t-p_i} + \varepsilon_{it}, \quad (14)$$

para modelos sem intercepto e tendência temporal o componente determinístico, d_{it} , é igual a zero, quando a modelagem incluir um intercepto individual para cada unidade do painel $d_{it} = 1$ e para modelos com uma tendência temporal individual d_{it} é dado por $d_{it} = (1, t)'$. Adicionalmente, quebras estruturais podem ser acomodadas pela inclusão de variáveis *dummy* no vetor d_{it} .

Um ponto importante nos testes de raiz unitária para dados em painel diz respeito à delimitação das hipóteses nula e alternativa, grande parte dos testes é construído sob a hipótese

nula de que a série analisada possui raiz unitária para cada unidade no painel. Em outros termos:

$$H_0 : \phi_1 = \phi_2 \dots \phi_N = 0, \quad (15)$$

por sua vez, a formulação da hipótese alternativa é uma questão controversa que depende das suposições sobre a homogeneidade ou heterogeneidade do painel. Uma primeira abordagem considera que o parâmetro autoregressivo em 13 é homogêneo para todas as unidades do painel, assim a hipótese alternativa pode ser formulada da seguinte forma:

$$H_1^a : \phi_1 = \phi_2 = \dots = \phi_N \equiv \phi e \phi < 0, \quad (16)$$

os testes de estacionariedade motivados por H_1^a agregam as observações das diferentes unidades para então obter uma estatística agregada, desconsiderando assim a possibilidade de heterogeneidade no parâmetro autoregressivo, exemplos de testes nessa categoria são os propostos em Harris e Tzavalis (1999), Breitung (2000) e Levin *et al.* (2002).

Pesaran (2012) adverte que um problema dos testes derivados a partir de 15 é que eles tendem a rejeitar a hipótese nula de não estacionariedade mesmo quando somente algumas poucas unidades são estacionárias, conseqüentemente, a rejeição de H_0 não é uma evidência convincente de que uma proporção significativa das séries é realmente estacionária. Adicionalmente, para estudos entre países ou regiões que possuem diferentes dinâmicas de curto prazo assumir H_1^a é provavelmente um hipótese indevidamente restritiva.

Em contrapartida, é possível assumir que o parâmetro autoregressivo é específico para cada unidade do painel, o que nos leva a uma hipótese alternativa dita heterogênea formulada nos seguintes termos:

$$H_1^b : \phi_i < 0, i = 1, 2, \dots, N_1, \phi_i = 0, i = N_1 + 1, N_1 + 2, \dots, N, \quad (17)$$

tal que,

$$\lim_{N \rightarrow \infty} \frac{N_1}{N} = \delta, 0 < \delta \leq 1, \quad (18)$$

usando a especificação acima, a hipótese nula pode ser escrita como $H_0 : \delta = 0$, enquanto que H_1^b é expressa como $H_1^b : \delta > 0$. Desse modo, uma rejeição da hipótese nula pode ser vista como evidência em favor da estacionariedade para uma fração de unidades do painel. É possível citar como exemplos de testes que permitem heterogeneidade do parâmetro autoregressivo aqueles propostos em Choi (2001), Im *et al.* (2003) e Pesaran (2007). Tais trabalhos adotam como procedimento o cálculo de estatísticas de teste para cada unidade para que então a estatística

de teste do painel seja computada através da média simples, ou padronizada, das estatísticas individuais.

Do exposto, para aplicação do teste de raiz unitária é preciso definir se o parâmetro autoregressivo é homogêneo ou heterogêneo entre as unidades do painel. Como no contexto aqui analisado não existe fundamentação teórica que justifique a homogeneidade do parâmetro autoregressivo, opta-se por testes que permitam ϕ_i diferindo entres os estados brasileiros.

Além disso, faz-se necessário que o teste aplicado tenha capacidade de lidar com a possibilidade de dependência transversal, os testes que assumem a hipótese da não existência de correlação transversal dos resíduos são denominados como de primeira geração, nesse grupo estão os testes propostos em Harris e Tzavalis (1999), Breitung (2000), Choi (2001), Levin *et al.* (2002) e Im *et al.* (2003).

Por outro lado, os testes ditos de segunda geração são aqueles que relaxam a suposição de independência transversal dos resíduos, aqui é possível citar, dentre outros, os procedimentos propostos em Smith *et al.* (2004), Breitung e Das (2005), Pesaran (2007) e Pesaran *et al.* (2013). Sendo assim, opta-se pela utilização de um teste de segunda geração que permita acomodar uma eventual correlação transversal dos resíduos. Seguindo Akram e Rath (2019) é aplicado aqui o teste CIPS proposto em Pesaran (2007).

O teste CIPS lida com o problema da dependência transversal dos resíduos utilizando a abordagem dos Efeitos Comuns Correlacionados (CCE) proposta em Pesaran (2006), que consiste em aumentar as regressões ADF em 13 e 14 com a média *cross-section* defasada e sua primeira diferença. Dessa forma, temos regressões do tipo *Cross-sectionally Augmented Dickey–Fuller* (CADF) estimadas por MQO para a i -ésima unidade do painel:

$$\Delta y_{it} = -\phi_i \mu_i + \phi_i y_{i,t-1} + c_i \bar{y}_{t-1} + d_i \Delta \bar{y}_t + \varepsilon_{it}, \quad (19)$$

onde $\bar{y}_t = N^{-1} \sum_{i=1}^N y_{it}$, $\Delta \bar{y}_t = N^{-1} \sum_{i=1}^N \Delta y_{it}$. Quando da ocorrência de correlação serial 19 passa a ser escrita como:

$$\Delta y_{it} = -\phi_i \mu_i + \phi_i y_{i,t-1} + c_i \bar{y}_{t-1} + \sum_{j=0}^p d_{ij} \Delta \bar{y}_{t-j} + \sum_{j=1}^p \delta_{ij} \Delta y_{i,t-j} + \varepsilon_{it}, \quad (20)$$

o número de defasagens a ser incluído em 20 pode ser determinado por um critério de informação ou por testes sequenciais, conforme Pesaran (2007). Computa-se 19 ou 20 para cada unidade do painel e então se calcula a estatística $CADF_i$ referente ao coeficiente da variável $y_{i,t-1}$. A estatística CIPS será então dada por:

$$CIPS = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N CADF_i, \quad (21)$$

os valores críticos da estatística CIPS são fornecidos em Pesaran (2007) para várias combinações de N e T e diferentes componentes determinísticos. Uma vez que o procedimento para testar a estacionariedade das variáveis foi apresentado é necessário descrever a metodologia utilizada para testar a existência de cointegração das séries analisadas.

O seminal trabalho de Engle e Granger (1987) declara que duas ou mais variáveis são ditas cointegradas se (i) são individualmente integradas de ordem um; (ii) quando uma combinação linear dessas variáveis é estacionária. A existência de cointegração implica que, embora as séries de tempo sejam individualmente integradas de ordem um, existe algum tipo de tendência comum relacionando as mesmas quando analisadas conjuntamente. Johansen (1991) nomeou tais tendências como relações de longo prazo.

Choi (2015) apresenta um panorama dos testes de cointegração para dados em painel já propostos na literatura econométrica, o autor classifica os testes existentes em três categorias, a saber: procedimentos inspirados em Engle e Granger (1987) construídos através da utilização de resíduos e sob a hipótese nula de não existência de cointegração; testes que seguem a abordagem proposta em Kwiatkowski *et al.* (1992), também residuais, mas desenvolvidos sob a hipótese nula de existência de cointegração e testes baseados nos trabalhos de Johansen (1988, 1991) que adaptam a metodologia VAR para dados em painel.

Dentro do primeiro grupo de procedimentos é possível citar os trabalhos de Kao (1999), Pedroni (1999,2004), Maddala e Wu (1999), Choi (2001), Westerlund (2007), Gengenbach *et al.* (2008) e Bai e Silvestre (2013). Por sua vez, McCoskey e Kao (1998) e Westerlund e Edgerton (2007) estão enquadrados na segunda categoria. Enquanto que Larsson *et al.* (2001), Groen e Kleibergen (2003), Breitung (2005) e Larsson e Lyhagen (2007) adotam a abordagem do VAR em painel para construir seus testes.

Deve-se destacar ainda que, da mesma maneira que os testes de raiz unitária, grande parte dos testes de cointegração assume a hipótese de independência entre as unidades do painel o que pode levar aos problemas citados anteriormente. Tendo isso em vista, Gengenbach *et al.* (2008), Bai e Silvestre (2013), Westerlund e Edgerton (2007), Groen e Kleibergen (2003) e Larsson e Lyhagen (2007) relaxam a hipótese de independência transversal para acomodar a possibilidade de correlação transversal.

Dentre as técnicas acima citadas a abordagem proposta em Pedroni (1999,2004) tem sido largamente utilizada em trabalhos aplicados que utilizam macro painéis, muito pela sua capacidade de lidar com painéis com alto nível de heterogeneidade. Observando especificamente

a literatura que trata do debate aqui analisado, Saunoris (2015) aplica o instrumental em questão. Dessa forma, optou-se pela utilização de tais procedimentos. Para a implementação dos testes de Pedroni, seja a equação abaixo a representação de uma relação hipotética de longo prazo, ou regressão de cointegração:

$$y_{it} = \alpha_i + \delta_{it} + \beta_{1i}x_{1i,t} + \beta_{2i}x_{2i,t} + \dots + \beta_{Ki}x_{Ki,t} + e_{it}, \quad (22)$$

onde $k = 1, \dots, K$ refere-se ao número de regressores incluídos na hipotética relação de longo prazo. Observar-se que os coeficientes de inclinação podem variar entre as unidades do painel, assim como o intercepto, α_i . Adicionalmente, eventuais tendências temporais de natureza determinística são capturadas pelo termo δ_{it} que também pode ser heterogêneo entre as unidades do painel.

Utilizando os resíduos estimados de 22 Pedroni oferece um conjunto de sete estatísticas de teste que possibilitam avaliar a hipótese nula de não cointegração para o caso multivariado. Dentre as sete estatísticas desenvolvidas quatro são intragrupo e três entre-grupo. Seja γ_i o coeficiente autoregressivo dos resíduos estimados. Assim, a primeira categoria refere-se a testes baseados em estimadores que assumem a hipótese de homogeneidade dos parâmetros autoregressivos para testar a raiz unitária dos resíduos estimados, isto é, $H_0 : \gamma_i = 1$ para todo i , versus a hipótese alternativa $H_1 : \gamma_i < 1$ para todo i , de tal forma que é assumido um valor comum para $\gamma_i = \gamma$. Por outro lado, na segunda categoria os coeficientes autoregressivos são estimados para cada unidade do painel, para então tomar a média de tais estimativas. Dessa forma, a hipótese alternativa não impõe que $\gamma_i = \gamma$ para todo i , o que permite uma fonte adicional de heterogeneidade entre os membros do painel.

Além da distinção acerca do coeficiente autoregressivo, os testes propostos por Pedroni se diferenciam entre paramétricos e não paramétricos. Dentre os não paramétricos temos as versões modificadas da razão da variância, v , e das estatísticas ρ e t do teste de Phillips e Perron (1988). Já a versão modificada da estatística t do teste ADF constitui a abordagem paramétrica para o problema de testar a existência de cointegração entre as variáveis. Cada uma dessas estatísticas é computada tanto no formato intragrupo, como no formato entre-grupo, com exceção da razão da variância que não aceita a possibilidade de heterogeneidade em γ , o que nos leva as sete estatísticas inicialmente referidas. O Anexo A apresenta a forma precisa de cada uma dessas estatísticas, conforme apresentado em Pedroni (1999).

Para computar qualquer uma das estatísticas mencionadas acima, Pedroni (1999) propõem os seguintes passos: estimar a Equação (22) para cada unidade do painel, incluindo os

componentes determinísticos desejados e então coletar os resíduos estimados $\hat{\varepsilon}_{it}$; computam-se as estatísticas de acordo com as fórmulas informadas no Anexo A, e então são aplicados termos de ajustamento na média e na variância para que, sob a hipótese nula, as estatísticas de teste se distribuam como uma $N(0,1)$. Destaca-se ainda que os resultados das estatísticas de teste podem ser contraditórios entre si e que quando $T < 100$ as abordagens paramétricas apresentam maior poder de teste, enquanto que as não paramétricas performam comparativamente pior, (PEDRONI, 2004).

3.3 Estimadores

Uma vez que os procedimentos descritos na subseção anterior permitem identificar se as variáveis que formam o painel aqui utilizado são de fato cointegradas, é preciso apresentar brevemente as técnicas utilizadas para estimar os parâmetros das Equações (7) e (8). Para dados em painel com a presença de cointegração entre as variáveis algumas metodologias são propostas pela literatura, tais como: utilização de MQO; *Fully Modified Ordinary Least Squares* (FMOLS) e *Dynamic Ordinary Least Squares* (DOLS). Avaliando as referidas opções, Kao *et al.* (2000) encontram que (i) o estimador de MQO, mesmo em sua versão com correção de viés, é enviesado de forma não desprezível em amostras finitas; (ii) no geral, os resultados obtidos utilizando o estimador FMOLS não apresentam muitos ganhos em relação ao estimador de MQO; (iii) o estimador DOLS supera os resultados obtidos através de MQO e FMOLS. Tendo em vista essa informação, optou-se aqui pela utilização do método DOLS para estimar os parâmetros de longo prazo da Equação (7).

O método DOLS é uma extensão do estimador proposto em Stock e Watson (1993). A fim de obter um estimador sem viés dos parâmetros de longo prazo, o processo de estimação corrige endogeneidade e correlação serial através de um ajuste paramétrico nos erros, que consiste em aumentar a equação de longo prazo original com valores defasados e futuros de $\Delta x_{i,t}$. Assim, estima-se uma regressão nos seguintes termos:

$$y_{it} = \alpha_i + x_{it}\beta + \sum_{j=-q_1}^{j=q_2} c_{ij}\Delta x_{i,t+j} + \varepsilon_{it}, \quad (23)$$

sendo o vetor de coeficientes estimados dado por:

$$\hat{\beta}_{DOLS} = \sum_{i=1}^N \left(\sum_{t=1}^T z_{it} z_{it}' \right)^{-1} \left(\sum_{t=1}^T z_{it} \hat{y}_{it}^+ \right), \quad (24)$$

em que $z_{it} = [x_{it} - \bar{x}_i, \Delta x_{i,t-q}, \dots, x_{i,t+q}]$ é o vetor de regressores.

Para estimar a Equação (8) e obter as dinâmicas de curto prazo, segue-se a abordagem adotada em Saunoris (2015) que utiliza o estimador *Mean Group* (MG) desenvolvido em Pesaran e Smith (1995), o referido estimador permite que todos os interceptos, coeficientes e variâncias dos erros variem entre os grupos. Os estimadores do painel são obtidos pela média aritmética dos coeficientes estimados separadamente para cada *cross-section*. Dessa forma, diferentemente das estimativas de longo prazo não existe a imposição de restrição de homogeneidade.

3.4 Base de dados

Para realizar as estimações e testes descritos anteriormente, a base de dados aqui utilizada consiste de observações anuais para um painel dos estados e Distrito Federal do Brasil, cobrindo o período entre 1996-2016. O período selecionado é justificado pela disponibilidade de dados consistentes acerca do estoque da dívida dos estados e Distrito Federal. As variáveis selecionadas para analisar a relação intertemporal entre as receitas e as despesas públicas são as seguintes:

1. receita tributária (R_{it}) : arrecadação estadual derivada de tributos, isto é, impostos, taxas e contribuições de melhorias;
2. transferências correntes (TC_{it}) : recursos recebidos de outro ente ou entidade, independentemente de contraprestação direta de bens ou serviços, desde que o objetivo seja a aplicação em despesas correntes;
3. outras receitas (OR_{it}) : receita total dos estados subtraída da receita tributária e das transferências correntes;
4. despesa total (G_{it}) : Somatório das despesas correntes (despesas que não contribuem diretamente para formação ou aquisição de algum bem de capital) e despesas de capital (despesas que contribuem diretamente para a formação ou aquisição de algum bem de capital);
5. estoque da dívida (DIV_{it}) : Abrange o estoque da dívida dos Governos estaduais e DF, segregado por administração direta e administração indireta custeada pelo Tesouro estadual;
6. PIB estadual (PIB_{it}) .

As variáveis referentes à execução orçamentária dos estados foram obtidas por meio da Declaração de Contas Anuais (DCA) de cada estado, disponibilizada pela STN⁷. Acerca dos

⁷ <https://www.tesourotransparente.gov.br/publicacoes/relatorio-de-execucao-orcamentaria-de-estados/2018/26->

dados da dívida pública, utiliza-se série elaborada no âmbito do Programa de Reestruturação e Ajuste Fiscal (PAF), também disponibilizada pelo Tesouro Nacional⁸. O PIB dos estados foi coletado a partir do Sistema de Contas Regionais (SCR) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE)⁹.

Seguindo a literatura existente sobre o tema, as variáveis são convertidas para termos reais¹⁰ per capita e em seguida é aplicado o logaritmo natural. A transformação em termos per capita objetiva controlar eventuais variações nas receitas e despesas públicas que tenham origem em alterações na população dos estados.

2

⁸ <http://www.tesourotransparente.gov.br/ckan/dataset/estoque-da-divida-de-estados-e-do-distrito-federal>

⁹ <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/economicas/contas-nacionais/9054-contas-regionais-do-brasil.html?=&t=downloads>

¹⁰ Valores atualizados para preços de 2019 utilizando o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) disponibilizado pelo IBGE em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/economicas/precos-e-custos/9256-indice-nacional-de-precos-ao-consumidor-amplo.html?=&t=downloads>

4 RESULTADOS EMPÍRICOS

A presente seção é dedicada a apresentar as características estatísticas das variáveis de interesses e principalmente os resultados dos procedimentos econométricos descritos na seção anterior. Dessa forma, inicialmente é realizada uma análise descritiva dos dados do painel. Em seguida são apresentados os resultados dos testes de dependência transversal, raiz unitária e cointegração, para que então sejam expressas as estimações das equações de interesse.

4.1 Análise descritiva

Inicialmente, apresenta-se uma análise gráfica da evolução temporal das séries analisadas a nível agregado e também considerando cada unidade do painel individualmente. A Figura 1 exhibe o comportamento agregado das variáveis do intervalo estudado, considerando os valores em nível, sem aplicação das transformações mencionadas na seção anterior.

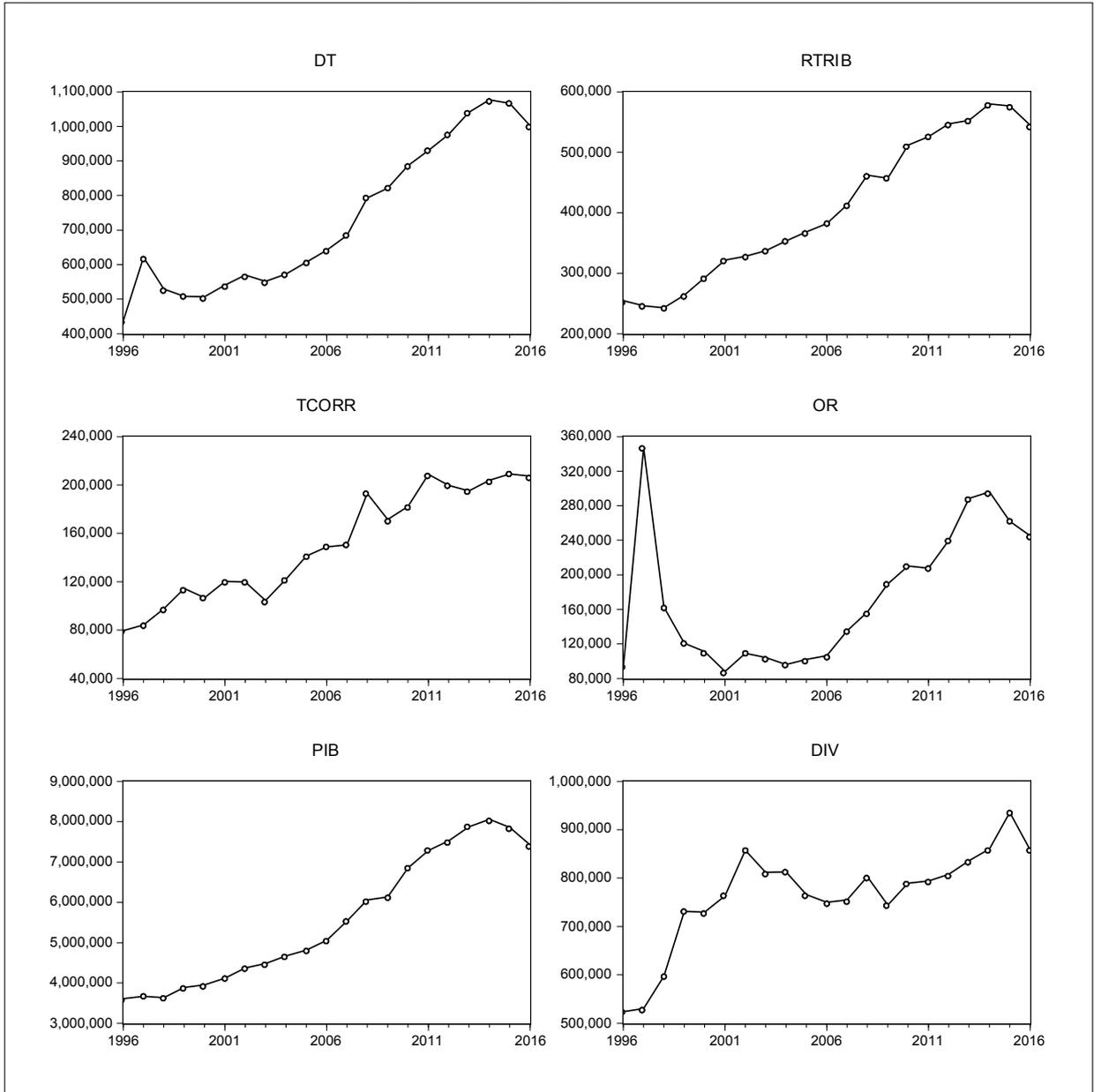
Ao analisar o comportamento das variáveis G_{it} e R_{it} é possível perceber que o agregado das receitas tributárias estaduais é consideravelmente inferior ao total de suas despesas, de fato, na média, as despesas totais excedem a arrecadação de impostos, taxas e contribuições de melhorias em aproximadamente R\$ 320 bilhões por ano. Tal constatação reforça a necessidade da inclusão de TC_{it} e OR_{it} na nossa análise, tendo em vista que tais fontes de recursos são os principais meios utilizados para financiar a insuficiência de recursos próprios dos estados. Observa-se ainda que, mesmo ao considerar a receita total agregada, em 12 dos 21 anos da amostra analisada o resultado orçamentário agregado dos estados foi deficitário, contribuindo assim negativamente para o resultado consolidado do setor público nacional.

Ainda sobre a Figura 1, destaca-se que a variável DIV_{it} , em linhas gerais, apresenta três momentos de comportamento distinto. No período 1996-2002 o agregado da dívida pública estadual cresce em média 8,8% ao ano. Em seguida, no intervalo 2003-2009 a taxa de crescimento média é negativa em 1,9%, já entre 2010-2016 o crescimento médio foi de 2,2% ano.

Visando observar como se dá a relação entre as despesas e receitas totais para cada unidade da federação, a Figura 2 apresenta as variáveis G_{it} , R_{it} e TC_{it} para cada membro do painel.

Observar-se de início que para todas as unidades da federação, inclusive aquelas com maiores potenciais de arrecadação, é persistente ao longo do tempo a incapacidade das receitas tributárias fazerem frente ao total das despesas públicas. Um ponto importante do gráfico acima

Figura 1 – Gráfico da evolução temporal do agregado das variáveis analisadas, 1996-2016

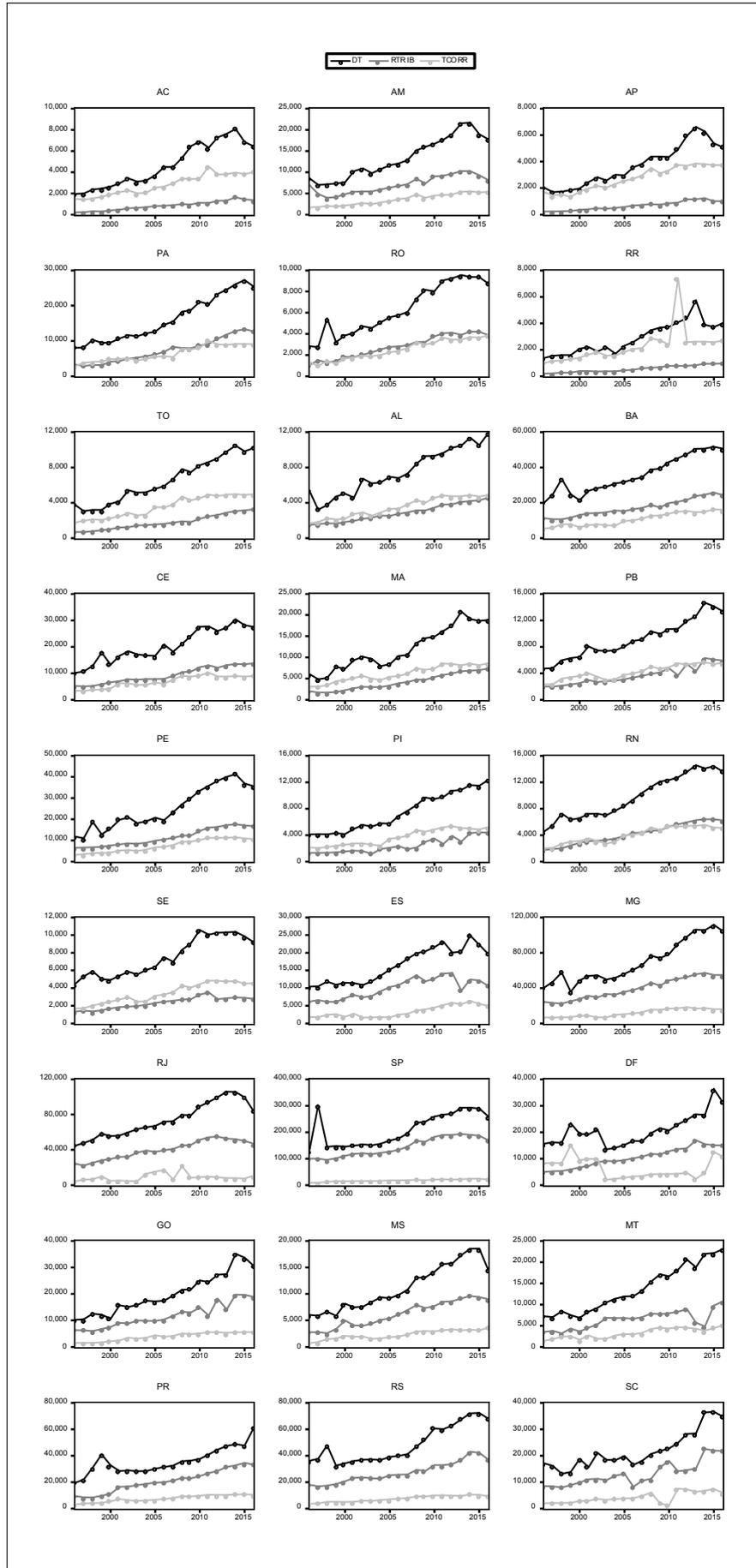


Fonte: elaborado pelo autor (2020).

diz respeito ao fato de que para os estados do Acre, Alagoas, Amapá, Piauí, Maranhão, Roraima, Sergipe e Tocantins as transferências correntes recebidas estão continuamente acima das receitas tributárias. Tal evidência não surpreende, tendo em vista que o repasse de determinada parcela das receitas federais é desenhado para privilegiar estados das regiões norte e nordeste sob a justificativa da mitigação de desigualdades regionais. Para a temática aqui discutida, é interessante observar aquilo que Akram e Rath (2019) destacam ao analisar o caso indiano: a heterogeneidade nos padrões de receitas e despesas pode decorrer diretamente do quão beneficiado um estado é pelo recebimento de transferências da União.

A Tabela 1 sumariza as principais estatísticas das variáveis utilizadas para a realização

Figura 2 – Evolução temporal das variáveis G_{it} , R_{it} e TC_{it} por UF, 1996-2016



Fonte: elaborado pelo autor (2020).

dos procedimentos descritos na terceira seção. Considera-se aqui o logaritmo natural das variáveis de interesse. Além disso, são exibidos também os resultados antes e depois da transformação per capita, bem como as taxas de crescimento anual.

Tabela 1 – Estatísticas descritivas

| Painel A: Variáveis em Nível | | | | | |
|--|-------|-------------|----------|---------|--|
| Variável | Média | Desv.Padrão | Min. | Max. | |
| <i>logs</i> | | | | | |
| DT | 23,41 | 1,04 | 21,04 | 26,43 | |
| RTRIB | 22,53 | 1,35 | 19,08 | 25,98 | |
| TCORR | 22,22 | 0,66 | 20,40 | 23,90 | |
| OR | 21,71 | 1,33 | 16,57 | 26,17 | |
| PIB | 25,16 | 1,32 | 22,33 | 28,58 | |
| DIV | 23,01 | 1,40 | 19,50 | 26,53 | |
| <i>Taxa de Crescimento Anual</i> | | | | | |
| DT | 4,70% | 13,27% | -73,47% | 83,15% | |
| RTRIB | 5,30% | 11,47% | -46,32% | 70,65% | |
| TCORR | 5,10% | 21,42% | -157,54% | 179,57% | |
| OR | 6,24% | 54,91% | -220,81% | 294,49% | |
| PIB | 4,45% | 5,83% | -19,82% | 25,11% | |
| DIV | 2,17% | 17,54% | -70,58% | 184,68% | |
| Painel B: Variáveis em Termos Per Capita | | | | | |
| Variável | Média | Desv.Padrão | Min. | Max. | |
| <i>logs</i> | | | | | |
| DT | 8,22 | 0,46 | 6,82 | 9,43 | |
| RTRIB | 7,34 | 0,56 | 5,75 | 8,71 | |
| TCORR | 7,03 | 0,72 | 5,30 | 9,69 | |
| OR | 6,52 | 0,75 | 3,73 | 8,81 | |
| PIB | 9,97 | 0,55 | 8,78 | 11,50 | |
| DIV | 7,82 | 0,66 | 6,25 | 9,06 | |
| <i>Taxa de Crescimento Anual</i> | | | | | |
| DT | 2,97% | 13,28% | -74,99% | 81,31% | |
| RTRIB | 3,58% | 11,57% | -50,89% | 69,39% | |
| TCORR | 3,37% | 21,39% | -159,57% | 178,50% | |
| OR | 4,52% | 55,11% | -226,56% | 292,85% | |
| PIB | 2,72% | 6,13% | -20,93% | 23,37% | |
| DIV | 0,44% | 17,55% | -72,69% | 183,05% | |

Fonte: elaborado pelo autor (2020).

Pontua-se, a princípio, a grande variabilidade do estoque da dívida pública estadual. Como pode ser visto na tabela acima, a variável DIV_{it} possui o maior desvio-padrão (1,40) antes da transformação per capita e o terceiro maior (0,66) após a transformação, reforçando essa observação à amplitude também é a maior (7,03) dentre as séries observadas, sugerindo assim significativa heterogeneidade entre os estados no que tange ao comportamento de suas dívidas. Saunoris (2015) aponta que a assimetria resultante dos diferentes níveis de DIV_{it} merece ser melhor explorada.

Verifica-se ainda que a taxa média de crescimento anual das variáveis que formam o total das receitas foi maior que a verificada para as despesas, não obstante tal comportamento, como já citado, na maioria dos anos do intervalo analisado o total das despesas excedeu o total de receitas. Ainda sobre o crescimento de receitas e despesas, ambas as categorias cresceram, na média, em magnitude superior a observada para a variável PIB_{it} , comportamento semelhante foi observado em Seixas e Silva (2016) em análise da causalidade entre receitas e despesas públicas do estado de Goiás.

Cabe ainda ressaltar que existem para todas as séries analisadas grandes variações de um ano para o outro, isso pode ser explicado pela própria natureza das variáveis orçamentárias. Exemplo: Em dado ano um estado realiza uma operação de crédito de grande montante, essa operação não irá se repetir no próximo ano, gerando assim uma queda significativa na variável outras receitas no ano seguinte.

Finalizando a análise descritiva dos dados, a Tabela 2 apresenta a matriz de correlação entre as variáveis do painel que nos permite verificar o nível de associação linear entre as variáveis do conjunto de dados.

Tabela 2 – Matriz de Correlação

| | DT | RTRIB | TCORR | OR | PIB | DIV |
|-------|-------|--------|--------|-------|-------|-----|
| DT | 1 | | | | | |
| RTRIB | 0,696 | 1 | | | | |
| TCORR | 0,555 | -0,087 | 1 | | | |
| OR | 0,748 | 0,607 | 0,188 | 1 | | |
| PIB | 0,755 | 0,923 | 0,015 | 0,622 | 1 | |
| DIV | 0,230 | 0,397 | -0,281 | 0,286 | 0,347 | 1 |

Fonte: elaborado pelo autor (2020).

Dentre os resultados trazidos pela Tabela 2, inicialmente, é oportuno destacar a associação entre as variáveis G_{it} , R_{it} e TC_{it} , observar-se uma correlação positiva e estatisticamente significativa entre G_{it} e TC_{it} (0,555) o que remete ao efeito *flypaper*. Por sua vez, mesmo que pequena a correlação entre R_{it} e TC_{it} é negativa (-0,087) sugerindo a possibilidade de ocorrência do efeito substituição mencionado anteriormente. Outro ponto a se destacar, é alto grau de correlação entre as receitas tributárias e o PIB estadual (0,923), tal resultado não surpreende tendo em vista que o principal componente das receitas tributárias estaduais, o imposto sobre operações relativas à circulação de mercadorias e prestação de serviços de transporte interestadual e intermunicipal e de comunicação (ICMS), ser fortemente influenciado pelo nível de atividade da economia.

4.2 Resultados dos testes econométricos

A seguir são apresentados os resultados dos procedimentos econométricos apresentados na subseção 3.2.1. Para aplicação do teste CD seguiu-se o mesmo procedimento adotado em Pesaran (2004, 2007) e Holly *et al.* (2010), que consiste em estimar para cada variável regressões ADF individuais com até 4 defasagens e então computar (10) e (11). A Tabela 3 nos permite avaliar a extensão da correlação transversal dos resíduos para cada uma das séries analisadas, o painel A da referida tabela exibe a média simples de $\hat{\rho}_{ij}$, obtido através de (11), enquanto que o painel B reproduz os resultados obtidos para a estatística CD, estimada através de (10).

Tabela 3 – Dependência Cross-Section dos Resíduos

| Painel A: Coeficiente de Correlação Médio dos Resíduos: ($\bar{\rho}$) | | | | |
|--|--------|--------|--------|--------|
| | ADF(1) | ADF(2) | ADF(3) | ADF(4) |
| DT | 0,245 | 0,240 | 0,203 | 0,141 |
| RTRIB | 0,227 | 0,211 | 0,184 | 0,178 |
| TCORR | 0,370 | 0,386 | 0,310 | 0,272 |
| OR | 0,125 | 0,157 | 0,145 | 0,134 |
| PIB | 0,469 | 0,464 | 0,372 | 0,319 |
| DIV | 0,409 | 0,417 | 0,343 | 0,281 |
| Painel B: Estatísticas do Teste CD | | | | |
| | ADF(1) | ADF(2) | ADF(3) | ADF(4) |
| DT | 19,98 | 19,11 | 15,68 | 10,55 |
| RTRIB | 18,50 | 16,80 | 14,24 | 13,34 |
| TCORR | 30,20 | 30,70 | 23,92 | 20,37 |
| OR | 10,20 | 12,49 | 11,17 | 10,01 |
| PIB | 38,27 | 36,85 | 28,70 | 23,92 |
| DIV | 33,38 | 33,17 | 26,52 | 21,08 |

Fonte: elaborado pelo autor (2020).

1: Regressões ADF realizadas com a inclusão de tendência temporal

Constata-se que os resíduos de G_{it} , R_{it} , TC_{it} , OR_{it} , PIB_{it} e DIV_{it} apresentam correlação persistente independente do número de defasagens incluídas nas regressões ADF individuais. Especificamente, $\bar{\rho}_{ij}$ estimado para as variáveis G_{it} e R_{it} está situado entre 25% e 14%. PIB_{it} e DIV_{it} por sua vez apresentam as maiores média de correlação dos resíduos, com $\bar{\rho}_{ij}$ variando entre 47% e 28%. Os resultados do painel B mostram claramente que a estatística CD é altamente significativa independente do número defasagens utilizado na regressão ADF. Assim, rejeita-se a hipótese nula de que não existe correlação transversal dos resíduos nas variáveis analisadas, o que inviabiliza a utilização de testes de raiz unitária de primeira geração, que trazem no seu conjunto de hipóteses a premissa da independência transversal dos resíduos.

Uma vez verificada a existência de correlação transversal nos resíduos, pode-se testar

a existência de raiz unitária. Para tal, estimam-se as equações (18) e (19) por MQO para obter a estatística $CADF_i$. O teste CIPS, que tem seus resultados sumarizados na Tabela 6, foi então computado através de (20), considerando até quatro defasagens e a inclusão, ou não, de tendência temporal nas séries analisadas.

Tabela 4 – Resultados dos Testes de Raiz Unitária

| Componente Determinístico: Intercepto | | | | |
|--|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| | CADF(1) | CADF(2) | CADF(3) | CADF(4) |
| DT | -3,10 ^a | -2,31 ^a | -2,19 ^b | -1,64 |
| RTRIB | -2,18 ^b | -1,77 | -1,66 | -1,35 |
| TCORR | -2,43 ^a | -2,31 ^a | -2,15 ^b | -1,56 |
| OR | -4,10 ^a | -2,92 ^a | -2,23 ^b | -2,56 ^a |
| PIB | -2,30 ^a | -2,06 | -1,74 | -1,62 |
| DIV | -1,23 | -1,52 | -1,22 | -1,01 |
| ΔDT | -4,32 ^a | -2,45 ^a | -2,23 ^b | -1,37 |
| $\Delta RTRIB$ | -3,18 ^a | -2,39 ^a | -2,02 | -1,51 |
| $\Delta TCORR$ | -3,41 ^a | -2,98 ^a | -1,87 | -1,45 |
| ΔOR | -4,72 ^a | -3,16 ^a | -2,30 ^a | -2,44 ^a |
| ΔPIB | -3,25 ^a | -2,61 ^a | -2,18 ^b | -1,61 |
| ΔDIV | -2,95 ^a | -2,16 ^b | -1,69 | -1,20 |
| Componente Determinístico: Intercepto e Tendência Temporal | | | | |
| | CADF(1) | CADF(2) | CADF(3) | CADF(4) |
| DT | -3,29 ^a | -2,39 | -2,38 | -1,42 |
| RTRIB | -2,32 | -2,14 | -1,81 | -1,49 |
| TCORR | -2,37 | -2,26 | -2,04 | -1,67 |
| OR | -3,88 ^a | -3,02 ^a | -2,54 | -2,73 ^b |
| PIB | -2,83 ^a | -2,44 | -1,92 | -1,68 |
| DIV | -2,57 | -2,51 | -1,86 | -1,59 |
| ΔDT | -4,45 ^a | -2,72 ^b | -2,42 | -1,35 |
| $\Delta RTRIB$ | -3,20 ^a | -2,35 | -2,16 | -2,28 |
| $\Delta TCORR$ | -3,50 ^a | -3,32 ^a | -2,03 | -1,87 |
| ΔOR | -4,67 ^a | -3,05 ^a | -2,38 | -3,19 ^a |
| ΔPIB | -3,33 ^a | -2,75 ^b | -2,44 | -2,28 |
| ΔDIV | -3,28 ^a | -2,19 | -1,62 | -1,03 |

Fonte: elaborado pelo autor (2020).

1: Os valores reportados dizem respeito as estatísticas CIPS(p).

2: ^a significa que a estatística é significativa a 1%; ^b significa que a estatística é significativa a 5%; ^c significa que a estatística é significativa a 10%.

Com base na evidência fornecida pela tabela acima, pode-se extrair as seguintes informações sobre o comportamento das séries, para o caso das regressões CADF em que o componente determinístico é somente o intercepto, temos:

1. G_{it} : somente com inclusão de quatro defasagens não é possível rejeitar a hipótese nula de ocorrência de raiz unitária para todas as unidades do painel. A série em primeira diferença exibe comportamento idêntico;
2. R_{it} : hipótese nula é rejeitada quando $p=1$, para as demais defasagens o teste

fornece evidência em favor da não estacionariedade. Para a série em primeira diferença, quando $p=1$ e $p=2$ evidência a favor da estacionariedade, para $p=3$ e $p=4$ evidência a favor de não estacionariedade;

3. TC_{it} : somente com inclusão de quatro defasagens a hipótese nula de ocorrência de raiz unitária para todas as unidades do painel não é rejeitada. Para a série em primeira diferença, quando $p=1$ e $p=2$ evidência a favor da estacionariedade, para $p=3$ e $p=4$ evidência a favor de não estacionariedade;
4. OR_{it} : hipótese nula rejeitada para qualquer escolha de p . Série em primeira diferença exibe o mesmo comportamento;
5. PIB_{it} : hipótese nula é rejeitada quando $p=1$, para as demais defasagens o teste fornece evidência em favor da não estacionariedade. Para a série em primeira diferença a hipótese nula é rejeitada, exceto para $p=4$;
6. DIV_{it} : hipótese nula não pode ser rejeitada independente da escolha de p . Para a série em primeira diferença, quando $p=1$ e $p=2$ evidência a favor da estacionariedade, para $p=3$ e $p=4$ evidência a favor de não estacionariedade.

Para o caso das regressões com intercepto e tendência temporal é observado o seguinte cenário:

1. G_{it} : quando $p=1$ hipótese nula é rejeitada, nos demais casos não é possível rejeitar a hipótese nula;
2. R_{it} : não é possível rejeitar a hipótese nula independente do p escolhido;
3. TC_{it} : mesmo comportamento da receita tributária;
4. OR_{it} : hipótese nula rejeitada para $p=1$ e $p=2$;
5. PIB_{it} : quando $p=1$ hipótese nula é rejeitada, nos demais casos não é possível rejeitar a hipótese nula;
6. DIV_{it} : não é possível rejeitar a hipótese nula independente do p escolhido.

As séries em primeira diferença apresentam comportamento muito semelhante para todas as variáveis, rejeição da hipótese nula para $p=1$ e $p=2$, e não rejeição para um maior número de defasagens. Exceção feita às séries receita tributária e dívida em que a nula só é rejeitada quando $p=1$.

Diante das informações apresentadas acima, é possível afirmar que a rejeição ou não da hipótese nula não é robusta a escolha do número de defasagens, sendo também significativamente afetada pela inclusão da tendência temporal nas regressões CADF. Entretanto,

conforme é evidenciado no Gráfico 1, a trajetória temporal das séries indica a presença de tendência. Assim, os resultados em que o componente determinístico é formado pelo intercepto e tendência temporal são os mais indicados para analisar a estacionariedade das variáveis em questão. Portanto, a evidência a favor da não estacionariedade das séries é maior do que o contrário. Dessa forma, procedeu-se considerando as séries como integradas de ordem um.

Dado que as variáveis aparentam ser não estacionárias, segue-se com os testes de cointegração, isto é, verifica-se se a equação (7) representa de fato uma relação de longo entre as variáveis, através da análise dos resíduos de (7) como proposto por Pedroni (1999). Os valores computados para as sete estatísticas propostas por Pedroni, bem como os respectivos valores-p são apresentados na Tabela 5.

Tabela 5 – Resultados dos Testes de Cointegração

| Painel A: Parâmetro autoregressivo comum | | | | |
|---|-------------|---------|-------------|---------|
| | I | | I+T | |
| | Estatística | P-valor | Estatística | P-Valor |
| Estatística v | -4,0852 | 0,0000 | -5,9874 | 0,0000 |
| Estatística ρ | 0,4097 | 0,3410 | 1,4557 | 0,0727 |
| Estatística pp | -8,9477 | 0,0000 | -10,7106 | 0,0000 |
| Estatística adf | -10,5352 | 0,0000 | -10,2778 | 0,0000 |
| Painel B: Parâmetro autoregressivo individual | | | | |
| | I | | I+T | |
| | Estatística | P-valor | Estatística | P-Valor |
| Estatística ρ | 1,9897 | 0,0233 | 3,1219 | 0,0009 |
| Estatística pp | -11,2063 | 0,0000 | -12,0055 | 0,0000 |
| Estatística adf | -14,4905 | 0,0000 | -12,4903 | 0,0000 |

Fonte: elaborado pelo autor (2020).

1: Testes realizados com dados desviados em torno da média para controlar a correlação transversal dos resíduos.

Os resultados acima indicam que a hipótese nula de não existência de cointegração deve ser rejeitada na grande maioria dos testes realizados. De fato, ao considera-se homogeneidade dos parâmetros autoregressivos somente a estatística ρ de Phillips e Perron não permite rejeitar H_0 . Mais ainda, ao permitir-se heterogeneidade em γ_i é possível rejeitar H_0 com nível de confiança de 5% para todos os testes, independente dos componentes determinísticos incluídos em (7). Assim, verifica-se que a evidência favorecendo a existência de cointegração entre as variáveis é contundente, independente dos componentes determinísticos incluídos na regressão, sobretudo, ao permitir parâmetros autoregressivos heterogêneos entre os estados.

Sintetizando os resultados dos testes econométricos aqui apresentados, verificou-se a presença de correlação transversal nos resíduos das variáveis utilizadas; o teste CIPS apresentou

evidências favoráveis a não estacionariedade das séries temporais analisadas e os testes de cointegração de Pedroni indicaram que a equação pode ser considerada, de fato, uma relação de longo prazo.

4.3 Estimações

Para lidar com a heterogeneidade no nível de endividamento e dependência das transferências da União observadas em 4.1, além da estimação base que engloba todos os estados, são apresentados resultados para 4 subamostras, a saber: estados com alto/baixo endividamento¹¹ e estados com alto/baixo nível de dependência de transferências da União¹². A Tabela 6 exibe os resultados das estimativas dos parâmetros de longo prazo, Equação 7, obtidas através do método DOLS. A coluna 1 apresenta o resultado para a amostra completa, as colunas 2 e 3 lidam com a heterogeneidade no nível de endividamento, enquanto que 4 e 5 dizem respeito as diferenças no nível de dependência dos recursos da União.

Tabela 6 – Estimativas de Longo Prazo

| Variável Dependente: G_{it} | (1) Total | (2) Alto Endiv. | (3) Baixo Endiv. | (4) Alta Depend. | (5) Baixa Depend. |
|-------------------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| R_{it} | 0,281*** (0,0315) | 0,177*** (0,0517) | 0,354*** (0,0336) | 0,300*** (0,0393) | 0,464*** (0,0303) |
| TC_{it} | 0,385*** (0,0189) | 0,391*** (0,0334) | 0,320*** (0,0195) | 0,507*** (0,0266) | 0,169*** (0,0157) |
| OR_{it} | 0,160*** (0,00831) | 0,118*** (0,0127) | 0,198*** (0,00940) | 0,0949*** (0,0110) | 0,237*** (0,00750) |
| PIB_{it} | 0,208*** (0,0453) | 0,430*** (0,0732) | 0,118** (0,0498) | 0,180*** (0,0614) | 0,0855** (0,0393) |
| DIV_{it} | 0,0757*** (0,0156) | 0,0191 (0,0237) | 0,0397** (0,0184) | 0,0258 (0,0189) | 0,00196 (0,0153) |
| Observações | 432 | 208 | 224 | 208 | 224 |
| Número de estados | 27 | 13 | 14 | 13 | 14 |
| $R^2 Ajustado$ | 0,8527 | 0,8567 | 0,9242 | 0,8980 | 0,9409 |

Fonte: elaborado pelo autor (2020).

1: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01.

Pontua-se, inicialmente, a significância estatística e o sinal dos coeficientes estimados. Considerando a amostra completa todos os coeficientes são estatisticamente diferentes de zero, ao considerar as subamostras o coeficiente do estoque da dívida possui significância apenas para os estados com baixo nível de endividamento. Tais resultados oferecem suporte à ideia

¹¹ Tomando como base o ano de 2016, o nível de endividamento de um estado será considerado como alto se a sua razão dívida/pib for maior que a mediana observada para a amostra completa.

¹² Tomando como base o ano de 2016, o nível de dependência de um estado será considerado como alto se a sua razão transferências correntes/receita total for maior que a mediana observada para a amostra completa.

de que as despesas, em nível estadual, são condicionadas pelas fontes de recursos. Além disso, todos os coeficientes estimados apresentam sinal positivo o que é consistente com a hipótese arrecadar-gastar. Tal resultado é consistente com as evidências obtidas em Westerlund *et al.* (2011) e Saunoris (2015).

Especificamente, para a amostra completa, uma variação positiva de 10% na receita tributária corresponde a um acréscimo de aproximadamente 3% no total das despesas. Coerente com os achados da literatura que investiga o papel das transferências intergovernamentais sobre as despesas, o resultado obtido na Tabela 6 informa que para uma variação positiva de 10% no montante recebido de transferências, as despesas aumentam 3,8%. Destaca-se, que um aumento nas transferências leva a um aumento nas despesas percentualmente maior do que uma elevação da receita tributária.

A comparação entre os resultados obtidos para a amostra completa com aqueles observados para as subamostras nos permite observar algumas assimetrias interessantes. Acerca do impacto que aumentos na receita tributária exercem sobre o nível de gastos, é oportuno notar que estados classificados como sendo de alto endividamento¹³ apresentam o menor coeficiente estimado (0,177), isto é, um aumento de 10% na receita tributária desses estados implica em crescimento de aproximadamente 1,8% no total das despesas. Isso significa, por exemplo, um crescimento 37% menor na comparação com o resultado da amostra completa, e 50% menor na comparação com estados de baixo endividamento. Por sua vez, para o grupo de estados com menor dependência de recursos federais, um aumento de 10% na receita tributária corresponde a uma variação positiva de 4,6%.

No que diz respeito às disparidades encontradas nos coeficientes estimados para a variável transferências correntes, como esperado, estados com alto nível de dependência¹⁴ apresentaram coeficiente significativamente maior que os demais (0,507), indicando assim que tais estados financiam massivamente suas despesas por meio das transferências recebidas, uma implicação desse resultado é que, para esse grupo, uma política que privilegie o repasse de transferências como meio para o retorno ou manutenção do equilíbrio orçamentário não deve alcançar os objetivos pretendidos.

Em relação a variável outras receitas, estados com alto endividamento e alta dependência apresentam coeficientes menores que o observado para a amostra completa. Isso pode

¹³ Estados classificados como de alto endividamento: Acre, Alagoas, Amapá, Goiás, Minas Gerais, Mato Grosso do Sul, Pernambuco, Piauí, Rio de Janeiro, Roraima, Rio Grande do Sul, São Paulo e Tocantins.

¹⁴ Estados classificados como de alta dependência: Acre, Alagoas, Amapá, Distrito Federal, Maranhão, Pará, Paraíba, Piauí, Rio Grande do Norte, Rondônia, Roraima, Sergipe e Tocantins.

está relacionado ao fato do principal componente da variável em questão ser as operações de crédito. Dessa forma, em virtude de suas características, tais estados teriam menos capacidade de tomar empréstimos para financiar suas despesas por meio de outras receitas.

Em linhas gerais, é possível afirmar que as estimativas de longo prazo apresentam diferenças significativas relacionadas às heterogeneidades observadas entre os estados. Assim, o desenho e a implementação de políticas fiscais e orçamentárias por parte da União, que visem trazer equilíbrio as contas públicas estaduais, não deve considerar as unidades federativas como um bloco homogêneo, mas antes observar as características macroeconômicas e fiscais de cada estado.

Para analisar as dinâmicas de curto prazo, bem como o ajustamento em direção ao equilíbrio orçamentário o sistema de equações representado pela Equação 8 é estimado, os resultados são apresentados na Tabela 7.

O Painel A apresenta os coeficientes do termo de correção do erro em cada equação representada por (2). O termo do erro representa uma situação de desequilíbrio orçamentário, de tal forma que um termo do erro positivo equivale a uma situação de déficit orçamentário, enquanto que um termo do erro negativo reflete uma situação de superávit orçamentário. Assim, os coeficientes estimados para $\hat{\varepsilon}_{it-1}$ reportados no Painel A indicam sobre quais variáveis incide o peso do retorno ao equilíbrio orçamentário. Os resultados apontam que, na ocorrência de déficits orçamentários, tais desequilíbrios são corrigidos através da variável outras receitas, isto é, com um possível aumento na contratação de operações de crédito.

Por sua vez, o Painel B reporta os testes de causalidade de Granger no curto prazo. Verifica-se na coluna 1, que os coeficientes da receita tributária são conjuntamente significantes na equação das despesas com nível de significância de 5%. Tal resultado fornece mais uma evidência empírica a favor da hipótese arrecadar-gastar, indicando que os valores defasados da receita tributária ajudam a explicar as variações nas despesas. Enquanto que os valores defasados das despesas não são conjuntamente significantes na equação das receitas tributárias, coluna 2. A relação causal das receitas tributárias para as despesas aqui verificada, está alinhada com os resultados reportados para o caso municipal em Linhares *et al.* (2012), Costa (2010) e Schettini (2012).

Ainda sobre as despesas, é possível observar que os valores passados do PIB e do estoque da dívida causam Granger o nível de despesas no período corrente, ou seja, aumentos no nível de atividade econômica e no endividamento levam a um maior nível de gastos.

Tabela 7 – Modelo de Correção de Erros e Dinâmica de Curto Prazo

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|--|--------------------|--------------------|-------------------|--------------------|--------------------|---------------------|
| | G_{it} | R_{it} | TC_{it} | OR_{it} | PIB_{it} | DIV_{it} |
| Painel A: Correção do Erro | | | | | | |
| $\hat{\epsilon}_{t-1}$ | -0,418 (0,334) | 0,422 (0,337) | 0,513 (0,557) | 2,524* (1,516) | 0,138 (0,296) | 0,794 (0,528) |
| Painel B: Teste de Wald para Causalidade no Curto Prazo. | | | | | | |
| $H_0: dt_{t-1} = dt_{t-2} = 0$ | | | | | | |
| Teste F | 0,76 [0,472] | 0,95 [0,392] | 2,46* [0,091] | 2,55* [0,084] | 1,68 [0,193] | 2,24 [0,112] |
| $H_0: rt_{t-1} = rt_{t-2} = 0$ | | | | | | |
| Teste F | 3,90** [0,024] | 2,68* [0,074] | 1,14 [0,323] | 3,69*** [0,029] | 2,96* [0,057] | 2,66* [0,076] |
| $H_0: tc_{t-1} = tc_{t-2} = 0$ | | | | | | |
| Teste F | 0,93 [0,399] | 1,21 [0,303] | 0,78 [0,461] | 2,31 [0,106] | 2,71* [0,072] | 1,00 [0,371] |
| $H_0: or_{t-1} = or_{t-2} = 0$ | | | | | | |
| Teste F | 0,99 [0,377] | 0,69 [0,506] | 1,97 [0,146] | 0,76 [0,472] | 0,96 [0,386] | 0,01 [0,987] |
| $H_0: pib_{t-1} = pib_{t-2} = 0$ | | | | | | |
| Teste F | 2,50* [0,088] | 6,23*** [0,003] | 0,56 [0,576] | 2,69*** [0,073] | 0,93 [0,397] | 0,26 [0,7753] |
| $H_0: div_{t-1} = div_{t-2} = 0$ | | | | | | |
| Teste F | 3,33** [0,040] | 1,10 [0,336] | 1,37 [0,260] | 1,64 [0,201] | 2,37* [0,099] | 1,20 [0,305] |
| Painel C: Estimativas Acumuladas de Curto Prazo | | | | | | |
| G_{it} | -0,573 (0,469) | 0,043 (0,277) | 0,204 (0,239) | 0,115 (0,097) | 0,322 (0,317) | -0,332** (0,129) |
| R_{it} | -0,535 (0,500) | -0,215 (0,285) | 0,123 (0,235) | 0,115 (0,130) | 0,515** (0,234) | -0,016 (0,191) |
| TC_{it} | -1,100 (0,954) | 0,993 (0,758) | -0,308 (0,364) | 0,543 (0,340) | 0,270 (0,348) | -0,376 (0,279) |
| OR_{it} | -4,174* (2,189) | 0,316 (1,273) | 1,488 (0,719) | 0,080 (0,389) | 2,623* (1,215) | -0,814 (0,546) |
| PIB_{it} | 0,067 (0,332) | 0,027 (0,209) | 0,043 (0,156) | 0,119 (0,086) | -0,216 (0,248) | -0,181** (0,086) |
| DIV_{it} | -0,356 (0,803) | 0,235 (0,470) | 0,559 (0,404) | 0,026 (0,182) | 0,228 (0,460) | -0,272 (0,177) |
| Observações | 486 | 486 | 486 | 486 | 486 | 486 |
| R ² | 0,44 | 0,26 | 0,23 | 0,39 | 0,39 | 0,60 |

Fonte: elaborado pelo autor (2020).

1: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01.

2: Valores entre colchetes representam o p-valor e entre parênteses o desvio padrão

Acerca da equação das receitas tributárias (coluna 2), temos uma forte evidência indicando causalidade do PIB sobre as receitas tributárias, tal resultado, como já citado anteriormente, é esperado, considerando a natureza dos tributos que compõem essa rubrica. No que diz respeito às transferências correntes (coluna 3), não foram geradas evidências que indicassem causalidade das transferências sobre as despesas (*efeito flypaper*), tampouco sobre as receitas tributárias (efeito substituição).

O Painel C exibe as estimativas para as dinâmicas de curto prazo calculadas através da soma dos coeficientes das diferenças defasadas da Equação 8, os desvios padrão para essas somas são obtidos através do método Delta. Entretanto, os resultados, em geral, não exibem significância estatística. Assim, embora o Painel B nos permita concluir a existência de algumas relações de causalidade, não é possível determinar a magnitude do impacto no curto prazo.

4.4 Testes de Robustez

Para checar a robustez dos resultados aqui apresentados, foram conduzidos alguns exercícios empíricos adicionais, a saber: os testes econométricos bem como as estimações foram realizados excluindo todos os estados da região norte, tendo em vista as características históricas, demográficas e econômicas dos estados da região. Os resultados obtidos estão alinhados com aqueles observados para a amostra completa. Além disso, tendo em vista a não existência de consenso sobre como as variáveis utilizadas devem ser mensuradas, realizou-se a análise utilizando as variáveis como proporção do PIB. Assim como no teste que alterou a composição da amostra, os resultados foram qualitativamente similares com as estimações base. Os resultados podem ser verificados no APÊNDICE A.

5 CONCLUSÕES

Este trabalho revisita o debate sobre a causalidade entre despesas e receitas públicas no Brasil utilizando, pela primeira vez, um painel de dados para os estados brasileiros, cobrindo o período de duas décadas, 1996-2016. Busca-se contribuir para o debate sobre o equilíbrio orçamentário estadual, assim como colaborar para a literatura nacional que trata do tema, ao analisar o caso estadual e expandir o conjunto de variáveis utilizadas.

A abordagem econométrica aplicada permite extrair algumas informações relevantes. Primeiramente, os resultados indicam a presença de forte dependência transversal entre as unidades do painel. Dessa forma, trabalhos que pretendam utilizar dados em painel com variáveis orçamentárias estaduais, devem primar pela utilização de técnicas econométricas que considerem a ocorrência de dependência transversal. Emerge desse resultado a possibilidade de trabalhos que investiguem a fonte dessa dependência transversal, que pode ser geográfica, ou motivada por características econômicas e fiscais. Adicionalmente, por meio de testes de estacionariedade de segunda geração, observou-se um maior suporte a não estacionariedade das séries em nível e estacionariedade em primeira diferença. Além disso, o resultado dos testes de cointegração demonstram a existência de uma relação de longo prazo entre as variáveis.

Por fim, a estimação das relações de longo e curto prazo indica a prevalência da hipótese arrecadar-gastar para os estados brasileiros, isto é, as despesas, em nível estadual, são condicionadas pelas fontes de recursos. Cabe destacar alguns pontos relevantes: (i) considerando os coeficientes de longo prazo, um aumento nas transferências correntes recebidas leva um aumento percentualmente maior do que uma elevação na receita tributária, sendo isso uma evidência do efeito *flypaper*; (ii) heterogeneidades no nível de endividamento e dependência de recursos da União afetam as relações de longo prazo entre as variáveis; (iii) considerando as dinâmicas de curto prazo, a correção de um desequilíbrio orçamentário se dá através da variável outras receitas, possivelmente por meio da realização de operações de crédito; (iv) verifica-se que as receitas tributárias causam Granger as despesas totais, enquanto que valores defasados das despesas não impactam as receitas tributárias. Em linhas gerais, os resultados obtidos se mostraram robustos para alterações na composição da amostra, bem como a mudanças na forma de mensurar as variáveis utilizadas.

Sob o prisma da formulação de uma política orçamentária e fiscal para os estados, os resultados aqui apresentados sugerem que é possível minimizar déficits orçamentários por meio de ajustes iniciados pelo lado das receitas. Sendo ainda importante destacar que políticas

definidas pela União não podem desconsiderar as heterogeneidades existentes entre os estados brasileiros.

REFERÊNCIAS

- AKRAM, V.; RATH, B. N. Is there any evidence of tax-and-spend, spend-and-tax or fiscal synchronization from panel of Indian state? **Applied Economics Letters**, v. 26, n. 18, p. 1544–1547, 10 2019.
- BAGHESTANI, H.; MCNOWN, R. Do revenues or expenditures respond to budgetary disequilibria? **Southern Economic Journal**, JSTOR, p. 311–322, 1994.
- BAI, J.; SILVESTRE, J. L. Carrion-i. Testing panel cointegration with unobservable dynamic common factors that are correlated with the regressors. **The Econometrics Journal**, v. 16, n. 2, p. 222–249, 2013.
- BALTAGI, B. **Econometric analysis of panel data**. [S. l.]: John Wiley & Sons, 2005.
- BARRO, R. J. On the determination of the public debt. **Journal of political Economy**, v. 87, n. 5, Part 1, p. 940–971, 1979.
- BREITUNG, J. The local power of some unit root tests for panel data. In: CITESEER. **Advances in Econometrics, Vol. 15: Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels**, JAI. [S. l.], 2000.
- BREITUNG, J. A parametric approach to the estimation of cointegration vectors in panel data. **Econometric Reviews**, v. 24, n. 2, p. 151–173, 2005.
- BREITUNG, J.; DAS, S. Panel unit root tests under cross-sectional dependence. **Statistica Neerlandica**, v. 59, n. 4, p. 414–433, 2005.
- BREITUNG, J.; PESARAN, M. H. Unit roots and cointegration in panels. **The Econometrics of Panel Data: Fundamentals and Recent Developments in Theory and Practice**, Springer Science & Business Media, v. 46, p. 279, 2008.
- BREUSCH, T. S.; PAGAN, A. R. The lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics. **The review of economic studies**, v. 47, n. 1, p. 239–253, 1980.
- BUCHANAN, J. M.; WAGNER, R. E. **Democracy in deficit: The Political Legacy of Lord Keynes**. [S. l.]: Academic Press, 1977.
- CEDILLO, E. R.; HERRERA, F. L. ¿Sincronización fiscal en el nivel subnacional? México 1989-2016. **Investigación económica**, v. 77, n. 305, p. 40–73, 8 2018.
- CHOI, I. Unit root tests for panel data. **Journal of international money and Finance**, v. 20, n. 2, p. 249–272, 2001.
- CHOI, I. Panel cointegration. In: **The Oxford Handbook of Panel Data**. [S. l.: s. n.], 2015.
- CHOWDHURY, A. *et al.* **State government revenue and expenditures: A bootstrap panel analysis**. [S. l.], 2011.
- CHOWDHURY, A. R. Expenditures and receipts in state and local government finances: Comment. **Public Choice**, v. 59, n. 3, p. 277–285, 1988.
- CHUDIK, A.; PESARAN, M. H. Large panel data models with cross-sectional dependence: a survey. **The Oxford Handbook of Panel Data**, Oxford Handbooks, 2015.

- COSTA, R. C. d. A relação entre receitas e despesas nos municípios brasileiros: uma análise sob as técnicas de bootstrap. 2010.
- DAHLBERG, M.; JOHANSSON, E. The revenues-expenditures nexus: panel data evidence from swedish municipalities. **Applied Economics**, v. 30, n. 10, p. 1379–1386, 1998.
- ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. **Econometrica: journal of the Econometric Society**, p. 251–276, 1987.
- FISHER, R. C. Income and grant effects on local expenditure: The flypaper effect and other difficulties. **Journal of urban Economics**, v. 12, n. 3, p. 324–345, 1982.
- FRIEDMAN, M. The limitations of tax limitation. **Policy Review**, v. 5, p. 7–14, 8 1978.
- FURSTENBERG, G. M. V.; GREEN, R. J.; JEONG, J.-H. Have taxes led government expenditures? the united states as a test case. **Journal of Public Policy**, p. 321–348, 1985.
- GENGENBACH, C.; URBAIN, J.; WESTERLUND, J. Panel error correction testing with global stochastic trends. **METEOR Research Memorandum**, n. 051, 2008.
- GRAMLICH, E. M. Intergovernmental grants: A review of the empirical literature. the political economy of fiscal federalism. **Oates Wallace E.(ed.). Lexington, MA: Lexington Books**, 1977.
- GRANGER, C. W. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. **Econometrica: journal of the Econometric Society**, p. 424–438, 1969.
- GROEN, J. J. J.; KLEIBERGEN, F. Likelihood-based cointegration analysis in panels of vector error-correction models. **Journal of Business & Economic Statistics**, v. 21, n. 2, p. 295–318, 2003.
- HARRIS, R. D.; TZAVALIS, E. Inference for unit roots in dynamic panels where the time dimension is fixed. **Journal of econometrics**, v. 91, n. 2, p. 201–226, 1999.
- HINES, J. R.; THALER, R. H. The flypaper effect. **Journal of economic perspectives**, v. 9, n. 4, p. 217–226, 1995.
- HOLLY, S.; PESARAN, M. H.; YAMAGATA, T. A spatio-temporal model of house prices in the usa. **Journal of Econometrics**, v. 158, n. 1, p. 160–173, 2010.
- HOLTZ-EAKIN, D.; NEWEY, W.; ROSEN, H. S. Estimating vector autoregressions with panel data. **Econometrica: Journal of the econometric society**, p. 1371–1395, 1988.
- HOLTZ-EAKIN, D.; NEWEY, W.; ROSEN, H. S. The revenues-expenditures nexus: Evidence from local government data. **International Economic Review**, p. 415–429, 1989.
- HOOVER, K. D.; SHEFFRIN, S. M. Causation, spending, and taxes: Sand in the sandbox or tax collector for the welfare state? **The American Economic Review**, p. 225–248, 1992.
- IM, K. S.; PESARAN, M. H.; SHIN, Y. Testing for unit roots in heterogeneous panels. **Journal of econometrics**, v. 115, n. 1, p. 53–74, 2003.
- INMAN, R. P. The fiscal performance of local governments: An interpretative review. **Current issues in urban economics**, p. 270–321, 1979.

INMAN, R. P. **The flypaper effect**. [S. l.], 2008.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of economic dynamics and control**, v. 12, n. 2-3, p. 231–254, 1988.

JOHANSEN, S. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models. **Econometrica: journal of the Econometric Society**, p. 1551–1580, 1991.

JOULFAIAN, D.; MOOKERIEE, R. The government revenue-expenditure nexus: Evidence from a state. **Public Finance Quarterly**, v. 18, n. 1, p. 92–103, 1990.

KAO, C. Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data. **Journal of econometrics**, v. 90, n. 1, p. 1–44, 1999.

KAO, C.; CHIANG, M.-H. *et al.* On the estimation and inference of a cointegrated regression in panel data. **Advances in Econometrics**, v. 20, p. 179–222, 2000.

KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P. C.; SCHMIDT, P.; SHIN, Y. *et al.* Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. **Journal of econometrics**, v. 54, n. 1-3, p. 159–178, 1992.

LARSSON, R.; LYHAGEN, J. Inference in panel cointegration models with long panels. **Journal of Business & Economic Statistics**, v. 25, n. 4, p. 473–483, 2007.

LARSSON, R.; LYHAGEN, J.; LÖTHGREN, M. Likelihood-based cointegration tests in heterogeneous panels. **The Econometrics Journal**, v. 4, n. 1, p. 109–142, 2001.

LEVIN, A.; LIN, C.-F.; CHU, C.-S. J. Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. **Journal of econometrics**, v. 108, n. 1, p. 1–24, 2002.

LINHARES, F. C.; SIMONASSI, A. G.; NOJOSA, G. M. *et al.* A dinâmica do equilíbrio financeiro municipal e a lei de responsabilidade fiscal. **Economia**, ANPEC-Associação, v. 13, n. 3b, p. 735–758, 2012.

MADDALA, G. S.; WU, S. A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test. **Oxford Bulletin of Economics and statistics**, v. 61, n. S1, p. 631–652, 1999.

MARLOW, M. L.; MANAGE, N. Expenditures and receipts: Testing for causality in state and local government finances. **Public Choice**, v. 53, n. 3, p. 243–255, 1987.

MCCOSKEY, S.; KAO, C. A residual-based test of the null of cointegration in panel data. **Econometric reviews**, v. 17, n. 1, p. 57–84, 1998.

MELTZER, A. H.; RICHARD, S. F. A rational theory of the size of government. **Journal of political Economy**, v. 89, n. 5, p. 914–927, 1981.

MUSGRAVE, R. Principles of budget determination. **Public finance: Selected readings**, Random House New York, p. 15–27, 1966.

O'CONNELL, P. G. The overvaluation of purchasing power parity. **Journal of international economics**, v. 44, n. 1, p. 1–19, 1998.

OLIVEIRA, W. A. d. Uma análise de causalidade de granger entre receitas e despesas municipais pós-recessão de 2008. 2017.

- PAYNE, J. E. The tax-spend debate: Time series evidence from state budgets. **Public Choice**, v. 95, n. 3-4, p. 307–320, 1998.
- PAYNE, J. E. A Survey of the International Empirical Evidence on the Tax-Spend Debate. **Public Finance Review**, v. 31, n. 3, p. 302–324, 5 2003.
- PEACOCK, A. T.; WISEMAN, J. Approaches to the analysis of government expenditure growth. **Public Finance Quarterly**, v. 7, n. 1, p. 3–23, 1979.
- PEDRONI, P. Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. **Oxford Bulletin of Economics and statistics**, v. 61, n. S1, p. 653–670, 1999.
- PEDRONI, P. Panel cointegration: asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the ppp hypothesis. **Econometric theory**, p. 597–625, 2004.
- PESARAN, H. *et al.* General diagnostic tests for cross-sectional dependence in panels. **University of Cambridge, Cambridge Working Papers in Economics**, Springer, v. 435, 2004.
- PESARAN, M. H. Estimation and inference in large heterogeneous panels with a multifactor error structure. **Econometrica**, v. 74, n. 4, p. 967–1012, 2006.
- PESARAN, M. H. A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. **Journal of applied econometrics**, v. 22, n. 2, p. 265–312, 2007.
- PESARAN, M. H. On the interpretation of panel unit root tests. **Economics Letters**, v. 116, n. 3, p. 545–546, 2012.
- PESARAN, M. H. **Time series and panel data econometrics**. [S. l.]: Oxford University Press, 2015.
- PESARAN, M. H.; SHIN, Y.; SMITH, R. P. Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels. **Journal of the American statistical Association**, v. 94, n. 446, p. 621–634, 1999.
- PESARAN, M. H.; SMITH, L. V.; YAMAGATA, T. Panel unit root tests in the presence of a multifactor error structure. **Journal of Econometrics**, v. 175, n. 2, p. 94–115, 2013.
- PESARAN, M. H.; SMITH, R. Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels. **Journal of econometrics**, v. 68, n. 1, p. 79–113, 1995.
- PRADO, P. H. M.; SILVA, C. G. da. Lei de wagner, ilusão fiscal e causalidade entre receitas e despesas: Uma análise das finanças públicas brasileiras. **Economia Aplicada**, v. 22, n. 2, p. 115–140, 2018.
- RAM, R. Additional evidence on causality between government revenue and government expenditure. **Southern Economic Journal**, p. 763–769, 1988.
- ROBERTS, P. C. Idealism in public choice theory. **Journal of Monetary Economics**, v. 4, n. 3, p. 603–615, 1978.
- SARGENT, S. **Macroeconomic theory**. [S. l.]: Academic Press, California, USA, 1987.
- SAUNORIS, J. W. The Dynamics of the Revenue–Expenditure Nexus: Evidence from US State Government Finances. **Public Finance Review**, v. 43, n. 1, p. 108–134, 1 2015.

- SCHETTINI, B. P. Análises da dinâmica orçamentária dos municípios brasileiros: uma aplicação da metodologia var com dados empilhados. **Economia Aplicada**, v. 16, n. 2, p. 291–310, 2012.
- SEIXAS, F. H. de S.; SILVA, C. G. da. Um estudo sobre o crescimento da receita pública e sua relação causal com a despesa no estado de goiás. **Ensaio FEE**, v. 37, n. 1, p. 187–216, 2016.
- SIMS, C. A. Macroeconomics and reality. **Econometrica: journal of the Econometric Society**, p. 1–48, 1980.
- SMITH, L. V.; LEYBOURNE, S.; KIM, T.-H.; NEWBOLD, P. More powerful panel data unit root tests with an application to mean reversion in real exchange rates. **Journal of Applied Econometrics**, Wiley Online Library, v. 19, n. 2, p. 147–170, 2004.
- STOCK, J. H.; WATSON, M. W. A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, p. 783–820, 1993.
- WAGNER, R. E. Revenue Structure, Fiscal Illusion, and Budgetary Choice. **Public Choice**, v. 25, p. 45–61, 1976.
- WESTERLUND, J. Testing for error correction in panel data. **Oxford Bulletin of Economics and statistics**, v. 69, n. 6, p. 709–748, 2007.
- WESTERLUND, J.; EDGERTON, D. L. A panel bootstrap cointegration test. **Economics letters**, v. 97, n. 3, p. 185–190, 2007.
- WESTERLUND, J.; MAHDAVI, S.; FIROOZI, F. The tax-spending nexus: Evidence from a panel of US state–local governments. **Economic Modelling**, v. 28, n. 3, p. 885–890, 5 2011.
- WILDAVSKY, A. B.; CAIDEN, N. **The new politics of the budgetary process**. [S. l.]: Scott, Foresman Glenview, IL, 1988.

APÊNDICE A – RESULTADOS DOS TESTES DE ROBUSTEZ

Tabela 8 – Dependência cross-Section dos resíduos -
Exceto estados da região norte

| Painel A: Coeficiente de Correlação Médio dos Resíduos: ($\hat{\rho}$) | | | | |
|--|--------|--------|--------|--------|
| | ADF(1) | ADF(2) | ADF(3) | ADF(4) |
| DT | 0,202 | 0,202 | 0,162 | 0,102 |
| RTRIB | 0,207 | 0,175 | 0,151 | 0,149 |
| TCORR | 0,332 | 0,337 | 0,286 | 0,256 |
| OR | 0,088 | 0,105 | 0,098 | 0,069 |
| PIB | 0,514 | 0,503 | 0,398 | 0,314 |
| DIV | 0,429 | 0,447 | 0,401 | 0,336 |

| Painel B: Estatísticas do Teste CD | | | | |
|------------------------------------|--------|--------|--------|--------|
| | ADF(1) | ADF(2) | ADF(3) | ADF(4) |
| DT | 12,13 | 11,82 | 9,23 | 5,63 |
| RTRIB | 12,45 | 10,23 | 8,58 | 8,23 |
| TCORR | 19,94 | 19,68 | 16,24 | 14,11 |
| OR | 5,30 | 6,16 | 5,58 | 3,79 |
| PIB | 30,87 | 29,44 | 22,61 | 17,30 |
| DIV | 25,80 | 26,12 | 22,77 | 18,50 |

Fonte: elaborado pelo autor (2020).

1: Regressões ADF realizadas com a inclusão de tendência temporal

Tabela 9 – Resultados dos testes de raiz unitária - Exceto estados da região norte

| Componente Determinístico: Intercepto | | | | |
|--|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| | CADF(1) | CADF(2) | CADF(3) | CADF(4) |
| DT | -2,85 ^a | -2,49 ^a | -2,46 ^a | -1,91 |
| RTRIB | -2,18 ^b | -1,76 | -1,69 | -1,50 |
| TCORR | -2,38 ^a | -2,14 ^c | -1,85 | -1,07 |
| OR | -3,30 ^a | -2,48 ^a | -1,99 | -3,21 ^a |
| PIB | -2,23 ^b | -1,74 | -1,50 | -1,44 |
| DIV | -1,51 | -2,00 ^c | -1,29 | -1,21 |
| ΔDT | -3,92 ^a | -2,53 ^a | -2,21 ^b | -1,10 |
| $\Delta RTRIB$ | -3,17 ^a | -2,44 ^a | -2,21 ^b | -1,92 |
| $\Delta TCORR$ | -3,42 ^a | -2,78 ^a | -1,63 | -1,10 |
| ΔOR | -3,89 ^a | -2,84 ^a | -1,93 | -4,57 ^a |
| ΔPIB | -3,40 ^a | -2,39 ^a | -2,04 | -1,58 |
| ΔDIV | -2,91 ^a | -2,39 ^a | -1,93 | -1,53 |
| Componente Determinístico: Intercepto e Tendência Temporal | | | | |
| | CADF(1) | CADF(2) | CADF(3) | CADF(4) |
| DT | -2,97 ^a | -2,56 | -2,36 | -1,15 |
| RTRIB | -2,22 | -2,02 | -1,81 | -1,84 |
| TCORR | -2,35 | -1,85 | -1,64 | -1,05 |
| OR | -3,26 ^a | -2,54 | -2,10 | -5,18 |
| PIB | -2,93 ^a | -2,15 | -1,86 | -1,69 |
| DIV | -2,11 | -2,58 | -1,86 | -1,98 |
| ΔDT | -3,98 ^a | -2,77 ^b | -2,26 | -0,94 |
| $\Delta RTRIB$ | -3,29 ^a | -2,52 | -2,37 | -2,91 ^a |
| $\Delta TCORR$ | -3,60 ^a | -3,17 ^a | -2,09 | -2,06 |
| ΔOR | -3,81 ^a | -2,86 ^a | -1,96 | -4,35 ^a |
| ΔPIB | -3,52 ^a | -2,44 | -2,09 | -2,24 |
| ΔDIV | -3,53 ^a | -2,58 ^c | -2,09 | -1,59 |

Fonte: elaborado pelo autor (2020).

1: Os valores reportados dizem respeito as estatísticas CIPS(p).

2: ^a significa que a estatística é significativa a 1%; ^b significa que a estatística é significativa a 5%; ^c significa que a estatística é significativa a 10%.

Tabela 10 – Resultados dos testes de cointegração -
Excetos estados da região norte

| Painel A: Parâmetro autoregressivo comum | | | | |
|---|-------------|---------|-------------|---------|
| | I | | I+T | |
| | Estatística | P-valor | Estatística | P-Valor |
| Estatística v | -3,9734 | 0,0000 | -5,7804 | 0,0000 |
| Estatística ρ | 0,3505 | 0,3630 | 1,6628 | 0,0482 |
| Estatística pp | -7,9088 | 0,0000 | -8,8719 | 0,0000 |
| Estatística adf | -9,9611 | 0,0000 | -10,5170 | 0,0000 |
| Painel B: Parâmetro autoregressivo individual | | | | |
| | I | | I+T | |
| | Estatística | P-valor | Estatística | P-Valor |
| Estatística ρ | 1,7783 | 0,0377 | 2,9892 | 0,0014 |
| Estatística pp | -11,0036 | 0,0000 | -11,5185 | 0,0000 |
| Estatística adf | -11,3459 | 0,0000 | -12,4903 | 0,0000 |

Fonte: elaborado pelo autor (2020).

1: Testes realizados com dados desviados em torno da média para controlar a correlação transversal dos resíduos.

Tabela 11 – Estimativas de Longo Prazo - Exceto estados da região norte

| Variável Dependente: G_{it} | (1) |
|-------------------------------|-----------------------|
| | Total |
| R_{it} | 0,342*** (0,0366) |
| TC_{it} | 0,267*** (0,0182) |
| OR_{it} | 0,205*** (0,00931) |
| PIB_{it} | 0,136*** (0,0483) |
| DIV_{it} | 0,0332* (0,0194) |
| Observações | 320 |
| Número de estados | 20 |
| $R^2 Ajustado$ | 0,9093 |

Fonte: elaborado pelo autor (2020).

1: * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$.

Tabela 12 – Modelo de Correção de Erros e Dinâmica de Curto Prazo - Excetos estados da região norte

| | (1) G_{it} | (2) R_{it} | (3) TC_{it} | (4) OR_{it} | (5) PIB_{it} | (6) DIV_{it} |
|--|---------------------|--------------------|-------------------|-------------------|--------------------|---------------------|
| Painel A: Correção do Erro | | | | | | |
| $\hat{\epsilon}_{t-1}$ | -1,008** (0,450) | 0,553 (0,534) | 1,488 (0,917) | -1,204 (1,888) | -0,0264 (0,651) | 1,861*** (0,637) |
| Painel B: Teste de Wald para Causalidade no Curto Prazo. | | | | | | |
| $H0 : dt_{t-1} = dt_{t-2} = 0$ | | | | | | |
| Teste F | 0,04 [0,959] | 0,50 [0,606] | 2,59* [0,083] | 0,10 [0,904] | 0,15 [0,864] | 2,06 [0,136] |
| $H0 : rt_{t-1} = rt_{t-2} = 0$ | | | | | | |
| Teste F | 3,14* [0,050] | 0,33 [0,723] | 1,38 [0,259] | 1,97 [0,148] | 4,02** [0,023] | 2,65* [0,078] |
| $H0 : tc_{t-1} = tc_{t-2} = 0$ | | | | | | |
| Teste F | 0,33 [0,717] | 0,30 [0,741] | 0,02 [0,976] | 0,20 [0,820] | 0,65 [0,524] | 4,83** [0,0113] |
| $H0 : or_{t-1} = or_{t-2} = 0$ | | | | | | |
| Teste F | 1,31 [0,277] | 1,21 [0,3040] | 2,27 [0,111] | 1,16 [0,321] | 0,79 [0,457] | 1,54 [0,222] |
| $H0 : pib_{t-1} = pib_{t-2} = 0$ | | | | | | |
| Teste F | 0,84 [0,437] | 3,38** [0,0406] | 0,72 [0,489] | 1,02 [0,365] | 1,43 [0,246] | 0,44 [0,645] |
| $H0 : div_{t-1} = div_{t-2} = 0$ | | | | | | |
| Teste F | 2,19 [0,120] | 5,67*** [0,005] | 3,71** [0,030] | 1,72 [0,188] | 1,05 [0,354] | 1,97 [0,148] |
| Painel C: Estimativas Acumuladas de Curto Prazo | | | | | | |
| G_{it} | -0,055 (0,572) | -0,514 (0,568) | -1,869 (1,30) | -0,989 (2,251) | 0,031 (0,573) | -1,283 (0,782) |
| R_{it} | -0,007 (0,330) | -0,11 (0,272) | 1,352 (0,832) | -1,029 (1,688) | 0,049 (0,256) | 0,742* (0,414) |
| TC_{it} | 0,079 (0,182) | 0,129 (0,169) | -0,086 (0,395) | 0,364 (0,586) | 0,074 (0,149) | 0,522 (0,416) |
| OR_{it} | 0,017 (0,151) | 0,243 (0,184) | 0,647 (0,343) | -0,565 (0,468) | 0,227 (0,182) | 0,357 (0,222) |
| PIB_{it} | -0,042 (0,407) | 0,07 (0,283) | 0,815 (0,817) | 2,266 (1,685) | -0,387 (0,254) | -0,466 (0,538) |
| DIV_{it} | -0,321** (0,155) | -0,112 (0,193) | -0,710 (0,299) | -1,00 (0,542) | -0,176 (0,121) | -0,279** (0,141) |
| Observações | 360 | 360 | 360 | 360 | 360 | 360 |
| R ² | 0,43 | 0,29 | 0,20 | 0,35 | 0,34 | 0,49 |

Fonte: elaborado pelo autor (2020).

1: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01.

2: Valores entre colchetes representam o p-valor e entre parênteses o desvio padrão

Tabela 13 – Dependência cross-Section dos resíduos - Variáveis como proporção do PIB

| Painel A: Coeficiente de Correlação Médio dos Resíduos: ($\bar{\rho}$) | | | | |
|--|--------|--------|--------|--------|
| | ADF(1) | ADF(2) | ADF(3) | ADF(4) |
| DT | 0,095 | 0,073 | 0,073 | 0,071 |
| RTRIB | 0,178 | 0,154 | 0,104 | 0,130 |
| TCORR | 0,256 | 0,276 | 0,222 | 0,200 |
| OR | 0,102 | 0,117 | 0,096 | 0,071 |
| DIV | 0,388 | 0,415 | 0,231 | 0,198 |

| Painel B: Estatísticas do Teste CD | | | | |
|------------------------------------|--------|--------|--------|--------|
| | ADF(1) | ADF(2) | ADF(3) | ADF(4) |
| DT | 7,78 | 5,77 | 5,66 | 5,33 |
| RTRIB | 14,54 | 12,24 | 8,06 | 9,74 |
| TCORR | 20,91 | 21,97 | 17,19 | 14,95 |
| OR | 8,31 | 9,28 | 7,44 | 5,34 |
| DIV | 31,71 | 32,95 | 17,88 | 14,82 |

Fonte: elaborado pelo autor (2020).

1: Regressões ADF realizadas com a inclusão de tendência temporal

Tabela 14 – Resultados dos testes de raiz unitária - Variáveis como proporção do PIB

| Componente Determinístico: Intercepto | | | | |
|---------------------------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| | CADF(1) | CADF(2) | CADF(3) | CADF(4) |
| DT | -2,63 ^a | -2,39 ^a | -1,79 | -1,35 |
| RTRIB | -2,14 ^c | -1,61 | -2,04 | -1,93 |
| TCORR | -2,19 ^b | -1,81 | -1,92 | -1,56 |
| OR | -4,75 ^a | -3,90 ^a | -2,69 ^a | -2,38 ^a |
| DIV | -2,34 ^a | -2,07 | -1,48 | -1,53 |
| ΔDT | -3,99 ^a | -2,55 ^a | -2,14 ^c | -1,14 |
| $\Delta RTRIB$ | -3,50 ^a | -2,33 ^a | -2,30 ^a | -2,66 ^a |
| $\Delta TCORR$ | -3,56 ^a | -2,52 ^a | -1,76 | -1,31 |
| ΔOR | -5,38 ^a | -3,33 ^a | -2,37 ^a | -1,77 |
| ΔDIV | -2,94 ^a | -2,91 ^a | -2,79 ^a | -2,05 |

| Componente Determinístico: Intercepto e Tendência Temporal | | | | |
|--|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| | CADF(1) | CADF(2) | CADF(3) | CADF(4) |
| DT | -3,11 ^a | -2,28 | -1,69 | -1,32 |
| RTRIB | -2,59 ^c | -2,28 | -2,48 | -2,82 |
| TCORR | -2,43 | -2,13 | -2,04 | -1,38 |
| OR | -4,75 ^a | -3,38 ^a | -2,36 | -2,09 |
| DIV | -2,87 ^a | -3,38 ^a | -2,96 ^a | -2,34 |
| ΔDT | -4,08 ^a | -2,72 ^b | -2,54 | -2,97 ^a |
| $\Delta RTRIB$ | -3,58 ^a | -2,40 | -2,14 | -2,77 |
| $\Delta TCORR$ | -3,65 ^a | -2,82 ^a | -1,90 | -1,65 |
| ΔOR | -5,21 ^a | -3,24 ^a | -2,15 | -1,72 |
| ΔDIV | -2,97 ^a | -2,74 ^b | -2,52 | -1,52 |

Fonte: elaborado pelo autor (2020).

1: Os valores reportados dizem respeito as estatísticas CIPS(p).

2: ^a significa que a estatística é significativa a 1%; ^b significa que a estatística é significativa a 5%; ^c significa que a estatística é significativa a 10%.

Tabela 15 – Resultados dos testes de cointegração - Variáveis como proporção do PIB

| Painel A: Parâmetro autoregressivo comum | | | | |
|---|-------------|---------|-------------|---------|
| | I | | I+T | |
| | Estatística | P-valor | Estatística | P-Valor |
| Estatística v | -2,3567 | 0,0092 | -4,6334 | 0,0000 |
| Estatística ρ | -1,6078 | 0,0539 | -0,1751 | 0,4305 |
| Estatística pp | -11,4299 | 0,0000 | -13,2876 | 0,0000 |
| Estatística adf | -11,5352 | 0,0000 | -14,1315 | 0,0000 |
| Painel B: Parâmetro autoregressivo individual | | | | |
| | I | | I+T | |
| | Estatística | P-valor | Estatística | P-Valor |
| Estatística ρ | 0,2007 | 0,4205 | 1,6194 | 0,0527 |
| Estatística pp | -13,9687 | 0,0000 | -14,4832 | 0,0000 |
| Estatística adf | -12,5363 | 0,0000 | -16,3434 | 0,0000 |

Fonte: elaborado pelo autor (2020).

1: Testes realizados com dados desviados em torno da média para controlar a correlação transversal dos resíduos.

Tabela 16 – Estimativas de Longo Prazo - Variáveis como proporção do PIB

| Variável Dependente: G_{it} | (1) |
|-------------------------------|----------------------|
| | Total |
| R_{it} | 1,035*** (0,0914) |
| TC_{it} | 0,900*** (0,0405) |
| OR_{it} | 0,893*** (0,0381) |
| DIV_{it} | 0,007 (0,0161) |
| Observações | 432 |
| Número de estados | 27 |
| $R^2 Ajustado$ | 0,3469 |

Fonte: elaborado pelo autor (2020).

1: * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$.

Tabela 17 – Modelo de Correção de Erros e Dinâmica de Curto Prazo - Variáveis como proporção do PIB

| | (1) G _{it} | (2) R _{it} | (3) TC _{it} | (4) OR _{it} | (5) DIV _{it} |
|--|------------------------|------------------------|-------------------------|-------------------------|--------------------------|
| Painel A: Correção do Erro | | | | | |
| $\hat{\epsilon}_{t-1}$ | -0,707** (0,303) | 0,561*** (0,201) | 0,286 (0,248) | -0,289 (0,329) | 1,032* (0,595) |
| Painel B: Teste de Wald para Causalidade no Curto Prazo. | | | | | |
| $H_0: dt_{t-1} = dt_{t-2} = 0$ | | | | | |
| Teste F | 0,86 [0,427] | 3,86** [0,023] | 4,88*** [0,009] | 2,79* [0,064] | 0,96 [0,384] |
| $H_0: rt_{t-1} = rt_{t-2} = 0$ | | | | | |
| Teste F | 0,94 [0,392] | 0,61 [0,546] | 3,49** [0,033] | 3,97** [0,021] | 0,36 [0,698] |
| $H_0: tc_{t-1} = tc_{t-2} = 0$ | | | | | |
| Teste F | 0,03 [0,974] | 1,29 [0,279] | 0,38 [0,685] | 0,31 [0,732] | 2,83* [0,062] |
| $H_0: or_{t-1} = or_{t-2} = 0$ | | | | | |
| Teste F | 0,51 [0,600] | 2,46* [0,089] | 2,67 [0,072] | 5,51*** [0,005] | 0,70 [0,496] |
| $H_0: div_{t-1} = div_{t-2} = 0$ | | | | | |
| Teste F | 1,73 [0,181] | 0,11 [0,893] | 1,44 [0,240] | 0,42 [0,656] | 3,59** [0,030] |
| Painel C: Estimativas Acumuladas de Curto Prazo | | | | | |
| G _{it} | -0,342 (0,323) | -0,668** (0,259) | -0,554* (0,303) | 0,470 (0,424) | -0,801 (0,651) |
| R _{it} | -0,555 (0,661) | 0,329 (0,303) | 0,788** (0,335) | -1,50** (0,654) | 0,570 (0,803) |
| TC _{it} | -0,094 (0,592) | 0,428 (0,352) | 0,181 (0,331) | -0,480 (0,612) | -0,005 (0,647) |
| OR _{it} | -0,017 (0,490) | 0,70** (0,324) | 0,762* (0,410) | -1,305*** (0,402) | 0,619 (0,533) |
| DIV _{it} | -0,234* (0,139) | -0,014 (0,08) | -0,232 (0,153) | -0,100 (0,113) | -0,090 (0,140) |
| Observações | 486 | 486 | 486 | 486 | 486 |
| R ² | 0,46 | 0,34 | 0,11 | 0,49 | 0,39 |

Fonte: elaborado pelo autor (2020).

1: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01.

2: Valores entre colchetes representam o p-valor e entre parênteses o desvio padrão

ANEXO A – ESTATÍSTICAS DOS TESTES DE COINTEGRAÇÃO

As sete estatísticas citadas na seção 3 são construídas seguindo as equações abaixo, conforme Pedroni (1999).

$$1. \text{Estatística } v : T^2 N^{\frac{3}{2}} Z_{\hat{v}_{N,T}} \equiv T^2 N^{\frac{3}{2}} \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{e}_{i,t-1}^2 \right)^{-1}. \quad (\text{A.1})$$

$$2. \text{Estatística } \rho : T\sqrt{N} Z_{\hat{\rho}_{N,T-1}} \equiv T\sqrt{N} \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{e}_{i,t-1}^2 \right)^{-1} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \left(\hat{e}_{i,t-1}^2 \Delta \hat{e}_{i,t}^2 - \hat{\lambda}_i \right). \quad (\text{A.2})$$

$$3. \text{Estatística } pp : Z_{tN,T} \equiv \left(\tilde{\sigma}_{N,T}^2 \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{e}_{i,t-1}^2 \right)^{-\frac{1}{2}} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \left(\hat{e}_{i,t-1}^2 \Delta \hat{e}_{i,t}^2 - \hat{\lambda}_i \right). \quad (\text{A.3})$$

$$4. \text{Estatística } \text{adf} : Z_{tN,T}^* \equiv \left(\tilde{S}_{N,T}^{*2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{e}_{i,t-1}^{*2} \right)^{-\frac{1}{2}} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{e}_{i,t-1}^* \Delta \hat{e}_{i,t}^*. \quad (\text{A.4})$$

$$5. \text{Estatística } v : TN^{-\frac{1}{2}} \tilde{Z}_{\hat{\rho}_{N,T-1}} \equiv TN^{-\frac{1}{2}} \sum_{i=1}^N \left(\sum_{t=1}^T \hat{e}_{i,t-1}^2 \right)^{-1} \sum_{t=1}^T \left(\hat{e}_{i,t-1}^2 \Delta \hat{e}_{i,t}^2 - \hat{\lambda}_i \right). \quad (\text{A.5})$$

$$6. \text{Estatística } pp : N^{-\frac{1}{2}} \tilde{Z}_{tN,T} \equiv N^{-\frac{1}{2}} \sum_{i=1}^N \left(\hat{\sigma}_i^2 \sum_{t=1}^T \hat{e}_{i,t-1}^2 \right)^{-\frac{1}{2}} \sum_{t=1}^T \left(\hat{e}_{i,t-1}^2 \Delta \hat{e}_{i,t}^2 - \hat{\lambda}_i \right). \quad (\text{A.6})$$

$$7. \text{Estatística } \text{adf} : N^{-\frac{1}{2}} \tilde{Z}_{tN,T}^* \equiv N^{-\frac{1}{2}} \sum_{i=1}^N \left(\sum_{t=1}^T \hat{S}_i^{*2} \hat{e}_{i,t-1}^{*2} \right)^{-\frac{1}{2}} \sum_{t=1}^T \hat{e}_{i,t-1}^* \Delta \hat{e}_{i,t-1}^*. \quad (\text{A.7})$$

Onde: $\hat{\lambda}_i = \frac{1}{T} \sum_{s=1}^{k_i} \left(1 - \frac{s}{k_i+1} \right) \sum_{t=s+1}^T \hat{\mu}_{i,t} \hat{\mu}_{i,t-s}$; $\hat{S}_i^2 \equiv \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{\mu}_{i,t}^2$; $\hat{\sigma}_i^2 = \hat{S}_i^2 + 2\hat{\lambda}_i$; $\sigma_{N,T}^2 \equiv \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{\sigma}_i^2$; $\hat{S}_i^{*2} \equiv \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{\mu}_{i,t}^{*2}$; $\tilde{S}_i^{*2} \equiv \frac{1}{N} \sum_{t=1}^T \hat{S}_i^{*2}$ e $\hat{L}_{11i}^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{\eta}_{i,t}^2 + \frac{2}{T} \sum_{s=1}^{k_i} \left(1 - \frac{s}{k_i+1} \right) \sum_{t=s+1}^T \hat{\eta}_{i,t} \hat{\eta}_{i,t-s}$

E onde os resíduos $\hat{\mu}_{i,t}$, $\hat{\mu}_{i,t}^*$ e $\hat{\eta}_{i,t}$ são obtidos das seguintes regressões: $\hat{e}_{it} = \hat{\gamma}_i \hat{e}_{i,t-1} + \hat{u}_{it}$,

$\hat{e}_{it} = \hat{\gamma}_i \hat{e}_{i,t-1} + \sum_{k=1}^{K_i} \hat{\gamma}_{ik} \Delta \hat{e}_{i,t-k} + \hat{u}_{it}^*$ e $\Delta y_{it} = b_{1i} \Delta x_{1i} + b_{2i} \Delta x_{2i} + \dots + b_{K_i} \Delta x_{K_i} + \eta_{it}$.