

SUSTENTABILIDADE FISCAL DOS GOVERNOS SUBNACIONAIS NO BRASIL SOB A ÓTICA DO CUSTEIO¹

Andrei G. Simonassi²

Jurandir G. Gondim Filho³

Este artigo contribui com o debate sobre sustentabilidade fiscal, considerando uma restrição mais ativa para a condução da análise no nível dos governos subnacionais, ante a inocuidade do indicador de endividamento previsto na Resolução nº 40/2001 do Senado Federal. Dados dos relatórios de gestão fiscal das prefeituras, do período compreendido entre 2008 e 2016, viabilizam a construção de séries temporais para um indicador de custeio dos governos e das prefeituras das capitais. Tais dados são examinados com aplicação de um modelo autorregressivo com limiar endógeno (TAR), constatando-se uma grave situação fiscal em dez das 27 Unidades da Federação (UFs) e em três das 26 capitais de estados do país. As estimativas dos testes de linearidade e estacionariedade global e parcial sugerem a existência de estabilização fiscal tardia e corroboram o argumento de que o processo de barganha pelo orçamento público é mais intenso nas esferas subnacionais. Ademais, explicita-se uma ameaça às metas de menor tolerância com o crescimento do gasto público preconizadas na Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF) e nas resoluções nºs 40 e 43/2001 do Senado Federal.

Palavras-chave: sustentabilidade fiscal; custeio; estabilização tardia; governos subnacionais; modelo TAR.

FISCAL SUSTAINABILITY OF SUBNATIONAL GOVERNMENTS IN BRAZIL BY COSTING EXPENDITURES

This paper contributes to the debate about fiscal sustainability considering a more active restriction to conduct the analysis at the level of subnational governments, given the innocuity of the debt indicator provided in Resolution nº 40/2001 of the Brazilian Federal Senate. Data from the Fiscal Management Reports between 2008 and 2016 allows the construction of a time series indicator of costing of states and the main cities governments that are applied to an endogenous threshold autoregressive (TAR) model and show a critical fiscal situation in 10 of the 27 states and in 3 of the 26 capitals of the country. Estimates of the tests of linearity and global and partial stationarity suggests the existence of delayed fiscal stabilizations and support the argument that bargaining over the public budget is more intense in the smaller spheres of government. Furthermore, a threat to the goals of lesser tolerance with the growth of public spending established in the LRF and in Federal Senate Resolutions 40 and 43/2001 is made explicit.

Keywords: fiscal sustainability; costing; delayed stabilization; subnational governments; TAR model.

JEL: H7; H76; C24.

1. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppe53n2art3>

2. Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Ceará (Caen/UFC) e pesquisador do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq). *E-mail:* agsimonassi@ufc.br.

3. Auditor da Secretaria da Fazenda do Ceará (Sefaz-CE). *E-mail:* jggondim@terra.com.br.

1 INTRODUÇÃO

O cenário externo favorável e a evolução de alguns agregados macroeconômicos da economia brasileira, após a crise de 2008, tornaram a solução do problema fiscal o pré-requisito para a retomada do crescimento do país.

Uma economia com a capacidade de política fiscal comprometida obriga os gestores públicos a perseguirem com mais afinco a consecução de suas metas de captação de recursos para viabilizar os investimentos demandados por uma população cada vez mais exigente. É neste ponto que reside o grande desafio dos governos subnacionais no Brasil, visto que é improvável garantir a efetividade do potencial de investimentos a serem realizados pelo setor público sem a garantia do custeio a eles associado.

A literatura de sustentabilidade fiscal, que tem como marco o trabalho de Hamilton e Flavin (1986) e inflexão nas propostas de Bohn (1998) e Uctum, Thurston e Uctum (2006), explora o conceito que se traduz na impossibilidade de o setor público usar um esquema tipo “Ponzi” como opção de financiamento da dívida pública. Tal conceito, mesmo em estudos para níveis subnacionais de governo, tem a investigação normalmente fundamentada sob a ótica do estoque da dívida ou do déficit público.

Nessa literatura tradicional, o fundamento teórico consiste no atendimento à restrição orçamentária intertemporal do governo, de forma que a política fiscal será considerada sustentável se o estoque da dívida pública em uma determinada data for, em valor esperado, compensado pelo valor presente do fluxo dos superávits futuros. Entretanto, para os governos subnacionais no Brasil, a realidade se mostra peculiar com relação ao que prevê a teoria, tendo em vista que, em muitos casos, há um esgotamento da capacidade de utilização da política fiscal para estímulo ao crescimento econômico, mesmo com margem legal para aumento do endividamento do setor público.

Nessa linha, os mecanismos atuais para concessão de crédito, por exemplo, envolvem exigências que vão além da simples margem disponível para endividamento, conforme estabelece a Resolução nº 40/2001 do Senado Federal, que prevê limites para o serviço da dívida contraída pelo setor público. As evidências recentes apresentadas neste estudo comprovam que tais limites não consistem em uma restrição ativa aos estados e municípios, haja vista os entraves que estes enfrentam para sequer realizar operações de crédito.

A nova metodologia para aferição da capacidade de pagamento (Capag) dos governos subnacionais, proposta pela Secretaria do Tesouro Nacional (STN) em meados de 2017, é outro instrumento que comprova a visão diferenciada a ser enfocada quando da análise dos entes subnacionais. Esta ferramenta considera

o estoque da dívida pública apenas como um dos critérios utilizados no processo de avaliação, mas restringe a concessão de garantias da União para que os estados e municípios realizem operações de crédito de acordo com seu nível de poupança, ou mesmo sua capacidade de caixa *vis-à-vis* as obrigações financeiras.

Não obstante, há que se considerar o intenso processo de barganha que envolve a execução do orçamento público e o possível *trade-off* entre governança e governabilidade. Com efeito, a busca pela composição política pode comprometer os critérios técnicos para estabelecimento das diretrizes orçamentárias no setor público, especialmente nas esferas subnacionais.

As restrições políticas que impedem uma ação rápida das autoridades fiscais, na sua tarefa de implementar medidas de austeridade, causam o problema já diagnosticado na literatura internacional como estabilização fiscal tardia (*delayed adjustment of fiscal imbalances*). De acordo com Alesina e Drazen (1991), isso ocorre em países onde grupos de interesse, que diferem uns dos outros na perda de bem-estar resultante dos métodos governamentais utilizados na estabilização fiscal, entram em disputa visando à minimização de suas perdas durante o período de ajuste fiscal.

No Brasil, os dispositivos legais disciplinadores do gasto público, como a Lei Complementar (LC) nº 101 – Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF) –, implementada em maio de 2000, ou a própria resolução supracitada, têm como objetivo principal reduzir a tolerância do governo com a evolução desordenada do gasto público e desestimular a defasagem para realização do eventual ajuste sob a ótica da despesa, quando a receita não estiver compatível.

Nesse contexto de crise fiscal persistente no país, o que se propõe nesta pesquisa é uma continuidade da investigação acerca da solvência do setor público brasileiro a partir da situação dos governos subnacionais, considerando-se uma ótica alternativa para aferição da sustentabilidade da política fiscal. A hipótese subjacente ao estudo é que há restrições mais ativas a estes entes, como os limites para o custeio da máquina pública; afinal, nenhum investimento ou estímulo ao crescimento econômico será efetivo se não houver garantia do custeio dessa máquina.

Para tanto, são aplicadas técnicas tradicionais de séries temporais – já utilizadas em estudos anteriores da literatura internacional e para o Brasil – ao receituário proposto em dispositivos como a Resolução nº 40/2001, mas com os dados para o custeio agregado dos governos subnacionais, e sugere-se um critério de sinalização para a solvência dos estados e das capitais.

A consolidação dos dados em séries temporais a partir dos relatórios de gestão fiscal (RGFs) e dos relatórios resumidos de execução orçamentária (RREOs) das prefeituras enviados à STN torna então factível a aplicação da metodologia às esferas

subnacionais. Diante disso, realiza-se um avanço em relação aos estudos anteriores, não apenas por se especializar uma análise em séries de tempo para as esferas estadual e municipal do setor público, em um cenário de crise fiscal, mas também por serem investigadas as potenciais diferenças na forma como é conduzida a política fiscal das administrações mais representativas, política e economicamente, no Brasil.

A delimitação do horizonte temporal da investigação realizada no estudo decorre das alterações na contabilidade pública promovidas pela STN, que inviabilizam a comparação de determinados itens das receitas a partir de 2017 com os de anos anteriores; portanto, limita-se a investigação ao ano-calendário de 2016, com início definido pelo ano de 2008 e a opção por uma frequência bimestral, que viabiliza uma amostra razoável para um exercício empírico que será conduzido.

Isso posto, divide-se este estudo em cinco seções, além desta introdução: a seção 2 apresenta alguns destaques da literatura correlata; a seção 3, o indicador selecionado para investigação e as evidências em termos agregados, por regiões do país; a seção 4 resume a metodologia utilizada; a seção 5 traz os resultados; e a seção 6 expõe as considerações finais do estudo.

2 A LITERATURA SOBRE O TEMA

A literatura internacional sobre sustentabilidade fiscal do setor público ganha força com o artigo seminal de Hamilton e Flavin (1986), que aplicam técnicas de raiz unitária à dinâmica descrita pelo déficit público dos países; passa pelas abordagens de Hakkio e Rush (1991) em relação à aplicação de técnicas de cointegração; e evolui para abordagens mais recentes, como a proposta de Arestis, Cipollini e Fattouh (2004), que incorporam não linearidades à dinâmica descrita pelo déficit público, e na qual se baseará o exercício empírico deste estudo. Dando continuidade ao trabalho iniciado em 1998, cabe citar a abordagem de Bohn (2006) para estimação de uma função de reação fiscal, e ainda Uctum, Thurston e Uctum (2006), que também incorporam as possibilidades de mudanças estruturais à proposta de Bohn (2006).

Como difusão natural do processo científico, todas essas abordagens encontram correspondência na literatura nacional, de onde se destacam, como exemplos, os trabalhos de Lupporini (1999; 2002; 2012), Rocha (1997), Lima e Simonassi (2005), Mendonça, Santos e Sachsida (2009) e Simonassi, Arraes e Sena (2014). Entretanto, até pela escassez de dados consistentes em séries temporais, a questão dos governos subnacionais no Brasil, não explorada nos estudos supracitados, só viria a ganhar destaque a partir da segunda década dos anos 2000, conforme se observa, por exemplo, em Simonassi *et. al.* (2012) e Tabosa *et al.* (2016).

Para o Brasil, em nível subnacional, os estudos são mais escassos, seja pela baixa qualidade das informações disponíveis ou pela ausência de técnicas robustas quanto à instabilidade das relações entre as variáveis econômicas. Esse fato requer

a incorporação de efeitos limiaries (*threshold effects*), como em Lima e Simonassi (2005), ou em Tabosa *et al.* (2016), que demonstraram a ausência de uma política fiscal ativa de geração de superávit primário para fazer frente ao aumento da dívida pública dos estados, fato que culminaria com mais uma renegociação, como as historicamente realizadas.⁴ Em meados de 2016, foi implementado um conjunto de medidas, como a suspensão do pagamento das parcelas das dívidas dos estados até o fim de 2016 e o alongamento, em vinte anos, do prazo das dívidas dos estados com a União, com a cobrança parcial somente a partir de janeiro de 2017. Não obstante, foi aprovado o alongamento por dez anos, com quatro anos de carência, de cinco linhas de crédito do Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES) e a inclusão dos estados na proposta enviada pelo governo ao Congresso Nacional sobre o teto dos gastos públicos.

Mais recentemente, a literatura nacional retoma este debate, com os dois estudos de Cysne e Campos (2019a; 2019b), que alertaram sobre a necessidade de incorporação de quebras (endógenas) nos parâmetros dos modelos estimados. Ainda assim, as literaturas nacional e internacional mantêm a investigação acerca da solvência do setor público na análise da trajetória do déficit público, do relacionamento de longo prazo entre receitas e despesas, ou ainda na resposta da política fiscal em termos de geração de superávit primário para se contrapor ao aumento da dívida pública.

Processos como as renegociações de dívidas, normalmente influenciados pela necessidade de se manter a governabilidade das administrações públicas, encontram paralelo na literatura internacional, como no artigo seminal de Alesina e Drazen (1991), já citado em Lima e Simonassi (2005), no qual se verifica como disputas políticas podem dar origem a ajustes fiscais tardios. Tais disputas implicam, portanto, retardo na atuação governamental para implementação de ajustes fiscais e, de outro modo, maior tolerância ante o aumento das despesas *vis-à-vis* as receitas públicas, fato corroborado pelo artigo de Bertola e Drazen (1993).

Ainda assim, as investigações acerca de ajustes fiscais tardios no Brasil são escassas. Lima e Simonassi (2005) conduzem uma abordagem apenas em nível nacional, com a metodologia de Caner e Hansen (2001) – já revisitada com outro propósito em Arestis, Cipollini e Fattouh (2004) –, na qual eles verificam se a condição de solvência da dívida pública brasileira é satisfeita, mas, concomitantemente, captam evidências para a existência do fenômeno de ajuste fiscal tardio no Brasil.

4. Cite-se como exemplo a Lei nº 9.496/1997 e a Medida Provisória (MP) nº 2.185/2001, que integraram o programa de ajuste fiscal no governo de Fernando Henrique Cardoso. Atualmente, a Lei nº 10.028/2000, que estabelece as penas para infração da LRF, determina que o refinanciamento das dívidas dos entes federados gera punição, com detenção de três meses a três anos, perda do cargo e inabilitação para a função por cinco anos.

Mais recentemente, a literatura conceitua como *fadiga fiscal* o fenômeno caracterizado pela impotência do setor público em garantir a sua solvência ante um elevado montante da dívida pública. Investigações neste sentido são conduzidas por Ghosh (2013); e, no Brasil, por Chicoli e Bender (2020), que analisaram um grupo de dezenove países emergentes para o período de 2003 a 2016 e, através de uma metodologia alternativa de funções de reação, confirmaram a existência desta situação.

Embora tanto a metodologia de investigação por funções de reação quanto pela utilização de um modelo vetorial autorregressivo T-VAR se mostrem alternativas factíveis e consolidadas nessa literatura, o foco em um indicador *proxy* para o resultado primário que se baseia no custeio das administrações subnacionais justifica a opção uniequacional – no caso, o modelo TAR.

Essa metodologia, comum aos estudos de Caner e Hansen (2001) e Arestis, Cipollini e Fattouh (2004), será aplicada, em nível subnacional, ao indicador alternativo para aferição de solvência baseado no custeio das Unidades da Federação (UFs) e prefeituras das capitais do Brasil, permitindo a realização de testes de raiz unitária na presença de *threshold effects*. Tal opção metodológica se mostra adequada especialmente em períodos de elevada instabilidade econômica, como o atual, e dada a necessidade de se considerarem os potenciais impactos nos parâmetros do modelo estimado resultantes das mudanças de ideologia política após cada mandato de governadores e prefeitos, o que se mostra como causa de a não linearidade ser mais regra que exceção em estudos do tipo.

3 DESEMPENHO FISCAL DOS GOVERNOS SUBNACIONAIS

3.1 Um indicador de solvência a partir do custeio do setor público

A definição do indicador-chave para este estudo se baseia no critério de viabilidade e efetividade dos investimentos potencialmente realizados pelo setor público, qual seja, a garantia do custeio para sua manutenção e da própria administração pública. Com efeito, reforça-se o argumento de que um investimento realizado sem a garantia do custeio respectivo terá impacto comprometido ou inócuo em termos de bem-estar para a população.

Sabe-se que o indicador de custeio com pessoal, por exemplo, possui, para efeito de atendimento à LRF, uma periodicidade e uma forma específicas de apuração, a qual não precisa ser seguida no indicador de custeio agregado que é proposto, já que, para este estudo, o objetivo consiste em identificar dinâmicas explosivas no custeio da máquina pública que poderiam comprometer a solvência, ou mesmo o simples atendimento ao dispositivo legal disciplinador de gastos, mas não a simples adequação à lei. Além disso revisita-se, em nível subnacional,

a investigação acerca da realização de ajustes fiscais tardios no Brasil. Para tanto, opta-se por uma frequência bimestral, de acordo com as fontes primárias de informação disponibilizadas.

Medidas de endividamento compreendem, por exemplo, três dos quatro indicadores citados em Quintanilla (2009)⁵ como referência mundial em indicadores para investigação de sustentabilidade fiscal. No Brasil, o art. 3º da Resolução nº 40/2001 do Senado Federal estabelece, como teto para endividamento das prefeituras e dos estados, os respectivos valores de 1,2 e 2,0 vezes a receita corrente líquida (RCL) destes entes. Ocorre que em média, para os estados e as capitais, tal limiar não se mostra como o maior desafio, conforme será justificado adiante.

Assim sendo, a importância da garantia do custeio para os investimentos realizados pelos entes públicos subnacionais se mostra como uma restrição mais ativa e conservadora, fato que justifica análise detalhada da evolução desta rubrica. Propõe-se, portanto, uma análise alternativa, a partir do custeio agregado como proporção da RCL dos governos subnacionais. Em não havendo margem para elevação do custeio, não haverá sustentabilidade fiscal, uma vez que estará comprometida a continuidade em termos do provimento dos serviços de competência dos governos e das prefeituras.

Considerando-se o elevado número de entes subnacionais, tanto em nível de UFs quanto de prefeituras, conduz-se inicialmente, na seção seguinte, a uma análise deste indicador a partir da evolução de suas médias regionais e nacional para as 27 UFs e as 26 capitais, no horizonte temporal definido.

3.2 Evidências em perspectiva regional

Afere-se o nível de endividamento do setor público tomando como referência um teto para a dívida consolidada líquida (DCL) das prefeituras e dos estados em 1,2 e 2,0 vezes a RCL de cada respectivo ente. Ocorre que, conforme adiantado nas seções anteriores, as evidências para esta medida a tornam inócua ante o indicador de custeio como proporção da RCL. De fato, a restrição imposta a partir do custeio do setor público é mais realista para mensuração da capacidade dos governos subnacionais de financiarem suas políticas de estímulo ao crescimento e a própria máquina pública. É o que permite concluir a tabela 1, que mostra as médias regionais do indicador legal de endividamento, dado pela razão entre a Dívida Consolidada Líquida (DCL) e a RCL do setor público, entre 2008 e 2016.

5. Ver Quintanilla (2009, p. 9).

TABELA 1
Relação entre DCL e RCL nos governos subnacionais do Brasil (2008 e 2016)
 (Em %)

Estados	2008	2016	Capitais	2008	2016
Norte	10,1	36,4	Norte	12,1	24,1
Nordeste	62,2	49,1	Nordeste	27,7	20,6
Centro-Oeste	85,4	60,6	Centro-Oeste	34,0	23,6
Sudeste	127,5	159,7	Sudeste	88,8	60,6
Sul	143,5	100,7	Sul	26,0	24,4
Brasil	70,8	69,6	Brasil	33,4	28,6

Fonte: STN.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Para as capitais, foi usada a dívida consolidada bruta como medida mais conservadora de endividamento.

2. Para as capitais, a dívida consolidada bruta se mostra mais conservadora, pois, em algumas capitais, principalmente da região Norte, até 2014 a elevada disponibilidade de caixa bruta e o baixo endividamento geravam inclusive relações DCL/RCL negativas.

Observa-se, na tabela 1, a inocuidade de se utilizarem as informações da dívida dos governos subnacionais para se avaliar a sua situação fiscal: à exceção de Rio de Janeiro (230%), Rio Grande do Sul (210%) e Minas Gerais (200%), todos os estados e as capitais mostram uma tendência para o indicador que não ameaça os seus respectivos limites legais. Entre as capitais, apenas São Paulo supera os 100%, mas não fere o limite legal, e apresenta ainda uma tendência descendente a partir de 2016.⁶

Decorre de imediato que a ausência de recursos e/ou os limites legais para o custeio da administração pública se mostram como restrições mais realistas à evolução fiscal dos governos nacionais que o seu próprio estoque de dívida. Assim sendo, complementa-se esta subseção com a evolução do indicador alternativo de sustentabilidade, de forma agregada, por médias regionais e pela média nacional, permitindo identificar padrões transversais de comportamento do custeio no Brasil, entre 2008 e 2016. A desagregação da análise em frequência bimestral viabiliza uma investigação longitudinal do comportamento das mesmas rubricas que serão apresentadas para as UFs e capitais dos estados.

Outrossim, cabe destacar que se optou por uma apuração da medida de custeio considerando-se apenas as despesas liquidadas, por serem as que mais se aproximam da medida efetiva⁷ em relação ao atendimento das demandas locais,

6. Conforme dados individuais obtidos nos relatórios de gestão fiscal dos estados e das capitais, a partir dos quais foram obtidas as médias regionais e a nacional, constantes da tabela 1.

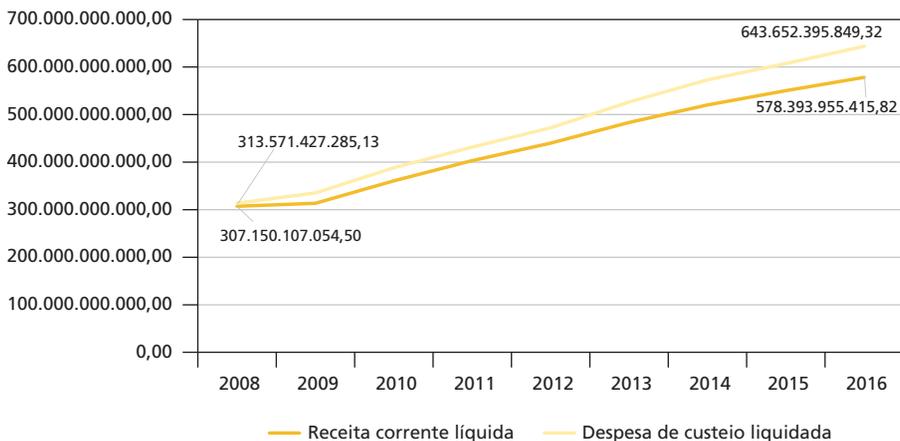
7. Com efeito, além de um indicador obtido a partir das despesas empenhadas ser muito mais volátil, ele poderá superestimar os impactos dos recursos públicos alocados, visto que o projeto associado poderá sequer ter sido concluído.

bem como, quando considerada em relação à RCL, também representa uma boa *proxy* de resultado primário tradicionalmente utilizado nas investigações acerca de sustentabilidade fiscal.

A aplicabilidade de um indicador alternativo para mensuração de endividamento dos governos subnacionais se mostra adequada, bastando observar as evidências da tabela 1, as quais sugerem que o custo da dívida preexistente não fornece margem para um endividamento de 1,2 ou 2,0 vezes a RCL na maioria destes entes. Tem-se, portanto, que a hipótese subjacente ao estudo estabelece que a garantia do custeio para os investimentos realizados é condição necessária para o sucesso de uma política fiscal de estímulo ao crescimento econômico dos governos subnacionais. Não obstante, conforme explicitam os gráficos 1 e 2, mesmo com o crescimento das receitas de estados e capitais, o custeio destes entes subnacionais, principalmente das UFs, cresceu mais que proporcionalmente.

Tomando-se a evidência de dados agregados, o equilíbrio inicialmente observado entre custeio liquidado e RCL estadual em 2008, cuja diferença era de R\$ 6,4 bilhões, evolui para um hiato entre tais fluxos de R\$ 65,3 bilhões em 2016, mais de dez vezes o observado no período inicial, refletindo o descompasso entre a evolução dessas despesas *vis-à-vis* as receitas das UFs.

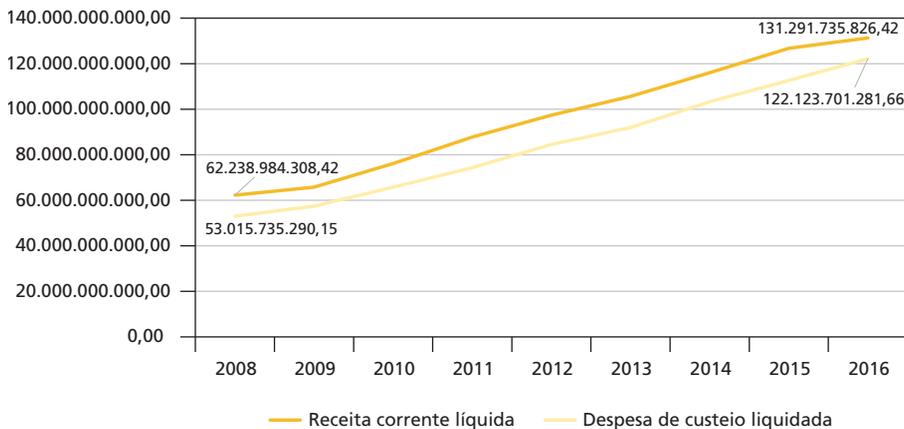
GRÁFICO 1
Custeio e receita corrente líquida das UFs brasileiras (2008-2016)



Fonte: STN.
Elaboração dos autores.

GRÁFICO 2

Custeio e receita corrente líquida nas capitais brasileiras (2008-2016)



Fonte: STN.

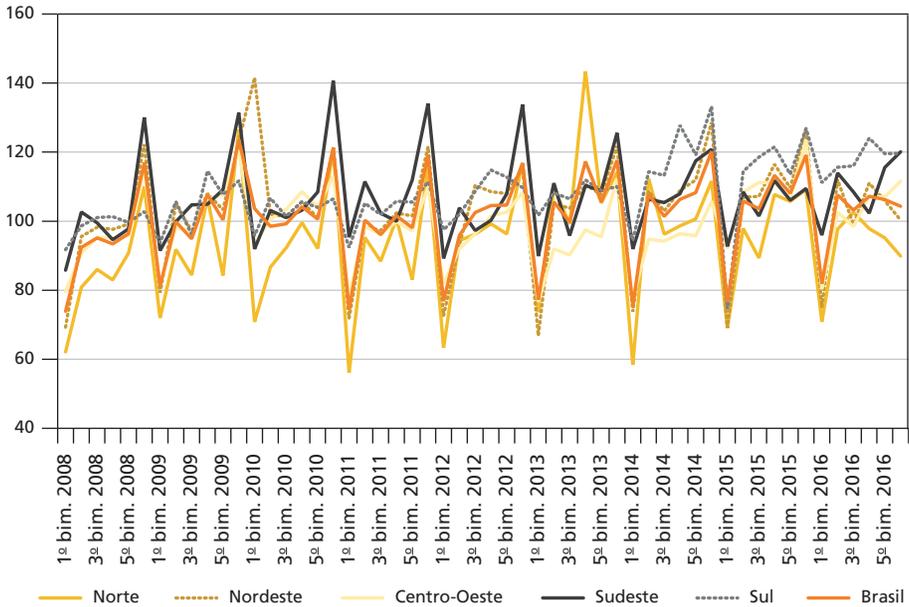
Elaboração dos autores.

As evidências dessa análise agregada mostram um quadro mais favorável para as capitais brasileiras, com valores de custeio liquidado total aquém do total da RCL apurada anualmente. Todavia, ainda assim, a representatividade do custeio do setor público destas economias municipais mais representativas, que somava 85,2% do total de suas RCLs em 2008, atinge 93,0% deste montante em 2016, comprovando que a meta de política fiscal ativa para geração de superávit deve ser fundada no controle do custeio.

Mesmo sem um limite legal para as despesas de custeio totais, é no mínimo desejável que a representatividade de tais despesas na receita pública não siga uma tendência explosiva, principalmente quando observamos que é estreito o relacionamento entre despesa primária e despesa de custeio. Para a investigação detalhada da situação fiscal dos estados e das capitais sob a ótica do custeio, os gráficos 3 e 4 apresentam a evolução das despesas de custeio liquidadas como proporção da RCL, em bases regionais de comparação e por bimestre. A opção pela análise dos dados em frequência bimestral, além de ser mais especializada, permite compreender a dinâmica do orçamento público anual dos governos e das prefeituras e sua tendência ascendente do primeiro ao sexto período de cada ano-calendário.

GRÁFICO 3

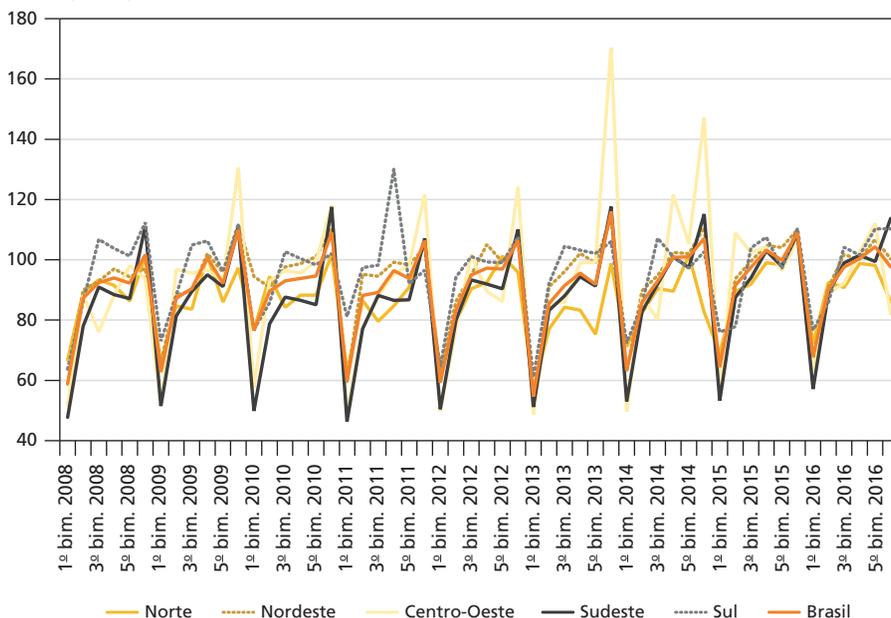
Evolução do indicador de custeio nos estados: valores liquidados por região (2008-2016)
(Em %)



Observa-se que a medida bimestral de custeio como proporção da RCL dos estados, entre 2008 e 2016, atinge um mínimo em torno de 56,1%, na região Norte, e em torno de 74,0% no Brasil, mas com tendências ascendentes e média nacional superior a 100,0%, o que implica que, em média, em termos regionais, compromete-se toda a RCL estadual com o custeio da máquina pública. Somando-se esta evidência à rigidez do custeio no Brasil, temos o porquê da necessidade das medidas de estímulo ao crescimento econômico, para que se torne efetivo o desenvolvimento econômico a partir das esferas subnacionais: sem incremento das receitas públicas, não haverá investimento sustentável.

GRÁFICO 4

Evolução do indicador de custeio nas capitais: valores liquidados por região (2008-2016)
(Em %)



Para as capitais, os ciclos de custeio são similares, apenas com deslocamento em nível e, portanto, com uma média inferior (em torno de 91,0%), mas com valores também elevados da RCL em todas as regiões. A concentração do custeio do setor público na rubrica de pessoal se mostra como causa da inércia na retomada do crescimento e no aumento das receitas *vis-à-vis* a rigidez da despesa pública no Brasil.

Mesmo em uma análise agregada por regiões ou em nível nacional, as evidências para o indicador de custeio, com valores máximos superiores a 100% da RCL dos governos e das prefeituras, justificam uma análise mais detalhada para aferição da situação fiscal destes entes, assim como os aparentes “ciclos de liquidação das despesas de custeio” reforçam a necessidade de revisitar a investigação acerca do fenômeno da estabilização fiscal tardia em nível subnacional.

Replicando o argumento de Alesina e Drazen (1991), tal defasagem seria caracterizada por um “excesso de tolerância” da administração pública em relação à evolução do indicador de custeio e uma atuação com médias de ajuste apenas após a superação de um determinado limiar. É o que será investigado a partir da metodologia proposta na seção seguinte.

4 ASPECTOS METODOLÓGICOS

A necessidade de investigação da solvência dos governos subnacionais, concomitante à caracterização do fenômeno da estabilização fiscal tardia, justifica a utilização da mesma metodologia proposta inicialmente por Caner e Hansen (2001) e adequada à sustentabilidade da política fiscal por Arestis, Cipollini e Fattouh (2004). Adicionalmente, a opção por uma análise em nível subnacional sugere a busca por uma medida mais efetiva para aferição da capacidade fiscal do setor público.

Assim sendo, parte-se dos RGFs e dos RREOs das prefeituras enviados à STN para obtenção do indicador apresentado de forma agregada nos gráficos 3 e 4 entre 2008 e 2016, com frequência bimestral. A frequência e a delimitação do período atendem, respectivamente, à coerência em evitar o período de mudança na metodologia de apuração de despesas ocorrida em 2017 e aos critérios estatísticos para uma amostra com tamanho adequado à obtenção de estimativas robustas, no exercício empírico realizado.

Finalmente, a busca por uma medida efetiva de comprometimento do custeio torna adequada a opção pelo cômputo dos indicadores a partir das despesas liquidadas pelos governos e prefeituras, já que os valores empenhados, muito embora não possam ser cancelados, não refletem ações efetivamente realizadas.

4.1 Modelagem tradicional: um modelo TAR para o indicador de custeio

Conforme citado anteriormente, a estratégia de investigação será baseada na análise da dinâmica descrita pelo indicador de custeio como proporção da RCL para todas as UFs e capitais dos Brasil, permitindo inferir, concomitantemente, sobre a solvência e a possibilidade de implementação tardia das medidas de estabilização fiscal. Seguir-se-á o modelo autorregressivo com valor limite endógeno, de acordo com a proposta inicial de Caner e Hansen (2001),⁸ cuja equação fundamental é representada como:

$$\Delta y_t = \theta_1' x_{t-1} I_{(Z_{t-1} < \lambda)} + \theta_2' x_{t-1} I_{(Z_{t-1} \geq \lambda)} + \varepsilon_t \quad t = 1, \dots, T, \quad (1)$$

em que $x_{t-1} = (y_{t-1}, r_t', \Delta y_{t-1}, \dots, \Delta y_{t-k})'$, $I_{(x)}$ é uma função indicador com $I_{(x)} = 1$ se $x \in A$ e $I_{(x)} = 0$ se $x \notin A$; o erro ε_t segue a usual hipótese i.i.d.; $Z_t = y_t - y_{t-m}$ para $m \geq 1$; r_t é um vetor de componentes determinísticos, incluindo a constante e possivelmente uma tendência linear.

O parâmetro λ representa o valor limite (*threshold*) que é desconhecido, mas assume valores no intervalo $\Lambda = [\lambda_1, \lambda_2]$, com λ_1 e λ_2 escolhidos de forma que $\text{Prob}(Z_t \leq \lambda_1) = \pi_1$ e $\text{Prob}(Z_t \leq \lambda_2) = \pi_2$, desde que π_1 e π_2 sejam complementares, ou seja, $\pi_1 = 1 - \pi_2$.

8. No modelo original, os autores utilizam a ferramenta *threshold autoregressive model* (TAR) para analisar a dinâmica da taxa de desemprego norte-americana.

A estimação dos parâmetros em $\theta_1 = (\rho_1, \beta_1, \alpha_1)'$ e $\theta_2 = (\rho_2, \beta_2, \alpha_2)'$, nos dois possíveis regimes permitidos pelo modelo, segue o algoritmo da concentração detalhado adiante. Em que ρ_1 e ρ_2 são escalares, β_1 e β_2 têm a mesma dimensão de r_t e α_1 e α_2 são vetores de dimensão k . Portanto, ρ_1 e ρ_2 são coeficientes de y_{t-1} , β_1 e β_2 são coeficientes dos componentes determinísticos e α_1 e α_2 são os coeficientes de $(\Delta y_{t-1}, \dots, \Delta y_{t-k})$ nos regimes 1 e 2, respectivamente.

A opção por esse modelo, que permite a classificação das observações em dois regimes, se mostra adequada à consecução do objetivo proposto, haja vista que o interesse consiste não apenas em investigar a dinâmica do indicador custeio, mas também em investigar se há ajustes tardios na condução da política das UFs e capitais do Brasil.

Seguindo Lima e Simonassi (2005), tem-se que, para se implementar o método dos mínimos quadrados (MMQ) na estimação da equação (1), seguindo a abordagem de Caner e Hansen (2001), aplica-se o algoritmo da concentração, o qual consiste em executar as operações a seguir.

- Para cada $\lambda \in \Lambda$, a equação (1) é estimada por MMQ, ou seja, para cada $\lambda \in \Lambda$, tem-se:

$$\begin{aligned} \Delta y_t &= \hat{\theta}_1(\lambda)' x_{t-1} I_{(Z_{t-1} < \lambda)} + \hat{\theta}_2(\lambda)' x_{t-1} I_{(Z_{t-1} \geq \lambda)} + \hat{\varepsilon}_t(\lambda) \\ \hat{\sigma}^2(\lambda) &= T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t(\lambda)^2 \end{aligned} \tag{2}$$

- Estimar o valor limite, λ , minimizando $\sigma^2(\lambda)$, ou seja:

$$\hat{\lambda} = \underset{\lambda \in \Lambda}{\operatorname{argmin}} \hat{\sigma}^2(\lambda)$$

- Estimar θ_1 e θ_2 utilizando a estimativa de λ em (b), $\hat{\lambda}$, isto é:

$$\Delta y_t = \hat{\theta}_1(\hat{\lambda})' x_{t-1} I_{(Z_{t-1} < \hat{\lambda})} + \hat{\theta}_2(\hat{\lambda})' x_{t-1} I_{(Z_{t-1} \geq \hat{\lambda})} + \hat{\varepsilon}_t(\hat{\lambda}) \tag{2.1}$$

$$\hat{\sigma}^2(\hat{\lambda}) = T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t(\hat{\lambda})^2 \tag{2.2}$$

As estimativas das equações (3.1) e (3.2) serão utilizadas para conduzir inferência sobre os parâmetros da equação (1) através de estatísticas de teste t e *Wald*, conforme descrito adiante.

4.1.1 Dinâmica do indicador de custeio

Novamente de acordo com Lima e Simonassi (2005), tem-se que a análise da dinâmica do custeio implicará testar, na equação (1), se $\hat{\theta}_1(\hat{\lambda}) = (\hat{\rho}_1, \hat{\beta}_1, \hat{\alpha}_1)' \neq \hat{\theta}_2(\hat{\lambda}) = (\hat{\rho}_2, \hat{\beta}_2, \hat{\alpha}_2)'$, decorrendo de imediato que, na presença de linearidade, a regressão (3.1) se identifica como a usual regressão ADF (*augmented Dickey-Fuller*).

A eventual dinâmica não linear do indicador proposto implica imprecisão do teste tradicional de raiz unitária ADF para o exercício empírico, de forma que Caner e Hansen (2001) propõem uma estatística alternativa, dada por:

$$W_T = W_T(\hat{\lambda}) = \sup_{\lambda \in \Lambda} W_T(\lambda),$$

em que $W_T(\lambda) = T \left(\frac{\sigma_0^2}{\hat{\sigma}^2(\hat{\lambda})} - 1 \right)$ e σ_0^2 representa a variância do resíduo obtido quando se estima a equação (1). Impondo $H_0: \theta_1 = \theta_2$, com $\hat{\sigma}^2(\hat{\lambda})$ calculado de acordo com (3.2).

A distribuição assintótica de W_T sob estacionariedade, $\rho < 0$, foi investigada por Davies (1987), Chan (1991), Andrews e Ploberger (1994) e Hansen (1996). Caner e Hansen (2001) mostram que, sob a presença de raiz unitária, a distribuição assintótica de W_T depende da estrutura dos dados, o que significa que os valores críticos não podem ser tabulados. Desta forma, os autores sugerem dois métodos de *bootstrap* para aproximar a distribuição assintótica de W_T : o primeiro é apropriado para o caso estacionário, $\rho < 0$, enquanto o segundo é mais adequado para o caso com raiz unitária, $\rho = 0$. Dado que a ordem de integração é desconhecida *a priori*, os valores críticos são calculados por *bootstrap*, assumindo-se $\rho = 0$ e $\rho < 0$, e seu valor mais conservador, maior *p-valor*, é aplicado na estimação. Portanto, este será o procedimento utilizado neste artigo para testar a hipótese nula de linearidade, qual seja, $H_0: \theta_1 = \theta_2$.

4.1.2 Análise do indicador de custeio em modelos não lineares

No modelo teórico no qual se baseia este estudo, os parâmetros ρ_1 e ρ_2 , da equação (1) controlam a estacionariedade do processo y_t , o qual será integrado de ordem 1, $I(1)$, se a hipótese nula, $H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$, for verdadeira. Uma hipótese alternativa natural é dada por $H_1: \rho_1 < 0$ e $\rho_2 < 0$, pois denotaria o processo (y_t) estacionário nos dois regimes. Outra possibilidade mais flexível para formulação da hipótese alternativa, e deveras útil para fins de política, denomina-se raiz unitária parcial, cuja especificação é dada por:

$$H_2 : \begin{cases} \rho_1 < 0 \text{ e } \rho_2 = 0 \\ \text{ou} \\ \rho_1 = 0 \text{ e } \rho_2 < 0 \end{cases}$$

Se H_2 for verdadeira, o processo y_t terá raiz unitária em um dos regimes, mas será estacionário no outro. Três testes⁹ para investigar a estacionariedade do indicador de custeio são então realizados: um para a raiz unitária global e dois outros para captar a presença de raiz unitária em cada regime, de acordo com as estatísticas t_1 e t_2 . Estas

9. Ver detalhes nos apêndices A, B e C.

medidas são detalhadas no apêndice A, e os resultados estatísticos para as UFs e capitais são apresentados nos apêndices B e C, respectivamente.

A diferenciação e investigação em regimes é extremamente importante, pois permite examinar se o indicador segue uma dinâmica diferenciada, ou seja, de estacionário para não estacionário ou vice-versa, após atingir certo valor limite, λ , que representa a tolerância da gestão à intervenção em cada aspecto econômico.

Diante do exposto, temos as seguintes possibilidades para a situação fiscal dos governos subnacionais no Brasil.

- 1) Dinâmica linear, aferida pelo teste de Wald, que implica duas possibilidades para situação fiscal do ente público: raiz unitária global, que sugere insustentabilidade fiscal (i.1); ou estacionariedade global, o que sugere solvência (i.2), sendo tal inferência conduzida a partir da estatística R_{1T} ,¹⁰
- 2) Dinâmica não linear, que exige, além da investigação do comportamento global da série de tempo, a análise dos dois regimes identificados para o indicador de custeio (estatísticas t_1 e t_2).

Em todos os casos, a rejeição da hipótese nula de raiz unitária sugere insolvência, enquanto a mudança de regime, de não estacionário para estacionário, permitirá inferir que há o fenômeno da estabilização fiscal tardia (ii.1), podendo ainda haver o caso inverso, de estacionário para explosivo, quando a representatividade do custeio supera o limiar estimado (ii.2). Casos de estacionariedade ou raiz unitária global e parcial – (ii.3) e (ii.4), respectivamente – são extremos e mais escassos, muito embora possíveis.

5 RESULTADOS

As tabelas 2 e 3 resumem a interpretação dos resultados para os principais testes realizados de acordo com a modelagem proposta, cujas estimativas detalhadas seguem nos apêndices B e C. Todo o processo de estimação e computação de testes de hipóteses foi implementado utilizando-se programação em GAUSS.

5.1 Resultados para as UFs

A tabela 2 corrobora as evidências do impacto do crescimento extraordinário do custeio das UFs, com a constatação de que em dez delas há evidências de insolvência, com a dinâmica do indicador de custeio seguindo um processo globalmente não estacionário. Deste grupo, apenas em Goiás e Minas Gerais o indício da estabilização fiscal tardia¹¹ funciona como atenuante, pois sugere que, pelo menos após o limiar λ , os governos atuam de forma a estabilizar a razão custeio/RCL.

10. Ver apêndice A.

11. Situação ii.1 descrita ao fim da subseção anterior.

Complementando a análise dos resultados para as UFs brasileiras, constata-se também que em dez das 27 UFs há mudança de regime no indicador de custeio apresentado, sendo em 70% delas verificado o fenômeno da estabilização fiscal tardia. Para o total da amostra, este percentual converge para 50%, visto que em seis estados com dinâmica linear há indícios deste comportamento na administração pública.

TABELA 2
Síntese das estimações para as UFs do Brasil

Dinâmica	Tendência global		Estabilização fiscal tardia?	
	Estacionária	Explosiva		
Linear	Acre**		Não	
	Alagoas**		Sim**	
	Amapá*		Não	
	Bahia**	Amazonas		Não
				Não
			Espírito Santo	Não
			Goiás	Sim*
			Minas Gerais	Sim*
		Mato Grosso do Sul	Não	
	Paraíba*		Sim*	
	Piauí**		Sim	
	Roraima**	Rio de Janeiro		Não
		Rio Grande do Norte		Não
				Sim**
			Santa Catarina	Não
		São Paulo	Não	
Sergipe		Não		
Não linear	Ceará**		Sim**	
	Distrito Federal**		Sim**	
	Maranhão**		Sim**	
		Mato Grosso	Não	
	Pará**		Sim**	
	Paraná**		Sim**	
	Pernambuco**		Sim**	
	Rio Grande do Sul**		Sim**	
	Rondônia**		Não	
	Tocantins**		Não	

Obs.: 1. Inferência realizada a partir das estimativas dos resultados dos modelos apresentados no apêndice A.
2. (**) resultado a 5% de significância; (*) resultado a 10% de significância.

Ocorre que, se a raiz unitária global com a presença de estabilização fiscal tardia consiste em um atenuante ao grave quadro fiscal do ente público, a estacionariedade global concomitante àquela situação (ii.1), descrita ao fim da seção

anterior, implica a necessidade de alertar para o eventual crescimento desordenado das despesas de custeio. É exatamente o que ocorre em outros nove estados e no Distrito Federal.

Por fim, os resultados peculiares de Sergipe e Tocantins, embora com dinâmicas diferentes, caracterizam a situação (ii.2) e sugerem alerta para os limiares de gastos com custeio como proporção da RCL, que, a despeito da estacionariedade global do indicador, poderá induzir a insolvência destas administrações.

5.2 Resultados para as capitais brasileiras

De forma análoga ao realizado para as UFs brasileiras, a tabela 3 sumariza a interpretação das estimativas do modelo (1) detalhadas no apêndice C para as 26 capitais do país.

TABELA 3
Síntese das estimações para as capitais brasileiras

Dinâmica	Tendência global		Estabilização fiscal tardia?
	Estacionária	Explosiva	
Linear	Belém**		Sim**
	Boa Vista**		Sim**
	Fortaleza**		Sim**
	João Pessoa**		Sim**
	Macapá**		Não
	Manaus**		Sim**
		Porto Velho	Não
	Salvador**		Sim**
	Teresina**		Não
	Não linear	Aracaju**	
Belo Horizonte**			Sim**
		Campo Grande	Não
Cuiabá**			Sim**
Curitiba**			Sim**
Florianópolis**			Sim**
Goiânia**			Sim**
Maceió**			Não
Natal**			Sim**
Palmas**			Sim**
Porto Alegre**			Não
Recife**			Sim*
Rio Branco**			Sim**
		Rio de Janeiro	Não
São Luís**			Não
São Paulo**			Sim**
Vitória**		Sim**	

Obs.: 1. Inferência realizada a partir das estimativas dos resultados dos modelos apresentados no apêndice B.

2. (**) resultado a 5% de significância; (*) resultado a 10% de significância.

Observa-se, na tabela 3, que para as capitais é mais frequente a ocorrência de mudança de regime na dinâmica do indicador de custeio como proporção da RCL, ao passo que também se mostra menos grave o quadro fiscal aferido a partir desta medida: apenas Porto Velho, Campo Grande e Rio de Janeiro apresentam um quadro fiscal mais grave, com estas duas últimas capitais ainda apresentando dois padrões de comportamento explosivo do custeio da administração pública, fato que sugere uma aceleração da crise fiscal para padrões elevados de custeio, em detrimento da implementação de medidas de ajuste fiscal. Além daquelas capitais, apenas Porto Alegre enquadra-se em situação similar à verificada para os estados de Sergipe e Tocantins, com sustentabilidade global, mas com limiares cuja superação implica insolvência.

Essa situação fiscal menos grave, nos municípios de grande porte e nas capitais, se coaduna com as evidências da necessidade de financiamento do setor público consolidado em dados agregados para as três esferas de governo, disponíveis no Banco Central do Brasil (BCB).

Finalmente, cabe reforçar a constatação do fenômeno das políticas tardias de estabilização fiscal associada à estacionariedade global em 18 das 26 capitais brasileiras. É exatamente nas esferas subnacionais que o processo de barganha pelo orçamento público é mais intenso e, portanto, é maior a necessidade de rigor na gestão do custeio da administração pública. Nos termos de Alesina e Drazen (1991), os grupos de interesse, que diferem uns dos outros na perda de bem-estar resultante dos métodos governamentais utilizados na estabilização fiscal, brigam entre si para obter a menor perda durante o período de ajuste fiscal e, por conseguinte, a estabilização só ocorrerá depois que um dos grupos for derrotado.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Considerando-se a literatura tradicional atinente à sustentabilidade da política fiscal e o processo de barganha que envolve o orçamento público, este estudo contribui com o debate nesta área, ao realizar uma investigação da solvência dos governos subnacionais no Brasil, a partir de um indicador baseado no custeio da administração pública e segundo uma metodologia adequada à instabilidade das relações entre as variáveis econômicas.

O indicador de custeio como proporção da RCL proposto se mostra uma restrição mais ativa à realização de investimentos que viabilizem a retomada da economia e a consecução do crescimento econômico dos entes subnacionais no Brasil, tendo em vista que majoritariamente tais entes possuem elevada margem para endividamento, muito embora não disponham de recursos para manter sequer o funcionamento da administração pública.

Ampliam-se assim as contribuições sobre a análise da política fiscal dos governos subnacionais, como destaca Quintanilla (2009), além dos efeitos da dívida pública sobre o crescimento econômico, conforme apresentado por Reinhart e Rogoff (2009a; 2009b; 2010a; 2010b; 2011; 2012) e Panizza e Presbitero (2013) e, mais recentemente, Ostry, Gosh e Espinoza (2015), seja pela forma de análise da solvência desses entes ou pela incorporação do fenômeno da estabilização fiscal tardia, já previsto em Alesina e Drazen (1991). Segundo esses autores, tal fenômeno ocorre em países onde grupos de interesses, que diferem uns dos outros na perda de bem-estar resultante dos métodos governamentais utilizados na estabilização fiscal, disputam entre si para minimizar suas perdas durante o período de ajuste fiscal. Embora não constitua objeto deste artigo, uma extensão imediata poderia ser a incorporação das contribuições recentes para identificação de situação de fadiga fiscal, a qual pode ser sugerida a partir de dinâmicas de déficit que passam de estacionárias para não estacionárias a partir de um determinado limiar, desde que associadas ao elevado volume de endividamento.

Assim, a estabilização fiscal tardia é consequência do *trade-off* entre governança e governabilidade, com o qual se depara o gestor público, e reflete a existência de restrições políticas que impedem uma ação rápida das autoridades fiscais, na sua tarefa de eliminar trajetórias não sustentáveis do gasto público.

Conforme argumenta Rocha (2020), o setor público brasileiro tem a peculiaridade de apresentar tendências ascendentes da despesa pública “em épocas de crescimento, o que não deixa espaço para políticas contracíclicas” tão necessárias em períodos como o pós-crise de 2008, e observa-se, nas evidências deste artigo, quando apresentadas em termos agregados, um crescimento do custeio do setor público *vis-à-vis* a RCL dos entes subnacionais, mesmo considerando-se dados liquidados.

Neste estudo, a aplicação de um modelo autorregressivo com valor limite endógeno para o indicador de custeio como proporção da RCL, com dados entre 2008 e 2016, seguindo a abordagem de Caner e Hansen (2001), permite constatar uma grave situação fiscal de estrangulamento do custeio em dez das 27 UFs, e em apenas três das 26 capitais de estados do país, demonstrando uma gestão mais austera das despesas nos níveis inferiores de governo.

Por sua vez, o mais intenso processo de barganha pelo orçamento público se comprova nas prefeituras. Mesmo após a implementação de dispositivos legais, como a LRF ou as resoluções nºs 40 e 43/2001 do Senado Federal, caracteriza-se, em treze das 27 UFs e em dezoito das 26 capitais, o fenômeno da estabilização fiscal tardia e, portanto, um excesso de tolerância das autoridades destes entes ao crescimento desordenado do gasto público.

Finalmente, destaca-se que não foram considerados na investigação os eventuais impactos das alterações do risco fiscal do governo federal sobre o custo da

dívida dos entes subnacionais, fato que requer a estimação do grau de exposição de cada ente ao risco sistêmico, e pode envolver, em se estendendo para a análise do serviço da dívida, a conta de capital e sua componente de amortização, variável muito volátil entre os entes.

REFERÊNCIAS

- ALESINA, A.; DRAZEN, A. Why are stabilizations delayed? **American Economic Review**, v. 81, n. 5, p. 1170-1188, dez. 1991.
- ANDREWS, D. W. K.; PLOBERGER, W. Optimal tests when a nuisance parameter is present only under the alternative. **Econometrica**, v. 62, n. 6, p. 1383-1414, nov. 1994.
- ARESTIS, P.; CIPOLLINI, A.; FATTOUH, B. Threshold effects in the U.S. budget deficit. **Economic Inquiry**, v. 42, n. 2, 214-222, 2004.
- BERTOLA, G.; DRAZEN, A. Trigger points and budget cuts: explaining the effects of fiscal austerity. **American Economic Review**, v. 83, n. 1, p. 11-26, mar. 1993.
- BOHN, H. The behavior of U.S. public debt and deficits. **Quarterly Journal of Economics**, v. 113, n. 3, p. 949-963, ago. 1998.
- BOHN, H. **Are stationarity and cointegration restrictions really necessary for the intertemporal budget constraint?** California: UCSB, out. 2006. (Working Paper, n. 464).
- CANER, M.; HANSEN, B. E. Threshold autoregression with a unit root. **Econometrica**, v. 69, n. 6, p. 1555-1596, nov. 2001.
- CHAN, K. S. Percentage points of likelihood ratio tests for threshold autoregression. **Journal of the Royal Statistical Society**, Series B, v. 53, p. 691-696, 1991.
- CHICOLI, R. S. E.; BENDER, S. **Ensaio em política fiscal para países emergentes**. 2020. Tese (Doutorado) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2020.
- CYSNE, R. P.; CAMPOS, E. L. A time varying fiscal reaction function for Brazil. **Estudos Econômicos**, v. 49, n. 1, p. 5-38, jan.-mar. 2019a.
- CYSNE, R. P.; CAMPOS, E. L. An alert on the recent fall of the fiscal reaction in Brazil. **Brazilian Journal of Political Economy**, v. 39, n. 2, p. 253-262, abr.-jun. 2019b.
- DAVIES, R. B. Hypothesis testing when a nuisance parameter is present only under the alternative. **Biometrika**, v. 74, p. 33-43, 1987.

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

HAKKIO, C. S.; RUSH, M. Is the budget deficit too large? **Economic Inquiry**, v. 24, p. 429-445, 1991.

HAMILTON, J. D.; FLAVIN, M. A. On the limitations of government borrowing: a framework for empirical testing. **American Economic Review**, v. 76, n. 4, p. 809-819, set. 1986.

HANSEN, B. E. Inference when a nuisance parameter is not identified under the null hypothesis. **Econometrica**, v. 64, n. 2, p. 413-430, mar. 1996.

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

LUPORINI, V. **Sustainability of the Brazilian fiscal policy and Central Bank independence**. Belo Horizonte: UFMG/Cedeplar, abr. 1999. (Texto para Discussão, n. 125).

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

LUPORINI, V. Sustainability of Brazilian fiscal policy, once again: corrective policy response over time. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 40., 2012, Porto de Galinhas, Pernambuco. **Anais...** Pernambuco: Anpec, 2012.

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

OSTRY, J. D.; GOSH, A.R.; ESPINOZA, R. **When should public debt be reduced?** Washington: International Monetary Fund, jun. 2015. (IMF Staff Discussion Note, n. 15/10).

PANIZZA, U.; PRESBITERO, A. F. **Public debt and economic growth in advanced economies: a survey**. Ancona, Itália: Univ. Politecnica Marche, 2013. (Mo.Fi.R. Working Paper, n. 78).

QUINTANILLA, J. C. **Public finance sustainability in subnational governments**. Londres: Debt Relief International, nov. 2009. (Heavily Indebted Poor Countries Debt Strategy and Analysis Capacity Building Programme CEMLA, Publication n. 12).

REINHART, C. M.; ROGOFF, K. S. The aftermath of financial crisis. **American Economic Review**, v. 99, n. 2, p. 466-472, 2009a.

REINHART, C. M.; ROGOFF, K. S. **This time is different**: eight centuries of financial folly. Princeton, Nova Jersey: Princeton University Press, 2009b.

REINHART, C. M.; ROGOFF, K. S. Debt and growth revisited, **VoxEU.org**, ago. 2010a.

REINHART, C. M.; ROGOFF, K. S. Growth in a time of debt. **American Economic Review**, v. 100, n. 2, p. 573-578, 2010b.

REINHART, C. M.; ROGOFF, K. S. From financial crash to debt crisis. **American Economic Review**, v. 101, n. 5, p. 1676-1706, ago. 2011.

REINHART, C. M.; REINHART, V. R.; ROGOFF, K. S. Public debt overhangs: advanced-economy episodes since 1800. **Journal of Economic Perspectives**, v. 26, n. 3, p. 69-86, 2012.

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

ROCHA, F. A crise fiscal e a academia. **Informações Fipe**, n. 472, jan. 2020.

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

SIMONASSI, A. G. *et al.* Solvência e reação fiscal das administrações públicas municipais no Brasil. **Planejamento e Políticas Públicas**, n. 39, p. 91-122, jul.-dez. 2012.

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

UCTUM, M.; THURSTON, T.; UCTUM R. Public debt, the unit root hypothesis and structural breaks: a multi-country analysis. **Economica**, v. 73, n. 289, p. 129-156, fev. 2006.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

ALESINA, A.; PEROTTI, R. Fiscal expansions and fiscal adjustments in OECD countries. **Economic Policy**, v. 10, n. 21, p. 205-248, out. 1995.

BOHN, H. The sustainability of budget deficits with lump-sum and with income-based taxation. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 23, n. 3, p. 581-604, ago. 1991.

BRASIL. **Constituição Federal de 1988**. Brasília: Congresso Nacional, 1988.

BRASIL. Lei Complementar nº 101, de 4 maio de 2000. Estabelece normas de finanças públicas voltadas para a responsabilidade na gestão fiscal e dá outras providências. **Diário Oficial da União**, Brasília, 5 maio 2000.

BRASIL. Resolução nº 40, de 2001. Dispõe sobre os limites globais para o montante da dívida pública consolidada e da dívida pública mobiliária dos estados, do Distrito Federal e dos municípios, em atendimento ao disposto no art. 52, VI e IX, da Constituição Federal. **Diário Oficial da União**, Brasília, 21 dez. 2001.

BRASIL. Resolução nº 43, de 2001. Dispõe sobre as operações de crédito interno e externo dos estados, do Distrito Federal e dos municípios, inclusive concessão de garantias, seus limites e condições de autorização, e dá outras providências. **Diário Oficial da União**, Brasília, 26 dez. 2001.

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

REINHART, C. M.; ROGOFF, K. S. **The forgotten history of domestic debt**. Cambridge, Estados Unidos: National Bureau of Economic Research, 2008. (Working Paper, n. 13946).

APÊNDICE A

SUMÁRIO DOS TESTES REALIZADOS NO MODELO TAR

A distinção entre H_0 , H_1 e H_2 é realizada mediante o uso das seguintes estatísticas de teste propostas por Caner e Hansen (2001).

- 1) Uma estatística t para ρ_1, t_1 , utilizada para testar a hipótese nula de raiz unitária, $H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$, contra a alternativa de estacionariedade apenas no regime 1, isto é; $H_2: \rho_1 = 0$ e $\rho_2 < 0$.
- 2) Uma estatística t para ρ_2, t_2 , utilizada para testar a hipótese nula de raiz unitária, $H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$, contra a alternativa de estacionariedade apenas no regime 2, isto é; $H_2: \rho_1 = 0$ e $\rho_2 < 0$.
- 3) Uma estatística de Wald unicaudal, $R_{1T} = t_1^2 I_{(\hat{\rho}_1 < 0)} + t_2^2 I_{(\hat{\rho}_2 < 0)}$, utilizada para testar a hipótese nula de raiz unitária, $H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$, contra a alternativa.

Os valores críticos para as estatísticas R_{1T} , t_1 e t_2 encontram-se tabulados em Caner e Hansen (2001). Foram tabulados valores críticos assintóticos e, para melhorar a inferência em amostras pequenas, valores críticos por *bootstrap*.

As simulações de Monte Carlo realizadas por Caner e Hansen (2001) mostram que, na presença de raiz unitária parcial, os testes baseados nas estatísticas t têm muito mais potência (e melhor tamanho) que o tradicional teste ADF e que o teste baseado na estatística R_{1T} . Na presença de estacionariedade pura (estacionariedade nos dois regimes), os testes t ainda possuem mais potência que o teste ADF quando existem efeitos de *threshold* nos outros parâmetros do modelo (1). Isto levou Caner e Hansen a concluir que os testes t são capazes de discriminar corretamente os casos de raiz unitária pura, raiz unitária parcial e estacionariedade pura.

APÊNDICE B

RESULTADOS DO MODELO TAR PARA AS UNIDADES DA FEDERAÇÃO

TABELA B.1
Estimativas para as UF's da região Norte: testes de linearidade e estacionariedade

UF	Teste de linearidade	Evolução global	Evolução parcial	Evolução parcial
Acre	$\lambda = 0,018$	$R_{17}: 25,6$	$t_1: 3,45$	$t_2: 3,70$
	Wald: 9,14	p-valor assintótico: 0,00	p-valor assintótico: 0,03	p-valor assintótico: 0,02
	p-valor: 0,49	p-valor <i>bootstrap</i> : 0,01	p-valor <i>bootstrap</i> : 0,05	p-valor <i>bootstrap</i> : 0,02
Amapá	$\lambda = 0,207$	$R_{17}: 31,6$	$t_1: 2,67$	$t_2: 2,46$
	Wald: 10,4	p-valor assintótico: 0,04	p-valor assintótico: 0,18	p-valor assintótico: 0,26
	p-valor: 0,42	p-valor <i>bootstrap</i> : 0,06	p-valor <i>bootstrap</i> : 0,08	p-valor <i>bootstrap</i> : 0,23
Amazonas	$\lambda = 0,071$	$R_{17}: 1,91$	$t_1: 1,14$	$t_2: 0,78$
	Wald: 6,04	p-valor assintótico: 0,92	p-valor assintótico: 0,83	p-valor assintótico: 0,91
	p-valor: 0,67	p-valor <i>bootstrap</i> : 0,61	p-valor <i>bootstrap</i> : 0,46	p-valor <i>bootstrap</i> : 0,30
Pará	$\lambda = -0,202$	$R_{17}: 31,6$	$t_1: 2,79$	$t_2: 4,88$
	Wald: 15,4	p-valor assintótico: 0,00	p-valor assintótico: 0,15	p-valor assintótico: 0,00
	p-valor: 0,09	p-valor <i>bootstrap</i> : 0,00	p-valor <i>bootstrap</i> : 0,08	p-valor <i>bootstrap</i> : 0,00
Rondônia	$\lambda = -0,077$	$R_{17}: 32,9$	$t_1: 4,58$	$t_2: 3,46$
	Wald: 25,8	p-valor assintótico: 0,00	p-valor assintótico: 0,01	p-valor assintótico: 0,03
	p-valor: 0,01	p-valor <i>bootstrap</i> : 0,00	p-valor <i>bootstrap</i> : 0,00	p-valor <i>bootstrap</i> : 0,00
Roraima	$\lambda = -0,058$	$R_{17}: 25,5$	$t_1: -1,20$	$t_2: 5,05$
	Wald: 6,1	p-valor assintótico: 0,00	p-valor assintótico: 0,81	p-valor assintótico: 0,00
	p-valor: 0,81	p-valor <i>bootstrap</i> : 0,00	p-valor <i>bootstrap</i> : 0,96	p-valor <i>bootstrap</i> : 0,00
Tocantins	$\lambda = -0,123$	$R_{17}: 20,4$	$t_1: 3,81$	$t_2: 2,44$
	Wald: 32,2	p-valor assintótico: 0,00	p-valor assintótico: 0,01	p-valor assintótico: 0,26
	p-valor: 0,02	p-valor <i>bootstrap</i> : 0,03	p-valor <i>bootstrap</i> : 0,04	p-valor <i>bootstrap</i> : 0,18

Elaboração dos autores.

Obs.: UF – Unidades da Federação.

TABELA B.2
Estimativas para as UFs da região Nordeste: testes de linearidade e estacionariedade

UF	Teste de linearidade	Evolução global	Evolução parcial	Evolução parcial
Alagoas	$\lambda = 0,123$ Wald: 14,0 p-valor: 0,12	R_{17} : 18,6 p-valor assintótico: 0,00 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,00	t_1 : 2,05 p-valor assintótico: 0,44 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,31	t_2 : 3,79 p-valor assintótico: 0,01 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,00
Bahia	$\lambda = -0,121$ Wald: 12,1 p-valor: 0,25	R_{17} : 22,6 p-valor assintótico: 0,00 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,03	t_1 : 3,02 p-valor assintótico: 0,09 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,09	t_2 : 3,66 p-valor assintótico: 0,02 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,02
Ceará	$\lambda = 0,119$ Wald: 41,8 p-valor: 0,00	R_{17} : 28,7 p-valor assintótico: 0,00 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,00	t_1 : 3,22 p-valor assintótico: 0,06 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,06	t_2 : 4,28 p-valor assintótico: 0,00 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,00
Maranhão	$\lambda = 0,075$ Wald: 23,9 p-valor: 0,01	R_{17} : 25,5 p-valor assintótico: 0,00 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,00	t_1 : 1,16 p-valor assintótico: 0,83 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,44	t_2 : 4,92 p-valor assintótico: 0,00 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,00
Paraíba	$\lambda = -0,114$ Wald: 12,4 p-valor: 0,23	R_{17} : 15,5 p-valor assintótico: 0,02 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,06	t_1 : 2,16 p-valor assintótico: 0,39 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,25	t_2 : 3,29 p-valor assintótico: 0,05 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,05
Pernambuco	$\lambda = -0,076$ Wald: 34,6 p-valor: 0,00	R_{17} : 26,3 p-valor assintótico: 0,00 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,02	t_1 : -0,07 p-valor assintótico: 0,96 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,73	t_2 : 5,13 p-valor assintótico: 0,00 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,01
Piauí	$\lambda = -0,047$ Wald: 11,0 p-valor: 0,30	R_{17} : 15,4 p-valor assintótico: 0,02 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,03	t_1 : 1,04 p-valor assintótico: 0,86 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,53	t_2 : 3,79 p-valor assintótico: 0,01 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,01
Rio Grande do Norte	$\lambda = 0,221$ Wald: 17,6 p-valor: 0,20	R_{17} : 3,90 p-valor assintótico: 0,70 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,56	t_1 : 1,97 p-valor assintótico: 0,48 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,27	t_2 : -0,87 p-valor assintótico: 0,89 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,92
Sergipe	$\lambda = 0,085$ Wald: 5,3 p-valor: 0,85	R_{17} : 13,6 p-valor assintótico: 0,04 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,08	t_1 : 3,69 p-valor assintótico: 0,02 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,02	t_2 : 0,08 p-valor assintótico: 0,96 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,79

Elaboração dos autores.

TABELA B.3

Estimativas para as UFs da região Centro-Oeste: testes de linearidade e estacionariedade

UF	Teste de linearidade	Evolução global	Evolução parcial	Evolução parcial
Distrito Federal	$\lambda = -0,050$ Wald: 25,5 p-valor: 0,03	R_{12} : 6,1 p-valor assintótico: 0,02 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,01	t_1 : -2,63 p-valor assintótico: 0,19 p-valor <i>bootstrap</i> : 1,00	t_2 : 4,02 p-valor assintótico: 0,00 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,00
Goiás	$\lambda = 0,063$ Wald: 8,53 p-valor: 0,54	R_{12} : 9,80 p-valor assintótico: 0,14 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,21	t_1 : 0,34 p-valor assintótico: 0,95 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,74	t_2 : 3,11 p-valor assintótico: 0,07 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,08
Mato Grosso	$\lambda = -0,018$ Wald: 36,3 p-valor: 0,00	R_{12} : 7,14 p-valor assintótico: 0,33 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,26	t_1 : -1,17 p-valor assintótico: 0,82 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,90	t_2 : 2,67 p-valor assintótico: 0,18 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,12
Mato Grosso do Sul	$\lambda = 141$ Wald: 14,2 p-valor: 0,16	R_{12} : 8,08 p-valor assintótico: 0,25 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,15	t_1 : 2,84 p-valor assintótico: 0,13 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,03	t_2 : 0,04 p-valor assintótico: 0,96 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,82

Elaboração dos autores.

TABELA B.4

Estimativas para as UFs da região Sudeste: testes de linearidade e estacionariedade

UF	Teste de linearidade	Evolução global	Evolução parcial	Evolução parcial
Espírito Santo	$\lambda = -0,072$ Wald: 6,23 p-valor: 0,80	R_{12} : 5,07 p-valor assintótico: 0,55 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,44	t_1 : 0,42 p-valor assintótico: 0,95 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,68	t_2 : 2,21 p-valor assintótico: 0,37 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,20
Minas Gerais	$\lambda = -0,079$ Wald: 11,1 p-valor: 0,28	R_{12} : 8,91 p-valor assintótico: 0,19 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,17	t_1 : -1,47 p-valor assintótico: 0,70 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,98	t_2 : 2,98 p-valor assintótico: 0,09 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,05
Rio de Janeiro	$\lambda = -0,172$ Wald: 7,0 p-valor: 0,68	R_{12} : 9,27 p-valor assintótico: 0,17 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,12	t_1 : 2,10 p-valor assintótico: 0,42 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,19	t_2 : 2,21 p-valor assintótico: 0,37 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,19
São Paulo	$\lambda = 0,004$ Wald: 6,9 p-valor: 0,72	R_{12} : 4,54 p-valor assintótico: 0,62 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,52	t_1 : 1,99 p-valor assintótico: 0,47 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,30	t_2 : 0,76 p-valor assintótico: 0,91 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,55

Elaboração dos autores.

TABELA B.5
Estimativas para as UFs da região Sul: testes de linearidade e estacionariedade

UF	Teste de linearidade	Evolução global	Evolução parcial	Evolução parcial
Paraná	$\lambda = 0,191$ Wald: 44,1 p-valor: 0,00	$R_{17}: 70,2$ p-valor assintótico: 0,00 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,00	$t_1: 0,00$ p-valor assintótico: 0,96 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,77	$t_2: 8,38$ p-valor assintótico: 0,00 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,00
Rio Grande do Sul	$\lambda = -0,073$ Wald: 23,9 p-valor: 0,01	$R_{17}: 15,0$ p-valor assintótico: 0,02 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,04	$t_1: -1,53$ p-valor assintótico: 0,68 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,95	$t_2: 3,88$ p-valor assintótico: 0,01 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,02
Santa Catarina	$\lambda = 0,053$ Wald: 14,1 p-valor: 0,13	$R_{17}: 5,51$ p-valor assintótico: 0,50 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,45	$t_1: 0,05$ p-valor assintótico: 0,95 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,69	$t_2: 2,30$ p-valor assintótico: 0,32 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,21

Elaboração dos autores.

APÊNDICE C

RESULTADOS DO MODELO TAR PARA AS CAPITALS BRASILEIRAS

TABELA C.1
Estimativas para as capitais da região Norte: testes de linearidade e estacionariedade

Capital	Teste de linearidade	Evolução global	Evolução parcial	Evolução parcial
Belém	$\lambda = 0,034$	$R_{17}: 20,2$	$t_1: 1,94$	$t_2: 4,06$
	Wald: 6,38	p-valor assintótico: 0,00	p-valor assintótico: 0,50	p-valor assintótico: 0,00
	p-valor: 0,74	p-valor <i>bootstrap</i> : 0,02	p-valor <i>bootstrap</i> : 0,25	p-valor <i>bootstrap</i> : 0,04
Boa Vista	$\lambda = -0,037$	$R_{17}: 15,1$	$t_1: 1,76$	$t_2: 3,47$
	Wald: 12,2	p-valor assintótico: 0,02	p-valor assintótico: 0,58	p-valor assintótico: 0,03
	p-valor: 0,30	p-valor <i>bootstrap</i> : 0,03	p-valor <i>bootstrap</i> : 0,36	p-valor <i>bootstrap</i> : 0,03
Macapá	$\lambda = 0,105$	$R_{17}: 39,3$	$t_1: 4,84$	$t_2: 3,99$
	Wald: 6,69	p-valor assintótico: 0,00	p-valor assintótico: 0,00	p-valor assintótico: 0,01
	p-valor: 0,68	p-valor <i>bootstrap</i> : 0,00	p-valor <i>bootstrap</i> : 0,01	p-valor <i>bootstrap</i> : 0,05
Manaus	$\lambda = -0,147$	$R_{17}: 27,9$	$t_1: -1,08$	$t_2: 5,28$
	Wald: 9,07	p-valor assintótico: 0,00	p-valor assintótico: 0,84	p-valor assintótico: 0,00
	p-valor: 0,48	p-valor <i>bootstrap</i> : 0,00	p-valor <i>bootstrap</i> : 0,83	p-valor <i>bootstrap</i> : 0,00
Palmas	$\lambda = 0,035$	$R_{17}: 25,9$	$t_1: 2,56$	$t_2: 4,40$
	Wald: 18,8	p-valor assintótico: 0,00	p-valor assintótico: 0,21	p-valor assintótico: 0,00
	p-valor: 0,01	p-valor <i>bootstrap</i> : 0,00	p-valor <i>bootstrap</i> : 0,08	p-valor <i>bootstrap</i> : 0,01
Porto Velho	$\lambda = 0,116$	$R_{17}: 10,0$	$t_1: 1,73$	$t_2: 2,65$
	Wald: 7,19	p-valor assintótico: 0,13	p-valor assintótico: 0,60	p-valor assintótico: 0,19
	p-valor: 0,68	p-valor <i>bootstrap</i> : 0,19	p-valor <i>bootstrap</i> : 0,39	p-valor <i>bootstrap</i> : 0,10
Rio Branco	$\lambda = 0,028$	$R_{17}: 50,3$	$t_1: 1,07$	$t_2: 7,01$
	Wald: 19,5	p-valor assintótico: 0,00	p-valor assintótico: 0,85	p-valor assintótico: 0,00
	p-valor: 0,04	p-valor <i>bootstrap</i> : 0,00	p-valor <i>bootstrap</i> : 0,50	p-valor <i>bootstrap</i> : 0,00

Elaboração dos autores.

TABELA C.2
Estimativas para as capitais da região Nordeste: testes de linearidade e estacionariedade

Capital	Teste de linearidade	Evolução global	Evolução parcial	Evolução parcial
Aracaju	$\lambda = 0,128$	$R_{17}: 13,9$	$t_1: 2,18$	$t_2: 3,02$
	Wald: 25,4	p-valor assintótico: 0,03	p-valor assintótico: 0,38	p-valor assintótico: 0,09
	p-valor: 0,00	p-valor <i>bootstrap</i> : 0,05	p-valor <i>bootstrap</i> : 0,25	p-valor <i>bootstrap</i> : 0,05
Fortaleza	$\lambda = 0,038$	$R_{17}: 34,8$	$t_1: 3,01$	$t_2: 5,07$
	Wald: 12,2	p-valor assintótico: 0,00	p-valor assintótico: 0,09	p-valor assintótico: 0,00
	p-valor: 0,25	p-valor <i>bootstrap</i> : 0,01	p-valor <i>bootstrap</i> : 0,11	p-valor <i>bootstrap</i> : 0,00
João Pessoa	$\lambda = -0,053$	$R_{17}: 37,2$	$t_1: 0,96$	$t_2: 6,02$
	Wald: 6,21	p-valor assintótico: 0,00	p-valor assintótico: 0,88	p-valor assintótico: 0,00
	p-valor: 0,78	p-valor <i>bootstrap</i> : 0,00	p-valor <i>bootstrap</i> : 0,48	p-valor <i>bootstrap</i> : 0,00

(Continua)

(Continuação)

Capital	Teste de linearidade	Evolução global	Evolução parcial	Evolução parcial
Maceió	$\lambda = -0,048$ Wald: 18,2 p-valor: 0,03	$R_{17}: 61,1$ p-valor assintótico: 0,00 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,00	$t_1: 4,17$ p-valor assintótico: 0,00 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,01	$t_2: 6,61$ p-valor assintótico: 0,00 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,00
Natal	$\lambda = 0,236$ Wald: 25,1 p-valor: 0,02	$R_{17}: 28,1$ p-valor assintótico: 0,00 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,00	$t_1: 1,37$ p-valor assintótico: 0,76 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,34	$t_2: 5,12$ p-valor assintótico: 0,00 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,00
Recife	$\lambda = 0,165$ Wald: 52,6 p-valor: 0,00	$R_{17}: 13,4$ p-valor assintótico: 0,04 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,03	$t_1: 2,42$ p-valor assintótico: 0,27 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,15	$t_2: 2,75$ p-valor assintótico: 0,16 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,06
Salvador	$\lambda = -0,011$ Wald: 7,53 p-valor: 0,61	$R_{17}: 26,6$ p-valor assintótico: 0,00 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,00	$t_1: 2,01$ p-valor assintótico: 0,46 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,26	$t_2: 4,75$ p-valor assintótico: 0,00 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,00
São Luís	$\lambda = 0,314$ Wald: 50,7 p-valor: 0,02	$R_{17}: 15,7$ p-valor assintótico: 0,01 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,15	$t_1: 3,97$ p-valor assintótico: 0,01 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,06	$t_2: -4,98$ p-valor assintótico: 0,00 p-valor <i>bootstrap</i> : 1,00
Teresina	$\lambda = 0,050$ Wald: 12,5 p-valor: 0,18	$R_{17}: 61,5$ p-valor assintótico: 0,00 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,00	$t_1: 6,52$ p-valor assintótico: 0,00 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,00	$t_2: 4,37$ p-valor assintótico: 0,00 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,00

Elaboração dos autores.

TABELA C.3

Estimativas para as capitais da região Centro-Oeste: testes de linearidade e estacionariedade

Capital	Teste de linearidade	Evolução global	Evolução parcial	Evolução parcial
Campo Grande	$\lambda = 0,173$ Wald: 18,3 p-valor: 0,02	$R_{17}: 8,55$ p-valor assintótico: 0,22 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,17	$t_1: 1,78$ p-valor assintótico: 0,58 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,23	$t_2: 2,32$ p-valor assintótico: 0,14 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,31
Cuiabá	$\lambda = 0,221$ Wald: 19,0 p-valor: 0,05	$R_{17}: 31,6$ p-valor assintótico: 0,00 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,00	$t_1: 2,12$ p-valor assintótico: 0,41 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,25	$t_2: 5,21$ p-valor assintótico: 0,00 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,00
Goiânia	$\lambda = -0,109$ Wald: 24,7 p-valor: 0,02	$R_{17}: 24,2$ p-valor assintótico: 0,00 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,00	$t_1: 1,20$ p-valor assintótico: 0,82 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,49	$t_2: t_3: 4,77$ p-valor assintótico: 0,00 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,00

Elaboração dos autores.

TABELA C.4

Estimativas para as capitais da região Sudeste: testes de linearidade e estacionariedade

Capital	Teste de linearidade	Evolução global	Evolução parcial	Evolução parcial
Belo Horizonte	$\lambda = -0,050$ Wald: 38,6 p-valor: 0,00	$R_{17}: 102,0$ p-valor assintótico: 0,00 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,00	$t_1: 0,76$ p-valor assintótico: 0,91 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,66	$t_2: 10,1$ p-valor assintótico: 0,00 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,00
Rio de Janeiro	$\lambda = 0,266$ Wald: 54,5 p-valor: 0,00	$R_{17}: 7,30$ p-valor assintótico: 0,31 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,23	$t_1: 2,23$ p-valor assintótico: 0,35 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,10	$t_2: 1,53$ p-valor assintótico: 0,69 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,39

(Continua)

(Continuação)

Capital	Teste de linearidade	Evolução global	Evolução parcial	Evolução parcial
São Paulo	$\lambda = 0,106$	$R_{12}: 140,0$	$t_1: 2,79$	$t_2: 11,5$
	Wald: 107,0 p-valor: 0,00	p-valor assintótico: 0,00 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,00	p-valor assintótico: 0,14 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,10	p-valor assintótico: 0,00 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,00
Vitória	$\lambda = 0,048$	$R_{12}: 51,6$	$t_1: -1,55$	$t_2: 7,19$
	Wald: 48,8 p-valor: 0,00	p-valor assintótico: 0,00 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,00	p-valor assintótico: 0,67 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,97	p-valor assintótico: 0,00 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,00

Elaboração dos autores.

TABELA C.5

Estimativas para as capitais da região Sul: testes de linearidade e estacionariedade

Capital	Teste de linearidade	Evolução global	Evolução parcial	Evolução parcial
Curitiba	$\lambda = 0,052$	$R_{12}: 29,0$	$t_1: -0,328$	$t_2: 5,38$
	Wald: 32,1 p-valor: 0,01	p-valor assintótico: 0,00 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,00	p-valor assintótico: 0,95 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,81	p-valor assintótico: 0,00 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,00
Florianópolis	$\lambda = -0,129$	$R_{12}: 32,3$	$t_1: -0,360$	$t_2: 5,68$
	Wald: 18,0 p-valor: 0,04	p-valor assintótico: 0,00 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,00	p-valor assintótico: 0,95 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,87	p-valor assintótico: 0,00 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,00
Porto Alegre	$\lambda = -0,053$	$R_{12}: 17,8$	$t_1: 3,87$	$t_2: 1,70$
	Wald: 16,8 p-valor: 0,03	p-valor assintótico: 0,00 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,01	p-valor assintótico: 0,01 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,01	p-valor assintótico: 0,61 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,37

Elaboração dos autores.

Originais submetidos em: nov. 2020.

Última versão recebida em: maio 2022.

Aprovada em: maio 2022.