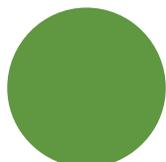




XXIII PRÊMIO TESOURO NACIONAL 2018



Finanças Públicas Monografias Premiadas

Patrocínio



Realização



Idealização



MINISTÉRIO DA
FAZENDA





Finanças Públicas

XXIII Prêmio Tesouro Nacional – 2018

Ministério da Economia
Secretaria Especial de Fazenda
Secretaria do Tesouro Nacional

Finanças Públicas

XXIII Prêmio Tesouro Nacional – 2018

Monografias Premiadas

STN/SEF/ME

Brasília – DF

2019

Ministério da Economia

Ministro, Paulo Roberto Nunes Guedesa
Secretário-executiva, Marcelo Pacheco dos Guarany

Secretaria do Tesouro Nacional

Secretário, Mansueto Facundo de Almeida Junior

Subsecretários

Assuntos Corporativos, Lísio Fábio de Brasil Camargo
Contabilidade Pública, Gildenora Batista Dantas Milhomem
Dívida Pública, José Franco Medeiros de Moraes
Gestão Fiscal, Adriano Pereira de Paula
Planejamento Estratégico da Política Fiscal, Pedro Jucá Maciel
Relações Financeiras Intergovernamentais, Pricilla Maria Santana

Coordenação-geral de Desenvolvimento Institucional

Coordenador-geral, Vinícius Mendonça Neiva
Coordenador, Vladimir Reis Joaquim Lopes
Chefe do Núcleo de Comunicação Interna, Marcelo Araquam de Sousa
Supervisão do prêmio, Liana Ferraz Januzzi

Realização

Escola Nacional de Administração Pública – Enap

Presidente, Aline Ribeiro Dantas de Teixeira Soares
Diretor de Educação Continuada, Paulo Marques

Patrocínio

Fundação Getúlio Vargas (FGV)

Presidente, Carlos Ivan Simonsen Leal
Professor Titular da Ebape/FGV e Coordenador do Projeto do XXIII Prêmio Tesouro Nacional 2018, Paulo Motta
Gerente do Projeto, Patrícia Nachard
Coordenadora do prêmio, Viviane Henderson

Revisão: Paula Halfeld

Coordenação editorial: Patrícia Nachard

Diagramação: Joselma Freire Santos

Ficha catalográfica elaborada pela Secretaria do Tesouro Nacional.

Brasil. Ministério da Economia. Secretaria do Tesouro Nacional

XXIII Prêmio Tesouro Nacional 2018 : Finanças Públicas : coletânea de monografias premiadas / Ministério da Economia, Secretaria do Tesouro Nacional. – Brasília : Secretaria do Tesouro Nacional, 2019.

292 p.

ISBN 978-85-87841-66-7

1. Finanças públicas – Brasil. 2. Dívida pública – Brasil. 3. Política fiscal – Brasil. 4. Contabilidade pública – Brasil. I. Brasil. Secretaria do Tesouro Nacional (STN). II. Brasil. Ministério da Economia. III. XXIII Prêmio Tesouro Nacional.

CDD 336.81



Da esquerda para a direita:

- 1 - **Fernando Meneguini**, Diretor-geral da Escola de Administração Fazendária;
- 2 - **Prof. Paulo Motta**, Representante da Fundação Getúlio Vargas;
- 3 - **Lisicio Fábio de Brasil Camargo**, Subsecretário de Assuntos Corporativos do Tesouro Nacional;
- 4 - **Cristina Yue Yamanari**, Menção honrosa;
- 5 - **Jorge Eduardo Macedo Simões**, Menção honrosa (representante do grupo);

6 - **Rafael Barros Barbosa**, 1ª lugar;

- 7 - **Diego Pitta de Jesus**, 3ª lugar (representante do grupo);
- 8 - **Carlos Henrique Fialho Mussi**, Representante da Banca Examinadora;
- 9 - **Cássio da Nóbrega Besarria**, 3ª lugar (coautor);
- 10 - **Mansueto Facundo de Almeida Jr.**, Secretário do Tesouro Nacional;
- 11 - **Fernando Covelli Benelli**, 2ª lugar.

Apresentação

Esta coletânea reúne os três trabalhos premiados no XXIII Prêmio Tesouro Nacional – 2018 e ainda duas menções honrosas.

Além de estimular o estudo e a pesquisa, o Prêmio Tesouro Nacional de Monografias representa a busca contínua de ideias e contribuições para aperfeiçoar a administração das finanças públicas no Brasil. Cumpre, assim, seu objetivo de estimular a pesquisa nessa área de conhecimento, divulgando trabalhos de qualidade técnica que se aplicam à Administração Pública.

Idealizado pela Secretaria do Tesouro Nacional (STN) em 1996, o concurso, realizado anualmente pela Escola de Administração Fazendária (Esaf), atualmente incorporada pela Escola Nacional de Administração Pública (Enap), contou, em 2018, com o patrocínio da Fundação Getúlio Vargas (FGV/RJ). Esta edição do prêmio foi divulgada pela portaria nº 198, de 22 de dezembro de 2017, da Esaf, publicada no *Diário Oficial da União* (DOU) de 28 de dezembro de 2017.

A comissão julgadora do XXIII Prêmio Tesouro Nacional foi designada pelo diretor-geral da Esaf e composta por sete membros, escolhidos entre especialistas de notório saber em economia, contabilidade e/ou finanças públicas. Integram a comissão:

- Carlos Henrique Fialho Mussi (Cepal, presidente);
- Carlos Eduardo de Freitas (conselheiro do Corecon/DF);
- Fabiana Fontes Rocha (professora da USP);
- José Luiz Pagnussat (professor da Enap);
- Patrícia Siqueira Varela (professora da USP);
- Roberto de Góes Ellery Júnior (professor da UnB);
- Vagner Laerte Ardeo (professor da FGV/RJ).

Todos os membros da comissão participaram ativamente da leitura e da escolha dos trabalhos premiados, em todas as etapas da avaliação.

Em 2018, o Prêmio Tesouro Nacional recebeu 125 trabalhos para análise. Os temas sobre os quais as monografias poderiam discorrer eram três: “Equilíbrio, transparência e planejamento fiscal de médio e longo prazo”, “Gestão de tesouraria, composição, rigidez e alocação eficiente do gasto público” e “Federalismo fiscal”. Conforme avaliação da comissão julgadora, foram premiados os três primeiros colocados, independentemente do tema escolhido. Além destes, dois trabalhos foram agraciados com menção honrosa.

As monografias foram analisadas com base nos critérios de qualidade técnica, considerando-se as normas da Associação Brasileira de Normas Técnicas (ABNT), e também com base em sua contribuição e aplicabilidade para a gestão das finanças públicas (nos três níveis de governo) e em sua aderência aos temas propostos para esta edição. Considerou-se ainda a utilidade e o mérito do conjunto de conclusões e de eventuais propostas de linhas de ação para a Administração Pública.

O resultado do XXIII Prêmio Tesouro Nacional – 2018 foi publicado no DOU de 28 de novembro de 2018, por meio do edital da Esaf nº 78, de mesma data. A solenidade de entrega dos prêmios ocorreu no dia 6 de dezembro de 2018 em Brasília/DF.

Sumário

1º LUGAR – Tema: Equilíbrio, transparência e planejamento fiscal de médio e longo prazo
IMPACTO DE CHOQUES DE INCERTEZA SOBRE A SITUAÇÃO FISCAL NO BRASIL
Rafael Barros Barbosa, 13

2º LUGAR – Tema: Equilíbrio, transparência e planejamento fiscal de médio e longo prazo
INSTITUIÇÕES FISCAIS INDEPENDENTES: AVALIAÇÃO, NOVAS TENDÊNCIAS E
APLICAÇÕES AO CASO BRASILEIRO
Fernando Covelli Benelli, 83

3º LUGAR – Tema: Equilíbrio, transparência e planejamento fiscal de médio e longo prazo
OS EFEITOS MACROECONÔMICOS DOS CHOQUES DE POLÍTICA MONETÁRIA SOB
RESTRIÇÃO FISCAL: UMA ANÁLISE POR MEIO DE UM MODELO DSGE
Diego Pitta de Jesus, Cássio da Nóbrega Besarria e Sinézio Fernandes Maia, 145

MENÇÃO HONROSA – Tema: Equilíbrio, transparência e planejamento fiscal de médio e longo prazo
DETERMINANTES DO *RATING* SOBERANO: A IMPORTÂNCIA DA SUSTENTABILIDADE
FISCAL SEGUNDO OS CRITÉRIOS DAS AGÊNCIAS DE CLASSIFICAÇÃO DE RISCO
Cristina Yue Yamanari, 185

MENÇÃO HONROSA – Tema: Equilíbrio, transparência e planejamento fiscal de médio e longo prazo
FUNÇÃO DE REAÇÃO FISCAL NÃO LINEAR: LIMITE DA DÍVIDA, ESPAÇO FISCAL E
SUSTENTABILIDADE DA DÍVIDA PARA OS ESTADOS BRASILEIROS
Jorge Eduardo Macedo Simões e Roberto Tatiwa Ferreira, 225

REGULAMENTO, 279

FOTOS DA CERIMÔNIA DE PREMIAÇÃO, 285

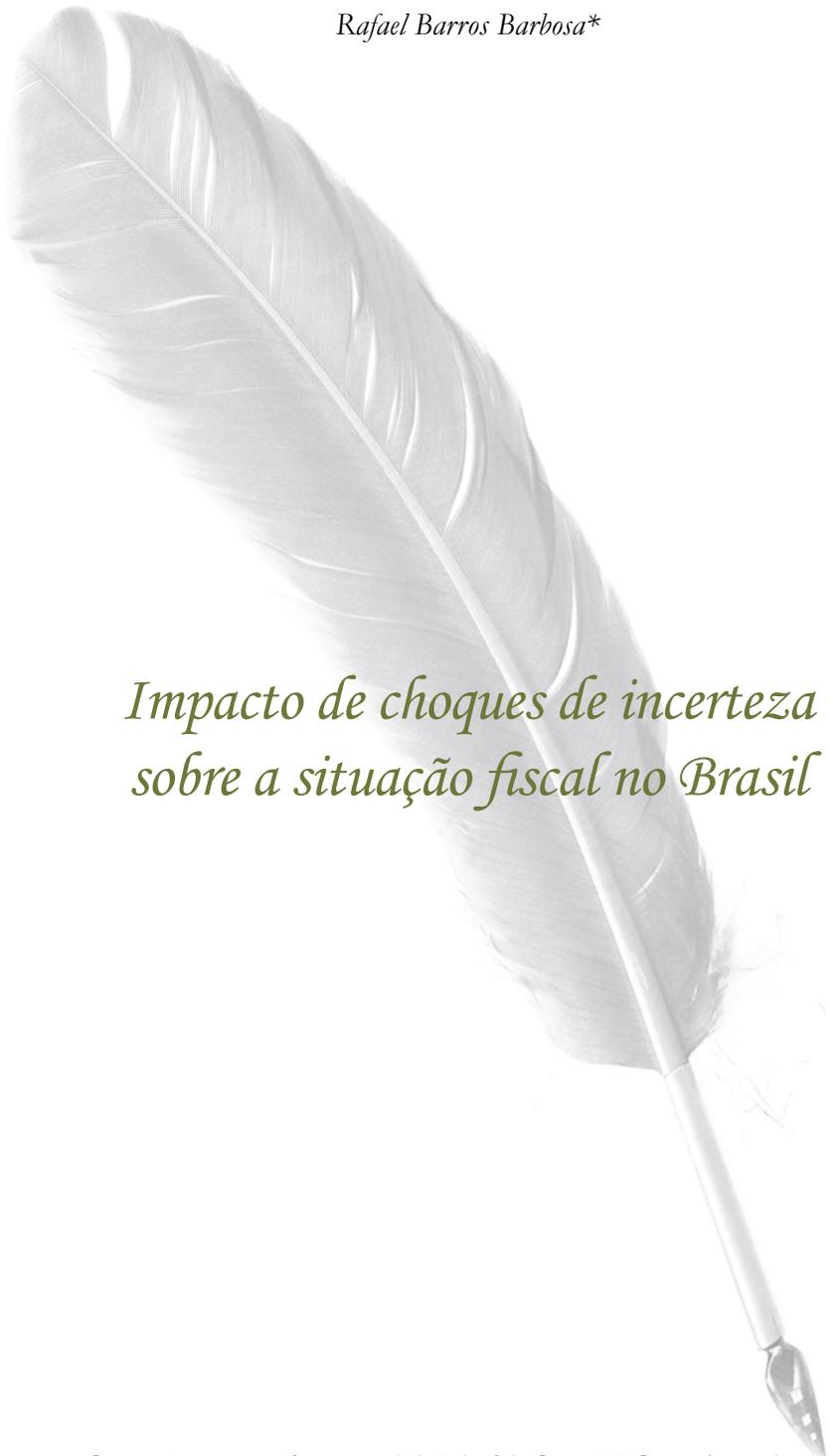


Tema

*Equilíbrio, transparência e planejamento
fiscal de médio e longo prazo*

Equilíbrio, transparência e planejamento fiscal de médio e longo prazo – 1º lugar

*Rafael Barros Barbosa**



*Impacto de choques de incerteza
sobre a situação fiscal no Brasil*

* *Doutor em Ciências Econômicas pela Universidade Federal do Ceará (UFC) e professor adjunto classe A na mesma instituição.*

Resumo

Esta monografia analisa o impacto de choques de incerteza macroeconômica sobre os principais componentes fiscais do governo federal do Brasil. Primeiramente, estima-se um modelo VAR estrutural (SVAR) em que a identificação do efeito causal é realizada pela decomposição de Cholesky. Os resultados indicam que choques de incerteza reduzem a receita fiscal, entretanto, não possuem impacto relevante sobre a despesa. Como consequência, choques de incerteza causam um déficit no resultado primário do governo federal com persistência de mais de quarenta meses. Essas constatações são confirmadas por diferentes exercícios de robustez sobre o vetor autorregressivo estrutural (SVAR) e também por meio de uma estratégia alternativa de identificação do efeito causal. Posteriormente, por intermédio de um modelo dinâmico estocástico de equilíbrio geral (DSGE) neokeynesiano, que inclui rigidez de preços e salários, entre outras fricções, verifica-se por quais canais os choques de incerteza são transmitidos aos componentes fiscais. Conclui-se que eles são transmitidos ao resultado primário pela queda de receita tributária, principalmente da tributação sobre o consumo. Esse resultado não se modifica, mesmo em diferentes cenários para as regras fiscais. Por fim, constata-se que a possibilidade de endividamento público é um mecanismo importante para suavizar o impacto de choques de incerteza sobre o superávit primário. Em simulações em que a expansão da dívida pública não é permitida, o impacto do choque de incerteza apresentou uma magnitude mais elevada e uma maior volatilidade; todavia, também revelou uma persistência menor.

Palavras-chave: Incerteza macroeconômica. Resultado fiscal. DSGE.

Classificação JEL: E32, D80, E62.

Sumário

1 INTRODUÇÃO	21
2 PRINCIPAIS CANAIS DE TRANSMISSÃO DA INCERTEZA PARA A ECONOMIA	24
3 MODELO VAR	27
3.1 Base de dados	28
3.2 Resultados do modelo SVAR principal	32
3.3 Análise de robustez	35
3.3.1 Mudança de especificação do SVAR	35
3.3.2 Mudança na estratégia de identificação do efeito causal	38
4 MODELO DSGE COM INCERTEZA	41
4.1 Famílias	42
4.2 Firms	43
4.3 Mercado de trabalho	45
4.4 Governo	46
4.4.1 Autoridade fiscal	46
4.4.2 Autoridade monetária	48
4.5 Choques tecnológicos de incerteza	48
4.6 Calibração e simulação	49
5 RESULTADOS DO MODELO TEÓRICO	52
5.1 Resultados do modelo principal	52
5.2 Sensibilidade devido a modificações na regra fiscal	57
5.2.1 Sensibilidade da tributação	57
5.2.2 Sensibilidade na resposta do gasto público	60
5.3 Financiamento apenas por tributação	62

6 CONCLUSÕES	64
REFERÊNCIAS	67
APÊNDICE A – Resultados de robustez do VAR	71
APÊNDICE B – FIR sobre as variáveis macroeconômicas	72
APÊNDICE C – Descrição das variáveis utilizadas	74
APÊNDICE D – Descrição de parâmetros utilizados para a calibração	78
APÊNDICE E – Descrição das razões dos agregados brasileiros	80

Lista de figuras

Figura 1 – Saldo do resultado primário vs. índice de incerteza (EPU)	27
Figura 2 – Índices de incerteza	30
Figura 3 – Funções impulso-resposta – EPU sobre resultados fiscais	33
Figura 4 – Função impulso-resposta acumulada sobre resultados primários	34
Figura 5 – Funções impulso-resposta – EPU sobre variáveis macroeconômicas	34
Figura 6 – FIR DSGE resultado principal: choque de incerteza sobre variáveis macroeconômicas	53
Figura 7 – FIR DSGE resultado principal: choque de incerteza sobre variáveis fiscais	54
Figura 8 – FIR DSGE resultado principal: choque de incerteza sobre os componentes da receita tributária	55
Figura 9 – FIR DSGE resultado principal: resultado primário simulado vs. SVAR	56
Figura 10 – FIR DSGE tributação: choque de incerteza sobre variáveis fiscais	58
Figura 11 – FIR DSGE tributação: choque de incerteza sobre os componentes da receita tributária	59
Figura 12 – FIR DSGE tributação: resultado primário simulado vs. SVAR	60
Figura 13 – FIR DSGE gasto público: choque de incerteza sobre variáveis fiscais	61
Figura 14 – FIR DSGE gasto público: resultado primário simulado vs. SVAR	62
Figura 15 – FIR DSGE sem endividamento: choque de incerteza sobre variáveis fiscais	63
Figura 16 – FIR DSGE sem endividamento: resultado primário simulado vs. SVAR	64
Figura 17 – Análise de robustez	71
Figura 18 – FIR DSGE tributação: choque de incerteza sobre variáveis macroeconômicas	72
Figura 19 – FIR DSGE gasto público: choque de incerteza sobre variáveis macroeconômicas	73
Figura 20 – FIR DSGE sem endividamento: choque de incerteza sobre variáveis macroeconômicas	73

Lista de tabelas

Tabela 1 – Variabilidade dos índices de incerteza	31
.....
Tabela 2 – Projeção local com EPU_EUA como variável instrumental	41
.....
Tabela 3 – Descrição das variáveis	74
.....
Tabela 4 – Calibração dos parâmetros	78
.....
Tabela 5 – Razões de estado estacionário para os principais agregados macroeconômicos	80
.....

1 Introdução

A incerteza macroeconômica remete a situações nas quais os agentes econômicos não conseguem dimensionar os riscos associados às suas escolhas. Ou seja, a incerteza pode ser entendida como choques não previsíveis na volatilidade condicional das variáveis econômicas. Desde a grande crise financeira ocorrida entre 2008 e 2009, tem surgido o interesse em entender o papel causal da incerteza e o seu efeito sobre o prolongamento de períodos recessivos.

Recentemente, o Brasil apresentou períodos marcantes de elevada incerteza, seja de origem política ou econômica. Entre os acontecimentos políticos, destacam-se o *impeachment* da presidente Dilma Rousseff e o aprofundamento de operações de combate à corrupção. Por sua vez, a condução da política econômica durante o governo de Dilma, a difícil aprovação de reformas estruturais, como a do limite para os gastos públicos (“teto dos gastos”) e as reformas trabalhista e previdenciária, além do baixo desempenho da economia de 2014 a 2017, também contribuíram para o aumento da incerteza.

Evidências empíricas apontam que choques de incerteza são fortemente correlacionados a períodos de recessão (BLOOM, 2014; JURADO; NG; LUDVIGSON, 2015) e impactam negativamente o investimento e o consumo de longo prazo. Isso ocorre porque em ambientes de incerteza os investidores e consumidores optam por adiar suas decisões de investimento e consumo até que seja possível mensurar com maior previsibilidade o risco de suas escolhas.¹ Além disso, choques de incerteza têm sido apontados como os responsáveis pela lenta recuperação de períodos recessivos (STOCK; WATSON, 2012; CALDARA *et al.*, 2016).

A despeito do interesse empírico e teórico sobre os efeitos da incerteza, poucos trabalhos investigam as consequências de choques de incerteza sobre as variáveis fiscais e as suas implicações para a política econômica. Uma vez que evidências indicam que as condições econômicas são importantes para a eficácia da política fiscal (RAMEY; ZUBAIRY, 2014; AUERBACH; GORODNICHENKO, 2012, 2013), para o equilíbrio fiscal e para a sustentabilidade da dívida pública (BOHN, 1995, 2008; CHICOLI, 2015), então situações que alterem as condições econômicas, como choques de incerteza, podem ter efeitos diretos e indiretos sobre os resultados fiscais.

Portanto, o objetivo da presente monografia é preencher essa lacuna ao investigar, para o caso brasileiro, o efeito dos choques de incerteza sobre os resultados fiscais. Dois exercícios são realizados para esse propósito. Em um primeiro

1 Esse é o principal canal de transmissão da incerteza sobre a economia, chamado de *real option*. Uma breve revisão sobre os canais de transmissão de choques de incerteza é apresentada na seção 2 desta monografia.

momento, estima-se um vetor autorregressivo estrutural (SVAR) com o fim de identificar o impacto de choques de incerteza sobre os principais componentes fiscais do governo federal: receita fiscal, despesa fiscal e transferências. A identificação do SVAR é realizada por meio da decomposição de Cholesky, como em outros trabalhos empíricos sobre o tema (BLOOM, 2009; BLOOM; BAKER; DAVIS, 2016; CAGGIANO *et al.*, 2014). A incerteza, na especificação principal, é mensurada pelo índice de incerteza econômico-político (EPU), desenvolvido por Bloom, Baker e Davis (2016).

Os resultados apontam que choques de incerteza reduzem significativamente a receita fiscal e as transferências do governo federal. Todavia, o impacto sobre as despesas fiscais é pequeno e pouco persistente. Assim, diante de choques de incerteza, a situação fiscal do governo federal, mensurada pelo resultado primário, é negativamente afetada. A função impulso-resposta acumulada de um choque de 1 desvio-padrão na medida de incerteza sobre o resultado primário indica um pico de pouco mais de 1% negativo, com uma persistência de mais de quarenta meses.

Diferentes exercícios de robustez são realizados para aumentar a confiabilidade dos resultados. Primeiro, são testadas diferentes especificações para o SVAR, como: utilização de outras métricas de incerteza, mudança na ordem das variáveis, mudança das variáveis de controle e estimação do vetor de autorregressão com uso de variáveis latentes (Favar). Posteriormente, verifica-se se os mesmos resultados são obtidos ao se adotar uma forma alternativa de identificação do efeito causal. Para tanto, utilizam-se os choques no índice de incerteza dos Estados Unidos como uma variável instrumental para os choques no índice de incerteza do Brasil. Ambos os exercícios de robustez confirmam os resultados encontrados pela estimação do SVAR principal.

Após a constatação empírica, investiga-se por quais canais os choques de incerteza afetam os resultados fiscais. Para isso, simula-se um modelo estrutural dinâmico estocástico de equilíbrio geral (DSGE) calibrado para o Brasil. Ele incorpora diversos elementos típicos de um modelo neokeynesiano (NK) padrão, como rigidez de preços e salários, heterogeneidade de agentes econômicos, presença de investimento público, formação de hábitos de consumo, custo de ajustamento do investimento e existência de capacidade ociosa.

A introdução de rigidez de preços e salários implica que o produto é afetado por variações tanto na oferta quanto na demanda agregada. Essa hipótese é importante porque, de acordo com os fatos estilizados, choques de incerteza possuem efeitos relevantes sobre os componentes da demanda agregada, como investimento e consumo. Leduc e Lui (2016) e Basu e Bundick (2017) mostram que modelos com rigidez de preços são mais adequados para entender o impacto da incerteza sobre as variáveis macroeconômicas.

Assume-se, neste trabalho, que o governo possui seis instrumentos de política fiscal: gasto do governo, investimento público, transferências unilaterais, tributação sobre consumo, trabalho e capital. O governo segue uma regra fiscal que depende tanto do desempenho do instrumento fiscal defasado quanto das condições da economia, mensuradas pela taxa de crescimento do nível de endividamento do governo e pela taxa de crescimento do produto real.

O governo financia seu déficit fiscal por meio da tributação e do endividamento público. Transferências unilaterais são destinadas aos agentes que não possuem acesso ao crédito, como um tipo de tributação *lump-sum*. O investimento público, por sua vez, é um componente da função de produção da economia, podendo ser interpretado como investimentos em infraestrutura que melhoram o desempenho das firmas no setor intermediário.

Choques de incerteza são introduzidos no modelo DSGE como distúrbios não previsíveis na volatilidade da produtividade. Esse tipo de modelagem, adotado em outros trabalhos (LEDUC; LUI, 2016; LEE *et al.*, 2014), permite que o choque de incerteza impacte a economia a partir da função de produção das firmas intermediárias. Uma desvantagem dessa forma de introdução dos choques de incerteza é a impossibilidade de determinação da causa que origina o choque, o que significa dizer que a incerteza é exógena ao funcionamento da economia. A calibração do processo gerador da volatilidade é feita com base nas evidências obtidas pela estimação do modelo SVAR.

Os resultados da simulação são semelhantes aos obtidos por esse modelo. Em relação aos componentes fiscais, objeto desta monografia, choques de incerteza reduzem significativamente a receita tributária e elevam as transferências unilaterais. O gasto público, em contrapartida, é pouco impactado pela incerteza. Ao se compararem as funções impulso-resposta no modelo simulado e no modelo SVAR sobre o resultado primário, percebe-se que o modelo simulado se ajusta bem às evidências empíricas.

O principal canal de transmissão da incerteza para os resultados fiscais é a tributação sobre o consumo. Os demais tipos de tributo são também afetados, porém em menor magnitude e de forma menos persistente. Uma importante evidência do estudo é que em diferentes cenários a tributação total é sempre impactada negativamente pelos choques de incerteza.

De modo geral, verifica-se que a incerteza representa um grande desafio para a condução da política fiscal, particularmente em períodos recessivos. Os formuladores de políticas econômicas devem estar preparados para uma redução esperada de receita fiscal, especialmente via tributação sobre o consumo. Além disso, constata-se que a sensibilidade dos componentes fiscais aos choques de incerteza depende das condições de financiamento do governo.

Esta monografia contribui, assim, para três discussões atuais em economia e em finanças públicas. Primeiro, ao apontar que a incerteza exerce impactos significativos sobre os resultados fiscais, este trabalho contribui para um melhor planejamento da política fiscal perante cenários de incerteza. Não é de conhecimento do autor nenhum outro estudo que relacione tais elementos.

Choques de incerteza são mais frequentes e mais intensos em países emergentes, como apontado por Bloom (2014). Assim, esta monografia contribui também para uma melhor compreensão das consequências desses choques sobre as políticas fiscais em países emergentes. Os ciclos econômicos nesses países apresentam particularidades importantes (NEUMEYER; PERRI, 2005; GARCÍA-CICCO; PANCRAZI; URIBE, 2010) e que frequentemente não são objeto de análise da literatura acerca do tema. Especificamente sobre o Brasil, têm surgido alguns trabalhos recentes que investigam o impacto da incerteza sobre a atividade econômica (COSTA FILHO, 2014; COUTO; GOMES, 2017; FERREIRA *et al.*, 2016; GODEIRO; LIMA, 2017).

Por fim, esta pesquisa contribui para a criação de modelos dinâmicos estocásticos de equilíbrio geral adaptados à realidade brasileira, que podem servir para a simulação de diferentes cenários econômicos. Dessa forma, os formuladores de políticas econômicas podem utilizar o modelo teórico para simular a melhor resposta fiscal de médio e longo prazo decorrente de choques de incerteza.

Além desta introdução, a monografia está organizada em mais quatro partes. A seção 2 discute a literatura sobre os principais canais de transmissão de choques de incerteza para a economia. A partir do conhecimento desses canais será possível entender como a incerteza impacta os componentes fiscais. A seção 3 apresenta os resultados da estimação do modelo SVAR e discute também a base de dados utilizada e os diferentes exercícios de robustez realizados. Na seção 4 são introduzidos o modelo DSGE e a estratégia de calibração dos parâmetros. A seção 5, por sua vez, avalia os resultados da simulação do modelo teórico e analisa como a adoção de diferentes cenários para as regras fiscais modifica o efeito do choque de incerteza. Por fim, a seção 6 discute as implicações e as principais conclusões deste trabalho.

2 Principais canais de transmissão da incerteza para a economia

Para compreender o impacto de choques de incerteza sobre os resultados fiscais é necessário identificar por quais canais esses choques afetam as variáveis econômicas. Os componentes do resultado fiscal estão correlacionados a diferentes variáveis econômicas, e essa correlação pode ajudar a entender o mecanismo pelo qual a incerteza se torna relevante para a situação fiscal.

Muitos canais teóricos de transmissão da incerteza têm sido recentemente propostos. Bloom (2014) e Dou *et al.* (2017) apresentam uma revisão geral dessa literatura. Uma constatação importante é a de que não há consenso sobre os canais pelos quais a incerteza impacta as variáveis macroeconômicas nem sobre a direção desse impacto, podendo produzir um efeito positivo ou negativo sobre a atividade econômica.

O principal canal apontado pela literatura, chamado de *real option*, indica que a incerteza reduz os investimentos e a contratação de trabalhadores e que, portanto, impacta negativamente o produto. Investimento e contratação de trabalhadores são decisões econômicas com elevados custos de ajustamento e irreversibilidade, que fazem com que o custo de oportunidade para tomar tais decisões seja mais relevante, especialmente quando não é possível dimensionar de maneira adequada os riscos dessas escolhas. Assim, nos períodos em que a economia apresenta elevada incerteza, os agentes econômicos optam por adiar as decisões com repercussões difíceis de serem revertidas no curto prazo.

Um importante fato estilizado é que a incerteza reduz o consumo agregado no curto e no longo prazo. Em relação ao consumo de longo prazo, o canal *real option* fornece uma possível explicação. Entretanto, para a queda do consumo de curto prazo a principal explicação decorre do choque de incerteza sobre a poupança precaucional. Uma vez que os consumidores não estão aptos a computar o risco de suas decisões de consumo e poupança, eles escolhem aumentar a poupança por motivo de precaução, reduzindo, assim, a renda destinada ao consumo de curto prazo. Este é o chamado canal da poupança precaucional.

O canal de risco de prêmio, por sua vez, aponta que choques de incerteza elevam o risco de falência das empresas, aumentando o prêmio de risco de investimentos, especialmente para aquelas com custos elevados de financiamento e próximas à situação de *default*. Portanto, o aumento do prêmio de risco faz com que o investimento nessas firmas não seja atrativo para os investidores. Importante destacar que esse canal é dependente da existência de intermediários financeiros que possam reduzir o prêmio de risco devido à incerteza, impedindo que tais choques se espalhem para a economia. Nesse sentido, o efeito da incerteza sobre a economia seria endógeno à estrutura do sistema financeiro.

Os canais descritos acima expressam a ideia de que choques de incerteza afetam negativamente o produto, seja pela redução do investimento, das contratações ou do consumo agregado. Em contrapartida, o canal Oi-Hartman-Abel-Caballero² aponta que a incerteza eleva o investimento em capital físico. A hipótese é a de que choques de incerteza aumentem o produto marginal do capital, tornando-o mais atrativo aos investidores menos avessos a riscos. Em outras

2 Com base nos trabalhos de Oi (1961), Hartman (1972), Abel (1983) e Caballero (1991).

palavras, o aumento do risco de investir gera prêmios maiores no longo prazo para aqueles que resolvam realizar tal investimento. O efeito, portanto, seria o de aumentar o produto devido ao aumento do investimento em busca de remunerações mais elevadas.

Não há consenso na literatura sobre qual canal é mais importante para explicar os efeitos dos choques de incerteza. Situações em que ocorre uma redução do investimento podem ser explicadas por mais de um canal, e sua identificação é ainda uma questão aberta. Recentes trabalhos, como os de Alfaro, Bloom e Lin (2018), Caldara *et al.* (2016) e Ludvigson, Ma e Ng (2015), têm buscado estratégias para separar as diferentes origens dos choques de incerteza e, conseqüentemente, os canais por que tais choques impactam a economia.

O presente trabalho tentará, por meio de um modelo nekeynesiano, entender por quais canais a incerteza pode repercutir sobre as variáveis econômicas e qual a consequência desse efeito sobre os resultados fiscais. A hipótese principal desta monografia é a de que choques de incerteza, seja devido ao *real option* ou ao aumento da poupança precaucional, reduzem a atividade econômica por meio da redução do investimento privado e do consumo agregado. Dessa forma, os componentes fiscais que dependem dessas variáveis são indiretamente impactados. Por exemplo, a receita tributária decorrente dos impostos indiretos pode ser negativamente afetada e com isso prejudicar o resultado fiscal, mensurado pelo déficit primário.

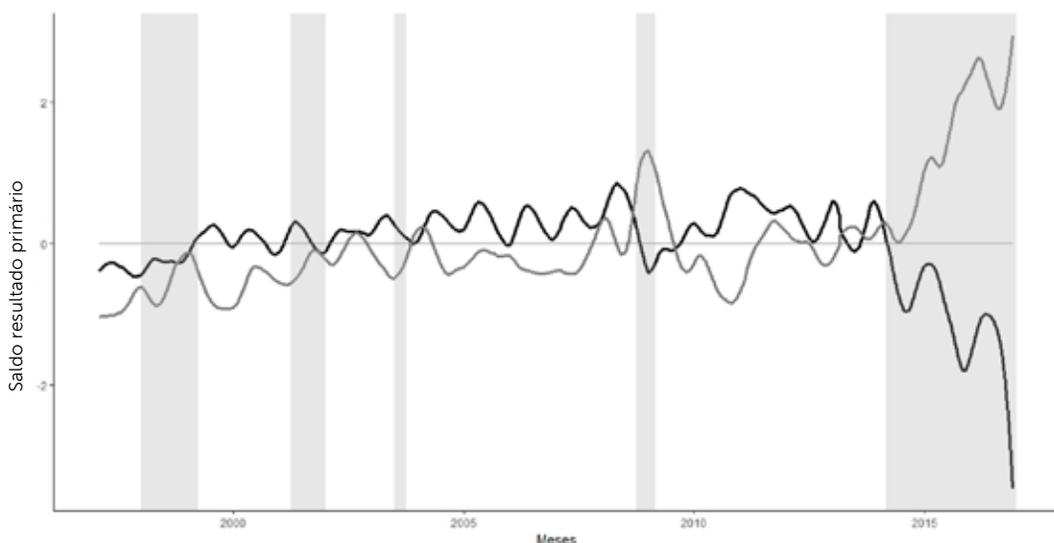
Dois aspectos importantes do efeito indireto da incerteza sobre os componentes fiscais devem ser observados. Primeiro, choques de incerteza podem impactar com magnitudes diferentes a receita e a despesa fiscal. Caso essa possibilidade se concretize, o efeito sobre o resultado primário dependerá do saldo dos efeitos sobre tais componentes. Segundo, o sinal desse efeito pode não ser o mesmo. Neste caso, o efeito sobre os componentes fiscais pode gerar um impacto maior sobre o resultado fiscal do que no caso anterior.

Independentemente do caso, choques de incerteza podem apresentar-se como um desafio para a condução da política fiscal equilibrada. A figura 1 retrata essa possibilidade do efeito do choque de incerteza sobre o resultado primário. Ela mostra, em preto, o componente de tendência³ do saldo do resultado primário mensal, deflacionado pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), disponibilizado pela Secretaria do Tesouro Nacional (STN) de 1997.01 a 2016.12. Em cinza-escuro é apresentado o componente de tendência de uma das medidas de incerteza utilizadas nesta monografia, o índice econômico-político (EPU).⁴ Em cinza-claro estão demarcados os períodos de recessão classificados segundo o Comitê de Datação de Ciclos Econômicos da Fundação Getúlio

3 A tendência foi calculada por meio do filtro Hodrick-Prescott (HP) com um parâmetro de suavização de 126.000.

4 Esse índice é discutido em maiores detalhes na seção seguinte.

Vargas (Codace/FGV).⁵ Ambas as séries foram padronizadas para ter média zero e variância um.



Fonte: Elaboração do autor.

Nota: A figura 1 apresenta os componentes de tendências, extraídos com o filtro Hodrick-Prescott, do saldo do resultado primário do governo federal e uma medida de incerteza utilizada nesta monografia, o índice econômico-político (EPU), de 1997.01 a 2016.12. Ambas as variáveis foram padronizadas para ter média zero e desvio-padrão um. Observa-se que períodos de déficit no resultado primário estão associados a períodos de elevada incerteza macroeconômica.

FIGURA 1 – SALDO DO RESULTADO PRIMÁRIO VS. ÍNDICE DE INCERTEZA (EPU)

Primeiramente, nota-se que o índice de incerteza é inversamente correlacionado aos períodos recessivos. Este é um fato observado por vários autores e também constatado mais à frente nesta monografia com a utilização de outras medidas de incerteza além do EPU. Em segundo lugar, o saldo do resultado primário do governo federal é inversamente associado à incerteza econômica. Dois períodos marcantes de elevada incerteza foram a crise financeira global entre 2007 e 2008 e o período marcado pelos recentes eventos políticos no Brasil, entre 2014 e 2016. Em ambos os casos houve um aumento significativo do déficit primário.

3 Modelo VAR

Para verificar o impacto dos choques de incerteza sobre os resultados fiscais será estimado um modelo de vetor autorregressivo estrutural (SVAR), cuja identificação é obtida pela decomposição de Cholesky. A adoção desse procedimento requer que a ordenação das variáveis no VAR represente a forma como as variáveis econômicas

5 O Codace é uma entidade vinculada à FGV que reúne especialistas em economia para datar os períodos de expansivos e recessivos dos ciclos econômicos.

impactam umas nas outras na economia, isto é, a identificação pressupõe a imposição de restrições sobre o efeito das variáveis e suas defasagens.

Será considerada a seguinte ordenação do modelo SVAR principal: $X_t = \{inc_t, inf_t, icc_t, atividade_t, fiscal_t\}$, em que: inc_t representa uma medida da incerteza macroeconômica; inf_t uma medida de inflação; icc_t uma medida da confiança do consumidor; $atividade_t$ alguma variável que mensure a atividade econômica; $fiscal_t$ um dos três componentes fiscais: receita fiscal, despesa fiscal e transferências.

Assume-se que a incerteza impacta contemporaneamente todas as variáveis, porém não é afetada por nenhuma outra no futuro. Essa é uma hipótese bastante forte, uma vez que um dos principais fatos estilizados sobre o tema é o de que a incerteza aumenta em períodos de recessão (BLOOM, 2014; JURADO; NG; LUDVIGSON, 2015). Esse fato implica a possibilidade de causalidade reversa. Caso um choque de incerteza tenha impacto negativo sobre a atividade econômica, por exemplo, então a recessão causada pela queda da atividade econômica pode elevar a incerteza.

O problema é parcialmente contornado pela inclusão da variável de controle que mensura a confiança do consumidor. Em períodos recessivos, a confiança é afetada negativamente e, com isso, espera-se que o efeito reverso da queda do produto seja capturado por essa variável. A inclusão do índice de confiança do consumidor é recomendada para tal finalidade por outros autores, como Bloom, Baker e Davis (2016), Jurado, Ng e Ludvigson (2015) e Fernandez-Villaverde *et al.* (2015).

Outro aspecto da causalidade reversa é considerar que o resultado do modelo SVAR represente um limite superior do real impacto causal da incerteza, como em Caggiano *et al.* (2016). Entretanto, os resultados se mostraram robustos às alterações na ordem das variáveis, indicando que a causalidade reversa é relevante, desde que seja incluído o índice de confiança do consumidor.

Por fim, a variável que representa os componentes fiscais será afetada por todas aquelas contidas no VAR. Essa hipótese é importante, pois permite controlar o efeito sobre os componentes fiscais devido a variações na inflação, na atividade econômica e também na confiança do consumidor.

3.1 Base de dados

As variáveis fiscais utilizadas nesta monografia foram obtidas dos Resultados Primários do Governo Central divulgado pela Secretaria do Tesouro Nacional (STN).⁶ A base possui frequência mensal, inicia-se em 1997.01 e termina em 2016.12, totalizando 240 observações temporais.⁷

6 As variáveis utilizadas neste trabalho podem ser encontradas em: www.tesouro.fazenda.gov.br/resultado-do-tesouro-nacional. Acesso em: 10 ago. 2018.

7 Uma aproximação mais realista do ciclo econômico deveria utilizar séries trimestrais. Todavia, devido à restrição no

Foram extraídas as seguintes variáveis: receita fiscal, despesa fiscal e transferências, todas em valores reais, deflacionados pelo IPCA. A variável receita fiscal é definida como a receita total líquida (RTL) menos as receitas decorrentes da arrecadação líquida para o Regime Geral de Previdência Social (RGPS). Por sua vez, a despesa fiscal é definida como a despesa total do governo federal subtraída das despesas com pagamento dos benefícios previdenciários. As exclusões das receitas e despesas com o regime de previdência são motivadas pelas dinâmicas independentes que apresentam em relação aos demais componentes fiscais (PEREIRA; ELLERY JUNIOR, 2011).

Todas as variáveis fiscais estão em logaritmo, e aplicou-se o procedimento de tratamento da sazonalidade *X-13 ARIMA-SEATS* adaptado para o Brasil por Ferreira e Mattos (2016). As demais variáveis do modelo SVAR principal são: inflação média dos últimos doze meses do IPCA, taxa de desemprego (DESEMP) como medida da atividade econômica, e índice de confiança do consumidor (ICC). Tais variáveis foram obtidas no site do Ipeadata.⁸

Por fim, três variáveis foram utilizadas para mensurar a incerteza macroeconômica no Brasil. A principal medida de incerteza econômica adotada é o índice de incerteza político-econômico (EPU) desenvolvido por Bloom, Baker e Davis (2016). O EPU é um índice que realiza uma análise textual dos principais jornais escritos em determinado país, buscando palavras que estejam relacionadas à incerteza.⁹ A motivação desta abordagem decorre da forma como os agentes econômicos tomam conhecimento da existência de períodos de incerteza. Estes são identificados inicialmente por especialistas em economia e transmitidos aos agentes econômicos por meio de jornais de grande circulação. Para o Brasil, a construção do EPU foi baseada no jornal *Folha de S.Paulo*.

Para verificar a robustez dos resultados obtidos com o EPU serão utilizadas duas outras medidas de incerteza: a volatilidade do Ibovespa (Ibov) e o índice de incerteza econômica (IIE-BR), desenvolvido por Ferreira *et al.* (2016). A volatilidade do índice de bolsa de valores é utilizada em diversos trabalhos na área, como em Bloom (2009), Caldara *et al.* (2016), entre outros. Tal variável foi construída pela média da variância mensal dos últimos doze meses do índice diário do Ibovespa (fechamento ajustado) de 1996.01 a 2016.12.

Por sua vez, o IIE-BR, desenvolvido pelo Instituto Brasileiro de Economia da FGV – FGV Ibre (2016), constitui-se em uma medida de incerteza obtida a partir da média ponderada de outros três subíndices de incerteza: IIE-Mídia, IIE-Expectativa

tamanho da série temporal, optou-se por utilizar a frequência mensal.

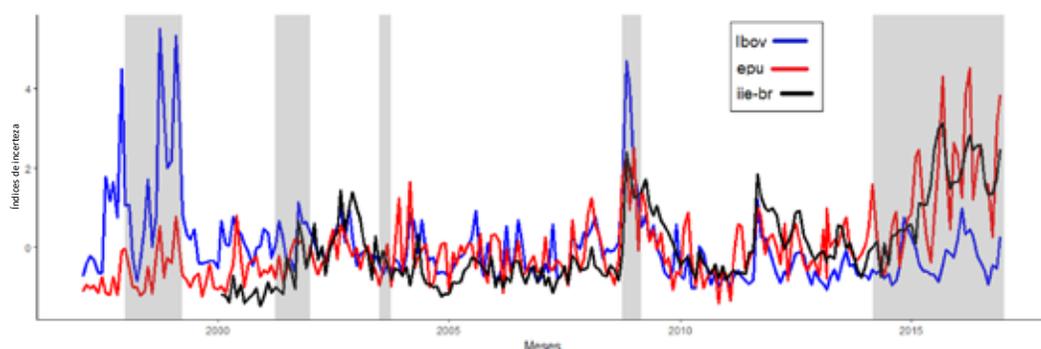
8 Ver: <http://www.ipeadata.gov.br>.

9 São exemplos os seguintes termos: “incerteza”, “incerteza política”, “incerteza econômica” e suas variações. Para mais detalhes sobre a construção do EPU, ver: www.policyuncertainty.com.

e IIE-Mercado. O IIE-Mídia realiza uma análise textual similar ao EPU, todavia, utilizando um número maior de jornais de grande circulação nacional.¹⁰ O IIE-Expectativa mensura o grau de dispersão nas expectativas de mercado, calculadas pelo relatório de previsões anuais Focus – que o Banco Central do Brasil divulga semanalmente –, e por pesquisas de sondagem realizadas pela FGV. Por fim, o IIE-Mercado é uma medida da volatilidade do Ibovespa, semelhante ao Ibov, adicionada do prêmio de risco do Credit Default Swap (CDS).

O IIE-BR é um índice mais completo, pois capta diversos aspectos da incerteza econômica. Todavia, uma limitação para seu emprego como medida principal de incerteza nesta monografia é o tamanho da série temporal, que se inicia apenas em 2000.01. Essa limitação contribuiu para a escolha do EPU como medida principal de incerteza. Além do IIE-BR, os demais índices, como o Ibov, são utilizados, portanto, para analisar a sensibilidade dos resultados em relação a outras métricas de incerteza.

A figura 2 apresenta o comportamento temporal dos três índices de incerteza entre 1997.01 e 2016.12. Os índices estão padronizados para que tenham média zero e desvio-padrão um. Em azul está o Ibov; em vermelho, o EPU; e em preto, o IIE-BR. A figura 2 destaca, em cinza-claro, os períodos de recessão classificados pelo Codace/FGV.



Fonte: Elaboração do autor.

Nota: A figura 2 apresenta os três índices de incerteza utilizados para mensurar o impacto de choques de incerteza sobre os resultados fiscais. A volatilidade do Ibovespa (Ibov) está em azul. Em vermelho, o índice de incerteza econômica e política (EPU). Por fim, em preto, está representado o índice de incerteza econômica (IIE-BR), mensurado pela FGV. O Ibov e o EPU se iniciam em 1997.01. O IIE-BR se inicia em 2000.01. Todos os índices terminam em 2016.12. Em cinza estão demarcados os períodos de recessão segundo o Codace/FGV. Todos os índices foram escalonados para ter média zero e desvio-padrão um. Nota-se que os índices de incerteza são bastante sensíveis aos períodos de recessão. Na recessão que se inicia no terceiro trimestre de 2014 e finaliza no último trimestre de 2016, o Ibov não apresentou sensibilidade elevada em comparação ao IIE-BR e ao EPU.

FIGURA 2 – ÍNDICES DE INCERTEZA

10 Os jornais analisados são: *Folha de S.Paulo*, *Valor Econômico*, *O Globo*, *Correio Braziliense* e *Zero Hora*.

O EPU foi escolhido a principal medida de incerteza econômica por três motivos. Primeiro, não possui limitação temporal, isto é, inicia-se em 1991.01 e, portanto, permite analisar todo o período disponível para as variáveis fiscais. Segundo, seu comportamento temporal não difere significativamente do IIE-BR, como pode ser observado na figura 2. Terceiro, o EPU e o IIE-BR estão mais de acordo com as evidências empíricas internacionais que indicam aumento significativo da incerteza durante períodos de recessão. Observe que o índice Ibov não é sensível ao último período de recessão classificado pelo Codace/FGV, ao contrário do EPU e do IIE-BR.

A tabela 1 apresenta algumas estatísticas descritivas dos índices de incerteza durante períodos de recessão e de expansão da economia brasileira. Primeiramente é apresentada a média do índice no período e, entre parênteses, o desvio-padrão. Nota-se que, em média, o Ibov e o EPU têm comportamentos bastante similares durante os períodos de recessão. O IIE-BR, por outro lado, é menos volátil que os demais.

Já em períodos de expansão, o EPU e o IIE-Br apresentam comportamentos semelhantes. O Ibov é menos sensível em períodos de expansão na variação média e apresenta maior desvio-padrão.

TABELA 1 – VARIABILIDADE DOS ÍNDICES DE INCERTEZA

Índices de incerteza	Recessão	Expansão
Ibov	0.433 (1.442)	-0.172 (0.682)
EPU	0.650 (1.403)	-0.267 (0.601)
IIE-BR	0.926 (1.165)	-0.342 (0.601)

Fonte: Elaboração do autor.

Nota: A tabela 1 apresenta as estatísticas descritivas de média e desvio-padrão, em parênteses, para os três índices de incerteza: Ibov, EPU e IIE-BR. Tais estatísticas foram computadas considerando-se períodos de recessão e de expansão segundo classificação da Codace/FGV.

Os índices de incerteza foram introduzidos no VAR por meio de uma variável binária em que o valor 1 é atribuído quando o valor do índice de incerteza ultrapassa 1.65 desvio-padrão acima da variável de tendência do índice obtida pela aplicação do filtro Hodrick-Prescott (HP).¹¹ Essa forma de introduzir a incerteza

11 Utilizou-se o filtro HP com um parâmetro de suavização de 126.000.

também é adotada em Bloom (2009), Alloza (2017), Bake, Bloom e Davis (2016), entre outros, e permite computar apenas os períodos de aumento dos choques de incerteza, isto é, situações em que a incerteza se eleva significativamente.

3.2 Resultados do modelo SVAR principal

A figura 3 apresenta os resultados para a função impulso-resposta do modelo VAR em sua especificação principal. Em cinza estão os intervalos de confiança para 68% (em cinza mais escuro) e 95% (em cinza mais claro). Tais intervalos foram calculados por meio de um procedimento de *bootstrap* com quinhentas replicações. Três componentes fiscais são analisados: receita fiscal, despesa fiscal e transferências.

A receita fiscal é reduzida na magnitude de quase 0,3% imediatamente após um choque de incerteza. O efeito continua negativo pelo menos até o quinto trimestre após o evento, o que evidencia um elevado grau de persistência do choque sobre esse componente fiscal. Em relação à despesa fiscal, o impacto imediato do choque de incerteza é uma redução pequena, porém significativamente diferente de zero. Entretanto, o efeito do choque é pouco persistente, uma vez que a função impulso-resposta retorna para a estabilidade ainda durante o segundo trimestre.

Por fim, o impacto da incerteza sobre as transferências é significativo, porém de menor magnitude, assim como sobre a despesa fiscal. O efeito do choque é mais persistente para as transferências do que no caso da despesa, pois a função impulso-resposta não retorna ao nível inicial mesmo após cinco trimestres.

Em resumo, os resultados sobre a receita líquida do governo federal (receita fiscal) e sobre as transferências são negativos, bastante persistentes e apresentam magnitudes diferentes, sendo a receita fiscal muito mais afetada. Por sua vez, o efeito sobre a despesa fiscal é pequeno e pouco persistente.

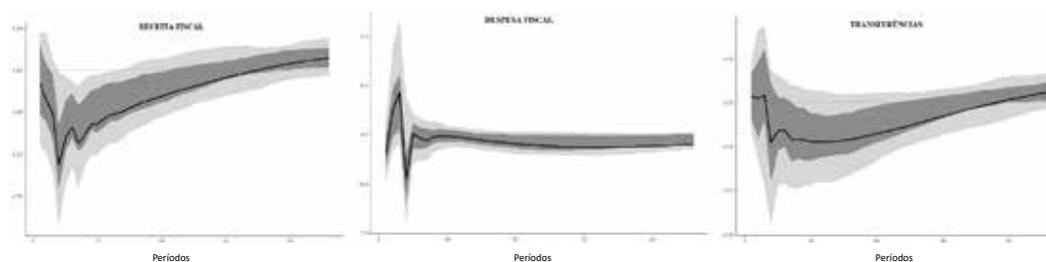
Esse comportamento diferenciado, tanto em termos de magnitude quanto em termos de direção do efeito causal, diante de choques de incerteza, causa distorções fiscais que podem dificultar a condução da política fiscal. Para ilustrar esse ponto, a figura 4 apresenta a função impulso-resposta acumulada sobre o resultado primário do governo federal devido a um choque de incerteza.

Observa-se que o efeito acumulado é negativo sobre o saldo primário, e ao longo de cinco trimestres esses déficits não são recuperados. Portanto, o efeito do desalinhamento entre receitas e despesas após choques de incerteza pode levar a um déficit prolongado sobre o resultado primário, dificultando a condução da política fiscal.

Esse desalinhamento entre receitas e despesas pode ser explicado pela forma como tais componentes reagem ao efeito da incerteza sobre a economia. Receitas e despesas são afetadas diferentemente por variações na atividade econômica e no nível de preço, o que pode explicar a origem da diferença de comportamento sobre as variáveis fiscais.

Para ilustrar esse ponto, a figura 3 apresenta o efeito de choques de incerteza sobre as variáveis macroeconômicas utilizadas no modelo principal.¹² A figura indica que a incerteza aumenta o desemprego (ou reduz a atividade econômica), diminui a confiança do consumidor e exerce impacto pouco persistente sobre o IPCA.

Os resultados estão de acordo com o que é evidenciado na literatura sobre o tema. Incerteza afeta negativamente a atividade econômica, mas seu efeito sobre o nível de preços é menos consensual (LEDUC; LIU, 2016).



Fonte: Elaboração do autor.

Nota: A figura 3 apresenta as funções impulso-resposta do efeito de um choque de 1% no índice de incerteza econômico-política (EPU) sobre os três principais resultados fiscais: receita fiscal, despesa fiscal e transferências. Foram calculados os intervalos de confiança pelo procedimento de *bootstrap*. Dois níveis de confiança são reportados: 95% em cinza-claro e 68% em cinza-escuro. Percebe-se que um choque de incerteza tem um efeito significativo sobre os três componentes fiscais, com diferentes graus de persistência e magnitude.

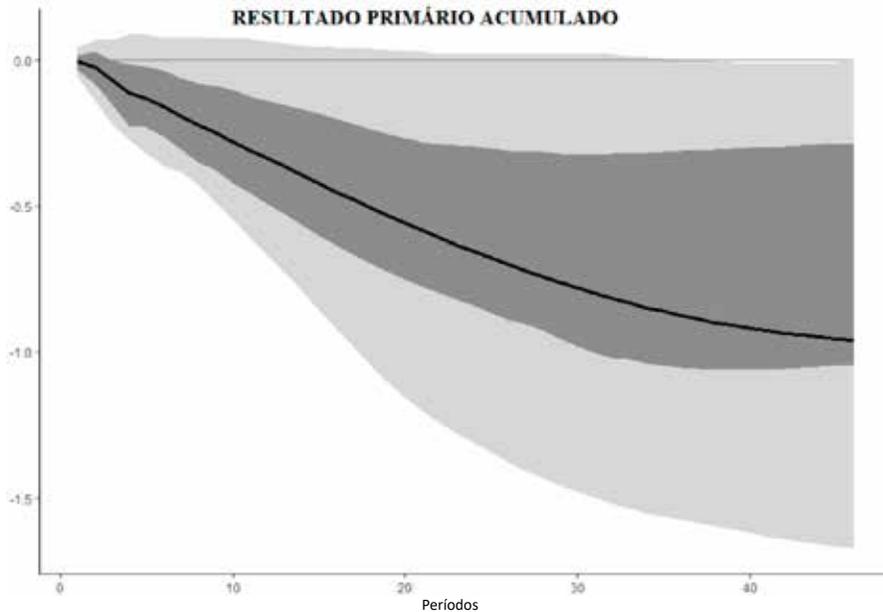
FIGURA 3 – FUNÇÕES IMPULSO-RESPOSTA – EPU SOBRE RESULTADOS FISCAIS

Assim, possivelmente o principal canal de transmissão da incerteza para os componentes fiscais é decorrente da redução da receita fiscal. De fato, vários autores apontam que a tributação é muito mais sensível a alterações nas condições da economia do que componentes da despesa, como o gasto do governo (PEREIRA; ELLERY JR., 2011).

Choques de incerteza, ao reduzirem a atividade econômica e a confiança do consumidor, teriam impacto sobre a arrecadação, especialmente sobre tributos indiretos. O impacto sobre o gasto do governo é pequeno e, como consequência, pode surgir uma situação de desequilíbrio fiscal representado pelo aumento do déficit primário.

12 Neste caso, foi estimado um modelo VAR com o seguinte conjunto ordenado de variáveis: $X_t = (EPU_t, IPCA_t, ICC_t, DESEMP_t)$.

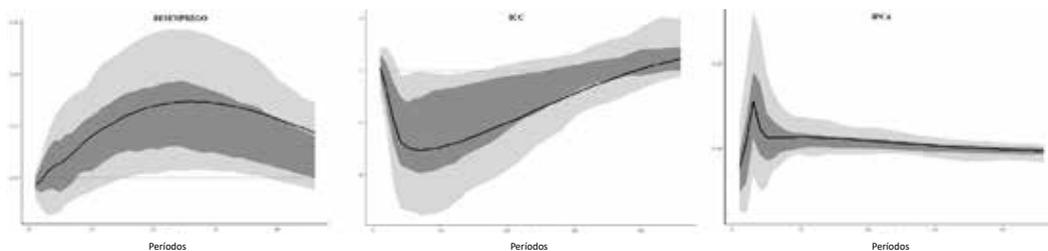
Apesar dessas conclusões, o modelo SVAR, por se tratar de uma abordagem em forma reduzida, é incapaz de decompor apropriadamente os canais pelos quais a incerteza pode impactar os componentes fiscais. Além disso, o modelo não permite a realização de exercícios contrafactuais que identifiquem como mudanças nas regras fiscais alteram a magnitude e a persistência da incerteza sobre o desequilíbrio fiscal. Essa análise é mais adequada em um modelo estrutural como o DSGE, que será apresentado na seção 4.



Fonte: Elaboração do autor.

Nota: A figura 4 apresenta a função impulso-resposta que mensura o efeito acumulado sobre o resultado primário do governo federal devido a um choque de 1% no índice de incerteza econômico-político (EPU). Foram calculados os intervalos de confiança pelo procedimento de *bootstrap*. Dois níveis de confiança são reportados: 95% em cinza-claro e 68% em cinza-escuro.

FIGURA 4 – FUNÇÃO IMPULSO-RESPOSTA ACUMULADA SOBRE RESULTADOS PRIMÁRIOS



Fonte: Elaboração do autor.

Nota: A figura 5 apresenta as funções impulso-resposta que mensuram o efeito de um choque de 1% no índice de incerteza econômico-político (EPU) sobre as três variáveis macroeconômicas usadas no modelo principal: taxa de desemprego, índice de confiança do consumidor e índice de inflação (IPCA). Foram calculados os intervalos de confiança pelo procedimento de *bootstrap*. Dois níveis de confiança são estimados: 95% em cinza-claro e 68% em cinza-escuro.

FIGURA 5 – FUNÇÕES IMPULSO-RESPOSTA – EPU SOBRE VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS

3.3 Análise de robustez

Nesta subseção serão apresentadas diferentes análises para verificar a robustez e a sensibilidade das conclusões obtidas com o SVAR principal. Dois aspectos serão analisados. Primeiro, mudanças na especificação do SVAR alteram os resultados obtidos? Segundo, a adoção de estratégia alternativa de identificação do efeito causal modifica as conclusões do SVAR?

Em relação ao primeiro aspecto, quatro diferentes especificações serão consideradas: estimação de um modelo Favar, outras medidas de incerteza, mudança da ordem das variáveis e mudança de variáveis endógenas. Todas as funções impulso-resposta decorrentes dos exercícios de robustez sobre o SVAR são apresentadas na figura 17, no apêndice A. Já para o segundo aspecto, será estimado um modelo de projeção local que utiliza uma variável instrumental para identificar o efeito causal da incerteza sobre os resultados fiscais.

3.3.1 Mudança de especificação do SVAR

a. Outras medidas de incerteza

A escolha do EPU como medida principal de incerteza deve-se a algumas características particulares definidas anteriormente. Todavia, outras medidas podem ser consideradas. Avaliar se as mesmas conclusões podem ser obtidas com essas outras medidas permite verificar se o resultado obtido com o EPU não é decorrente da escolha desse índice.

Estimou-se a função impulso-resposta das variáveis fiscais em resposta a um choque de incerteza medido pelo Ibov e pelo IIE-BR. No caso do IIE-BR, o modelo VAR é estimado entre 2000.01 e 2016.12, totalizando 204 observações. Essas funções impulso-resposta estão nomeadas como “ibov” e “iie-br” na figura 17.

Os resultados obtidos com essas outras medidas não mudam significativamente. O efeito imediato do choque de incerteza sobre a receita, em ambos os casos, é negativo e duradouro. Quanto ao IIE-BR, a recuperação após o choque é mais rápida do que o previsto pelo EPU e pelo Ibov.

Em relação à despesa fiscal, o impacto do choque é negativo e converge rapidamente (dois trimestres) ao se utilizar o Ibov como medida de incerteza. Para o IIE-BR, o impacto sobre a despesa é menor, porém o efeito do choque é mais prolongado.

Quanto às transferências, o comportamento persistente do choque é corroborado nas três medidas de incerteza. Todavia, o efeito imediato do choque de incerteza é positivo com o IIE-BR.

Dos resultados, Ibov e EPU apresentam efeitos semelhantes sobre as três variáveis fiscais. O IIE-BR, por outro lado, apresenta resultados conflitantes em relação ao efeito do choque sobre a despesa e as transferências, porém, ainda em concordância com os outros índices quanto às receitas fiscais. Ou seja, receitas fiscais são negativamente impactadas por choques de incerteza independentemente do índice escolhido.

b. Mudança nas variáveis do SVAR

No modelo principal utilizou-se como medida de atividade econômica a taxa de desemprego. Para verificar se os resultados das funções impulso-resposta são sensíveis a uma outra medida de atividade econômica foi estimado um VAR utilizando-se o índice de produção industrial (IPI)¹³ em substituição à taxa de desemprego. O EPU é usado como medida de incerteza para a estimação do VAR. Esse resultado aparece na figura 17 como “ipi”.

Uma outra questão é entender o papel do índice de confiança do consumidor. Essa variável foi utilizada para captar o efeito do período recessivo sobre as variáveis fiscais. Assim, estimou-se um modelo VAR em que foi retirada a variável ICC, isto é, o VAR passou a se constituir das seguintes variáveis ordenadas: $X_t = \{EPU_t, IPCA_t, DESEMP_t, FISCAL_t\}$. Novamente, em ambos os casos, não houve mudanças nas conclusões do impacto sobre os resultados fiscais devido a choques de incerteza (figura 17, apêndice A, “sem icc”).

c. Estimação do Favar

Os modelos VAR perdem eficiência quando se introduzem muitas variáveis endógenas. Assim, frequentemente, os modelos VAR são estimados a partir de poucas variáveis que sejam bastante representativas dos principais agregados macroeconômicos. Entretanto, tais variáveis podem não captar toda a dinâmica de uma economia.

Bernanke, Boivin e Elias (2005) propuseram o modelo VAR com a introdução de uma variável latente que resumiria a variabilidade do comportamento de toda a economia. Esse modelo, chamado de VAR fatorial aumentado (Favar) introduz o fator F_t , estimado a partir de uma base de dados com diversas variáveis macroeconômicas.

Na presente monografia, estimou-se um modelo Favar cujas variáveis endógenas ordenadas são: $X = \{EPU_t, IPCA_t, ICC_t, F_t, FISCAL_t\}$, isto é, o fator estimado substitui a variável que representa a atividade econômica.

13 O IPI também foi extraído do site Ipeadata: <http://www.ipeadata.gov.br>.

Os fatores foram estimados pelo método de componentes principais a partir de uma base de dados com 117 variáveis macroeconômicas.¹⁴ Apenas o primeiro fator estimado foi utilizado, ou seja, o fator que mais representa a variabilidade do conjunto de variáveis macroeconômicas consideradas.

Todas as variáveis utilizadas para a estimação dos fatores foram previamente estacionarizadas por meio de transformações como: aplicação de primeira diferença, aplicação de logaritmo, aplicação de segunda diferença, entre outras, seguindo procedimento semelhante ao adotado por Stock e Watson (2012). O teste de estacionariedade principal foi o ADF em nível. Uma vez alcançada a estacionariedade após a realização de alguma transformação, o teste KPSS foi aplicado com o fim de verificar a robustez do resultado.

A função impulso-resposta do Favar gerou resultados bastante semelhantes à especificação principal do SVAR, como pode ser observado na figura 17, apêndice A, com o nome “favar”. Isso significa que as conclusões do modelo VAR principal são insensíveis à introdução de variáveis mais representativas da dinâmica geral da economia.

d. Mudança da ordem das variáveis

A forma de identificação utilizada para a estimação do modelo VAR foi a decomposição de Cholesky. Esta é sensível à ordenação do modelo VAR, pois a identificação da variação exógena é feita considerando-se diferenças temporais nos efeitos das variáveis umas nas outras. Idealmente, espera-se que a ordenação do modelo VAR represente a forma como as variáveis afetam temporalmente umas às outras na economia.

Um exercício bastante comum consiste em verificar o quanto os resultados do modelo VAR se modificam pelo uso de uma ordenação diferente. No caso, como o interesse é o impacto do choque de incerteza sobre os resultados fiscais, o modelo VAR foi re-estimado com uma nova ordenação das variáveis fiscais; com isso, o modelo utilizado passou a ter a seguinte configuração: $X_t = \{fiscal_t, inf_t, icc_t, atividade_t, inc_t\}$.

Os resultados são apresentados na figura 17 do apêndice A, com a denominação “ordem”. As conclusões gerais não se modificam. Choques de incerteza afetam negativa e persistentemente a receita fiscal e as transferências; entretanto, exercem impacto diminuto e pouco duradouro sobre as despesas fiscais.

14 A tabela com a descrição de todas as variáveis utilizadas está disponível no apêndice C.

3.3.2 Mudança na estratégia de identificação do efeito causal

Nesta subseção, verifica-se se a adoção de uma estratégia alternativa para a identificação do efeito causal modifica as conclusões obtidas anteriormente. O problema de se utilizar o modelo SVAR é que a identificação do efeito causal é dependente de hipóteses muito fortes sobre o funcionamento da economia.

Como já discutido, choques de incerteza têm forte correlação com os períodos de recessão, que, por sua vez, acabam por impactar também outras variáveis macroeconômicas. Assim, é possível que exista causalidade reversa entre as variáveis utilizadas no VAR, de modo que a interpretação do efeito causal possa ser comprometida (CAGGIANO *et al.*, 2016).

Recentemente, têm surgido vários trabalhos em macroeconomia que utilizam outras formas de identificação do efeito causal (STOCK; WATSON, 2018; ANGRIST; KUERSTEINER, 2011; RAMEY, 2016). O uso de variáveis instrumentais externas tem ganhado bastante destaque, pois elas permitem a identificação dinâmica de choques sobre a variável de interesse sem que se recorra à imposição de fortes hipóteses sobre a dinâmica da economia. A utilização de variáveis instrumentais para a análise de efeito de tratamento em macroeconomia pode ser realizada pelo método de projeção local, desenvolvido por Jordá (2005, 2016).¹⁵

Considere o seguinte modelo linear geral:

$$fiscal_{t+h} = \alpha_0 + \alpha_{1t+h}inc_t + \delta'X_t + \epsilon_t, \quad (1)$$

em que $fiscal_t$ representa um dos componentes fiscais: receita ou despesa fiscal;¹⁶ inc_t , uma medida de incerteza macroeconômica; e X_t , um vetor de variáveis de controle, podendo incluir variáveis defasadas. O interesse é estimar o efeito da incerteza no período t sobre os resultados fiscais em $t + h$, com $h > 0$. Portanto, o parâmetro de interesse é α_{1t+h} .

Considere z_t uma variável instrumental para inc_t . Segundo Stock e Watson (2018), três condições são necessárias para que tal variável instrumental identifique o efeito causal dinâmico:

- i. (Relevância) $E(inc_t z_t) \neq 0$;
- ii. (Exogeneidade contemporânea) $E(\epsilon_t z_t) = 0$
- iii. (Exogeneidade *lead/lag*) $E(\epsilon_{t+j} z_t) = 0$, para todo j .

15 Também é possível a introdução de variáveis instrumentais externas em modelos vetoriais autorregressivos. Entretanto, optou-se pelo método de projeção local por ser mais simples e eficiente que o VAR no uso de variáveis instrumentais externas. Ver Stock e Watson (2018) e Ramey (2016) para uma comparação entre os dois métodos.

16 Neste exercício foram considerados apenas os componentes de receita e despesa fiscal por serem mais representativos do comportamento do resultado primário.

A primeira condição afirma que o instrumento deve ser correlacionado com a variável endógena. A segunda e a terceira condições afirmam que o instrumento deve ser exógeno às variáveis fiscais no período contemporâneo e não correlacionado às variáveis fiscais no futuro e no passado.

Será utilizada como variável instrumental neste trabalho a que mensura a incerteza econômico-política nos Estados Unidos (EPU_EUA). Ao regredir a variável EPU contra a EPU_EUA, verificou-se uma correlação significativa de 30%, indicando que tais variáveis satisfazem a condição (i).

A hipótese assumida para a escolha desse instrumento é que os fatores que geram choques de incerteza macroeconômica nos Estados Unidos não são correlacionados com a situação fiscal do Brasil. De fato, a situação fiscal no Brasil exerce pouca influência sobre a economia mundial, em geral, e sobre a economia americana, em particular. Caso essa hipótese seja válida, a condição (ii) será satisfeita.

Quanto à condição (iii), é preciso garantir que o choque de incerteza nos Estados Unidos não seja correlacionado com as variáveis fiscais no passado e no futuro. Essa hipótese não é válida para este exercício porque, como a incerteza, mensurada pelo EPU, é calculada a partir de notícias de jornal, espera-se que choques de incerteza hoje afetem a incerteza no futuro.¹⁷ Assim, uma vez que choques passados do EPU_EUA afetam o EPU no Brasil, não é possível garantir a exogeneidade defasada. Essa observação viola a condição (iii).

Uma forma de corrigir tal problema é incluir variáveis defasadas da variável instrumental de forma que se possa capturar o efeito de choques em EPU_EUA no passado sobre a variável de interesse (STOCK; WATSON, 2018; RAMEY, 2016). Espera-se que essa inclusão controle os efeitos defasados da variável instrumental sobre o EPU.

As variáveis de controle utilizadas para a estimação de (1) incluem o índice de produção industrial (ipi), a variação nos últimos doze meses do IPCA (ipca) e o índice de confiança do consumidor (icc). A tabela 2 apresenta os resultados da estimação com o uso de EPU_EUA como instrumento para as variáveis de interesse: receita e despesa fiscal.

Três especificações diferentes foram estimadas. Em (1) não foi utilizada nenhuma defasagem para controlar o efeito de choques do passado sobre a variável de interesse. Já em (2) foram incluídas três defasagens de todas as variáveis, sendo este o modelo preferido. Em (3), a variável ipi é substituída pelo primeiro fator estimado já utilizado para a estimação do modelo Favar, F_t .

Verificaram-se os impactos da incerteza mensurada pelo EPU¹⁸ sobre as variáveis fiscais em cinco diferentes períodos: $t = 0, 3, 6, 12$ e 24 meses. Em

17 Ao se regredir EPU – EUA_t contra EPU – EUA_{t-1}, verificou-se que a correlação entre tais variáveis é de 68%.

18 Aqui a variável utilizada não está em forma binária como no exercício do SVAR. No entanto, ambas as variáveis, EPU e EPU_EUA, foram padronizadas para ter média zero e variância um.

parênteses está o desvio-padrão estimado por Newey-West com $h + 1$ defasagens, em que h corresponde ao período em que o impulso-resposta está sendo analisado. Por fim, *F-Homo* representa a estatística-F assumindo homoscedasticidade, e *F-HAC* a estatística-F estimada ao se controlar para a presença de autocorrelação e heteroscedasticidade. Essa estatística é utilizada para mensurar o poder da variável instrumental. Stock, Wrigth e Yogo (2002) argumentam que o instrumento é considerado confiável se a estatística-F for superior a dez para o caso em que os erros não são correlacionados.

Analisando o modelo (1), percebe-se que os efeitos são significativos, porém contrariam o que foi indicado pelo modelo SVAR. Em todos os períodos e para ambas as variáveis, choques de incerteza produzem uma resposta positiva e significativa. Entretanto, analisando a estatística-F estimada ao se controlar para a presença de autocorrelação (*F-HAC*), há uma clara indicação de que este é um instrumento fraco. Como já antecipado, o uso do EPU_EUA no tempo corrente como variável instrumental viola a condição (iii) e requer a adição de variáveis defasadas, como é realizado nos modelos (2) e (3) da tabela 2.

Com a inclusão das variáveis defasadas, modelo (2), o instrumento passa a ser considerado relevante (*F-HAC* igual a 14.890 e 10.870 para as variáveis “despesa” e “receita fiscal”, respectivamente). Os resultados apontam que choques de incerteza reduzem a receita fiscal de forma significativa¹⁹ no período $t = 3$ em quase 3%. O choque inicial é positivo e significativo, porém pequeno, e ao final do sexto mês a resposta da receita fiscal já é positiva. Esse resultado está de acordo com a evidência encontrada anteriormente, embora o efeito negativo seja mais persistente no SVAR. Os mesmos resultados são obtidos no modelo (3), que inclui a variável fatorial, F_t .

Com relação à despesa fiscal, o choque de incerteza não foi significativo em nenhum dos períodos, em nenhum dos modelos (2) e (3). Novamente, tal constatação está de acordo com o SVAR, que indica uma resposta pequena e pouco duradoura sobre a despesa fiscal em resposta ao choque de incerteza.

A utilização do método de variável instrumental para a identificação do efeito causal permite concluir que apenas a receita fiscal é significativamente impactada pelo choque de incerteza. A resposta tem magnitude elevada em seu pico negativo, porém é menos persistente do que o apontado pelo SVAR. A variável de despesa fiscal não é afetada pelo choque de incerteza. Portanto, as mesmas conclusões gerais obtidas com o SVAR continuam válidas, isto é, choques de incerteza possuem impactos diferenciados sobre receita e despesa fiscal, com consequência para a formação de déficits primários.

19 Considera-se o nível de confiança de 10% para a estatística de teste. Isso implica níveis críticos de $\pm 1,75$.

TABELA 2 – PROJEÇÃO LOCAL COM EPU_EUA COMO VARIÁVEL INSTRUMENTAL

Despesa fiscal				Receita fiscal			
Períodos	(1)	(2)	(3)	Períodos	(1)	(2)	(3)
0	25.357 (1.648)	-2.365* (-1.926)	-2.417 (-1.996)	0	29.513* (1.831)	0.630 (0.279)	1.450 (0.664)
3	26.633 (1.597)	-2.142 (-1.609)	-2.273 (-1.591)	3	31.293* (1.858)	-3.712* (-1.887)	-3.061 (-1.621)
6	25.659 (1.634)	-1.468 (-1.734)	-1.477 (-1.683)	6	31.548* (1.955)	1.775 (0.640)	2.736 (0.929)
12	25.850* (1.822)	-0.578 (-0.392)	-0.430 (-0.287)	12	31.140* (2.141)	-1.227 (-1.283)	-0.328 (-0.382)
24	23.943* (2.162)	-0.057 (-0.041)	-0.171 (-0.144)	24	32.641* (2.322)	3.218 (0.985)	4.092 (1.290)
F-Homo	14.613	13.249	12.099	F-Homo	14.613	12.188	12.704
F-HAC	5.351	14.890	12.280	F-HAC	5.351	10.870	10.998

Fonte: Elaboração do autor.

Nota: A tabela 2 apresenta os resultados da aplicação do método de projeção local para estimar o efeito de tratamento dinâmico de choques de incerteza sobre os componentes “receita fiscal” e “despesa fiscal”. A medida de incerteza macroeconômica para os Estados Unidos foi utilizada como variável instrumental para a medida de incerteza no Brasil. Em parênteses estão as estatísticas t-Student. F-Homo e F-HAC são os testes de significância global, assumindo homoscedasticidade e heteroscedasticidade, respectivamente. Tais estatísticas são utilizadas para determinar a força das variáveis instrumentais. *Significância estatística em 10%.

É importante observar que o uso de variáveis instrumentais para identificar o efeito de tratamento dos choques de incerteza sobre os resultados fiscais pode ser mais bem aproveitado em vários aspectos com a inclusão, por exemplo, de medidas de incerteza de outros países, de transformações polinomiais das medidas de incerteza, de variáveis interativas das variáveis instrumentais com as variáveis de controle, etc. Entretanto, esse não é o objetivo do exercício proposto nesta monografia. A realização do exercício visa confirmar que as mesmas conclusões gerais obtidas com o SVAR, utilizando-se a identificação de Cholesky, também são observadas por meio de formas alternativas de identificação do efeito causal.

4 Modelo DSGE com incerteza

Esta seção descreve o modelo DSGE, calibrado para a economia brasileira, com a introdução dos choques de incerteza. Esse modelo será utilizado na seção 5 com os

seguintes objetivos: i) verificar a adequação do modelo teórico aos resultados do SVAR; ii) entender por quais canais a incerteza é transmitida aos resultados fiscais; iii) compreender como mudanças nas regras fiscais alteram os resultados do choque de incerteza.

O modelo teórico apresentado nesta seção é um neokeynesiano-padrão com diversas fricções, de forma que a curva de demanda agregada seja relevante para o equilíbrio da economia. Tal aspecto é importante, pois choques de incerteza impactam mais diretamente os componentes da demanda agregada.

4.1 Famílias

Considere a presença de dois tipos de agentes, ricardianos e não ricardianos, como em Galí, López-Salido e Vallés (2007). A diferença principal entre eles decorre do fato de que os agentes ricardianos têm acesso ao mercado de crédito e com isso podem suavizar escolhas intertemporais de consumo. Já os agentes não ricardianos não possuem acesso ao mercado financeiro e realizam opções de consumo apenas com os recursos correntes. Assume-se que estes últimos participam do mercado de trabalho e recebem transferências do governo para obter renda. Os agentes não ricardianos, assim, enfrentam a seguinte restrição orçamentária:

$$P_t(1 - \tau_t^c)C_{it}^{nr} = (1 - \tau_t^w)W_t^{nr}L_{it}^{nr} + \omega_{nr}TR_{it}, \quad (2)$$

em que é o preço do bem final; C_{it}^{nr} , W_t^{nr} , L_{it}^{nr} e TR_{it} são, respectivamente, a quantidade de consumo do bem final, o salário, a quantidade de trabalho ofertada e as transferências recebidas pelo agente não ricardiano; τ_t^w e τ_t^c correspondem ao imposto sobre o trabalho e sobre o consumo; e ω_{nr} representa a proporção de agentes não ricardianos na economia.

Ambos os agentes maximizam suas escolhas de consumo intertemporal que possuem rigidez devido à formação de hábitos de consumo (BOLDRIN; CHRISTIANO; FISHER, 2001). A função de utilidade instantânea é dada pela equação (3), em que ϕ_c representa a proporção do consumo passado que impacta a utilidade do consumo no presente:

$$\max_{C_{it}^a} \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[\frac{(C_{it}^a - \phi_c C_{it-1}^a)^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \frac{L_{it}^{a1+\varphi}}{1-\varphi} \right] \quad (3)$$

Na equação, $a = \{r, nr\}$; r e nr indicam, respectivamente, agentes ricardianos e não ricardianos. Os parâmetros σ e φ mensuram a aversão ao risco do consumidor e a desutilidade do trabalho.

Por sua vez, o agente ricardiano maximiza intertemporalmente seu consumo sujeito à restrição orçamentária:

$$P_t(1 - \tau_t^c)C_{it}^r + I_{it}^P + \frac{B_{t+1}}{R_t^b} = (1 - \tau_t^w)W_t^r L_{it}^r + R_t U_t K_t^P (1 - \tau_t^k) - \\ - CCI_t + B_t + (1 - \omega_{nr})TR_{it}, \quad (4)$$

em que τ_t^k é o imposto sobre o capital; U_t é a capacidade de capital instalada; B_{t+1} representa o valor dos títulos emitidos pelo governo à taxa de juros R_t^b e com valor de face B_t ; R_t é a taxa de retorno do estoque de capital privado K_t^P ; e I_{it}^P é o investimento privado. Por fim, CCI_t é o custo da não utilização da capacidade instalada máxima, definido por:

$$P_t K_t^P \left[\psi_1 (U_t - 1) + \frac{\psi_2}{2} (U_t - 1)^2 \right], \quad (5)$$

com ψ_1 e ψ_2 sendo parâmetros de sensibilidade da utilização da capacidade instalada.

A lei de movimento do capital é representada pela parte do capital depreciado mais os investimentos privados. Assume-se que os investimentos privados possuem rigidez devido ao custo de ajustamento ao longo do tempo:

$$K_{t+1}^P = (1 - \delta)K_t^P + I_t^P \left[1 - \frac{\chi}{2} \left(\frac{I_t^P}{I_{t-1}^P} - 1 \right)^2 \right], \quad (6)$$

em que $s = \frac{\chi}{2} \left(\frac{I_t^P}{I_{t-1}^P} - 1 \right)^2$ é uma função que mensura o custo de ajustamento do investimento, com as seguintes propriedades: $S(4) = S'(1) = 0$ e $S''(.) > 0$. Em outros termos, a função é crescente e convexa e indica que a manutenção do nível constante do investimento não gera custo adicional. A parcela $\left[1 - \frac{\chi}{2} \left(\frac{I_t^P}{I_{t-1}^P} - 1 \right)^2 \right]$ representa o custo de ajuste ao se investir em capital, sendo χ um parâmetro do peso do custo de ajustamento do capital.

O consumo final é agregado considerando-se a proporção de agentes ricardianos e não ricardianos na economia:

$$C_t = (1 - \omega_{nr})C_t^r + \omega_{nr}C_t^{nr} \quad (7)$$

4.2 Firms

A economia é dividida em dois setores: firmas produtoras de bens intermediários e firmas produtoras de bens finais. Assume-se que o setor de produção de bens intermediários seja formado por um *continuum* de firmas (atacadistas),

indexadas no intervalo unitário $[0, 1]$, sob competição monopolística. Tal setor produz bens diferenciados, agregados pela única firma (varejista) de bens finais que está sob concorrência perfeita.

O produto final é agregado a partir dos bens intermediários por meio da função agregadora desenvolvida por Dixit e Stiglitz (1977).

$$Y_t = \left(\int_0^1 Y_{j,t}^{(\xi-1)} \right)^{\frac{\xi}{\xi-1}}, \quad (8)$$

em que Y_t é a quantidade do bem final no tempo t ; $Y_{j,t}$ é a quantidade do bem intermediário da firma $j \in [0, 1]$; e ξ é a elasticidade de substituição entre os bens intermediários.

A firma agregadora busca maximizar o lucro assumindo o preço dos bens intermediários como dado:

$$\max_{Y_t} \Pi = P_t Y_t - \int_0^1 P_{j,t} Y_{j,t} dj, \quad (9)$$

em que $P_{j,t}$ é o preço do bem intermediário para a firma atacadista j . Dessa forma, após o processo de maximização, e pressupondo que a firma de bens finais está sob concorrência perfeita, obtém-se:

$$Y_t = \left(\frac{P_t}{P_{j,t}} \right)^{\xi} Y_{j,t} \text{ para todo } j \quad (10)$$

$$P_t = \left[\int_0^1 P_{j,t}^{1-\xi} dj \right]^{\frac{1}{1-\xi}} \quad (11)$$

A firma de bens intermediários resolve o problema em dois estágios. Primeiro, considera como dado o preço dos fatores de produção e minimiza o custo de produção escolhendo a quantidade de bens intermediários que irá produzir:

$$\min_{L_{j,t}, K_{j,t}} W_t L_{j,t} + R_t K_{j,t} \quad (12)$$

Tal processo de minimização é restrito pela função de produção dos bens intermediários, que depende das quantidades de capital privado (K^p), de trabalho (L) e de capital público (K^G) empregados para produzir cada bem j , bem como do choque de produtividade (A_t) comum a todas as firmas produtoras de bens intermediários:

$$Y_{j,t} = A_t K_{j,t}^p \alpha_1 L_{j,t}^{\alpha_2} K_{j,t}^G \alpha_3, \quad (13)$$

Na equação (13), α_1 , α_2 e α_3 representam o peso respectivo de cada um dos insumos no processo de produção. A equação (14), por seu turno, traduz a ideia de que as decisões de investimento da economia não são apenas decorrentes dos agentes privados, mas também do governo. Nesse sentido, K^G pode ser entendido

como investimento em infraestrutura. Esse tipo de investimento aumenta a capacidade de produção de todas as firmas de bens intermediários.

Assume-se que a acumulação de capital pelo governo é dada pela seguinte expressão:

$$K_{t+1}^G = (1 - \delta_G)K_t^G + I_t^G, \quad (14)$$

em que δ_G é a taxa de depreciação do capital público e I_t^G é o investimento em capital público. Note que, sob esse tipo de modelagem, o governo destina parte de sua receita fiscal para consumo próprio e para investimento.

O segundo estágio do problema da firma de bens intermediários é a determinação do preço do bem. Tal tarefa é realizada por meio do mecanismo de precificação *à la* Calvo (1983), em que parte das firmas atacadistas mantém seu preço com probabilidade θ , enquanto a parte restante define seu preço de maneira ótima com probabilidade $(1 - \theta)$. Assume-se que, nas firmas que mantêm o seu preço fixo, ele será igual ao do período anterior.

O problema da firma atacadista que reajusta o preço do bem será:

$$\max_{P_{j,t}^*} E_t \sum_{i=0}^{\infty} (\beta\theta)^i (P_{j,t}^* Y_{j,t+i} - CT_{j,t+i}), \quad (15)$$

em que $CT_{j,t+i}$ é o custo total da firma j para produzir o produto Y_j no tempo $t+i$; e P^* é o nível de preço ótimo das firmas que ajustam preço e dependem do custo marginal de produção.

O preço final da economia é obtido a partir da ponderação das firmas que modificam e das que otimizam seus preços:

$$P_t = \left[\theta P_{t-1}^{1-\xi} + (1 - \theta) P_t^{*1-\xi} \right]^{\frac{1}{(1-\xi)}} \quad (16)$$

4.3 Mercado de trabalho

O mercado de trabalho apresenta rigidez na determinação de salários. Isso significa que eles não podem ser alterados de acordo com as condições econômicas no curto prazo. Assim, trabalhadores ofertam no mercado um tipo de trabalho diferenciado, como no caso das firmas. Esses trabalhadores estão sob competição monopolística de tal forma que existe um parâmetro que mensura a elasticidade de substituição entre eles.

O trabalho diferenciado é vendido a uma firma produtora de serviços que agrega todos os trabalhos por meio da função de agregação. A tecnologia de agregação da firma produtora de serviços é dada por:

$$L_t = \left[\int_0^1 L_{j,t}^{\frac{(v-1)}{v}} dj \right]^{\frac{v}{(v-1)}}, \quad (17)$$

em que v é a elasticidade de substituição entre os trabalhos diferenciados $L_{j,t}$. Cada trabalhador recebe um salário diferenciado $W_{j,t}$. Por sua vez, o problema da firma agregadora é maximizar o lucro considerando a seguinte função-objetivo:

$$\max_{L_{j,t}} W_t L_t - \int_0^1 L_{j,t} dj \quad (18)$$

Similarmente ao caso das firmas produtoras de bens intermediários, a atualização salarial segue um mecanismo de precificação *à la* Calvo (1983), em que parte dos trabalhadores altera seus preços com probabilidade θ e a parte restante mantém seu preço idêntico ao do período anterior.

Portanto, seguindo a mesma abordagem da subseção precedente, é possível obter a equação de demanda por trabalho, dada por:

$$L_t = \left(\frac{W_t}{W_{j,t}} \right)^v L_{j,t} \text{ para todo } j \quad (19)$$

Por fim, o nível de salário agregado é dado através de um agregador *à la* Dixit-Stiglitz (1977):

$$W_t = \left[\int_0^1 W_{j,t}^{1-\theta} dj \right]^{\frac{1}{(1-\theta)}} \quad (20)$$

4.4 Governo

O governo é representado por dois tipos de autoridades: fiscal e monetária. A primeira realiza a política fiscal do governo, isto é, financia gastos públicos por meio da arrecadação de tributos e da emissão de dívidas. Já a segunda tem o papel precípua de estabilizar preços e promover o crescimento econômico, por isso adota uma política monetária que segue uma regra de Taylor (1993). Isso significa que a oferta monetária é realizada considerando-se os desvios de preço e de produto em relação ao estado estacionário.

4.4.1 Autoridade fiscal

O governo tem à sua disposição seis diferentes instrumentos de política fiscal, divididos em dois grupos: i) o do gasto público, que pode ser destinado ao consumo, aos investimentos públicos ou às transferências unilaterais; e ii) o

da tributação, realizada sobre o consumo privado, o capital privado e a renda do trabalho.

A restrição orçamentária do governo é dada por:

$$P_t G_t + P_t I_t^G + P_t TR_t = \frac{B_{t+1}}{R^b} - B_t + \tau_t^c P_t C_t + \tau_t^l W_t L_t + \tau_t^k (R_t - \delta) K_t^p, \quad (21)$$

em que G é o gasto público em consumo; I_t^G representa o investimento público; e TR_t , as transferências governamentais.

O gasto público é financiado não somente pela arrecadação de tributos, mas também pela emissão de dívida pública (B_t). Seguindo Leeper, Plante e Traum (2010) e Leeper, Walker e Yang (2010), serão introduzidos instrumentos de política fiscal que evoluem considerando uma formulação geral, dependente do comportamento defasado de tais instrumentos e das condições da economia, e definida por:

$$\hat{\Gamma}_t = \rho_\Gamma \hat{\Gamma}_{t-1} + (1 - \rho_\Gamma) \varphi_\Gamma \left(\frac{B_{t-1}}{Y_{t-1} P_{t-1}} \cdot \frac{\hat{Y}^P}{\hat{B}} \right) + \hat{\epsilon}_t, \quad (22)$$

em que $\hat{\Gamma}_t = \{\hat{G}_t, \hat{I}_t^G, \hat{TR}_t, \hat{\tau}_t^c, \hat{\tau}_t^l, \hat{\tau}_t^k\}$; ρ_Γ representa a persistência da defasagem do instrumento fiscal Γ ; e $\hat{\epsilon}_t$, um choque fiscal que possui a seguinte lei de movimento:

$$\log \epsilon_t^\Gamma = (1 - \rho_\Gamma) \log \hat{\epsilon}_t + \rho_\Gamma \log \hat{\epsilon}_{t-1}^\Gamma + e_{\Gamma t}, \quad (23)$$

em que o chapéu indica que as variáveis estão definidas em forma de desvio em torno dos valores estacionários. A equação (22) aponta que os fatores que podem alterar os instrumentos fiscais são o comportamento defasado do próprio instrumento, a taxa de crescimento da dívida pública, a taxa de crescimento do produto e a taxa de crescimento do nível de preços.

Essa regra fiscal será considerada a principal. De acordo com ela, os instrumentos fiscais respondem a variações nas condições da economia por meio de estabilizadores automáticos. Estes modificam os instrumentos fiscais com o fim de manter equilibrado o orçamento público à medida que o endividamento do governo, o produto e o nível de preços se modificam. Assim, representa a sensibilidade do instrumento de política fiscal a variações na situação econômica. Essa forma de introdução da regra fiscal é também realizada por Perendia e Tsouki (2012), Stahler e Thomas (2012), entre outros.²⁰

O objetivo da introdução de regras fiscais é identificar por quais canais a incerteza econômica afeta o resultado fiscal. Por meio do modelo neokeynesiano

20 Uma forma mais geral da equação (22) poderia ser introduzida de forma que cada instrumento fiscal reagisse de modo particular aos movimentos no endividamento do governo, no produto e no nível de preços, como em Kliem e Kriwoluzky (2014).

adotado, choques de incerteza podem afetar o equilíbrio fiscal por meio da tributação, do gasto e das transferências.

Assume-se que, ao contrário da tributação e das transferências, o gasto do governo é insensível às condições econômicas, isto é, $\varphi_G = 0$.²¹ Tal hipótese está de acordo com as evidências obtidas com a estimação do modelo VAR e com a literatura sobre o tema.²²

Por meio desse modelo será possível identificar: como o superávit primário é afetado por choques de incerteza, qual o nível de sensibilidade desse efeito devido a modificações na regra fiscal e quais componentes mais contribuem para o impacto de choques de incerteza sobre o resultado fiscal.

4.4.2 Autoridade monetária

A autoridade monetária, representada pelo Banco Central, realiza a política monetária seguindo uma regra de Taylor (1993) com dois objetivos principais: garantir a estabilidade de preços e promover o crescimento econômico.

A regra de Taylor é definida por:

$$\frac{R_t^B}{R_{SS}^B} = \frac{R_{t-1}^B}{R_{SS}^B} \gamma_R \left[\left(\frac{\pi_t}{\pi_{SS}} \right)^{\gamma_\pi} \left(\frac{Y_t}{Y_{SS}} \right)^{\gamma_Y} \right]^{(1-\gamma_R)} S_t^m, \quad (24)$$

em que γ_π e γ_Y mensuram a sensibilidade da taxa de juros em relação à inflação (π_t) e ao produto (Y_t), respectivamente, e γ_R representa a persistência da taxa de juros. Por fim, S_t^m representa o choque monetário, que segue a seguinte lei de formação:

$$\log S_t^m = (1 - \rho_m) \log S_{SS}^m + \rho_m \log S_{t-1}^m + e_{m,t}, \quad (25)$$

com $e_{m,t}$ representando um ruído branco e ρ_m , a persistência do choque exógeno monetário.

4.5 Choques tecnológicos de incerteza

A incerteza será introduzida por meio de um choque de segundo momento sobre a lei de formação dos choques de produtividade. Estes seguem um processo autorregressivo de ordem 1, dado por:

21 Mais adiante será verificada a sensibilidade dos resultados a essa hipótese.

22 Ver Pereira; Ellery Jr., 2011; Cavalcanti; Vereda, 2011, 2015.

$$\log A_t = \rho_A \log A_{t-1} + \sigma_{\sigma} \sigma_{A_t} \epsilon_{A_t}, \quad (26)$$

em que ρ_A representa o parâmetro de persistência do choque de produtividade, e ϵ_{A_t} é assumido independente e identicamente distribuído (*iid*). Por sua vez, o choque de incerteza segue processo autorregressivo de ordem 1, dado por:

$$\log \sigma_{A_t} = (1 - \rho_{\sigma}) \log \sigma_{\sigma} + \rho_{\sigma} \log \sigma_{A_{t-1}} + \epsilon_{\sigma} \quad (27)$$

Essa forma de modelar os choques de incerteza é adotada em outros trabalhos, como em Leduc e Liu (2016), Lee *et al.* (2014) e Alfaro, Bloom e Lin (2018). Portanto, um choque de incerteza em ϵ_{σ} impacta diretamente σ_{A_t} e indiretamente a produtividade corrente.

Os parâmetros da equação (27) têm como base as evidências obtidas com o modelo VAR.

4.6 Calibração e simulação

O modelo descrito acima foi calibrado de modo que se aproximassem os valores de estado estacionário dos agregados macroeconômicos brasileiros. A maior parte da parametrização foi baseada na literatura nacional e internacional. Cavalcanti e Vereda (2011, 2015) apresentam uma revisão dessa literatura. A tabela 4, no apêndice D, apresenta os valores utilizados no processo de parametrização do modelo.

Os parâmetros referentes aos choques de segundo momento foram determinados a partir das evidências obtidas com a estimação do modelo VAR e de características estatísticas do próprio índice de incerteza EPU. Usando esse índice como referência, um choque de incerteza de 1 desvio-padrão aumenta o índice em 1,58 unidades em relação à sua média original de 129,81. Assim, um choque de incerteza implica um aumento percentual de 58% sobre a média. Portanto, como o modelo é calibrado de forma que o choque represente um desvio-padrão acima da média, assume-se que $\sigma_{\sigma} = 0,58$.

A partir da evidência obtida com a estimação do modelo VAR, percebe-se que um choque de incerteza do EPU cai gradualmente ao longo do tempo. Considerando um período de doze meses, a redução no EPU é de 16,9% após seu pico. Isso significa, considerando que a incerteza segue um processo AR(1), que a persistência do parâmetro da incerteza é de aproximadamente 0,412 em frequência mensal.²³ Portanto, o parâmetro de persistência é $\rho_{\sigma} = 0,412$.

23 $0,4121^2 \approx 0,169$.

Seguindo Leeper, Walker e Yang (2010), o parâmetro do peso do capital público sobre o produto, representado por α_3 na função Cobb-Douglas, será $\alpha_3 = 0,05$. Cavalcanti e Vereda (2015) e Gomes, Bezerra e Pereira (2016) assumem um valor próximo ao adotado neste trabalho. Pressupõe-se também que o parâmetro de persistência dos instrumentos fiscais é de 0,89. Isso implica que um choque fiscal possui uma meia-vida de 24 meses.

Gomes Bezerra e Pereira (2016), utilizando dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e do Ipeadata entre os anos de 2003 e 2008, estimam que a depreciação do capital público é expressa por: $\delta_G = 0,05$. Tal resultado é semelhante ao adotado por Ferreira e Nascimento (2007) e Pereira e Ferreira (2011). Considera-se aqui que os agentes não ricardianos representam 66% da população brasileira. Essa parametrização está de acordo com a literatura sobre o tema, como em Cavalcanti e Vereda (2015).

Os valores das alíquotas dos tributos sobre o capital, o trabalho e o consumo foram obtidos a partir dos trabalhos de Gomes Bezerra e Pereira (2016), Carvalho e Valli (2011), Siqueira, Nogueira e Souza (2001) e Lúcio *et al.* (2017) – ver tabela 4, no apêndice D.

Por fim, a regra de Taylor é parametrizada com base nos trabalhos de Castro *et al.* (2011), para os quais a sensibilidade da taxa de juros em relação ao PIB (γ_y), a sensibilidade da taxa de juros em relação à inflação (γ_π) e a persistência da taxa de juros (γ_R) são, respectivamente, de 0,16; 2,43 e 0,79. Dias e Andrade (2016) também adotam esses parâmetros para regras de política monetária.

A tabela 5, no apêndice E, apresenta as razões entre os valores de estado estacionários para os agregados econômicos brasileiros a partir dos trabalhos de Gomes, Bezerra e Pereira (2016), Cavalcanti e Vereda (2015) e Lúcio *et al.* (2017).

Como argumentado por Fernandez-Villaverde, Guerrón-Quintana e Uribe (2011), choques de segundo momento, como os de incerteza, são mais apropriadamente simulados pela resolução do modelo por meio de aproximações de terceira ordem em relação aos níveis de estado estacionário. Entretanto, aproximações de terceira ordem geram resultados explosivos mesmo quando a solução linear é estável. Isso ocorre porque ordens elevadas produzem estados estacionários instáveis, como observado por Kim *et al.* (2008).

Para contornar o problema utiliza-se procedimento semelhante ao adotado por Fernandez-Villaverde *et al.* (2015) e Leduc e Lui (2016). Primeiramente, simula-se um modelo com uma aproximação de terceira ordem para 2.096 períodos, considerando a calibração de todos os choques, parâmetros e valores de estado estacionário descritos anteriormente.

Em seguida, calcula-se a média ergódica para as variáveis simuladas. Essa média é calculada com o descarte das 2 mil primeiras observações e com a obtenção da média sobre as 96 observações restantes. Esse descarte é necessário para evitar dependência associada aos valores iniciais das simulações. Assim, o modelo é simulado considerando-se valores de estado estacionário os valores da média ergódica.

Para verificar o impacto da incerteza sobre a economia simulada, realiza-se um exercício contrafactual, em que primeiramente um modelo é simulado considerando-se a presença de choques de incerteza e, num segundo momento, o mesmo modelo é simulado desconsiderando-se os choques. A função impulso-resposta é calculada como a diferença percentual entre essas duas simulações.

Dois exercícios são realizados a partir do procedimento descrito. Primeiro, o modelo é simulado buscando-se relacionar os resultados da simulação com as evidências obtidas pela estimação do modelo VAR. Nessa parte, discute-se por quais canais a incerteza impacta as variáveis macroeconômicas brasileiras.

Segundo, investiga-se como as mudanças nas regras fiscais alteram os resultados do modelo principal. Três modificações são realizadas: i) alterações da resposta da tributação em relação às condições da economia; ii) mudança na resposta do gasto público em relação às condições econômicas; iii) impossibilidade de financiamento do resultado fiscal por endividamento do governo. Neste último caso, o governo financia seus gastos apenas pela receita tributária.

Em todos os casos são reportados os seguintes resultados: primeiro, as funções impulso-resposta para as variáveis macroeconômicas em geral, representadas por: dívida pública (B), consumo (C), consumo dos agentes não ricardianos (CNR), consumo dos agentes ricardianos (CR), produto (Y), investimento privado (IP), nível salarial (W), taxa de inflação (PI), taxa de juros (R), emprego dos agentes ricardianos (LR), emprego dos agentes não ricardianos (LNR) e taxa de juros dos títulos públicos (RB).²⁴ Segundo, os resultados para as principais variáveis fiscais: consumo do governo (G), receita tributária (T), transferências ($TRANSF$) e investimento público (IG). Adicionalmente, apresenta-se a função impulso-resposta para os três diferentes tipos de tributo: sobre o consumo ($T.CONSUMO$), sobre o trabalho ($T.TRABALHO$) e sobre o capital ($T.CAPITAL$). Por fim, verifica-se o efeito da incerteza sobre o saldo primário (SP).

24 Na análise do efeito da incerteza em diferentes cenários para as regras fiscais, as funções impulso-resposta para as variáveis macroeconômicas serão reportadas no apêndice B.

5 Resultados do modelo teórico

Nesta seção são discutidos os resultados da simulação do modelo principal e algumas análises de sensibilidade às modificações na regra fiscal.

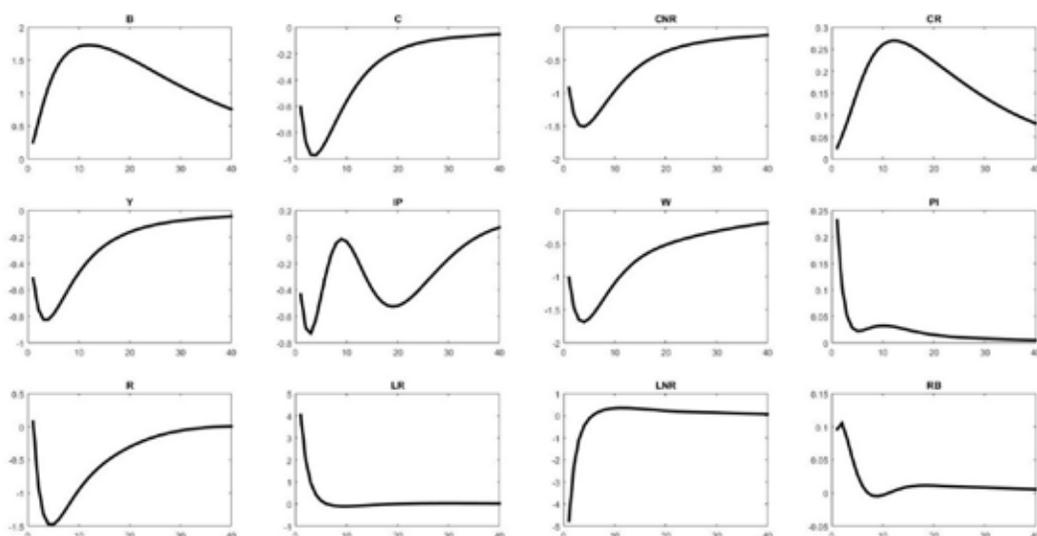
5.1 Resultados do modelo principal

A figura 6 apresenta as funções impulso-resposta para o exercício contrafactual decorrente da simulação do modelo DSGE para as variáveis macroeconômicas. Observa-se que um choque de incerteza reduz o consumo, o consumo dos agentes não ricardianos e o investimento privado. Esses resultados causam uma redução no produto, com recuperação após dez trimestres. Tanto a literatura teórica quanto as evidências empíricas estão de acordo com os resultados do modelo simulado.

O consumo dos agentes ricardianos aumenta em resposta à presença ao choque de incerteza. Isso decorre da possibilidade que agentes ricardianos têm de transferir seus gastos de consumo para períodos futuros por meio do crédito. O mesmo não ocorre com os agentes não ricardianos, que em períodos de incerteza reduzem seu consumo presente.

Há, portanto, uma indicação de que o canal precaucional seja um dos responsáveis pela transmissão da incerteza para a economia brasileira. O agente econômico, diante do choque de incerteza, reduz seu consumo corrente, aumentando a poupança precaucional. No caso dos agentes ricardianos, a possibilidade de transferir recursos ao longo do tempo evita a necessidade de redução do consumo corrente.

O investimento privado também responde negativamente ao choque de incerteza. Esse resultado indica que o *real option* também é um dos possíveis canais de transmissão da incerteza. Como a decisão de investir é dotada de custos de ajustamento e irreversibilidade, ante cenários de incerteza, os investidores optam por postergar suas escolhas para o futuro.



Fonte: Elaboração do autor.

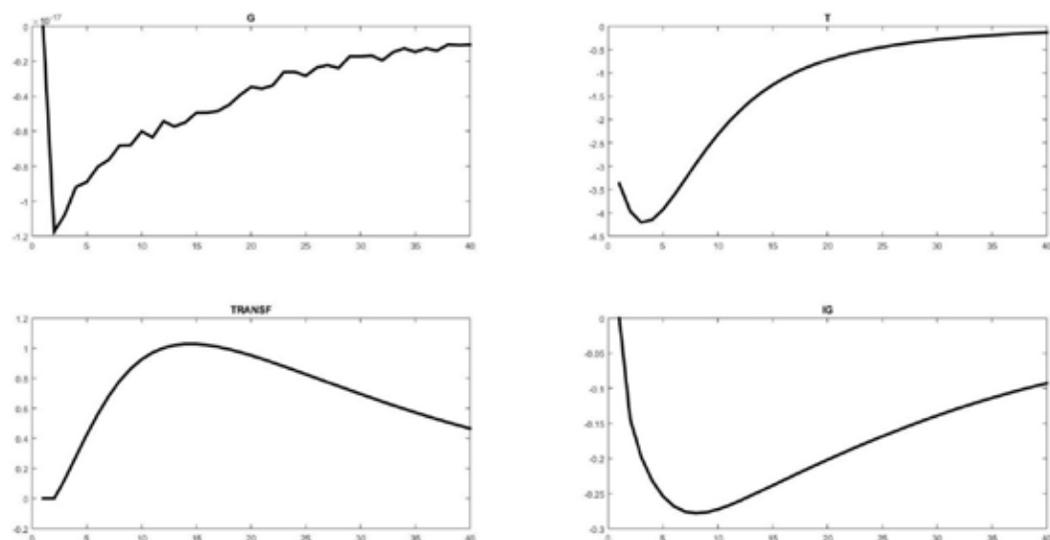
Nota: A figura 6 apresenta a função impulso-resposta (FIR) sobre as variáveis macroeconômicas decorrente de um choque de incerteza em comparação à simulação sem incerteza. Doze variáveis são analisadas: dívida pública (B), consumo (C), consumo dos agentes não ricardianos (CNR), consumo dos agentes ricardianos (CR), produto (Y), investimento privado (IP), nível salarial (W), taxa de inflação (PI), taxa de juros (R), emprego dos ricardianos (LR), emprego dos não ricardianos (LNR) e taxa de juros dos títulos públicos (RB).

FIGURA 6 – FIR DSGE RESULTADO PRINCIPAL:
CHOQUE DE INCERTEZA SOBRE VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS

As figuras 7 e 8 apresentam o impacto do choque de incerteza sobre os resultados fiscais. De acordo com a figura 7, a incerteza tem um impacto diminuto sobre o consumo do governo. Transferências e investimentos apresentam impactos semelhantes em magnitude e persistência, todavia, com sinais contrários. As transferências aumentam, enquanto os investimentos públicos se reduzem em períodos de incerteza.

Por sua vez, a receita tributária sofre uma redução significativa, de mais de 4%, como resposta à presença da incerteza na economia. O resultado aponta que o principal canal de transmissão da incerteza para os componentes fiscais é a tributação, o que corrobora as evidências já levantadas pelo modelo SVAR. O efeito é persistente até, pelo menos, o trigésimo mês após o choque.

Assim, segundo os resultados apresentados, choques de incerteza reduzem fortemente a receita tributária. Os componentes do gasto público pouco são afetados pelos choques, uma vez que o gasto em consumo do governo não sofre variação significativa. O investimento público e as transferências sofrem impactos contrários e de magnitude similar.



Fonte: Elaboração do autor.

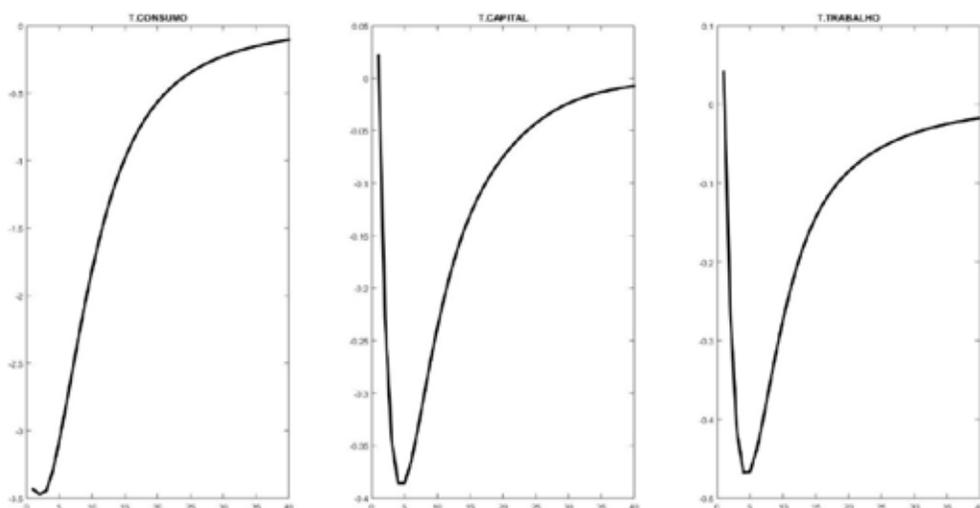
Nota: A figura 7 apresenta a função impulso-resposta (FIR) sobre as variáveis fiscais decorrente de um choque de incerteza em comparação à simulação sem incerteza. Quatro variáveis são analisadas: consumo do governo (G), receita tributária (T), transferências ($TRANSF$) e investimento público (IG).

FIGURA 7 – FIR DSGE RESULTADO PRINCIPAL:
CHOQUE DE INCERTEZA SOBRE VARIÁVEIS FISCAIS

Analisando o efeito global do choque de incerteza sobre o investimento, nota-se que tanto o investimento privado quanto o público são negativamente afetados pela incerteza. Entretanto, a magnitude do impacto é maior e mais persistente sobre os investimentos privados.

Para identificar qual tipo de receita tributária é mais impactado pelo choque de incerteza, a figura 8 apresenta o efeito desse choque sobre os componentes daquela receita, quais sejam: receita decorrente da tributação sobre o consumo ($T.CONSUMO$), sobre o capital ($T.CAPITAL$) e sobre o trabalho ($T.TRABALHO$). Em todos os casos, a presença da incerteza reduz a receita tributária. Entretanto, a tributação sobre o consumo é a que sofre um impacto negativo de maior magnitude, de aproximadamente 3,5%.

Tributos sobre capital e trabalho sofrem uma redução de cerca de 0,35% e 0,47% em seu pico, respectivamente. O tributo sobre o capital sofre o efeito da queda no retorno do capital após o choque de incerteza. Por sua vez, a redução do tributo sobre o trabalho é resultado do impacto negativo no nível salarial e no número de empregados contratados. Apesar da diferença em termos de magnitude, a persistência do choque nos tributos é bastante semelhante, com retorno para o nível estacionário após quarenta meses.



Fonte: Elaboração do autor.

Nota: A figura 8 apresenta a função impulso-resposta (FIR) sobre os componentes da receita tributária decorrente de um choque de incerteza em comparação à simulação sem incerteza. Três variáveis são analisadas: tributação sobre consumo e investimento (*T.CONSUMO*), sobre o capital (*T.CAPITAL*) e sobre o trabalho (*T.TRABALHO*).

FIGURA 8 – FIR DSGE RESULTADO PRINCIPAL: CHOQUE DE INCERTEZA SOBRE OS COMPONENTES DA RECEITA TRIBUTÁRIA

Com a redução do consumo, do número de empregados, do nível salarial e do retorno do capital, os tributos sobre consumo, capital e trabalho sofrem impacto negativo do choque de incerteza. Porém, o efeito do mesmo choque sobre os componentes do gasto do governo é pequeno. Como resultado, espera-se o surgimento de déficit da situação primária do governo federal. A figura 9 ilustra esse ponto ao apresentar o resultado do choque de incerteza sobre o resultado primário. Para comparar a adequação do modelo aos resultados estimados, em verde pontilhado está a função impulso-resposta obtida a partir da estimação do modelo SVAR também sobre o resultado primário. Observa-se que a magnitude do impacto é bastante semelhante em ambas as funções impulso-resposta; todavia, o SVAR indica que a persistência do choque é menor.

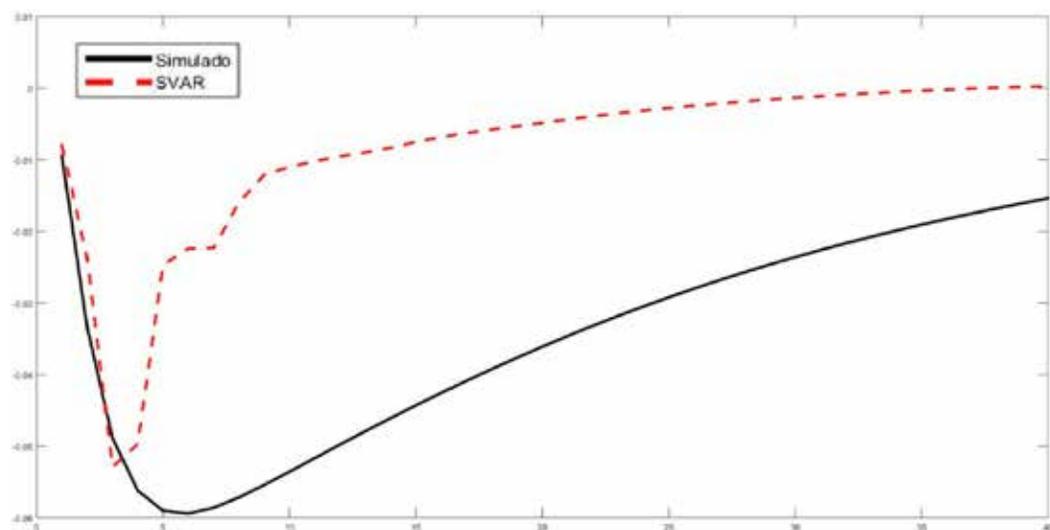
Assim, as simulações do modelo teórico revelam que choques de incerteza impactam os principais componentes fiscais com diferentes magnitudes e sinais. A despesa fiscal, representada pelo gasto com consumo, investimentos públicos e transferências, é marginalmente afetada pelo choque de incerteza. Por sua vez, a receita fiscal, representada pela receita tributária, é afetada negativamente de forma significativa. Dessa maneira, o saldo do resultado primário do governo é negativamente impactado, criando uma situação de déficit fiscal.

Existem implicações importantes desses resultados. Primeiro, o aumento do déficit primário pode significar um aumento da magnitude e da persistência de

períodos recessivos. Como o choque de incerteza piora as contas do governo por meio da redução de receita, o reequilíbrio da situação primária exige ou redução do gasto público ou aumento de tributos. Ambas as ações de política fiscal podem elevar a intensidade de períodos recessivos no curto prazo.

Segundo, devido ao efeito do *real option*, as evidências apontam que os agentes econômicos reagem com menor intensidade aos estímulos econômicos do governo (ALLOZA, 2017), o que implica uma redução do multiplicador de gastos públicos. Assim, o esforço fiscal para conseguir resultados efetivos com a política fiscal aumenta, não apenas pela menor reação dos agentes econômicos, mas também pela menor capacidade de expansão do gasto pelo governo, devido ao déficit primário causado pelo choque de incerteza.

Em resumo, choques de incerteza dificultam a tomada de decisão pelo governo e exigem um esforço muito maior, seja por parte dos agentes econômicos ou da própria situação fiscal governamental, para obter a efetividade das políticas fiscais.



Fonte: Elaboração do autor.

Nota: A figura 9 apresenta a função impulso-resposta (FIR) sobre o resultado primário (em preto) decorrente de um choque de incerteza em comparação à simulação sem incerteza. Em verde pontilhado, a função impulso-resposta sobre o resultado primário obtido a partir do modelo SVAR.

FIGURA 9 – FIR DSGE RESULTADO PRINCIPAL: RESULTADO PRIMÁRIO SIMULADO *VS.* SVAR

Esta monografia não tratou da existência de impactos heterogêneos de diferentes tipos de incerteza sobre o resultado fiscal. A incerteza foi modelada como um choque exógeno na volatilidade da produtividade, não tendo sua origem determinada. A causa inicial dessa incerteza pode ter diferentes fontes: macroeconômicas, financeiras, de conflitos políticos etc. Optou-se por deixar para

trabalhos futuros a tarefa de identificar se a fonte geradora da incerteza importa para os resultados obtidos neste estudo. Essa questão é interessante, uma vez que, havendo efeito heterogêneo, diferentes políticas fiscais poderão ser adotadas.

5.2 *Sensibilidade devido a modificações na regra fiscal*

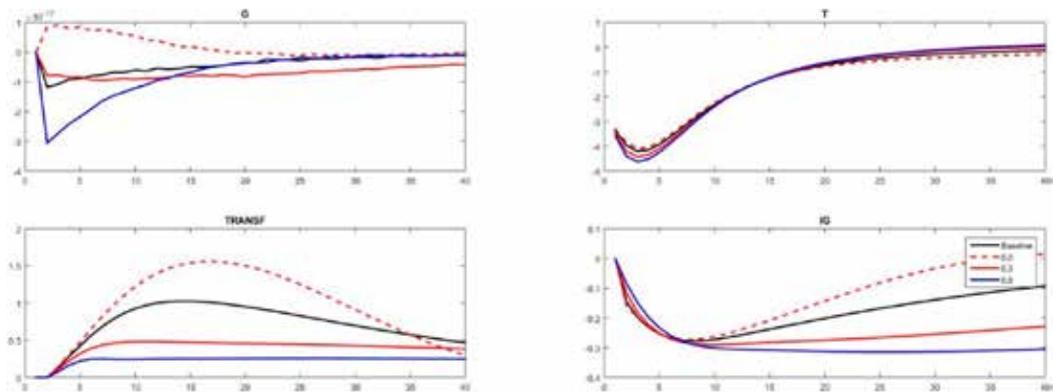
Esta subseção tem o objetivo de investigar a sensibilidade do efeito de choques de incerteza sobre os resultados fiscais em diferentes cenários para a condução da política fiscal. Ela examina como alterações da função de reação dos instrumentos de política fiscal alteram o impacto da incerteza.

5.2.1 *Sensibilidade da tributação*

Neste tópico são apresentadas as simulações com a modificação na regra fiscal da tributação. O modelo principal, aqui chamado de *baseline*, parametriza a resposta da tributação às condições econômicas usando $\varphi_T = 0,1$. Isso significa que apenas 10% da variabilidade das condições econômicas são incorporadas para a determinação das alíquotas dos tributos sobre consumo, trabalho e capital. Nas seguintes simulações, esse parâmetro é modificado, permitindo que a tributação seja mais ou menos responsiva aos desvios do produto e da dívida pública em relação ao estado estacionário.

São analisadas três diferentes situações para a sensibilidade da tributação: $\varphi_T = \{0,0, 0,3, 0,5\}$. No primeiro caso, $\varphi_T = 0,0$, a tributação é insensível às variações na dívida pública e no produto real. A regra fiscal reage apenas à própria tributação defasada em um período. No caso em que $\varphi_T = 0,3$, a regra fiscal é mais sensível à taxa de crescimento da dívida pública e à taxa de crescimento do produto real do que no caso considerado inicialmente, o *baseline*. Por fim, no último caso, em que $\varphi_T = 0,5$, a regra fiscal da tributação é muito sensível às condições macroeconômicas.

Os resultados apresentados nesta subseção têm enfoque no impacto de choques de incerteza apenas sobre as variáveis fiscais. Assim, o efeito sobre as variáveis macroeconômicas em geral será reportado na figura 18, do apêndice B. As figuras 10, 11 e 12 apresentam as funções impulso-resposta considerando os diferentes cenários. Em preto está o caso principal; em vermelho pontilhado está o caso $\varphi_T = 0,0$; em vermelho contínuo, o caso $\varphi_T = 0,3$; e, por fim, em azul está o caso $\varphi_T = 0,5$.



Fonte: Elaboração do autor.

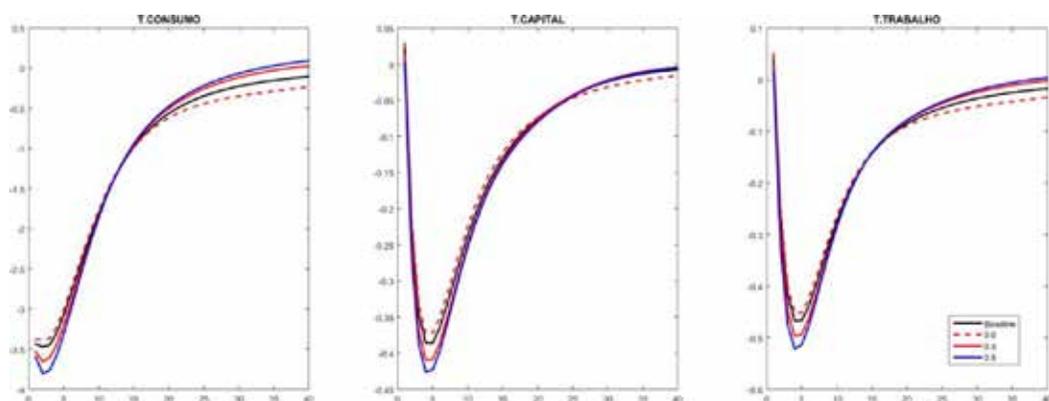
Nota: A figura 10 apresenta a função impulso-resposta (FIR) sobre as variáveis fiscais decorrentes de um choque de incerteza em comparação à simulação sem incerteza. Quatro variáveis são analisadas: consumo do governo (G), receita tributária (T), transferências ($TRANSF$) e investimento público (IG). Além disso, a figura apresenta a sensibilidade dos resultados a variações na regra fiscal que rege a tributação. Três diferentes graus de sensibilidade da tributação às condições econômicas são examinados, além do *baseline*, em preto ($\varphi_T = 0,1$): $\varphi_T = 0,0$, em vermelho pontilhado, insensível às condições econômicas; $\varphi_T = 0,3$, em vermelho, com sensibilidade média; e $\varphi_T = 0,5$, em azul, com elevada sensibilidade.

FIGURA 10 – FIR DSGE TRIBUTAÇÃO: CHOQUE DE INCERTEZA SOBRE VARIÁVEIS FISCAIS

As figuras 10 e 11 apresentam os resultados de choques de incerteza sobre as variáveis fiscais e sobre os componentes da receita tributária. Percebe-se, na figura 10, que a modificação da sensibilidade da tributação não tem relevância para a forma como a incerteza afeta os resultados fiscais em geral. De fato, mesmo com maior ou menor sensibilidade, a incerteza reduz fortemente a receita tributária em similar magnitude e persistência. O consumo do governo não é significativamente impactado, e o investimento público tem efeito similar em magnitude, porém com maior velocidade de recuperação à medida que a tributação se torna mais insensível ao comportamento da economia. As transferências são bastante impactadas, atingindo o pico de intensidade quando a tributação é insensível às condições econômicas.

Por sua vez, o efeito do choque de incerteza sobre os componentes da receita tributária aumenta a magnitude da resposta, porém não altera o comportamento temporal após o choque. A magnitude aumenta significativamente quanto mais sensível é a regra de tributação. Na maioria das hipóteses, a diferença entre o caso totalmente insensível e o mais sensível representa um aumento de mais de 0,5% no pico.

Uma implicação interessante desses resultados é que a receita tributária é afetada de forma semelhante por choques de incerteza independentemente da política tributária adotada. No caso mais sensível às condições econômicas, a intensidade do impacto é maior. Entretanto, a receita tributária será reduzida mesmo que a regra fiscal seja totalmente insensível ao comportamento da economia.



Fonte: Elaboração do autor.

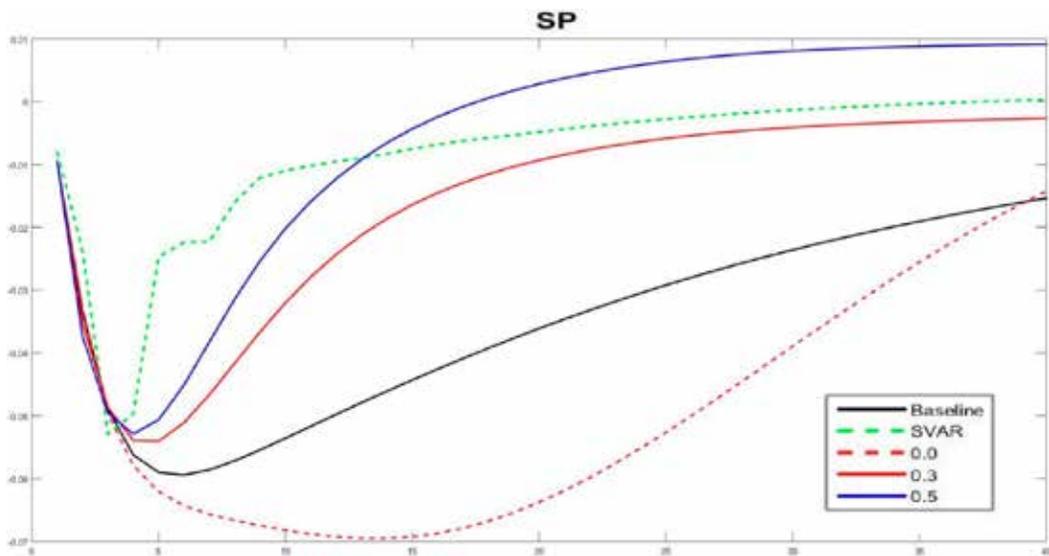
Nota: A figura 11 apresenta a função impulso-resposta (FIR) sobre os componentes da receita tributária decorrente de um choque de incerteza em comparação à simulação sem incerteza. Três variáveis são analisadas: tributação sobre consumo e investimento (*T.CONSUMO*), sobre o capital (*T.CAPITAL*) e sobre o trabalho (*T.TRABALHO*). Além disso, a figura apresenta a sensibilidade dos resultados a variações na regra fiscal que rege a tributação. Três diferentes graus de sensibilidade da tributação às condições econômicas são examinados, além do *baseline*, em preto ($\varphi_T = 0,1$); $\varphi_T = 0,0$, em vermelho pontilhado, insensível às condições econômicas; $\varphi_T = 0,3$, em vermelho, com sensibilidade média; e $\varphi_T = 0,5$, em azul, com elevada sensibilidade.

FIGURA 11 – FIR DSGE TRIBUTAÇÃO:

CHOQUE DE INCERTEZA SOBRE OS COMPONENTES DA RECEITA TRIBUTÁRIA

A figura 12 apresenta os resultados da simulação sobre o resultado primário. Reporta-se também a função impulso-resposta estimada pelo SVAR, em verde pontilhado, para que se possa comparar a adequação do modelo simulado aos dados reais. Observa-se que a magnitude do impacto da incerteza sobre o saldo primário é bastante semelhante para todos os casos; entretanto, a persistência do choque se reduz à medida que a tributação se torna mais sensível aos desvios do produto e da dívida pública.

O caso em que a regra fiscal da tributação é mais sensível às variações da dívida pública e da taxa de crescimento do produto real é o que mais se assemelha à função impulso-resposta estimada pelo SVAR, tanto em termos de magnitude quanto de persistência. Assim, pode-se concluir que o *baseline* subestima o real impacto da incerteza sobre o resultado fiscal. Entretanto, em geral, o modelo simulado se ajusta bem ao caso estimado com dados reais.



Fonte: Elaboração do autor.

Nota: A figura 12 apresenta a função impulso-resposta (FIR) sobre o resultado primário (em preto) decorrente de um choque de incerteza em comparação à simulação sem incerteza. Em verde pontilhado é apresentada a função impulso-resposta sobre o resultado primário obtido a partir do modelo SVAR. Três diferentes graus de sensibilidade da tributação às condições econômicas são analisados, além do baseline, em preto ($\varphi_T = 0,1$): $\varphi_T = 0,0$, em vermelho pontilhado, insensível às condições econômicas; $\varphi_T = 0,3$, em vermelho, com sensibilidade média; e $\varphi_T = 0,5$, em azul, com elevada sensibilidade.

FIGURA 12 – FIR DSGE TRIBUTAÇÃO: RESULTADO PRIMÁRIO SIMULADO VS. SVAR

5.2.2 Sensibilidade na resposta do gasto público

Nesta subseção são apresentadas as funções impulso-resposta obtidas ao se permitir que a regra fiscal do gasto com consumo público seja mais sensível aos desvios do produto real e do estoque da dívida em relação ao estado estacionário. Considera-se o caso em que a regra fiscal do gasto público se torna mais sensível às condições econômicas, alterando seu parâmetro para $\varphi_G = 0,3$. O caso principal, *baseline*, assumia que $\varphi_G = 0$, isto é, o gasto do governo com consumo era considerado insensível a mudanças no cenário econômico. Essa hipótese inicial era sustentada pela evidência obtida com o modelo SVAR. Foram testados diferentes cenários para o parâmetro de regra fiscal do gasto do governo com consumo; entretanto, não houve significativas mudanças em relação ao caso que será descrito aqui.

As funções impulso-resposta sobre as variáveis macroeconômicas e sobre os componentes da receita tributária não sofreram alterações importantes em relação à simulação do modelo principal. Por isso, tais resultados foram colocados no apêndice.²⁵ As variáveis que apresentam trajetórias diferentes são: o estoque de

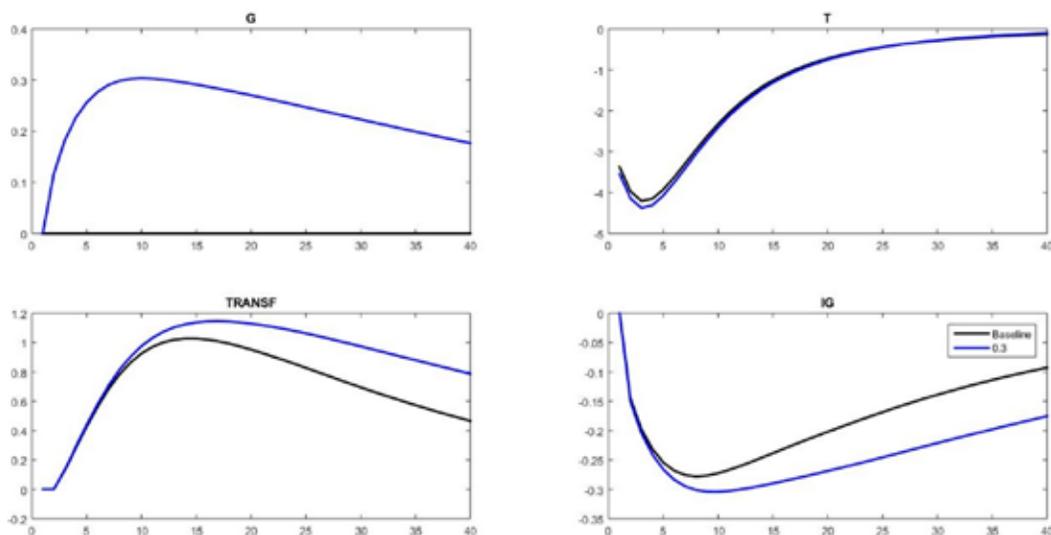
25 Figura 19, apêndice B. Em azul está a função impulso-resposta para a nova regra fiscal, com $\varphi_G = 0,3$. Por sua vez, em preto está o *baseline*. Esse padrão se mantém para as outras figuras apresentadas nesta subseção.

dívida pública, que passa a ser maior, e o número de empregados não ricardianos, que permanece produzindo um efeito negativo, porém em menor magnitude.

Com relação às variáveis fiscais, uma maior sensibilidade do gasto público não altera o impacto do choque de incerteza sobre a tributação, entretanto, tende a elevar o gasto com consumo. Transferências e investimentos públicos seguem trajetórias semelhantes mesmo quando se assume o novo cenário para a regra fiscal desse tipo de gasto.

Tais resultados apontam para a inevitabilidade do efeito do choque de incerteza sobre a receita tributária. Mesmo que o governo adote uma política anticíclica, como o aumento de seus gastos de consumo, o efeito sobre a receita permanece inalterado. Aumento do gasto de consumo associado à queda da receita tributária torna o choque de incerteza mais intenso e persistente sobre o saldo do resultado primário, como pode ser observado na figura 14.

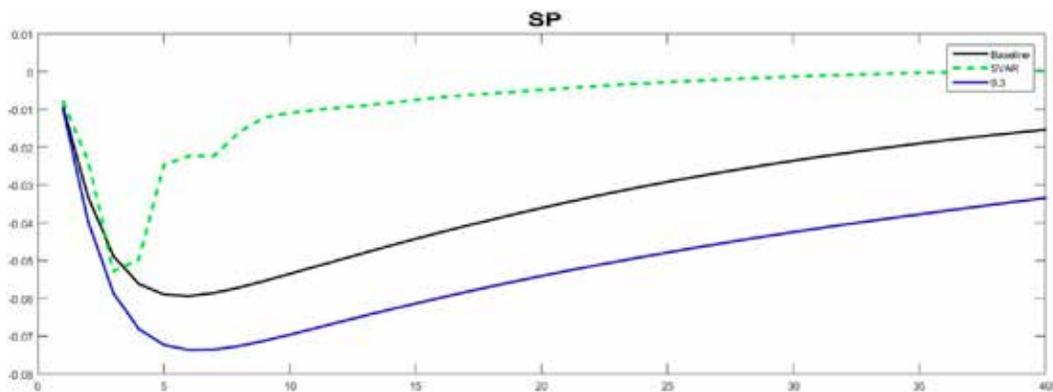
A conclusão aponta para duas questões importantes. Primeiro, políticas anticíclicas podem elevar ainda mais o déficit primário em resposta a choques de incerteza. Assim, a melhor política, do ponto de vista do saldo do resultado primário, é não adotar tais medidas. Segundo, a tributação é afetada mesmo que o governo queira aumentar seu gasto. A figura 19, no apêndice B, mostra que nem mesmo os canais de transmissão da queda da receita são modificados pela nova regra fiscal.



Fonte: Elaboração do autor.

Nota: A figura 13 apresenta a função impulso-resposta (FIR) sobre as variáveis fiscais decorrente de um choque de incerteza em comparação à simulação sem incerteza. Quatro variáveis são analisadas: consumo do governo (G), receita tributária (T), transferências ($TRANSF$) e investimento público (IG). Além disso, a figura apresenta a sensibilidade dos resultados a variações na regra fiscal que rege o gasto público. Dois diferentes graus de sensibilidade do gasto público às condições econômicas são examinados: $\varphi_G = 0,0$, em preto (*baseline*); e $\varphi_G = 0,3$, em azul.

FIGURA 13 – FIR DSGE GASTO PÚBLICO:
CHOQUE DE INCERTEZA SOBRE VARIÁVEIS FISCAIS



Fonte: Elaboração do autor.

Nota: A figura 14 apresenta a função impulso-resposta (FIR) sobre o resultado primário (em preto) decorrente de um choque de incerteza em comparação à simulação sem incerteza. Em verde pontilhado é apresentada a função impulso-resposta sobre o resultado primário obtido a partir do modelo SVAR. Além disso, a figura mostra a sensibilidade dos resultados a variações na regra fiscal que rege o gasto público. Dois diferentes graus de sensibilidade do gasto público às condições econômicas são examinados: $\varphi_G = 0,0$, em preto (*baseline*); e $\varphi_G = 0,3$, em azul.

FIGURA 14 – FIR DSGE GASTO PÚBLICO: RESULTADO PRIMÁRIO SIMULADO VS. SVAR

5.3 Financiamento apenas por tributação

Uma última hipótese a ser testada é a de que não é permitido ao governo se endividar para alcançar o equilíbrio fiscal. Nesse caso, a única forma de o governo obter o equilíbrio orçamentário é promover o ajuste entre receitas e despesas fiscais. Essa situação é comum em países com elevado risco de *default*, nos quais o custo de acesso ao crédito de curto prazo é bastante elevado. Reinhart e Rogoff (2009) mostram que tais cenários não são infrequentes.

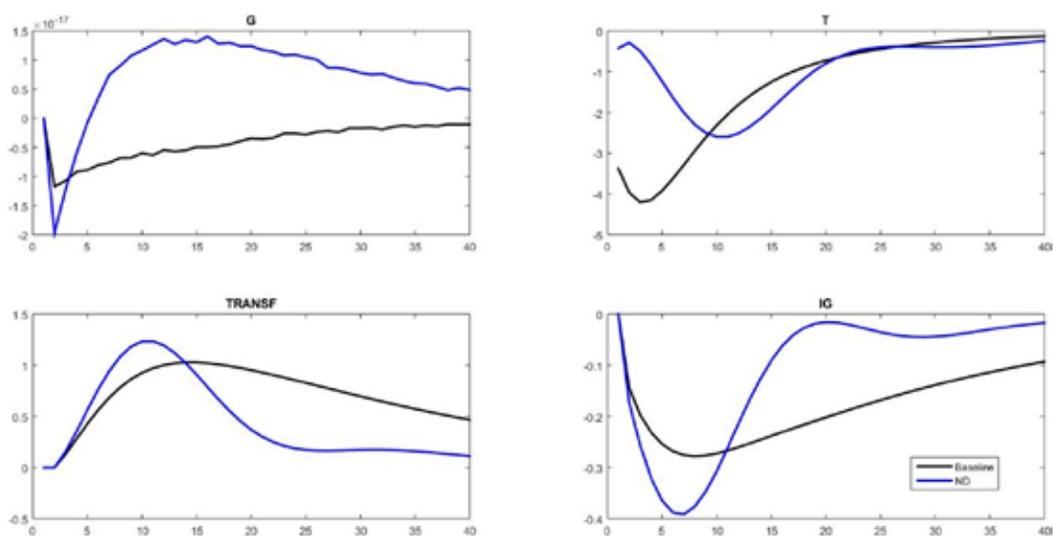
Nos gráficos seguintes, em preto, está a simulação do choque de incerteza do modelo principal (*baseline*), isto é, aquele que prevê a possibilidade de endividamento. Já em azul estão os resultados da simulação desconsiderando-se a possibilidade de endividamento por parte do governo (*ND*). Os resultados para as variáveis macroeconômicas estão na figura 18, do apêndice B. Os dados apontam que a impossibilidade de financiamento pode ter impacto importante sobre como o choque de incerteza afeta as variáveis macroeconômicas. O efeito do choque de incerteza, no caso sem endividamento, é o de elevar a volatilidade do impacto inicial. Entretanto, o efeito global sobre o produto é menor.

Com relação às variáveis fiscais, as funções impulso-resposta são apresentadas nas figuras 15 e 16. Nota-se que houve um aumento no impacto da incerteza sobre o investimento público (*IG*), porém, o impacto sobre a tributação foi menor. Esse resultado é esperado, pois os investimentos do governo são financiados em grande parte por endividamento público. Portanto, a impossibilidade desse tipo de

financiamento reduz ainda mais o investimento público como resposta ao choque de incerteza, de que se conclui que um dos canais de suavização dos choques de incerteza é a possibilidade de endividamento.

Modelos mais elaborados de endividamento público podem ser utilizados em pesquisas futuras para analisar como as diferentes formas de financiamento geram efeitos diferenciados decorrentes do choque de incerteza. Por exemplo, governos com elevadas dívidas de curto prazo podem ter dificuldade para se endividar e, com isso, o efeito fiscal da incerteza pode ser maior.

Com relação à tributação, a ausência de endividamento reduz o impacto da incerteza sobre a receita tributária. Apesar de ainda negativo, o choque inicial nos tributos é bastante reduzido, e seu pico é aproximadamente menos da metade menor do que na situação em que o endividamento é permitido. Uma hipótese para essa evidência é a de que o endividamento obriga o governo a assumir decisões mais austeras de corte de gastos em consumo e investimento e, com isso, o choque sobre a receita tributária é menor.



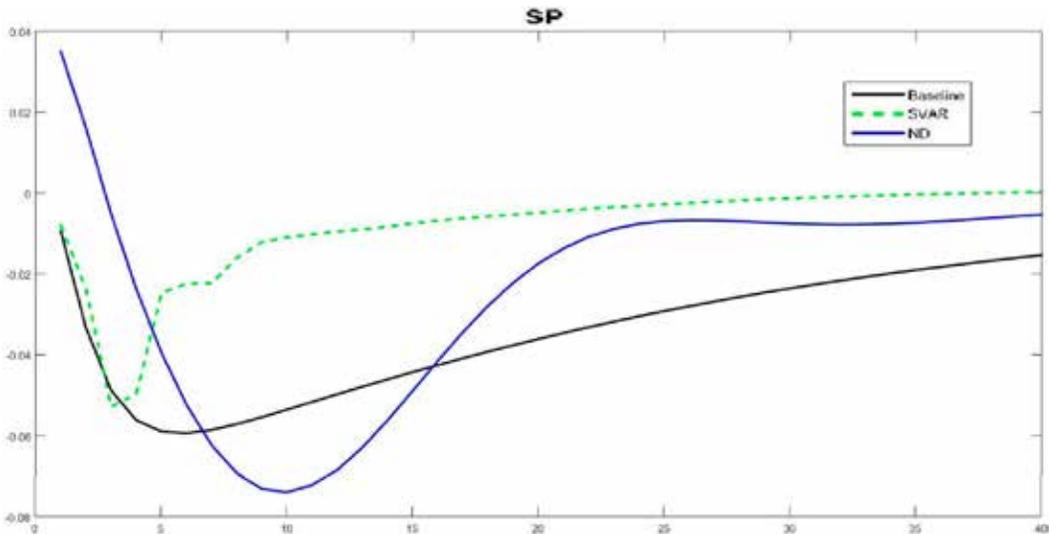
Fonte: Elaboração do autor.

Nota: A figura 15 apresenta a função impulso-resposta (FIR) sobre as variáveis fiscais decorrente de um choque de incerteza em comparação à simulação sem incerteza. Quatro variáveis são analisadas: consumo do governo (G), receita tributária (T), transferências ($TRANSF$) e investimento público (IG). Além disso, a figura mostra a sensibilidade dos resultados à impossibilidade de o governo utilizar o endividamento para financiar o déficit fiscal (em azul – ND). Em preto estão as funções impulso-resposta do modelo principal (*baseline*).

FIGURA 15 – FIR DSGE SEM ENDIVIDAMENTO:
CHOQUE DE INCERTEZA SOBRE VARIÁVEIS FISCAIS

Essa conclusão de que o endividamento público funciona como um mitigador do impacto da incerteza sobre os resultados fiscais fica mais claro na figura 16, em

que as funções impulso-resposta para choques de incerteza nos dois cenários são computados sobre o resultado primário. Na impossibilidade de endividamento, o efeito da incerteza sobre os resultados primários apresenta maior magnitude, porém menor persistência ao longo do tempo. Logo, permitir que os governos se endividem como decorrência de choques de incerteza implica uma magnitude menor do choque; todavia, o seu efeito sobre a situação fiscal será mais prolongado. Governos devem, de acordo com suas restrições de endividamento e escolhas de política fiscal, adotar a melhor forma de enfrentar choques adversos de incerteza.



Fonte: Elaboração do autor.

Nota: A figura 16 apresenta a função impulso-resposta (FIR) sobre o resultado primário (em preto) decorrente de um choque de incerteza em comparação à simulação sem incerteza. Em verde pontilhado é apresentada a função impulso-resposta sobre o resultado primário obtido a partir do modelo SVAR. Além disso, a figura mostra a sensibilidade dos resultados à impossibilidade de o governo utilizar o endividamento para financiar o déficit fiscal (em azul – ND). Em preto estão as funções impulso-resposta do modelo principal (*baseline*).

FIGURA 16 – FIR DSGE SEM ENDIVIDAMENTO:
RESULTADO PRIMÁRIO SIMULADO *VS.* SVAR

6 Conclusões

Esta monografia analisou o impacto de choques de incerteza sobre os principais componentes fiscais: receita fiscal, despesa fiscal e transferências. Dois exercícios foram realizados, sendo o primeiro empírico, por meio da estimação de um modelo VAR estrutural (SVAR), e o segundo através da simulação de um modelo dinâmico estocástico de equilíbrio geral, calibrado para o Brasil.

Para a estimação do modelo SVAR utilizou-se como medida de incerteza o índice de incerteza econômico-político (EPU) desenvolvido por Bloom, Baker e Davis (2016). A receita e a despesa fiscal foram construídas excluindo-se receitas e despesas previdenciárias. Os resultados apontam que um choque de incerteza de 1 desvio-padrão reduz a receita tributária persistentemente ao longo de quarenta meses e não produz efeito relevante sobre a despesa pública. O impacto sobre as transferências governamentais também foi verificado, porém a magnitude do choque de incerteza foi pequena.

Como consequência, o mesmo choque de incerteza causa um déficit primário da ordem de 1,0% no seu pico. O efeito acumulado mensurado pela função impulso-resposta registra uma persistência de mais de quarenta meses. Portanto, de acordo com as evidências do modelo SVAR, choques de incerteza produzem efeitos relevantes sobre a manutenção do equilíbrio fiscal pelo governo federal. Esse resultado pode motivar a adoção de políticas específicas para o combate do choque adverso de incerteza, com o objetivo de equilibrar as contas do governo no curto e médio prazo.

Os resultados obtidos com o SVAR foram robustos a quatro testes de especificação para o vetor: mudança na ordem das variáveis, inclusão de novas variáveis, mudança de especificação por meio da estimação do modelo Favar e utilização de outras medidas de incerteza macroeconômica. Os mesmos resultados foram robustos à utilização de uma estratégia de identificação alternativa ao SVAR. Estimou-se um modelo de projeção local cuja identificação do efeito causal dinâmico foi realizada pelo uso do índice de incerteza dos Estados Unidos como variável instrumental.

Na segunda parte da monografia simulou-se um modelo DSGE, calibrado para o Brasil, que incluiu: rigidez de preços e salários, custo de ajustamento do investimento, heterogeneidade de agentes pela introdução de agentes ricardianos e não ricardianos, entre outros elementos de um modelo neokeyniano-padrão. O choque de incerteza foi modelado como um choque de segundo momento sobre o processo de evolução tecnológica. A parametrização do processo de geração do choque de incerteza foi obtida a partir das evidências do modelo SVAR.

O governo financiava seu déficit por meio da tributação e do endividamento, e tais recursos poderiam ser destinados para o consumo do governo, para o investimento público e para as transferências. Assim, introduziu-se um conjunto abrangente de regras fiscais com o fim de entender o quão sensível o impacto do choque de incerteza é a modificações nas regras fiscais.

Os resultados apontam que choques de incerteza afetam o resultado primário por uma redução da tributação, especialmente daquela sobre consumo e investimento. O efeito do choque sobre o resultado primário obtido pelas simulações

está de acordo com as evidências empíricas do modelo SVAR. O gasto público, por seu turno, não é afetado significativamente pelo choque de incerteza.

Modificações nas regras fiscais não alteram as conclusões gerais do modelo DSGE. O impacto do choque de incerteza sobre a receita tributária permanece inalterado mesmo que ela seja mais sensível a mudanças nas condições econômicas. Todavia, essas modificações afetam o grau de persistência do choque sobre o resultado primário.

As conclusões até agora, no entanto, são condicionadas à possibilidade de endividamento pelo governo. Caso essa hipótese não seja permitida, o impacto do choque de incerteza pode ser modificado tanto em termos de persistência quanto de magnitude. O endividamento público suaviza o choque de incerteza sobre o resultado primário em geral, permitindo que o efeito do choque não seja tão duradouro.

Esta monografia mostrou que choques de incerteza representam um desafio para o cumprimento de regras fiscais que se baseiem na eliminação do déficit fiscal primário. Um dado importante é que a incerteza não tem uma origem específica, podendo muitas vezes surgir a despeito da forma como é conduzida a política fiscal e monetária de um país. Assim, é necessário que governos, especialmente os de países emergentes, estejam aptos para atuar diante de choques de incerteza.

Diversas questões sobre a relação entre incerteza macroeconômica e políticas fiscais ainda estão abertas e serão analisadas em pesquisas futuras. Uma dessas questões é compreender como choques de incerteza fiscal podem afetar a efetividade das políticas fiscais. Por exemplo, será que a incerteza poderia reduzir os efeitos multiplicadores de uma expansão do gasto público? Um outro ponto interessante é entender o papel e o efeito sobre a economia das incertezas geradas pela condução da própria política fiscal, como em Fernandez-Villaverde *et al.* (2015). Em países emergentes, como o Brasil, a condução da política fiscal muitas vezes não é transparente e, assim, criam-se situações de incerteza fiscal. O impacto desse tipo de incerteza sobre as variáveis econômicas é uma questão ainda a ser respondida.

Referências

- ABEL, A. B. Optimal investment under uncertainty. **American Economic Review**, v. 73, p. 228-233, 1983.
- ALFARO, I.; BLOOM, N.; LIN, X. The finance uncertainty multiplier. **NBER Working Papers**, n. 24.571, 2018.
- ALLOZA, M. Is fiscal policy more effective in uncertain times or during recessions? **Banco de España**, Madri, n. 1.730, 2017.
- ANGRIST, J.; KUERSTEINER, G. Causal effects of monetary shocks: semiparametric conditional independence tests with multinomial propensity score. **The Review of Economics and Statistics**, 2011.
- AUERBACH, A.; GORODNICHENKO, Y. Measuring the output responses to fiscal policy. **American Economic Review: Economic Policy**, p. 1-27, 2012.
- AUERBACH, A.; GORODNICHENKO, Y. Output spillovers from fiscal policy. **American Economic Review: Economic Policy**, p. 141-146, 2013.
- BASU, S.; BUNDICK, B. Uncertainty shocks in a mode of effective demand. **Econometrica**, v. 85, Issue 3, p. 937-958, 2017.
- BERNANKE, B.; BOIVIN, J.; ELIASZ, P. Measuring the effects of monetary policy: a factor-augmented vector autoregressive (Favar) approach. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 120, p. 387-422, 2005.
- BLOOM, N. The impact of uncertainty shocks. **Econometrica**, v. 77, Issue 3, p. 623-685, 2009.
- BLOOM, N. Fluctuations in uncertainty. **Journal of Economic Perspectives**, n. 2, v. 28, p. 153-174, 2014.
- BLOOM, N.; BAKER, S.; DAVIS, S. Measuring economic policy uncertainty. **Quarterly Journal of Economics**, v. 131, Issue 4, p. 1.593-1.636, 2016.
- BOHN, H. The sustainability of budget fiscal deficits in a stochastic economy. **Journal of Money, Credit and Banking**, n. 1, v. 27, p. 257-271, 1995.
- BOHN, H. The sustainability of fiscal policy in United States. In: NECK, R.; STURM, J. (ed.). **Sustainability of Public Debt**. Cambridge, MA: MIT Press, 2008. p. 15-49.
- BOLDRIN, M.; CHRISTIANO, L.; FISHER, J. Habit persistence, asset returns, and the business cycle. **American Economic Review**, n. 91, v. 1, p. 149-166, 2001.
- CABALLERO, R. J. On the sign of the investment-uncertainty relationship. **American Economic Review**, v. 81, p. 279-288, 1991.
- CAGGIANO, G. *et al.* Uncertainty shocks and unemployment dynamics in U.S. recessions. **Journal of Monetary Economics**, v. 67, p. 78-92, 2014.

CALDARA, D. *et al.* The macroeconomic impact of financial and uncertainty shocks. **European Economic Review**, n. 88, p. 185-207, 2016.

CALVO, G. A. Staggered price setting in a utility-maximizing framework. **Journal of Monetary Economics**, v. 12, p. 383-398, 1983.

CARVALHO, F.; VALLI, H. **Fiscal policy in Brazil through the lens of an estimated DSGE model**. Brasília: Banco Central do Brasil, 2011. Texto para discussão 240.

CASTRO, M. R. *et al.* **SAMBA: Stochastic Analytical Model with a Bayesian Approach**. Brasília: Banco Central do Brasil, 2011. Texto para discussão 239.

CAVALCANTI, M.; VEREDA, L. **Propriedades dinâmicas de um modelo DSGE com parametrizações alternativas para o Brasil**. Brasília: Ipea, 2011. Texto para discussão 1.588.

CAVALCANTI, M.; VEREDA, L. Fiscal policy multipliers in a DSGE model for Brazil. **Brazilian Review of Econometrics**, v. SAMBA, p. 197-233, 2015.

CHICOLI, R. da S. **Sustentabilidade da dívida pública: uma análise sob diversos conceitos de superávit primário e endividamento**. Brasília: XX Prêmio do Tesouro Nacional, 2015.

COSTA FILHO, A. E. Incerteza e atividade econômica no Brasil. **Economia Aplicada**, v.18, p. 421-453, 2014.

COUTO, G.; GOMES, F. Custo de bem-estar da incerteza macroeconômica na América Latina. **Revista Brasileira de Economia**, v. 71, p. 137-152, 2017.

DAVIG, T.; FOERSTER, A. **Uncertainty and fiscal cliffs**. Kansas City: The Federal Reserve Bank of Kansas City, 2015. Research Working Paper, RWP 14-04.

DIXIT, A. K.; STIGLITZ, J. E. Monopolistic competition and optimum product diversity. **American Economic Review**, v. 67, p. 297-308, 1977.

DOU, W. *et al.* Macroeconomic models for monetary policy: a critical review from a finance perspective. **Working paper**, Chicago University, 2017.

FERNANDEZ-VILLAYERDE, J.; GUERRÓN-QUINTANA, P.; URIBE, M. Risk matters: the real effects of volatility shocks. **American Economic Review**, v. 101, p. 2.530-2.561, 2011.

FERNANDEZ-VILLAYERDE, J. *et al.* Fiscal volatility shocks and economic activity. **American Economic Review**, v. 105, p. 3.352-3.384, 2015.

FERREIRA, P. C.; MATTOS, D. M. **Usando o R para ensinar ajuste sazonal**. FGV, 2016. Texto para discussão.

FERREIRA, P. C.; NASCIMENTO, L. G. Welfare and growth effects of alternative fiscal rules for infrastructure investment in Brazil. **Ensaio Econômico**, EPGE 604, 2007.

FERREIRA, P. C. *et al.* **Medindo a incerteza econômica no Brasil**. FGV, 2016. Texto para discussão.

GALÍ, J.; LÓPEZ-SALIDO, J.; VALLÉS, J. Understanding the effects of government

spending on consumption. **Journal of the European Economic Association**, n. 5, v. 1, p. 227-270, 2007.

GARCÍA-CICCO, J.; PANCRAZI, R.; URIBE, M. Real business cycles in emerging countries? **American Economic Review**, v. 100, p. 2.510-2.531, 2010.

GODEIRO, L. L.; LIMA, L. R. Medindo a incerteza macroeconômica para o Brasil. **Economia Aplicada**, v. 21, p. 311-334, 2017.

GOMES J. W. F.; BEZERRA, A.; PEREIRA, R. A. Efeitos macroeconômicos e redistributivos das políticas fiscais no Brasil. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 44., Foz do Iguaçu, 2016. **Anais [...]**. Niterói: Anpec, 2016.

GUMUS, Inci. Fiscal uncertainty and currency crises. **Review of Development Economics**, v. 19, p. 957-970, 2015.

HARTMAN, R. The effects of price and cost uncertainty on investment. **Journal of Economic Theory**, v. 5, p. 258-266, 1972.

JORDÁ, O. Estimation and inference of impulse responses by local projection. **American Economic Review**, n. 95, v. 1, p.161-182, 2005.

JORDÁ, O. Time for austerity: estimating the average treatment effect of fiscal policy. **The Economic Journal**, n. 126, v. 590, p. 219-255, 2016.

JURADO, K.; NG, S.; LUDVIGSON, S. Measuring uncertainty. **American Economic Review**, v. 105, n. 3, p. 1.177-1.216, 2015.

KIM, J. *et al.* Calculating and using second-order accurate solutions of discrete time dynamic equilibrium models. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 32, p. 3.397-3.414, 2008.

KLIEM, M.; KRIWOLUZKY, A. Toward a Taylor rule for fiscal policy. **Review of Economics Dynamics**, v. 17, p. 294-302, 2014.

LEDUC, S.; LUI, Z. Uncertainty shocks are aggregate demand shocks. **Journal of Monetary Economics**, v. 82, p. 20-35, 2016.

LEE, M. *et al.* The welfare costs of fiscal uncertainty: a quantitative evaluation. **Society for Economic Dynamics**, Meeting Papers 744, 2014.

LEEPER, E.; PLANTE, M.; TRAUM, N. Dynamics of fiscal financing in the United States. **Journal of Econometrics**, v. 156, p. 304-321, 2010.

LEEPER, E.; WALKER, T.; YANG, S. Government investment and fiscal stimulus. **Journal of Monetary Economics**, v. 57, p. 1.000-1.012, 2010.

LÚCIO, F. G. *et al.* A ineficiência no setor público: uma análise dos efeitos macroeconômicos e de bem-estar. **Série de estudos econômicos CAEN**, n. 19, 2017.

LUDVIGSON, S.; MA, S.; NG, S. Uncertainty and business cycles: exogenous impulse or endogenous response? **NBER Working Papers**, n. 21.803, 2015.

NEUMEYER, P.; PERRI, F. Business cycles in emerging economies: the role of interest rates. **Journal of Monetary Economics**, v. 52, p. 345-380, 2005.

OI, W. The desirability of price instability under perfect competition. **Econometrica**, v. 29, p. 58-64, 1961.

PEREIRA, F.; ELLERY JUNIOR, R. Política fiscal, choques externos e ciclo econômico no Brasil. **Economia**, Brasília, v. 3, n. 12, p. 445-474, 2011.

PEREIRA, R. A.; FERREIRA, P. C. Impactos macroeconômicos da cobrança pelo uso de infraestrutura pública no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 41, p. 183-212, 2011.

PERENDIA, G.; TSOUKI, C. The keynesian multiplier, news and fiscal policy rules in a DSGE model. **Dynare Working Papers**, n. 25, 2012.

RAMEY, V. Macroeconomic shocks and their propagation. *In*: TAYLOR, J. B.; UHLIG, H. **Handbook of macroeconomics**. Elsevier, 2016.

RAMEY, V.; ZUBAIRY, S. Government spending multipliers in good times and in bad: evidence from U.S. historical data. **National Bureau of Economic Research**, n. 20.719, 2014.

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

RICHTER, A. W.; THROCKMORTON, N. A. The consequences of uncertain debt targets. **Auburn Economic Working Papers Series 2013-18**, 2013.

SIQUEIRA, R.; NOGUEIRA, J.; SOUZA, E. A incidência final dos impostos indiretos no Brasil: efeitos da tributação de insumos. **Revista Brasileira de Economia**, v. 55, n. 4, p. 514-544, 2001.

STAHLER, N.; THOMAS, C. FiMod – a DSGE model for fiscal policy simulations. **Economic Modelling**, v. 29, p. 239-261, 2012.

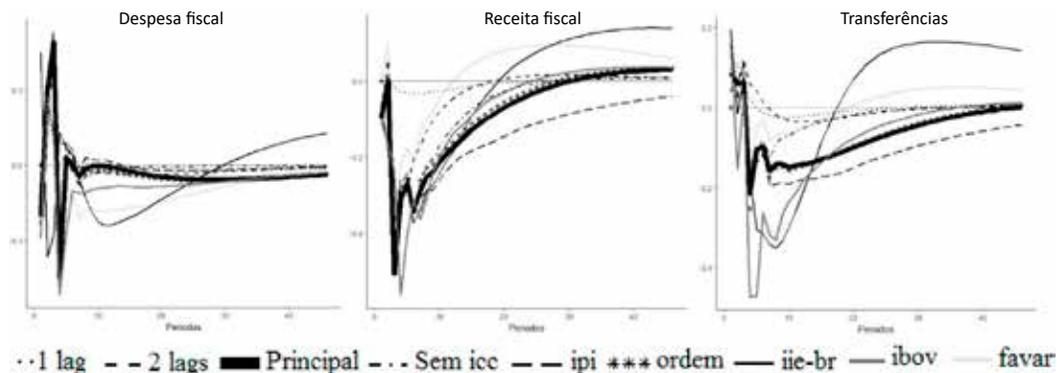
STOCK, J.; WATSON, M. Disentangling the channels of the 2007-09 recession. **Brookings Papers on Economic Activity**, n. 44, p. 81-135, 2012.

STOCK, J.; WATSON, M. Identification and estimation of dynamic causal effects in macroeconomics using external instruments. **National Bureau of Economic Research**, n. 24.216, jan. 2018.

TAYLOR, J. B. Discretion versus policy rules in practice. **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**, v. 39, p. 195-214, 1993.

Apêndice A

Resultados de robustez do VAR



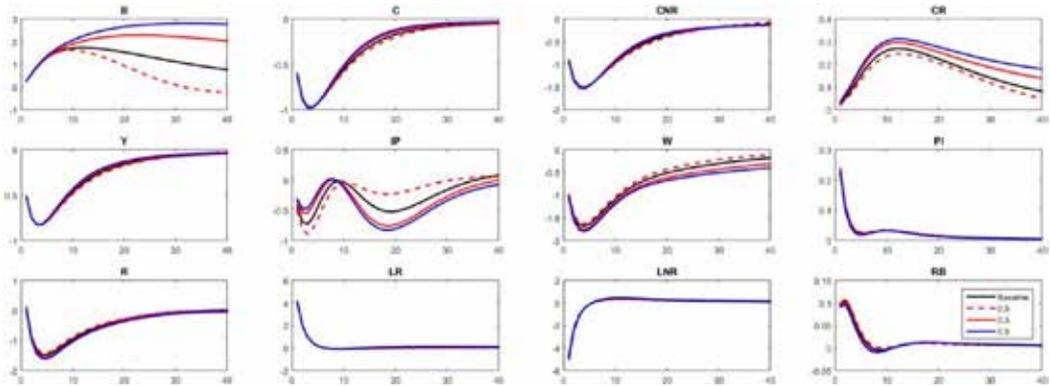
Fonte: Elaboração do autor.

Nota: A figura 17 apresenta a função impulso-resposta sobre os componentes fiscais (receita total, despesa total e transferências) em nove diferentes especificações: com apenas uma variável defasada (1 lag); com duas variáveis defasadas (2 lags); com a especificação principal utilizada na monografia (principal); com a especificação sem a variável ICC (sem icc); substituindo a variável índice de desemprego por índice de produção industrial (ipi); alterando a ordem das variáveis EPU e fiscal (ordem); usando o índice IIE-BR como medida de incerteza (iie-br); usando a volatilidade do Ibovespa como medida de incerteza (ibov); e utilizando o modelo Favar (favar).

FIGURA 17 – ANÁLISE DE ROBUSTEZ

Apêndice B

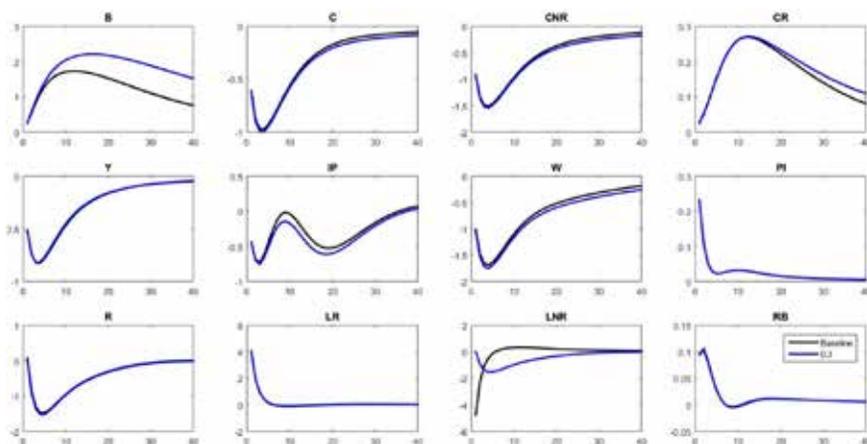
FIR sobre as variáveis macroeconômicas



Fonte: Elaboração do autor.

Nota: A figura 18 apresenta a função impulso-resposta sobre as variáveis macroeconômicas decorrente de um choque de incerteza em comparação à simulação sem incerteza. Doze variáveis são analisadas: dívida pública (B), consumo (C), consumo dos agentes não ricardianos (CNR), consumo dos agentes ricardianos (CR), produto (Y), investimento privado (IP), nível salarial (W), taxa de inflação (PI), taxa de juros (R), emprego dos ricardianos (LR), emprego dos não ricardianos (LNR) e taxa de juros dos títulos públicos (RB). Além disso, a figura mostra a sensibilidade dos resultados a variações na regra fiscal que rege a tributação. Três diferentes graus de sensibilidade da tributação às condições econômicas são examinados, além do *baseline*, em preto ($\varphi_T = 0,1$): $\varphi_T = 0,0$, em vermelho pontilhado, insensível às condições econômicas; $\varphi_T = 0,3$, em vermelho, com sensibilidade média; e $\varphi_T = 0,5$, em azul, com elevada sensibilidade.

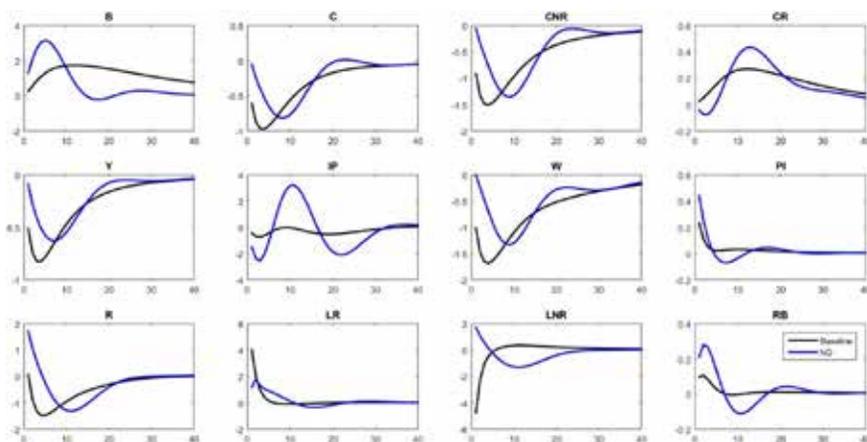
FIGURA 18 – FIR DSGE TRIBUTAÇÃO:
CHOQUE DE INCERTEZA SOBRE VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS



Fonte: Elaboração do autor.

Nota: A figura 19 apresenta a função impulso-resposta sobre as variáveis macroeconômicas decorrente de um choque de incerteza em comparação à simulação sem incerteza. Doze variáveis são analisadas: dívida pública (B), consumo (C), consumo dos agentes não ricardianos (CNR), consumo dos agentes ricardianos (CR), produto (Y), investimento privado (IP), nível salarial (W), taxa de inflação (PI), taxa de juros (R), emprego dos ricardianos (LR), emprego dos não ricardianos (LNR) e taxa de juros dos títulos públicos (RB). Além disso, a figura mostra a sensibilidade dos resultados a variações na regra fiscal que rege o gasto público. Dois diferentes graus de sensibilidade do gasto público às condições econômicas são examinados: $\phi_G = 0,0$, em preto (*baseline*), e $\phi_G = 0,3$, em azul.

FIGURA 19 – FIR DSGE GASTO PÚBLICO:
CHOQUE DE INCERTEZA SOBRE VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS



Fonte: Elaboração do autor.

Nota: A figura 20 apresenta a função impulso-resposta sobre as variáveis macroeconômicas decorrente de um choque de incerteza em comparação à simulação sem incerteza. Doze variáveis são analisadas: dívida pública (B), consumo (C), consumo dos agentes não ricardianos (CNR), consumo dos agentes ricardianos (CR), produto (Y), investimento privado (IP), nível salarial (W), taxa de inflação (PI), taxa de juros (R), emprego dos ricardianos (LR), emprego dos não ricardianos (LNR) e taxa de juros dos títulos públicos (RB). Além disso, a figura mostra a sensibilidade dos resultados à impossibilidade de o governo utilizar o endividamento para financiar o déficit fiscal (em azul – ND). Em preto estão as funções impulso-resposta do modelo principal (*baseline*).

FIGURA 20 – FIR DSGE SEM ENDIVIDAMENTO:
CHOQUE DE INCERTEZA SOBRE VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS

Apêndice C

Descrição das variáveis utilizadas

TABELA 3 – DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS

Ref.	Nome das séries	Símbolo	Fonte	Transformação
1	Salário real - médio - SP	Sal.R.IND	Ipea	2
2	Salário real - indústria - SP	Sal.R.Med	Ipea	2
3	Rendimento médio real dos assalariados RMSP	Rend.Med.Ass	Ipea	2
4	Salário mínimo (PPC)	Sal.Min	Ipea	2
5	Folha de pagamento - indústria geral	F.pag.Ind	IBGE/Pimes	2
6	IGP-10 índice	IGP_10	Ipea	2
7	IGP-OG-geral - índice	IGP_OG	Ipea	2
8	INCC-geral	INCC_geral	Ipea	2
9	INPC alimentos e bebidas	INPC_ali	Ipea	1
10	INPC artigos de residência	INPC_res	Ipea	1
11	INPC-geral	INPC_geral	Ipea	3
12	INPC_Comunicacao	INPC_com	Ipea	1
13	INPC - educação, leitura e papelaria	INPC_educ	Ipea	4
14	INPC - despesas pessoais	INPC_desp	Ipea	1
15	INPC - habitação	INPC_hab	Ipea	2
16	INPC - saúde e cuidados pessoais	INPC_saude	Ipea	2
17	INPC - transportes	INPC_transp	Ipea	1
18	INPC - vestuário	INPC_vest	Ipea	1
19	IPA origem - produtos agropecuários	IPA_orig_agro	Ipea	2
20	IPA origem - produtos industriais	IPA_orig_ind	Ipea	2
21	IPA-10 - índice (ago. 1994 = 100)	IPA_10	Ipea	2
22	IPCA - alimentos e bebidas	IPCA_ali	Ipea	1
23	IPCA - comunicação - var.	IPCA_com	Ipea	1
24	IPCA - artigos de residência - var.	IPCA_res	Ipea	1
25	IPCA - despesas pessoais - var.	IPCA_desp	Ipea	2
26	IPCA - educação, leitura e papelaria - var.	IPCA_educ	Ipea	2
27	IPCA - transportes - var.	IPCA_transp	Ipea	1

Ref.	Nome das séries	Símbolo	Fonte	Transformação
28	IPCA - vestuário - var.	IPCA_vest	Ipea	4
29	IPCA - habitação	IPCA_hab	Ipea	2
30	IPCA - preços livres - bens duráveis - var.	IPCA_ao_duráveis	Ipea	1
31	IPCA - preços livres - bens semiduráveis	IPCA_semiduráveis	Ipea	2
32	IPCA - preços livres - bens duráveis	IPCA_duráveis	Ipea	1
33	IPCA - preços livres - serviços - var.	IPCA_serviços	Ipea	2
34	IPCA - preços livres - comercializáveis	IPCA_comerc	Ipea	1
35	IPCA - preços livres - não comercializáveis	IPCA_n_comerc	Ipea	1
36	IPCA - preços livres	IPCA_livre	Ipea	2
37	IPCA - preços monitorados	IPCA_monit	Ipea	2
38	IPCA-geral	IPCA_geral	Bacen	1
39	IPCA - saúde e cuidados pessoais - var.	IPCA_saude	Ipea	2
40	IPPA	IPPA	Bacen	1
41	IPC-geral	IPC_geral	Ipea	3
42	IGP-M-geral	IGP_M	Ipea	2
43	Reservas bancárias (final de período)	Res_banc	Bacen	2
44	Base monetária restrita (final de período)	BM	Bacen	2
45	M0 - base monetária - média	M0	Ipea	2
46	M1 - depósitos à vista - média	M1	Ipea	2
47	Ibov - fechamento ajustado	Ibov	Ipea	2
49	SP 500	SP500	Ipea	2
50	Ouro - rendimento nominal	Ouro	Ipea	2
51	Taxa de juros - TJLP	TJLP	Ipea	1
52	Taxa de juros - Over/Selic	Tx_Over_selic	Ipea	2
53	Volatilidade tx_juros_over_selic	vol_Tx_Over_selic	Ipea	2
54	Dívida estados município por PIB	div_est_mun	Ipea	2
55	Dívida total setor público	div_total	Ipea	4
56	ICMS	ICMS	Ipea	2
57	Imposto de Importação	II	Ipea	2
58	Imposto Territorial Rural	ITR	Ipea	2
59	Imposto de Renda	IR	Ipea	3
60	IOF	IOF	Ipea	2
61	IPI	IPI	Ipea	2

Ref.	Nome das séries	Símbolo	Fonte	Transformação
62	NFSP estados e municípios	NFSP_est_mun	Ipea	2
63	Horas trabalhadas na indústria	H_ind	Ipea	1
64	Nível de emprego na indústria-SP	N_emp_ind_sp	Ipea	2
65	Taxa de desemprego aberto na RMSP	Tx_dese_aberto_RMSP	Ipea	2
66	Taxa de desemprego RMSP	Tx_desemp_RMSP	Ipea	2
67	Nasdaq	NASDAQ	Ipea	2
68	EUA_IPA	EUA_IPA	Ipea	2
69	EUA_IPC	EUA_IPC	Ipea	2
70	EUA_T-note-2	EUA_T_NOTE_2	Ipea	2
71	EUA_T-Note 10	EUA_T_Note_10	Ipea	2
72	Exportação FOB	Exp_FOB	Ipea	2
73	Exp_bens de capital	Exp_Cap	Ipea	2
74	Exp_bens duráveis	Exp_Dur	Ipea	2
75	Exp_não_duráveis	Exp_n_dur	Ipea	2
76	Exp_bens interm.	Exp_intermed	Ipea	2
77	Importação FOB	Imp_FOB	Ipea	2
78	Import_bens capital	Imp_Cap	Ipea	2
79	Import_cons_durável	Imp_Dur	Ipea	2
80	Import_cons_não durável	Imp_n_dur	Ipea	4
81	Import_bens interm.	Imp_intermed	Ipea	2
82	Tx_câmbio efetiva (INPC)	tx_cambio_efetiva	Ipea	2
83	Tx_câmbio comercial	tcamb_dolar	Ipea	2
84	Cons_Energ_Ind	Cons_Energ_Ind	Ipea	4
85	Cons_Ener_comer	Cons_Ener_comer	Ipea	2
86	Consu_Petroleo	Consu_Petroleo	Ipea	2
87	ICEA	ICEA	Ipea	4
88	Vendas industriais Sp	V_ind_SP	Ipea	2
89	Div_externa_est_mun	Div_ext_est_mun	Ipea	2
90	Dívida externa governo federal	Div_ext_gov_fed	Ipea	4
91	Produção industrial - bens de capital	Prod_ind_b_cap	Ipea	2
92	Produção industrial - bens de consumo	Prod_ind_cons	Ipea	2
93	Produção industrial - bens de consumo duráveis	Prod_ind_cons_dur	Ipea	2
94	Produção industrial - bens de intermed.	Prod_ind_intermed	Ipea	2

Ref.	Nome das séries	Símbolo	Fonte	Transformação
96	Emprego formal - índice geral	Emp_ext_min	Ipea	2
97	Emprego formal - extrativa mineral	Emp_ext_min	Ipea	4
98	Emprego formal - indústria de transformação (total)	Emp_ind_to	Ipea	4
99	Emprego formal - minerais não metálicos - índice	Emp_min_metál	Ipea	4
100	Emprego formal - metalurgia - índice	Emp_met_Metalu	Ipea	4
101	Emprego formal - mecânica - índice	Emp_mec_Mecâ	Ipea	4
102	Emprego formal - material de transporte - índice	Emp_mat_transp	Ipea	5
103	Emprego formal - mobiliário - índice	Emp_mob_Mobili	Ipea	4
104	Emprego formal - construção civil - índice	Emp_Cont_civil	Ipea	2
105	Emprego formal - comércio - índice	Emp_Comr_Comércio	Ipea	4
106	Emprego formal - serviços - índice	Emp_Seri_Serviços	Ipea	4
107	Emprego formal - agropecuária	Emp_Agrp_pesca	Ipea	4
108	IPI-EUA	IPI_EUA	Ipea	2
109	Reservas internacionais - conceito liquidez	Res_inter	Ipea	2
110	Transações correntes	Tra_corre	Ipea	3
111	Conta capital - mensal	Con_capit	Ipea	2
112	Conta financeira - mensal	Con_finan	Ipea	1
113	Ind_prod_ind	Ind_prod_ind	Ipea	2
114	Utilização da capacidade instalada - indústria - (%)	Cap_pro_ind	Ipea	2
115	Utilização da capacidade instalada - indústria - (%) sp	Cap_pro_ind_sp	Ipea	2
116	Utilização da capacidade - extrativa mineral - média - (%)	U_Cap_prod_ext	Ipea	2
117	Cap. prod. extrat.	Cap.prod.ext	Ipea	1

Fonte: Elaboração do autor.

Nota: A tabela 3 apresenta as 117 variáveis macroeconômicas usadas para estimar os fatores utilizados na realização das previsões. A tabela indica a referência da variável na base de dados, o nome da série, seu símbolo, a fonte de onde as variáveis foram extraídas²⁶ e a transformação a que cada uma foi submetida para a obtenção da estacionariedade. Tais transformações são apresentadas em forma de código: 1 – variável em nível; 2 – primeira diferença; 3 – logaritmo da primeira diferença; 4 – segunda diferença; 5 – logaritmo da segunda diferença. A base de dados completa pode ser requerida por e-mail ao autor.

26 A maioria das variáveis foi extraída do site do Ipeadata (<http://www.ipeadata.gov.br/>) e está indicada nas tabelas por Ipea. Outras fontes foram o Banco Central (Bacen) (<https://www3.bcb.gov.br/sgspub/localizarseries/localizarSeries.do?method=prepararTelaLocalizarSeries>) e o IBGE (<https://www.ibge.gov.br/>).

Apêndice D

Descrição de parâmetros utilizados para a calibração

TABELA 4 – CALIBRAÇÃO DOS PARÂMETROS

Parâmetros	Descrição	Valor
β	Fator de desconto intertemporal	0,9875
σ	Coefficiente de aversão ao risco	1,2
δ	Taxa de depreciação do capital privado	0,02
δ_G	Taxa de depreciação do capital público	0,05
ψ	Desutilidade marginal com respeito à oferta de trabalho	2,0
ω_{nr}	Participação dos agentes não ricardianos	0,66
α_1	Elasticidade do nível de produção em relação ao capital privado	0,3
α_2	Elasticidade do nível de produção em relação ao trabalho	0,6
α_3	Elasticidade do nível de produção em relação ao capital público	0,05
φ	Persistência em relação ao hábito de consumo	0,65
ξ	Elasticidade de substituição entre os bens intermediários	8
θ	Parâmetro de rigidez de preços	0,75
ν	Elasticidade de substituição entre trabalhos diferenciados	21
χ	Sensibilidade do investimento privado em relação ao custo de ajuste	1
Ψ_2	Sensibilidade do custo da não utilização da capacidade instalada máxima 2	1
Ψ_1	Sensibilidade do custo da não utilização	$(1)/(\beta) - (1 - \delta)$

Parâmetros	Descrição	Valor
	da capacidade instalada máxima 1	
γ_Y	Sensibilidade da taxa de juros em relação ao PIB	0,16
γ_π	Sensibilidade da taxa de juros em relação à inflação	2,43
γ_R	Persistência da taxa de juros	0,79
	Parâmetros do choque de incerteza	
ρ_A	Persistência do choque tecnológico	0,90
σ_A	Volatilidade média do choque tecnológico	0,01
ρ_σ	Persistência do choque tecnológico de incerteza	0,412
σ_σ	Desvio-padrão do choque tecnológico de incerteza	0,58
	Parâmetros da política fiscal	
ρ_Γ	Persistência dos componentes fiscais	0,89
τ^c	Alíquota do imposto sobre consumo	0,162
τ^k	Alíquota do imposto sobre capital	0,24
τ^l	Alíquota do imposto sobre trabalho	0,15

Fonte: Elaboração do autor.

Nota: A tabela 4 apresenta os valores adotados para os parâmetros do modelo teórico a partir da literatura nacional e internacional sobre o tema.

Apêndice E

Descrição das razões dos agregados brasileiros

TABELA 5 – RAZÕES DE ESTADO ESTACIONÁRIO PARA OS PRINCIPAIS AGREGADOS MACROECONÔMICOS

Símbolo	Descrição	Valor
$(C + G)/Y$	Razão entre o consumo e o produto	0,82
C/Y	Razão entre o consumo privado e o produto	0,62
C^r/Y	Razão do consumo dos agentes ricardianos e o produto	0,35
G/Y	Razão entre o consumo do governo e o produto	0,07
I/Y	Razão entre o investimento e o produto	0,18
I^p/Y	Razão entre o investimento público e o produto	0,02
I^p/Y	Razão entre o investimento privado e o produto	0,16

Fonte: Elaboração do autor.

Nota: A tabela 5 apresenta as razões entre os agregados macroeconômicos utilizados para calibrar o modelo teórico.



Tema

*Equilíbrio, transparência e planejamento
fiscal de médio e longo prazo*

Equilíbrio, transparência e planejamento fiscal de médio e longo prazo – 2º lugar

*Fernando Covelli Benelli**



*Instituições Fiscais Independentes: avaliação,
novas tendências e aplicações ao caso brasileiro*

**Doutor em Economia pela Universidade Federal de São Paulo (USP) e analista econômico do Banco Central do Brasil (BCB)*

Resumo

O presente trabalho busca colaborar com a literatura de reformas institucionais ao avaliar o impacto sobre o resultado fiscal das Instituições Fiscais Independentes (IFIs, ou Conselhos Fiscais – CFs) implementadas em países emergentes e de economia avançada durante a última década. A principal contribuição do estudo é a possibilidade de controle de variáveis não observáveis, tanto fixas como cambiantes no tempo, com grande potencial de interferência na trajetória da variável de interesse. Com isso, reduzem-se de modo considerável as fontes de endogeneidade nas estimações e, conseqüentemente, a presença de vies nos resultados encontrados, preocupação recorrente de trabalhos anteriores.

Com base num painel de 58 países, estimamos uma versão modificada do Método de Controle Sintético (MCS) para múltiplos tratados com heterogeneidade no ano de adoção da instituição. O período de estimação cobre os anos de 2000 a 2022, com os dados dos seis últimos anos tomados das previsões oficiais do Fundo Monetário Internacional (FMI). O grupo de tratados é formado por vinte países, os quais dividimos em dois grupos: fortes e fracos. No primeiro, composto por nove países, incluem-se apenas as instituições que atendam a todas as características requeridas para sua plena efetividade, tais como independência política, participação no debate público e elaboração de previsões orçamentárias. O segundo grupo compõe-se de onze países, nos quais uma ou mais daquelas características estejam ausentes. Utilizamos como medida do comportamento fiscal dos governos o resultado estrutural (SB) como proporção do PIB potencial, em termos anuais. Os resultados encontrados apontam para a ausência de qualquer influência das instituições sobre a trajetória do SB, tanto nas avaliações de grupo quanto no nível individual dos países, sejam eles institucionalmente fortes ou fracos, mesmo controlando para influências de “efeito maturidade”. Tais achados revelam uma contribuição mais modesta ou inexistente das instituições para o desempenho fiscal dos países, na comparação com resultados de trabalhos anteriores. Ademais, atualizam com evidência empírica as novas recomendações de organismos internacionais quanto ao tema.

A última seção do trabalho traça considerações a respeito da IFI brasileira, criada em 2016, à luz das recentes avaliações empíricas sobre o novo papel dessas instituições no contexto internacional. Ao cruzar os resultados obtidos nesses estudos com avaliações do panorama institucional fiscal brasileiro, a análise indica que o aperfeiçoamento da missão institucional da IFI pode contribuir com: (i) a redução do vies otimista e da amplitude do erro de previsão, ambos em aproximadamente 1 p.p., de variáveis macroeconômicas relevantes na elaboração do orçamento; (ii) a observância mais rigorosa no cumprimento das metas fiscais,

notadamente as estabelecidas sobre o resultado primário e os gastos públicos; e iii) a intervenção tempestiva no debate público em questões relacionadas à condução da política fiscal, não obstante a ausência de evidência quanto ao poder dessa intervenção nas trajetórias fiscais.

Palavras-chave: Instituições Fiscais Independentes. Transparência fiscal. Reformas institucionais.

Sumário

1 INTRODUÇÃO	91
2 O MÉTODO DE CONTROLE SINTÉTICO (MCS)	94
2.1 Antecedentes	94
2.2 O Estimador de Controle Sintético (ECS)	95
2.3 Inferência	97
2.4 Múltiplos tratados	98
2.5 Seleção das covariadas	99
3 DESCRIÇÃO DOS DADOS E CONTEXTO INSTITUCIONAL	100
3.1 Dados	100
3.2 Características dos Conselhos Fiscais	102
4 RESULTADOS	106
4.1 Qualidade do ajuste de controle sintético	106
4.2 Estimação dos efeitos dos Conselhos Fiscais	109
4.3 Testes de falsificação	114
5 CONCLUSÕES	115
6 CONSIDERAÇÕES SOBRE O CASO BRASILEIRO	117
REFERÊNCIAS	129
APÊNDICE	134

Lista de figuras

Figura 1 – Trajetórias do SB: tratados <i>versus</i> controles	101
--	-----

Lista de gráficos

Gráfico 1 – Resultado do teste da razão pós-RMSPE/pré-RMSPE para os países adotantes de CF – subgrupo CFs fortes (p-valor no eixo horizontal)	112
Gráfico 2 – Resultado do teste da razão pós-RMSPE/pré-RMSPE para os países adotantes de CF – subgrupo CFs fracos (p-valor no eixo horizontal)	114

Lista de tabelas

Tabela 1 – Classificação dos CFs em fortes e fracos, segundo as características presentes	105
Tabela 2 – Médias trienais do resultado estrutural antes da implementação do Conselho Fiscal – subgrupo CFs fortes	107
Tabela 3 – Médias dos preditores do resultado estrutural antes da implementação do Conselho Fiscal – subgrupo CFs fracos	108
Tabela 4 – Resultados da estimação de controle sintético com múltiplos tratados – subgrupo CFs fortes	110
Tabela 5 – Testes de falsificação para Alemanha e França com implementação do Conselho Fiscal com dois anos de antecedência	111
Tabela 6 – Resultados da estimação de controle sintético com múltiplos tratados – subgrupo CFs fracos	113
Tabela 7 – Resultados da estimação de controle sintético com múltiplos tratados – todos os conselhos	114
Tabela 1A – Efeitos temporais dos Conselhos Fiscais sobre o resultado estrutural	134
Tabela 2A – Médias trienais do resultado estrutural antes da implementação do Conselho Fiscal – subgrupo CFs fracos	135

Tabela 3A – Médias dos preditores do resultado estrutural antes da implementação do Conselho Fiscal – subgrupo CFs fortes	136
.....	
Tabela 4A – Fontes e descrições das variáveis preditoras do resultado estrutural	137
.....	
Tabela 5A – Resultados da estimação de controle sintético com múltiplos tratados – efeito maturidade – subgrupo CFs fortes	138
.....	
Tabela 6A – Resultados da estimação de controle sintético com múltiplos tratados – efeito maturidade – subgrupo CFs fracos	139
.....	
Tabela 7A – Teste de falsificação com a utilização do resultado primário efetivo como <i>pseudo-outcome</i> – subgrupo CFs fortes	140
.....	
Tabela 8A – Teste de falsificação com a utilização do resultado primário efetivo como <i>pseudo-outcome</i> – subgrupo CFs fracos	141
.....	
Tabela 9A – Teste de falsificação com a utilização do resultado primário efetivo como <i>pseudo-outcome</i> – todos os conselhos	141
.....	

1 Introdução

As Instituições Fiscais Independentes (IFIs, ou Conselhos Fiscais – CFs) e as regras fiscais são modelos de instituições que ganharam relevância teórica e política após a constatação de que os governos raramente conseguem se comportar como planejadores centrais, ou seja, que são incapazes de conduzir a política fiscal de modo que atendam ao socialmente ótimo no longo prazo. Em geral, a existência de incentivos políticos distorcidos em conjunto com a racionalidade limitada dos eleitores e governantes geram déficits excessivos – o chamado viés deficitário da política fiscal –, os quais reduzem gradativamente o bem-estar social.

A desconfiança com relação à habilidade do governo em promover uma trajetória sustentável da dívida começou a surgir com a crise de endividamento do início dos anos 1970. Países desenvolvidos e em desenvolvimento passaram a apresentar expressivos resultados fiscais negativos, e a tendência ao acúmulo da dívida manteve-se nas três décadas seguintes. Os formuladores de política de linha keynesiana postulavam que os gastos excessivos seriam compensados pela poupança gerada nos períodos de bonança, enquanto os mais afeitos à linha ortodoxa advogavam que os mecanismos de mercado – através da redução do espaço fiscal suscitado pelo aumento dos juros e dos *spreads* bancários – se encarregariam de retomar o curso saudável do endividamento. Ambas as soluções traziam a vantagem de prescindirem da criação de instituições, eliminando os custos sociais e econômicos a elas associados. Contudo, suas predições mostraram-se equivocadas.

Sendo assim, a partir de meados dos anos 1980, uma série de países passou a adotar regras fiscais; em 2015, seu número chegava a cerca de cinquenta. Esse crescimento motivou a elaboração de estudos com o objetivo de avaliar a efetividade das regras em moldar o comportamento fiscal do governo.¹ Um resultado quase unânime dessas pesquisas aponta para uma correlação positiva e significativa entre o resultado fiscal e as regras fiscais. Entretanto, a análise da inferência causal, na maioria dos casos, fica comprometida pela ausência de um tratamento adequado do problema da endogeneidade.

A suspeita desse tipo de problema deriva das evidências controversas de que os países alteram seu comportamento fiscal logo após a instauração da regra e o mantêm de acordo com as diretrizes que ela estabelece pelos períodos seguintes.² Em outras

1 Ver ALESINA *et al.*, 1999; ALESINA; PERROTI, 1995; AYUSO-I-CASALS *et al.*, 2006; BADINGER; REUTER, 2017; DEBRUN; KUMAR, 2007; EICHENGREEN; HAUSMANN; VON HAGEN, 1999; HALLERBERG; STRAUCH; VON HAGEN, 2009; HEINEMANN *et al.*, 2013; NERLICH; REUTER, 2013; BOHN; INMAN, 1996; POTERBA, 1996; TAPSOBA, 2012; VON HAGEN, 1992; VON HAGEN; HARDEN, 1995.

2 Ao realizarem uma investigação descritiva dos dados, Debrun e Kumar (2008) constatam que, numa seleção de países

palavras, a hipótese da criação pura e simples de instituições com capacidade de “amarrar as mãos” dos políticos encontra suporte empírico duvidoso.³ A causalidade reversa é outra hipótese recorrente ligada a essa questão: países com contas públicas mais equilibradas tenderiam a adotar instituições desse tipo como forma de sinalizar a boa qualidade de sua política (POTERBA, 1994). Uma boa sinalização reduziria o problema de informação assimétrica entre os eleitores e o governo, que, assim, aumentaria suas chances de reeleição (DEBRUN; KUMAR, 2007). Outrossim, variáveis omitidas correlacionadas simultaneamente com as regras fiscais e com o desempenho fiscal podem ser mais uma fonte de endogeneidade. Por exemplo, a preferência do eleitorado pela sustentabilidade da dívida geraria, a um só tempo, melhor desempenho fiscal e a criação de instituições garantidoras desse compromisso. Finalmente, muitos dos estudos citados utilizam algum tipo de índice⁴ que reflete a “força” da instituição, com base em itens como abrangência, base legal, rigor na observância do cumprimento das regras etc. Tais medidas são frequentemente ordinais por natureza, o que dificulta a comparação entre si (BADINGER; REUTER, 2017).

Estudos especificamente orientados a mensurar os impactos dos CFs no resultado fiscal, embora mais recentes, sofrem dos mesmos problemas citados acima para as regras fiscais. E, devido ao número significativamente menor de publicações, ainda não incorporaram muitas das tentativas para o tratamento daqueles problemas exibidos nas avaliações dessas regras.

Mesmo no contexto de causalidade reversa, os CFs ainda podem gerar impactos positivos na condução da política fiscal. Visto que a informação assimétrica entre os eleitores e o governo constitui mais uma fonte de viés deficitário – p. ex., orçamentos pouco transparentes tendem a ser excessivamente dispendiosos (ALESINA *et al.*, 1999) –, a atenuação dessa assimetria pode criar condições para um desempenho fiscal mais condizente com o socialmente desejável (DEBRUN; KUMAR, 2008). Em outra linha da literatura, a criação de instituições fiscais aumenta a credibilidade do governo na condução da política fiscal, o que possibilita a redução das taxas de juros cobradas pela emissão de dívida soberana nos mercados financeiros (HALLERBERG; WOLFF, 2006) e abre espaço para a contenção do viés deficitário.

Dado o exposto até aqui, fica claro que a estimação dos efeitos das instituições sobre o desempenho fiscal não é tarefa fácil. A tentativa mais imediata de aplicação de variáveis instrumentais fica logo comprometida pela escassez de

da União Europeia, apenas o Reino Unido e a Bélgica exibiam evidência desse tipo de comportamento.

3 Debrun e Kumar (2008) não encontram estimativas significativamente distintas ao empregar variáveis instrumentais para as regras fiscais. Já Badinger e Reuter (2017), ao selecionar instrumentos supostamente mais adequados, encontram o inverso. Em uma amostra de países da União Europeia, De Haan, Moessen e Volkerink (1999) confirmam empiricamente a presença de causalidade reversa.

4 Por exemplo, o Fiscal Rule Index (FRI), elaborado pelo FMI, ou índices de CFs, construídos por alguns autores, como Debrun e Kumar (2007), Coletta e Infantino (2015) e Maltritz e Wuste (2015).

fatores exógenos fortemente correlacionados com as variáveis de tratamento e capazes de influenciar o desempenho fiscal de um país, fato notório em investigações no campo macroeconômico.⁵

Outra solução natural consiste em explorar os dados longitudinais disponíveis a fim de controlar para variáveis não observáveis constantes no tempo. A metodologia mais adequada a essa situação é a de diferenças-em-diferenças (DID).⁶ Uma hipótese básica nessa estimação é a de paralelismo entre as tendências da variável dependente pré-tratamento dos grupos de controle e de tratamento, no intuito de evitar qualquer tipo de viés nos estimadores. Contudo, testes preliminares com o uso de *lags* pré-tratamento no modelo DID (ABOUK; ADAMS, 2013), tendo o resultado estrutural como variável dependente – variável esta que detalharemos mais adiante –, exibem fortes indícios de que não seja esse o caso (tabela 1A do apêndice).

Sendo assim, optamos por empregar o Método de Controle Sintético (MCS) para lidar com o problema da endogeneidade e fornecer medidas mais confiáveis com relação aos impactos dos CFs no resultado fiscal. Uma segunda vantagem propiciada por esse método consiste no tratamento individualizado de cada tratado, o que permite um exame mais acurado dos impactos, haja vista a heterogeneidade do desenho institucional de cada conselho. De nosso conhecimento, trata-se do primeiro trabalho a utilizar essa ferramenta estatística no contexto de instituições fiscais (regras fiscais ou CFs). A principal vantagem do MCS sobre os demais métodos de dados em painel é a possibilidade de controlar características não observáveis que possam variar no tempo. Nas seções seguintes serão apresentados maiores detalhes sobre essa metodologia.

Nossa base de dados é composta por 58 países, vinte dos quais introduziram CFs no período de 2000 a 2015, formando o grupo de tratamento. Este é dividido em dois subgrupos, com aproximadamente o mesmo tamanho: CFs fortes e CFs fracos. O primeiro atende a todos os requisitos de efetividade que a literatura aponta como constituintes de um CF (como monitoramento de regras fiscais, impacto na mídia, independência, entre outros); no segundo, um ou mais desses requisitos estão ausentes. A variável utilizada como medida do desempenho fiscal é o resultado estrutural (SB), de frequência anual e expresso como proporção do PIB potencial.⁷

5 Debrun e Kumar (2008) instrumentam as regras fiscais com fragmentação do governo, ideologia, participação na Eurozona, entre outros. Badinger e Reuter (2017) utilizam *checks and balances*, fragmentação do governo e metas de inflação.

6 Vale notar que não cogitamos a aplicação do *Propensity Score Matching*, uma vez que esse método não controla para variáveis não observáveis, sendo mais adequado a situações de *self-selection* quando esta pode ser detectada por meio das variáveis observáveis.

7 Essa variável busca refletir a política fiscal ativa do governo, extraindo do resultado nominal efetivo as variações de receitas e despesas decorrentes dos movimentos cíclicos e de tendência do produto real em relação ao produto potencial, bem como as consideradas de natureza extraordinária.

O estudo tem início com a aplicação do MCS a cada um dos tratados. São extraídos da amostra os demais países com CFs, enquanto o grupo de controle (ou *donor pool*) compõe-se de 38 países que nunca adotaram CFs. Com o objetivo de abarcar a multiplicidade de tratados, os resultados dessas estimações individuais são agregados entre os dois subgrupos citados. A inferência sobre a efetividade dos CFs é então conduzida com base numa distribuição de mil outros subgrupos de igual tamanho ao do subgrupo de tratamento, cada um deles aleatoriamente formado a partir dos 38 países que constituem o grupo de controle, sem possibilidade de reposição. Os resultados encontrados apontam que a adoção dos conselhos não trouxe uma contribuição estatisticamente significativa à trajetória do resultado fiscal, nem em sua versão estrutural nem na efetivamente contabilizada. Ademais, tais achados independem do nível de “força” institucional dos conselhos.

Além desta introdução, o trabalho está organizado da seguinte forma: a seção 2 expõe a metodologia econométrica de controle sintético; a 3 apresenta a descrição dos dados e o contexto institucional, enquanto a 4 traz nossos principais resultados acompanhados de alguns exercícios de robustez. A seção 5 reúne as conclusões do trabalho, e a 6, por fim, traça algumas considerações relacionadas ao caso brasileiro.

2 O Método de Controle Sintético (MCS)

2.1 Antecedentes

O método surge pela primeira vez no artigo de Abadie e Gardeazabal (2003). Nesse trabalho, os autores buscam mensurar os custos econômicos de conflitos, com base nas tensões terroristas no País Basco. A econometria disponível até aquele momento não dispunha de um método adequado para estimar os efeitos de uma intervenção em estudos de caso, isto é, quando há apenas um tratado sob avaliação e poucas unidades de controle. O desafio consistia em construir uma unidade contrafactual que reproduzisse o comportamento da unidade tratada na ausência de intervenção. Em outras palavras, de que maneira poderia o investigador construir um País Basco fictício que não tivesse passado pelas agruras do terrorismo e, assim, pudesse servir de comparação para o País Basco real?

A solução encontrada pelos autores foi tão simples quanto impactante na pesquisa econométrica futura. Trata-se basicamente de realizar uma média ponderada das características observáveis das unidades de controle de forma que se aproxime o máximo possível das mesmas características da unidade tratada.

Os pesos utilizados nesse processo são calculados por um algoritmo de minimização. Nesse artigo seminal, o País Basco sintético é construído a partir de variáveis como densidade populacional, participação de setores na economia, investimentos, escolaridade da população etc., com base nos dados disponíveis para as outras dezesseis regiões espanholas.

Constituída a unidade sintética, a trajetória de sua variável de interesse é então comparada à da unidade tratada, e um procedimento de inferência estatística – que será apresentado nesta seção – julga se a diferença entre ambas durante o período de tratamento é estatisticamente significativa. Para o País Basco, as evidências encontradas mostram que os conflitos terroristas ali ocorridos ao final dos anos 1960, em duas décadas, reduziram o PIB *per capita* em aproximadamente dez pontos percentuais em comparação à unidade sintética.

Uma elaboração formal do mesmo método foi desenvolvida por Abadie, Diamond e Hainmueller (2010). Contudo, a nosso ver, Firpo e Possebom (2016) expõem uma versão mais didática de apresentação, na qual a subseção a seguir está baseada. Para facilitar o entendimento, adaptamos algumas terminologias do presente estudo à explanação técnica.

2.2 O Estimador de Controle Sintético (ECS)

Suponhamos a observação de $J + 1$ países durante T anos. Adicionalmente, suponhamos que o CF seja adotado apenas pelo país 1, de tal forma que tenhamos J países remanescentes como potenciais controles.⁸ Suponhamos ainda que a atuação do CF no país 1 ocorra, de maneira ininterrupta, do ano T_0 a T , $T_0 \in (1, T)$. Seja Y_{jt}^N o resultado estrutural (SB) que seria observado para o país j no ano t , na ausência de intervenção, para $j = 1, \dots, J + 1$ e $t = 1, \dots, T$. Seja Y_{jt}^I o SB que seria observado para o país j no ano t , caso a intervenção (adoção do CF) ocorresse no ano t . Definamos, então,

$$\alpha_{jt} = Y_{jt}^I - Y_{jt}^N \quad (1)$$

o efeito da intervenção para o país j no ano t , e D_{jt} um indicador que assume valor 1 se o país j encontra-se sob intervenção no ano t e zero, caso contrário. Sendo assim, o SB observado para o país j no ano t é dado por:

$$Y_{jt} = Y_{jt}^N + \alpha_{jt}D_{jt} \quad (2)$$

8 Abadie, Diamond e Hainmueller (2010) designam esse grupo de controle como *donor pool*, expressão tomada de empréstimo da literatura de *matching*.

Como apenas o país adota o CF, e apenas a partir do ano T_0 , temos que:

$$D_{it} = \begin{cases} 1 & \text{se } j = 1 \text{ e } t > T_0 \\ 0 & \text{caso contrário} \end{cases} \quad (3)$$

Queremos estimar $(\alpha_{1T_0+1}, \dots, \alpha_{1T})$. Sendo o SB dos anos pós-tratamento (Y_{jt}^I em $t > T_0$) observáveis para o país, para estimar α_{it} necessitamos apenas estimar Y_{jt}^N .

Implementação

Seja $\mathbf{Y}_1 = [Y_{11} \dots Y_{1t_0}]$ o vetor dos valores do SB observáveis para o país antes da implementação do CF, e \mathbf{X}_1 um vetor ($k \times 1$) de preditores de \mathbf{Y}_1 . Seja $\mathbf{Y}_0 = [Y_{2...} Y_{J+1}]$ uma matriz ($T_0 \times J$), e $\mathbf{X}_0 = [\mathbf{X}_2 \dots \mathbf{X}_{J+1}]$ uma matriz ($K \times J$).

Nosso objetivo é criar uma versão sintética do país 1 tão similar quanto possível ao próprio país 1. Assim, o Estimador de Controle Sintético (ECS) Y_{1t}^N é dado, para cada $t = 1 \dots T$, por:

$$\hat{Y}_{1t}^N = \sum_{j=2}^{J+1} \hat{w}_j Y_{jt} \quad (4)$$

Em outras palavras, o ECS nada mais é que uma média ponderada dos valores correspondentes das unidades de controle. Os pesos $\hat{\mathbf{W}} = [\hat{w}_2 \dots \hat{w}_{J+1}]$ atribuem a importância relativa de cada país no controle sintético do país 1. E são estimados pelo seguinte problema de minimização aninhada:⁹

$$\hat{\mathbf{W}}(\mathbf{V}) = \arg \min_{\mathbf{W} \in \Theta} (\mathbf{X}_1 - \mathbf{X}_0 \mathbf{W})' \mathbf{V} (\mathbf{X}_1 - \mathbf{X}_0 \mathbf{W}), \quad (5)$$

em que $\Theta = \{\mathbf{W} = [w_2 \dots w_{J+1}]' \in \mathbb{R}^J : w_j \geq 0 \text{ para cada } j \in \{2, \dots, J+1\} \text{ e } \sum_{j=2}^{J+1} w_j = 1\}$, e \mathbf{V} é uma matriz diagonal semidefinida positiva de dimensão ($K \times K$) de traço igual a 1. Intuitivamente, \mathbf{V} mede a importância relativa de cada um dos K preditores. Abadie, Diamond e Hainmueller (2010) salientam que os procedimentos de inferência são válidos para qualquer escolha de \mathbf{V} , que pode ser baseada tanto em critérios subjetivos como na orientação dos dados (*data driven*). Dentro dessa última possibilidade, sugerem o seguinte procedimento de estimação:

$$\hat{\mathbf{V}} = \arg \min_{\mathbf{V} \in \Omega} (\mathbf{Y}_1 - \mathbf{Y}_0 \mathbf{W})' \mathbf{V} (\mathbf{Y}_1 - \mathbf{Y}_0 \mathbf{W}), \quad (6)$$

em que Ω é o conjunto das matrizes diagonais semidefinidas positivas de dimensão ($K \times K$) de traço igual a 1. De posse da matriz $\hat{\mathbf{V}}$, a equação (5) fornece as estimativas

9 Adotamos neste trabalho os seguintes critérios de ponderação, usuais na literatura de controle sintético: $\sum_j w_j = 1$ e $w_j \geq 0$. Abadie, Diamond e Hainmueller (2010) sugerem, contudo, que pesos negativos ou maiores que 1 também podem ser admitidos, ao custo de se permitir a formação de unidades sintéticas que extrapolem as combinações convexas.

dos pesos $\widehat{W}(\widehat{V}) = [\widehat{w}_2 \dots \widehat{w}_{j+1}]$. Finalmente, o estimador de Y_{1t}^N , para cada $t = 1 \dots T$, é dado por:

$$\widehat{Y}_{1t}^N = \sum_{j=2}^{J+1} \widehat{w}_j Y_{jt} \quad (7)$$

2.3 Inferência

Abadie, Diamond e Hainmueller (2010) propõem um procedimento de inferência em que o efeito de tratamento estimado para o país 1 é comparado aos mesmos efeitos estimados para os países de controle, como se estes também tivessem recebido tratamento. Trata-se, portanto, de um teste de hipótese com base numa distribuição dos efeitos de placebos, em que a hipótese nula de não intervenção é rejeitada quando o efeito de tratamento para o país 1 for grande em relação àquela distribuição.

Firpo e Possebom (2016) sintetizam esse teste de permutação. O nome advém do fato de as estimações serem conduzidas como se cada país $j = 2, J + 1$ fosse exposto ao tratamento durante os anos $t = 1, \dots, T$. Assim, os efeitos dos anos pós-intervenção estimados para o país 1, $\widehat{a}_1 = [\widehat{a}_{1T_0+1} \dots \widehat{a}_{1T}]'$, são comparados, um a um, com a distribuição dos mesmos efeitos obtidos dos países de controle, $\widehat{a}_j = [\widehat{a}_{jT_0+1} \dots \widehat{a}_{jT}]$.

Os autores também ressaltam o problema apontado por Abadie, Diamond e Hainmueller (2015) com respeito a essa abordagem. O efeito de tratamento para o país 1, $|\widehat{a}_{1t}|$, pode apresentar valores significativos para determinados anos, mas não para outros, o que impossibilitaria uma decisão clara sobre a efetividade do tratamento. No intuito de contornar esse problema, emprega-se a distribuição empírica da seguinte variável:

$$\widehat{\sigma}_j = \left[\frac{\sum_{t=T_0+1}^T (Y_{jt} - \widehat{Y}_{jt}^N)^2 / (T - T_0)}{\sum_{t=1}^{T_0} (Y_{jt} - \widehat{Y}_{jt}^N)^2 / T_0} \right]^{1/2} \quad (8)$$

A expressão do denominador designa a RMSPE – sigla em inglês para Raiz do Erro Quadrático Médio Predito –, uma medida da qualidade do pareamento da unidade tratada (ou do placebo) com seu respectivo controle sintético, dentro dos anos pré-intervenção. Conceito semelhante aplica-se ao numerador, com a diferença de que este agora expressa uma medida dos efeitos acumulados do tratamento. Essa variável, portanto, evidencia o quanto os efeitos aferidos nos anos de tratamento são conjuntamente maiores que o ajuste pré-tratamento. O p-valor para esse teste é dado por:

$$p = \frac{\sum_{j=1}^{J+1} \mathbb{1}(\hat{\sigma}_j \geq \hat{\sigma}_1)}{J+1}, \quad (9)$$

em que $\mathbb{1}(\ast)$ é a função indicadora para o evento \ast e rejeita a hipótese nula de não efeito se p for menor que algum nível de significância previamente especificado.

2.4 Múltiplos tratados

O método tal como apresentado até aqui considera apenas uma única unidade de tratamento. No presente caso, contudo, temos diversos países a adotarem CFs, inclusive em anos distintos. Uma extensão do ECS para múltiplos tratados com heterogeneidade no tempo de intervenção foi desenvolvida por Cavallo *et al.* (2010), na qual se baseiam as estimações deste estudo. A seguir, destacamos os principais elementos dessa abordagem.¹⁰

Sejam $g = 1 \dots G$ os países que adotaram CFs, e $j = 1 \dots J$ as unidades de controle. E seja $\hat{\delta}_{gt}$ o efeito da intervenção do CF para o país g no ano t , $t = T_0 \dots T$, computado como segue:

$$\hat{\delta}_{gt} = \frac{\hat{s}_{gt}}{RMSPE_g} \quad (10)$$

A divisão dos efeitos estimados pela qualidade do ajuste (RMSPE) tem a finalidade de dar mais peso aos resultados obtidos de pareamentos mais próximos.¹¹

Suponhamos agora que queiramos inferir o efeito para o primeiro ano de tratamento (para simplificar a exposição, omitimos o subscrito t , pois os anos de adoção do CF podem variar entre os países). A média para esse efeito entre as unidades tratadas é: $\bar{\delta} = G^{-1} \sum_{g=1}^G \hat{\delta}_g$.

Antes de realizarmos a inferência desse efeito médio para os tratados, é necessário que as estimações de controle sintético individuais aos países tratados já estejam prontas. Chamemos $\hat{\delta}_g^{PL}$ de o conjunto dos efeitos de placebo estimados para o país g , supondo que cada unidade de controle receba o CF no mesmo ano que g .

A realização do teste de hipóteses consiste em comparar $\bar{\delta}$ com a distribuição das médias dos efeitos de diferentes grupos de placebo de tamanho G , $\bar{\delta}^{PL}$.

10 A notação e o ordenamento da apresentação desse modelo baseiam-se em Galiani e Quistorff (2017).

11 Galiani e Quistorff (2017) destacam que os efeitos pós-tratamento podem ser muito grandes para as unidades que não tiveram uma qualidade de pareamento (medida pela RMSPE) adequada no período pré-tratamento. Com isso, os p-valores encontrados podem ser excessivamente conservadores. Os autores, então, sugerem dois procedimentos de ajuste: i) restringir a comparação do tratado a placebos com qualidade próxima de pareamento, isto é, $RMSPE_j < mRMSPE_g$, em que m é um múltiplo qualquer; ou ii) dividir todos os efeitos encontrados para certo país pela sua respectiva RMSPE, gerando uma “pseudoeestatística t ” equivalente a $\alpha_j/RMSPE_j$. A fim de não limitar por demais o número já reduzido de controles em nossa amostra, optamos aqui pelo segundo procedimento.

No presente trabalho, foram formados aleatoriamente e sem reposição mil grupos de placebo para o teste, extraídos da totalidade de países que não adotaram CFs. Nessa inferência, o p-valor é computado como:

$$p - \text{valor} = \Pr(|\bar{\delta}^{PL}| \geq |\bar{\delta}_g|)$$

$$= \frac{\sum_{i=1}^{1000} \mathbb{1}(|\bar{\delta}^{PL(i)}| \geq |\bar{\delta}_g|)}{1000}, \quad (11)$$

em que $\mathbb{1}(\ast)$ é a função indicadora para o evento \ast e rejeita a hipótese nula de não efeito se p for menor que algum nível de significância previamente especificado; i indica o efeito-placebo para cada um dos mil grupos de placebo.

2.5 Seleção das covariadas

Nos textos seminais em que a metodologia foi desenvolvida – Abadie e Gardeazabal (2003) e Abadie, Diamond e Hainmueller (2010) –, o pareamento entre a unidade tratada e o seu respectivo controle sintético é realizado com base em características observadas capazes de afetar a variável de interesse nos anos antecedentes ao da intervenção. Os pesos dados a cada unidade de controle do *donor pool* são distribuídos entre elas de forma a mimetizar o melhor possível o perfil da unidade tratada, em termos daquelas variáveis observadas. Em nosso estudo, por exemplo, possíveis candidatos a preditores do SB seriam o estoque defasado de dívida pública, o percentual de dependentes na população, a taxa de crescimento do PIB *per capita*, anos de eleição, entre outros.

A seleção das covariadas aqui utilizada, contudo, emprega uma abordagem diferente da exposta acima e tem como referência Botosaru e Ferman (2017). A principal conclusão do artigo, com consequências importantes para a implementação da metodologia, é a de que o pareamento perfeito das covariadas não constitui um requisito indispensável à validade do ECS, desde que ocorra um pareamento perfeito de uma série longa da variável de interesse.¹² Sendo assim, em nossa estimação do controle sintético, o pareamento acontece sobre a trajetória pré-tratamento do SB, no período de 2000 até o ano de implementação do CF. Optamos por essa especificação inovadora em razão da variabilidade de fatores tidos como potenciais preditores do resultado fiscal, principalmente em sua versão estrutural. As chamadas “funções de reação” estabelecem uma associação entre o desempenho fiscal e um conjunto abrangente de variáveis políticas, econômicas

12 Os autores estabelecem formalmente dois resultados relevantes em que se apoia essa conclusão: i) fornecem condições sob as quais o ECS permanece não viesado, mesmo quando a hipótese de pareamento perfeito das covariadas é relaxada e substituída pela de pareamento perfeito da variável de interesse; e ii) também fornecem condições em que o pareamento perfeito da variável de interesse pré-tratamento proporciona um pareamento aproximado das covariadas.

e institucionais que ainda não possuem uma formulação assente na literatura (PLODT; REICHER, 2015). Ademais, também dispomos de uma trajetória do SB pré-tratamento razoavelmente longa – de, em média, 12,5 anos.

3 Descrição dos dados e contexto institucional

3.1 Dados

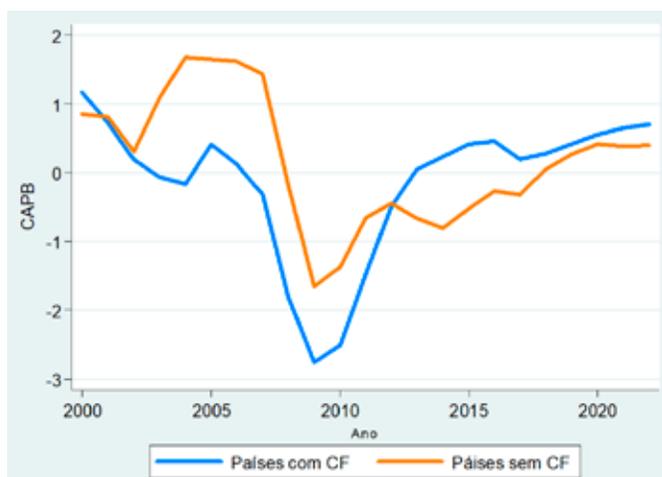
Nosso conjunto de dados abrange 58 países observados durante o período de 2000 a 2016. A variável de interesse é o resultado estrutural (SB), elaborado pela Divisão de Assuntos Fiscais do Fundo Monetário Internacional (FMI) e publicado no relatório *World Economic Outlook* (WEO) em abril de 2017. Como explicitado na seção anterior, as variáveis de pareamento são defasagens do próprio SB para cada ano anterior à implementação do Conselho Fiscal (CF).

Importante destacar que incluímos em nossa base as projeções do SB para os anos de 2017 a 2022, veiculadas pelo mesmo relatório. Cerca de metade dos CFs avaliados foram criados em 2014 e 2015. Isso restringiria demais o período de aferição do impacto, ou até o tornaria inexistente, se considerássemos apenas os dados observados. Optamos, portanto, em manter a abrangência do estudo, levando em conta um número maior de países com tratamento, mesmo ao custo de nossas conclusões estarem sujeitas a revisão conforme a realização dos SBs.

De acordo com o *Fiscal Council Dataset*, elaborado pelo Departamento de Assuntos Fiscais do FMI, até 2016, 39 países haviam adotado CFs em todo o mundo. Cruzando os dados disponíveis para o SB com esse banco de dados, temos que 28 países implementaram CFs dentro do período em análise. Destes, quatro já contavam com a instituição antes do ano 2000 e três a adotaram entre 2000 e 2009, apresentando assim uma extensão pré-tratamento demasiado curta para ajuste.¹³ Ademais, a Grécia foi excluída da avaliação. Devido à forte crise fiscal sofrida pelo país, a movimentação anormal de recursos do governo com credores externos prejudicaria uma análise da efetiva contribuição de seu conselho, instituído em 2010.

A figura 1 mostra que os países tratados exibiam, na média, SBs mais baixos que os de controle antes da crise fiscal de 2008-2009. A situação se reverte após esse período, quando os CFs são criados.

13 Por decisão *ad hoc*, a extensão mínima de ajuste pré-tratamento foi estipulada em dez anos. Testes realizados com valores inferiores a esse limite (sob consulta) reduzem demasiadamente a RMSPE, levando a uma sobrestimação dos efeitos ajustados e diminuindo o poder da investigação. Extensões superiores a dez anos restringem o número de tratados, excluindo países importantes, como Alemanha, Reino Unido, entre outros.



Fonte: Elaboração do autor.

FIGURA 1 – TRAJETÓRIAS DO SB: TRATADOS *VERSUS* CONTROLES

Cabe ressaltar que nenhum tipo de restrição à composição amostral foi estabelecida com relação à presença e/ou à natureza das regras fiscais. Primeiramente, dos 58 países integrantes da amostra, apenas doze não possuíam qualquer tipo de regra fiscal em vigor a partir de 2010, ano em que se iniciam as avaliações de impacto. Sendo assim, qualquer influência que as regras possam ter exercido sobre a trajetória fiscal deve-se antes à “força” de sua constituição que à sua simples presença ou ausência. A “força” de uma regra é representada por um índice numérico que sintetiza o conjunto de requisitos atendidos por ela e considerados pelos especialistas como de maior relevância na condução da política fiscal, o Fiscal Rule Index (FRI), elaborado pelo FMI.¹⁴ Vários estudos têm justificado teoricamente e mostrado evidências dos efeitos das regras e da variabilidade de sua “força” no desempenho fiscal.¹⁵

É aqui que o Método de Controle Sintético (MCS) mostra sua abrangente aplicabilidade, pois controla não apenas as variáveis não observadas constantes no tempo, mas também as cambiantes, desde que atendidas certas condições no processo de estimação.¹⁶ Ademais, na especificação aqui empregada, os preditores usuais do SB (como dívida pública, variação do PIB *per capita*, ano de eleição, nível do FRI etc.) são substituídos por valores defasados do próprio SB. Se o pareamento

14 O *Fiscal Rule Index* é um índice de “força” das regras fiscais construído a partir da análise dos principais componentes das seguintes variáveis: (i) pontuação no cumprimento; (ii) pontuação de cobertura; (iii) pontuação de base legal; (iv) pontuação de regras supranacionais; (v) índice de procedimentos de apoio ao monitoramento e conformidade na execução; (vi) pontuação de flexibilidade; (vii) número médio de regras fiscais; e (viii) proporção das regras fiscais nacionais para cada país. O índice é padronizado para ter média zero e desvio-padrão de 1.

15 Ver nota 1.

16 As condições estão elencadas no apêndice B de Abadie, Diamond e Hainmueller (2010).

destes com os da unidade sintética nos anos pré-tratamento for suficientemente longo e preciso, então também os preditores citados são automática e aproximadamente pareados (BOTOSARU; FERMAN, 2017).¹⁷ Espera-se, portanto, que as variações temporais no FRI do país tratado sejam aproximadamente reproduzidas pela unidade sintética.

3.2 Características dos Conselhos Fiscais

Os países adotantes de CFs foram divididos em dois subgrupos: CFs fortes e CFs fracos, classificados de acordo com as características atribuídas à instituição, constantes do *Fiscal Council Dataset*. Tanto modelos teóricos como avaliações empíricas¹⁸ atestam que o desenho ideal de um CF, tendo em vista sua capacidade de influência na trajetória da dívida pública, deve incluir cinco atributos essenciais, quais sejam:

- i) *Elaboração ou avaliação de previsões macroeconômicas*: previsões oficiais da arrecadação fiscal são comumente utilizadas na elaboração do orçamento. Com base nelas é calculado o volume total de despesas para os exercícios seguintes. Sendo assim, previsões demasiadamente otimistas podem ser produzidas no intuito de se escapar das restrições impostas pelas regras fiscais e ampliar o espaço para mais gasto público. Frankel e Schreger (2013) asseveram que a participação de instituições fiscais na avaliação e/ou elaboração de previsões orçamentárias reduz o viés otimista dessas estatísticas. Para Jonung e Larch (2006), previsões elaboradas por uma instituição independente são menos sujeitas à influência política do que as produzidas pelo Ministério da Fazenda.
- ii) *Monitoramento de regras fiscais*: na maioria dos casos, a implementação do CF ocorre em países que já possuem regras fiscais preestabelecidas. A existência de metas numéricas para o resultado fiscal constitui uma clara referência para os trabalhos do conselho, sugerindo a complementaridade entre as duas instituições. De fato, Nerlich e Reuter (2013) concluem que os impactos positivos das regras sobre o resultado primário são ampliados quando elas são monitoradas por instituições independentes. Coletta e Infantino (2015) restringem a influência benéfica do monitoramento apenas às regras com forte base legal.

17 Além das condições constantes no rodapé anterior, outra condição necessária para o pareamento dos preditores é que estes sejam relevantes e seus efeitos, não colineares no tempo com de outros preditores, observados ou não observados (BOTOSARU; FERMAN, 2017).

18 Ver DEBRUN; KUMAR, 2008; DEBRUN; KINDA, 2014; BEETSMA; DEBRUN, 2016.

- iii) *Impacto na mídia*: diferentemente dos bancos centrais com relação à política monetária, os CFs não têm poderes para influenciar diretamente a política fiscal. Sua influência provém principalmente da participação no debate público e dos impactos reputacionais e eleitorais de suas avaliações. Essa variável é produzida pela Divisão de Finanças Públicas do FMI e reflete o número de referências e publicações do conselho na mídia em geral. Debrun, Gérard e Harris (2012) mostram que a presença dos CFs na mídia costuma ser mais intensa em tempos de instabilidade econômica/fiscal, justamente quando sua mensagem é mais necessária. Além disso, trata-se de uma característica capaz de influir tanto na trajetória do resultado primário como na redução dos erros de previsão macroeconômica (DEBRUN; KINDA, 2014).
- iv) *Participação no processo orçamentário*: junto com a participação no debate público, este é considerado mais um canal de influência do conselho, podendo se manifestar de cinco formas diferentes: quando suas previsões são empregadas no orçamento; quando estas exercem poderes restritivos; quando são exigidas explicações quanto ao desvio dos valores preditos; na obrigação formal do governo e/ou do Congresso em consultar o conselho; e no poder dado ao conselho de interromper o processo orçamentário. Um conselho é considerado participativo quando possui pelo menos uma dessas atribuições. Participar da elaboração da lei orçamentária amplia os impactos reputacionais das análises do conselho, reduzindo o viés deficitário e a prociclicidade que muitas vezes impactam a política fiscal discricionária.

As próximas quatro características refletem o grau de independência da instituição com relação às disputas políticas, o quinto e mais importante atributo da qualidade institucional. A percepção de independência é considerada uma condição necessária ao bom funcionamento do CF, qualquer que seja seu desenho e objetivo, pois sem ela o conselho perde a credibilidade, invalidando seu papel de prestador de recomendações qualificadas e isentas à sociedade.

- a) *Não partidatismo*: assegura o caráter apolítico do CF. Dois critérios são levados em conta nesse quesito: a existência de garantias legais de independência e a existência de institutos que suportem a independência operacional da instituição. Neste último, avalia-se o isolamento das opiniões do conselho de qualquer interferência partidária. Um conselho legalmente constituído como uma entidade separada do Poder a que está vinculado e com mandatos bem definidos atende automaticamente aos dois critérios. Há CFs que constituem parte integral do Congresso ou de algum ministério. Nesse caso, mesmo havendo independência legal, a operacional dependerá da reputação não partidária no processo orçamentário e no debate público.

- b) *Salvaguardas no orçamento*: ocorrem quando os recursos orçamentários destinados ao conselho são legalmente protegidos de possíveis atos políticos retaliatórios. As salvaguardas são consideradas existentes se seu orçamento for (1) definido pelo Banco Central, (2) parte do orçamento geral do ramo legislativo (ou seja, protegido das decisões do Executivo), (3) garantido por dotações orçamentárias em itens destacados no orçamento, ou (4) sujeito a qualquer outra garantia geralmente concedida a instituições independentes, como as agências reguladoras.
- c) *Presença de pessoal qualificado*: um conselho independente deve incluir acadêmicos e/ou especialistas em política fiscal. Se o conselho contemplar apenas políticos ou servidores civis, é considerado falho nesse quesito.
- d) *Indicação idônea dos membros*: embora seja mais comum eleger membro do conselho pelo Executivo, um crescente número de países tem optado por fazê-lo pelo Legislativo, o que pode ser visto como uma prevenção contra interferências do governo no mandato dos membros eleitos. Em alguns casos raros, as nomeações são feitas pelo chefe de Estado ou por instituições independentes, como o Banco Central ou algum escritório de auditoria. Detectamos um sinal fraco de independência do conselho quando seus membros são indicados exclusivamente pelo Executivo. Indicações provenientes de outras instâncias ou de mais de uma conjuntamente são consideradas cumpridoras desse quesito.

Assim, no subgrupo dos CFs fortes foram incluídos apenas os países cujos conselhos atendam simultaneamente a todos esses atributos, enquanto nos CFs fracos figuram países em que uma ou mais dessas características estejam ausentes. Na tabela 1, os 21 países com CF sob avaliação são repartidos entre os dois subgrupos citados, de acordo com as características da instituição.

TABELA 1 – CLASSIFICAÇÃO DOS CFs EM FORTES E FRACOS,
SEGUNDO AS CARACTERÍSTICAS PRESENTES

		Previsões	Monitoramento de regras fiscais	Impacto na mídia	Participação no processo orçamentário	Independência
Fortes	Alemanha	✓	✓	✓	✓	✓
	Austrália	✓	✓	✓	✓	✓
	Áustria	✓	✓	✓	✓	✓
	Chipre	✓	✓	✓	✓	✓
	Estônia	✓	✓	✓	✓	✓
	França	✓	✓	✓	✓	✓
	Holanda	✓	✓	✓	✓	✓
	Itália	✓	✓	✓	✓	✓
	Letônia	✓	✓	✓	✓	✓
	Portugal	✓	✓	✓	✓	✓
Fracos	Chile	✓			✓	
	Eslováquia		✓	✓		✓
	Finlândia	✓	✓	✓	✓	
	Irlanda	✓	✓	✓		✓
	Lituânia	✓	✓	✓	✓	
	Luxemburgo	✓		✓	✓	
	Malta	✓	✓	✓		
	Peru	✓	✓	✓		
	Reino Unido	✓	✓	✓	✓	
	România	✓		✓	✓	✓
	Sérvia	✓	✓	✓	✓	

Fonte: Elaboração do autor.

Cabe destacar alguns comentários com relação aos conselhos avaliados: i) a Alemanha possui dois CFs, o German Council of Economic Experts e o Independent Advisory Board to the German Stability Council, criados, respectivamente, em 1963 e em 2010. Nesta classificação, suas características foram agrupadas como se houvesse um único conselho; ii) situação semelhante ocorre com o conselho da Holanda, o Raad von State, de 2014, que foi precedido pelo Netherlands Bureau for Economic Policy Analysis, de 1945; iii) o documento de criação do Conselho Fiscal da Austrália (Parliamentary Budget Office), estabelecido em 2012, foi precedido pelo *Charter of Budget Honesty Act*, de 1998, um documento legal que

impôs à elaboração do orçamento procedimentos semelhantes ao de uma instituição independente. Aqui, agrupamos as disposições contidas em ambos os documentos; iv) na última versão do *Fiscal Council Dataset* de 2016, elaborado pelo FMI, os conselhos da Croácia, Eslovênia e Japão, que constavam da versão anterior de 2015, foram excluídos do banco de dados, em razão de controvérsias quanto à sua atuação como instituições independentes; assim, foram também desconsiderados nesta classificação; v) quatro conselhos foram instaurados antes da data de início do período em análise neste estudo (2000) e, portanto, não estão sujeitos a avaliação. São eles: Bélgica (1989 e 1994), Dinamarca (1962), Estados Unidos (1974) e México (2000); vi) três conselhos adotados entre 2000 e 2009 não foram avaliados pelas razões técnicas já apresentadas, são eles: Coreia do Sul (2003), Suécia (2007) e Canadá (2008); vii) na mesma versão do *Fiscal Council Dataset*, apontou-se que o conselho da Hungria havia sido significativamente enfraquecido, o que motivou sua inclusão no grupo de controles.

4 Resultados

Iniciamos esta seção com um exame da capacidade do Método de Controle Sintético (MCS) em reproduzir as variáveis defasadas do resultado estrutural, ou seja, avaliaremos sua qualidade de ajuste. A subseção seguinte traz os resultados das estimações para cada país em particular bem como para as diferentes agregações. Na última subseção, procedemos com alguns testes de robustez.

4.1 Qualidade do ajuste de controle sintético

O conjunto de preditores que compõe o controle sintético de cada país é composto pelos valores do resultado estrutural para cada ano dentro do período de pré-tratamento. Sendo assim, o número de preditores pode variar de 10 a 14, conforme o ano de adoção do conselho. Por exemplo, o conselho da Alemanha foi instituído em 2009 e iniciou suas atividades no ano seguinte. A Alemanha sintética é então construída de forma que mimetize os valores exibidos pelo resultado estrutural daquele país para os anos de 2000 a 2009. A partir de 2010, os resultados do país são subtraídos de seu sintético para fins de estimação dos efeitos do Conselho Fiscal.

Na tabela a seguir, procuramos avaliar a qualidade do ajuste obtida pelo controle sintético. No intuito de simplificar a exposição, apresentamos as médias trienais dos resultados estruturais para os conselhos fortes.

TABELA 2 – MÉDIAS TRIENAIS DO RESULTADO ESTRUTURAL ANTES DA IMPLEMENTAÇÃO DO CONSELHO FISCAL – SUBGRUPO CFs FORTES

		2000-02	2003-05	2006-08	2009-11	2012-14
Alemanha	País	-3.04	-2.70	-1.25	-1.34	-
	Sintético	-3.05	-2.66	-1.24	-1.43	-
Austrália	País	0.59	1.32	0.50	-4.51	-3.14
	Sintético	0.46	1.09	0.59	-4.25	-2.67
Áustria	País	-2.61	-1.47	-2.94	-3.45	-2.12
	Sintético	-2.56	-1.70	-2.73	-3.44	-2.57
Chipre	País	-2.69	-4.70	-3.65	-7.17	-3.86
	Sintético	-3.69	-4.36	-3.39	-6.05	-3.86
Estônia	País	-7.30	-2.70	-1.47	-8.16	1.03
	Sintético	-0.49	0.77	-0.38	-0.44	0.93
Finlândia	País	4.40	1.97	2.10	-1.22	-1.67
	Sintético	2.51	2.20	2.70	-1.33	-0.92
França	País	-2.47	-3.56	-3.42	-5.14	-3.45
	Sintético	-2.55	-3.44	-3.39	-5.05	-3.66
Holanda	País	-1.24	-0.88	-0.83	-4.62	-2.15
	Sintético	-1.50	-0.73	-0.90	-4.43	-2.19
Itália	País	-3.55	-4.58	-3.62	-4.04	-1.06
	Sintético	-3.60	-4.36	-3.75	-3.88	-1.49
Portugal	País	-4.57	-6.44	-4.49	-7.79	-
	Sintético	-5.36	-5.73	-4.43	-6.84	-
Reino Unido	País	0.07	-3.77	-5.06	-7.78	-
	Sintético	-1.87	-3.42	-3.60	-5.06	-
Média tratados		-2.04	-2.50	-2.19	-5.02	-2.49
<i>Donor pool</i>		-2.09	-1.41	-1.52	-3.33	-2.27

Fonte: Elaboração do autor.

A trajetória do resultado estrutural pode ser reproduzida com razoável acurácia para a maioria dos países avaliados. Exceção é a Estônia, cujos picos de déficits atingidos no primeiro e quarto triênios ficaram 7 p.p. abaixo da média obtida por sua versão sintética. Importante destacar que os controles de cada país oferecem uma trajetória do resultado estrutural muito mais próxima da efetivamente ocorrida do que a média dos países integrantes do *donor pool*. Essa média, por sua vez, quando comparada à média dos países tratados, também apresenta um grau de aderência satisfatório.

Resultados semelhantes são encontrados no grupo de países com conselhos fracos, reportado na tabela 2A do apêndice. De acordo com a teoria econométrica apresentada na seção 2 (BOTOSARU; FERMAN, 2017), o emprego de variáveis defasadas do regressando na estimação de controle sintético tem, sob certas condições, a propriedade implícita de executar o pareamento simultâneo de covariadas relevantes à trajetória da variável predita. Com o objetivo de testar a validade dessa teoria no presente caso, aplicamos a distribuição de pesos obtida do controle sintético nas médias de covariadas usualmente encontradas nas “funções de reação” de resultados estruturais, quais sejam: dívida bruta do governo geral, variação do PIB *per capita*, taxa de inflação, abertura comercial, anos de eleição, qualidade da burocracia e controle da corrupção. A descrição e as fontes dessas variáveis encontram-se na tabela 4A do apêndice.

TABELA 3 – MÉDIAS DOS PREDITORES DO RESULTADO ESTRUTURAL ANTES DA IMPLEMENTAÇÃO DO CONSELHO FISCAL – SUBGRUPO CFS FRACOS

		Dívida pública	PIB <i>per capita</i> (Var.)	Inflação	Abertura comercial	Anos de eleição	Qualidade da burocracia	Controle da corrupção
África do Sul	País	36.59	1.70	5.75	8.79	0.19	0.50	0.42
	Sintético	38.59	2.42	5.04	9.27	0.27	0.66	0.57
Chile	País	10.32	3.06	3.33	11.03	0.38	0.75	0.69
	Sintético	42.59	2.52	5.19	12.79	0.37	0.72	0.53
Colômbia	País	38.71	3.02	5.09	12.43	0.25	0.50	0.45
	Sintético	54.91	2.71	5.62	7.63	0.29	0.71	0.44
Espanha	País	58.67	0.51	2.40	6.40	0.25	0.81	0.65
	Sintético	54.54	2.52	5.03	11.82	0.32	0.87	0.67
Eslováquia	País	42.05	4.11	3.88	18.15	0.44	0.75	0.45
	Sintético	94.60	2.95	4.30	12.10	0.31	0.72	0.46
Irlanda	País	57.67	3.33	1.99	15.49	0.19	1.00	0.59
	Sintético	49.87	2.03	4.83	10.71	0.35	0.87	0.69
Luxemburgo	País	12.56	1.12	2.46	13.59	0.19	1.00	0.83
	Sintético	56.44	4.00	3.48	13.59	0.25	0.64	0.44
Malta	País	67.20	2.28	2.24	10.09	0.19	0.75	0.57
	Sintético	55.16	3.98	7.55	12.66	0.29	0.64	0.38
Peru	País	34.20	3.86	2.76	12.67	0.25	0.50	0.41
	Sintético	54.38	3.06	4.34	10.51	0.27	0.81	0.50
Média tratados		39.77	2.56	3.32	12.07	0.26	0.73	0.56
Donor pool		50.71	2.99	5.26	11.54	0.29	0.65	0.47

Fonte: Elaboração do autor.

Os preditores contidos na tabela 3 refletem a média dos valores anuais das covariadas no período de 2000 até o ano de adoção do conselho. Podemos observar que a maioria desses valores é razoavelmente bem aproximada de seus correspondentes sintéticos, o que fornece evidência de confirmação da predição teórica para o presente caso. Uma importante ressalva merece ser dada quanto ao volume da dívida pública, que para muitos países apresentou montantes discrepantes na comparação com os obtidos pela estimação. Essa divergência pode se tornar problemática para a pesquisa se o volume da dívida estiver correlacionado tanto com a implementação do conselho quanto com a trajetória do resultado estrutural. No entanto, as evidências obtidas na tabela 1A do apêndice parecem indicar que a decisão de reforma institucional é precedida antes por súbitas ocorrências de déficits fiscais do que pelo atingimento de certo estoque de dívida acumulada. Os mesmos comentários servem para os países do grupo de CFs fortes, como pode ser visto na tabela 3A do apêndice.

4.2 Estimação dos efeitos dos Conselhos Fiscais

Passemos agora a investigar se os conselhos, avaliados individualmente ou em conjunto, apresentam alguma evidência de que interferem no resultado estrutural. O modelo econométrico aplicado nesta seção segue o de Cavallo *et al.* (2010), como formalmente exposto na seção 2. Trata-se basicamente de uma estimação de controle sintético com múltiplos tratados e heterogeneidade no tempo de tratamento. Os vinte países tratados são agrupados em fortes e fracos. A seguir, são construídos por combinação aleatória mil outros grupos de igual tamanho extraídos dos países de controle, sem reposição. Estes são chamados grupos de placebo, e presume-se, para efeitos de comparação, que tenham adotado o conselho no mesmo ano do tratado. A média dos efeitos no grupo tratado é então comparada com as mil médias dos grupos de placebo, e a significância é aceita caso o efeito médio analisado esteja entre os 5% maiores da distribuição, em valor absoluto. A tabela 4 mostra os resultados obtidos do controle sintético com múltiplos tratados para o subgrupo CFs fortes.

TABELA 4 – RESULTADOS DA ESTIMAÇÃO DE CONTROLE
SINTÉTICO COM MÚLTIPLOS TRATADOS – SUBGRUPO CFs FORTES

Var. Dep.: SB	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Alemanha	-0.21 (0.21)	0.51 (0.16)	0.99* (0.05)	1.88** (0.03)	2.55** (0.03)	2.08** (0.05)	2.25** (0.05)	2.57** (0.05)
Austrália	0.91 (0.16)	0.94 (0.24)	0.51 (0.71)	0.02 (0.97)	0.33 (0.68)	0.38 (0.66)	0.53 (0.47)	0.65 (0.39)
Áustria	1.15 (0.13)	2.63** (0.03)	3.08** (0.05)	1.25 (0.24)	2.08 (0.13)	1.63 (0.11)	1.62 (0.11)	1.36 (0.18)
Chipre	5.08 (0.11)	5.28 (0.18)	4.58 (0.16)	4.79 (0.18)	4.49 (0.11)	4.49 (0.11)	4.25 (0.16)	4.02 (0.16)
Estônia	1.61 (0.53)	5.97 (0.18)	4.52 (0.26)	5.65 (0.24)	1.99 (0.53)	1.82 (0.47)	1.37 (0.58)	1.41 (0.66)
Finlândia	1.08 (0.71)	1.70 (0.55)	1.42 (0.74)	0.78 (0.79)	0.13 (1.00)	-0.42 (0.87)	-0.69 (0.79)	-0.96 (0.68)
França	1.25*** (0.00)	2.17** (0.03)	2.67** (0.03)	3.05** (0.05)	3.22*** (0.03)	3.09** (0.05)	2.58* (0.08)	3.61* (0.05)
Holanda	0.73 (0.37)	0.56 (0.68)	2.10 (0.16)	2.15 (0.21)	1.84 (0.13)	1.80 (0.11)	1.80 (0.18)	1.89 (0.16)
Itália	0.45 (0.42)	0.38 (0.66)	-0.42 (0.66)	0.06 (0.97)	0.51 (0.47)	1.13 (0.18)	1.05 (0.21)	1.00 (0.21)
Portugal	1.83 (0.47)	2.41 (0.37)	3.86 (0.21)	3.14 (0.32)	3.29 (0.34)	3.40 (0.29)	3.11 (0.24)	2.53 (0.26)
Efeito médio	0.57 (0.33)	1.26 (0.33)	1.46 (0.29)	1.75 (0.32)	2.06 (0.28)	1.87 (0.27)	1.86 (0.15)	2.08 (0.10)

Fonte: Elaboração do autor.

Notas: i) ao todo, 38 países compõem o grupo de controle ou *donor pool*; ii) inferência bicaudal realizada com base na distribuição dos efeitos placebo; iii) distribuição construída a partir da combinação aleatória de mil outros grupos de igual tamanho ao do grupo tratado extraídos dos países de controle, sem reposição; iv) p-valor padronizado pela RMSPE; v) efeito estimado por ano de pós-tratamento; vi) *, ** e *** indicam níveis de significância de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

De maneira geral, os Conselhos Fiscais (CFs), mesmo quando dotados dos melhores desenhos institucionais, não apresentam impacto significativo na trajetória do resultado estrutural, tanto no curto como no longo prazo. Pode-se supor que sua atuação demande algum período de carência para que efetivamente surta algum efeito restritivo no comportamento da classe política quanto à condução da política fiscal. Debrun e Kumar (2008) desenvolvem um modelo teórico em

que conselhos críveis, ao reduzir a opacidade orçamentária, também reduzem os incentivos eleitorais ao viés deficitário da política fiscal. Contudo, em nossas estimações, mesmo os coeficientes de *leads* superiores a três anos não exibiram significância estatística. No intuito de melhor capturar esse “efeito maturidade”, uma segunda rodada de estimações foi realizada assumindo como o primeiro ano de atuação do conselho somente o terceiro após sua implementação. Uma vantagem adicional desse teste consiste em alongar o período de pré-tratamento, conferindo um ajuste mais consistente (BOTOSARU; FERMAN, 2017). Ainda assim, os coeficientes mantiveram sua não significância estatística, como pode ser visto nas tabelas 5A e 6A do apêndice.

Individualmente, os países não exibiram resultados diferentes. Com exceção da Alemanha e da França, todos os *leads* de impacto apresentaram ausência de significância. A esses dois países foi empregado um teste de falsificação adicional (ABADIE; DIAMOND; HAINMUELLER, 2015), que pode ser consultado na tabela 5.

TABELA 5 – TESTES DE FALSIFICAÇÃO PARA ALEMANHA E FRANÇA COM IMPLEMENTAÇÃO DO CONSELHO FISCAL COM DOIS ANOS DE ANTECEDÊNCIA

Variável dependente: SB	(-1)	(-2)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Alemanha	2.55** (0.04)	3.74** (0.03)	0.86** (0.05)	1.84** (0.05)	2.26** (0.03)	2.40** (0.03)	2.88** (0.03)	2.62** (0.03)
França	0.32 (0.47)	0.68 (0.42)	1.77 (0.13)	2.71 (0.05)	3.36 (0.03)	3.93 (0.05)	4.10 (0.03)	3.98 (0.08)

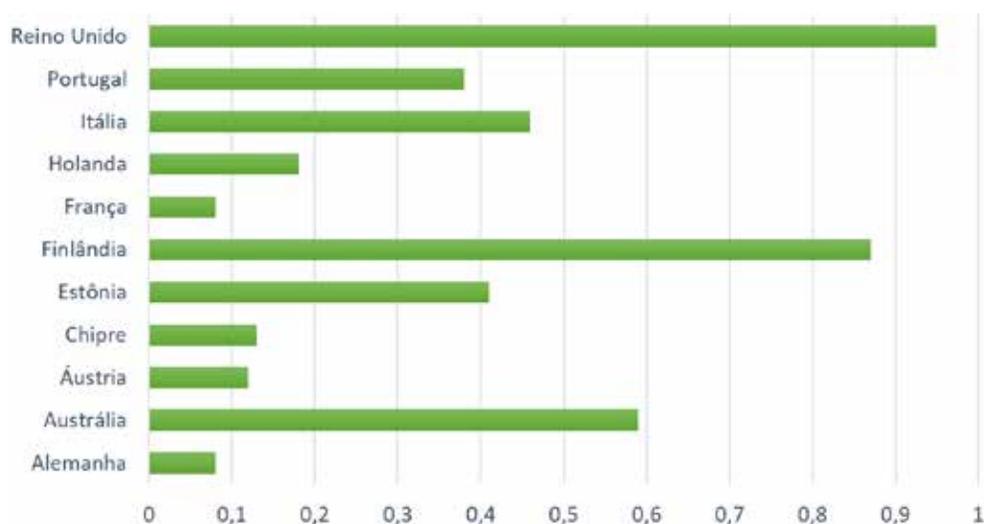
Fonte: Elaboração do autor.

Notas: i) ao todo, 38 países compõem o grupo de controle ou *donor pool*; ii) inferência bicaudal realizada com base na distribuição dos efeitos placebo; iii) distribuição construída a partir da combinação aleatória de mil outros grupos de igual tamanho ao do grupo tratado extraídos dos países de controle, sem reposição; iv) p-valor padronizado pela RMSPE; v) efeito estimado por ano de pós-tratamento; vi) ** indica nível de significância de 5%.

O ano de implementação do conselho é artificialmente retroagido dois anos, e uma nova estimacão de controle sintético é efetuada. Nessa nova especificação, a Alemanha continua a apresentar coeficientes positivos e significativos mesmo para os anos anteriores à adoção do conselho (área hachurada da tabela). Essa evidência levanta a suspeita de existência de variáveis omitidas que não foram devidamente capturadas pelo modelo e cuja atuação na trajetória do resultado estrutural se iniciou antes mesmo da reforma institucional. Daí não podermos ter certeza de que o conselho alemão foi o responsável preponderante pelos efeitos positivos e significativos apontados. No caso francês, os coeficientes pré-intervenção foram os únicos a não apresentar qualquer nível de significância estatística, reforçando a evidência de maior austeridade na condução da política fiscal com a instauração do conselho.

Abadie, Diamond e Hainmueller (2010) apresentam ainda mais uma alternativa de avaliação dos impactos do tratamento. Com base na razão pós/pré-tratamento da Raiz do Erro Quadrático Médio de Previsão (RMSPE), construímos uma distribuição contendo a unidade tratada e todos os 38 placebos para, a partir daí, realizarmos o teste de hipótese. A vantagem desse teste é permitir o exame conjunto de todos os anos de atuação do conselho para cada país. Uma razão de grande magnitude do tratado em relação aos placebos constitui evidência de efetividade da instituição, o que pode ocorrer mesmo na ausência de significância do efeito anual. Numa escala de 0 a 1, o eixo horizontal da tabela 6 representa o p-valor do teste. Os resultados confirmam os testes anteriores: com exceção da França e da Alemanha, nenhum dos países alcançou p-valores inferiores a 10%. Cabe ressaltar que a suspeita de não controle da endogeneidade continua a recair sobre a Alemanha.

GRÁFICO 1 – RESULTADO DO TESTE DA RAZÃO PÓS-RMSPE/PRÉ-RMSPE PARA OS PAÍSES ADOTANTES DE CF – SUBGRUPO CFs FORTES (P-VALOR NO EIXO HORIZONTAL)



Fonte: Elaboração do autor.

Notas: i) ao todo, 38 países compõem o grupo de controle ou *donor pool*; ii) inferência bicaudal realizada com base na distribuição dos efeitos placebo.

Passemos agora à análise dos impactos fiscais do grupo de conselhos institucionalmente fracos, cujos resultados são exibidos nas tabelas 7 e 8. Também nesse grupo não observamos qualquer evidência de efetividade dos conselhos, seja no âmbito individual, seja no conjunto. O mesmo pode ser dito com relação ao teste pós/pré-implantação do CF pela RMSPE.

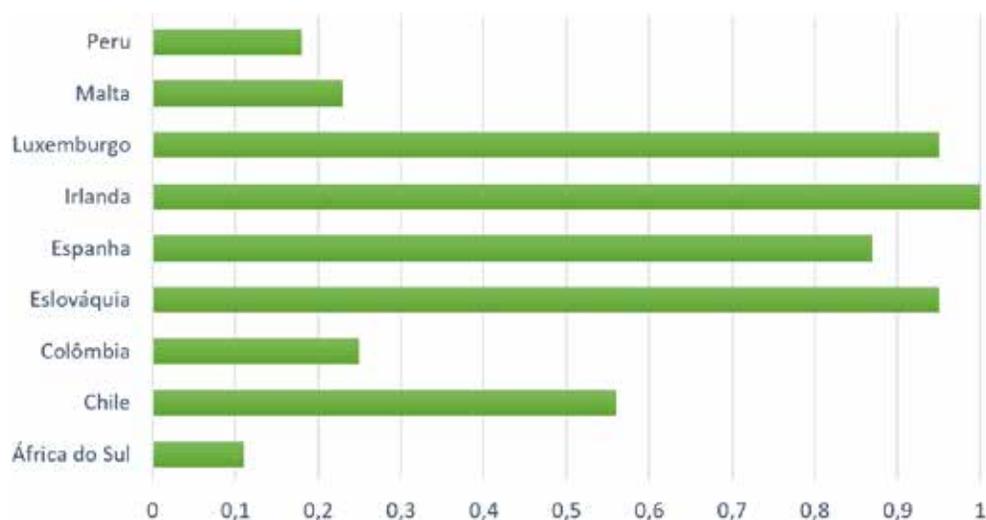
TABELA 6 – RESULTADOS DA ESTIMAÇÃO DE CONTROLE
SINTÉTICO COM MÚLTIPLOS TRATADOS – SUBGRUPO CFs FRACOS

Variável dependente: SB	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
África do Sul	-0.04 (0.92)	-0.08 (0.89)	0.11 (0.87)	0.12 (0.79)	-0.40 (0.26)	-0.87 (0.08)	-1.41 (0.08)	-1.57 (0.08)
Chile	0.13 (0.76)	0.18 (0.84)	-0.58 (0.37)	0.93 (0.24)	0.05 (0.89)	-0.10 (0.76)	-0.08 (0.71)	0.19 (0.68)
Colômbia	1.40 (0.13)	0.81 (0.29)	-0.15 (0.92)	-0.02 (1.00)	0.82 (0.39)	1.32 (0.21)	0.52 (0.39)	0.42 (0.53)
Espanha	0.63 (0.84)	0.72 (0.95)	2.01 (0.79)	1.17 (0.92)	1.06 (0.84)	1.98 (0.84)	2.55 (0.66)	2.44 (0.61)
Eslováquia	1.17 (0.63)	0.94 (0.84)	-0.97 (0.87)	-0.85 (0.89)	-1.01 (0.66)	-1.20 (0.68)	-1.28 (0.61)	-1.42 (0.66)
Irlanda	-2.72 (0.66)	-0.56 (0.95)	-0.54 (0.97)	1.57 (0.89)	0.36 (0.97)	0.24 (1.00)	0.35 (0.92)	0.26 (0.97)
Luxemburgo	1.69 (0.53)	1.42 (0.79)	0.48 (0.92)	0.30 (0.97)	0.12 (1.00)	-0.08 (0.97)	-0.08 (0.95)	-0.02 (1.00)
Malta	0.28 (0.89)	3.48 (0.18)	3.76 (0.24)	3.40 (0.13)	3.58 (0.11)	3.69 (0.11)	3.46 (0.13)	3.44 (0.13)
Peru	-1.27 (0.16)	-1.28 (0.16)	-0.94 (0.29)	-2.10* (0.08)	-2.20* (0.08)	-1.34 (0.11)	-0.59 (0.47)	-0.52 (0.50)
Efeito médio	0.26 (0.49)	0.37 (0.51)	-0.10 (0.88)	0.12 (0.88)	0.04 (0.96)	0.35 (0.81)	0.29 (0.79)	0.34 (0.73)

Fonte: Elaboração do autor.

Notas: i) ao todo, 38 países compõem o grupo de controle ou *donor pool*; ii) inferência bicaudal realizada com base na distribuição dos efeitos placebo; iii) distribuição construída a partir da combinação aleatória de mil outros grupos de igual tamanho ao do grupo tratado extraídos dos países de controle, sem reposição; iv) p-valor padronizado pela RMSPE; v) efeito estimado por ano de pós-tratamento; vi) * indica nível de significância de 10%.

GRÁFICO 2 – RESULTADO DO TESTE DA RAZÃO PÓS-RMSPE/PRÉ-RMSPE PARA OS PAÍSES ADOTANTES DE CF – SUBGRUPO CFs FRACOS (P-VALOR NO EIXO HORIZONTAL)



Fonte: Elaboração do autor.

Notas: i) ao todo, 38 países compõem o grupo de controle ou *donor pool*; ii) inferência bicaudal realizada com base na distribuição dos efeitos placebo.

Na terceira avaliação conjunta desta seção, os efeitos médios dos vinte conselhos sob avaliação são comparados aos efeitos médios de mil outros grupos de mesmo tamanho extraídos aleatoriamente e sem reposição dos 38 países de controle. Os resultados novamente mostram coeficientes não significativos para todos os anos avaliados, conforme tabela 7.

TABELA 7 – RESULTADOS DA ESTIMAÇÃO DE CONTROLE SINTÉTICO COM MÚLTIPLOS TRATADOS – TODOS OS CONSELHOS

Variável dependente: SB	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Efeito médio	0.47	0.98	0.96	1.23	1.42	1.38	1.36	1.52*
	(0.50)	(0.44)	(0.46)	(0.44)	(0.48)	(0.54)	(0.14)	(0.07)

Fonte: Elaboração do autor.

Notas: i) ao todo, 38 países compõem o grupo de controle ou *donor pool*; ii) inferência bicaudal realizada com base na distribuição dos efeitos placebo; iii) distribuição construída a partir da combinação aleatória de mil outros grupos de igual tamanho ao do grupo tratado extraídos dos países de controle, sem reposição; iv) p-valor padronizado pela RMSPE; v) efeito estimado por ano de pós-tratamento; vi) * indica nível de significância de 10%.

4.3 Testes de falsificação

Com o objetivo de reforçar a ausência de impacto dos conselhos, aplicaremos a mesma metodologia utilizada na subseção anterior ao resultado primário

efetivo. Como já mencionado, o resultado estrutural é obtido a partir do resultado nominal efetivo, extraíndo-se as variações de receitas e despesas decorrentes dos movimentos cíclicos e de tendência do produto real em relação ao produto potencial, bem como as consideradas de natureza extraordinária. Sendo assim, o resultado estrutural tem melhor capacidade de refletir o caráter discricionário da política fiscal, o que explica seu emprego como primeira variável de avaliação.

O resultado efetivo, mesmo apresentando menor sensibilidade a alterações na política discricionária, compartilha com o resultado estrutural uma diversidade de fatores endógenos capazes de alterar suas respectivas trajetórias e simultaneamente de se correlacionar com a implementação dos conselhos. A obtenção de resultados distintos dos já encontrados poderia indicar que a modelagem empregada não foi capaz de controlar variáveis relevantes à predição. Esse tipo de teste é conhecido na literatura como *pseudo-outcome* e é recomendado por Athey e Imbens (2017) com o intuito de checar a sensibilidade da dinâmica pós-tratamento quanto ao controle da endogeneidade. Soares (2017) avalia os efeitos na empregabilidade de programas de aprendizagem sobre jovens brasileiros e utiliza como *pseudo-outcome* classes etárias não expostas aos programas.

Os resultados dos testes para os grupos fortes, fracos e totais encontram-se, respectivamente, nas tabelas 7A, 8A e 9A do apêndice. Podemos notar que em todos os testes, tanto individuais como conjuntos, e com raras exceções, os coeficientes encontrados não apresentam qualquer sinal de significância. Tais achados constituem uma evidência adicional importante da capacidade que o modelo tem de controlar possíveis fatores endógenos.

5 Conclusões

O presente trabalho busca colaborar com a literatura de reformas institucionais ao avaliar o impacto sobre o resultado fiscal das Instituições Fiscais Independentes (IFIs) implementadas em países emergentes e de economia avançada durante a última década. A principal contribuição do estudo consiste na possibilidade de controle de variáveis não observáveis, tanto fixas como cambiantes no tempo, com grande potencial de interferência na trajetória da variável de interesse. Com isso, reduzem-se de maneira considerável as fontes de endogeneidade nas estimações e, conseqüentemente, a presença de viés nos resultados encontrados, preocupação recorrente de trabalhos anteriores.

Com base num painel de 58 países, estimamos uma versão modificada do Método de Controle Sintético (MCS) para múltiplos tratados com heterogeneidade no ano de adoção da instituição. O período de estimação cobre os anos de

2000 a 2022, com os dados dos seis últimos anos tomados das previsões oficiais do Fundo Monetário Internacional (FMI). Essa inclusão fez-se necessária em vista da quantidade de conselhos adotados a partir de 2014 – cerca de metade dos tratados – e da exigência do MCS de séries relativamente longas pré e pós-tratamento.

O grupo de tratados é formado por vinte países, os quais dividimos em dois grupos: fortes e fracos. No primeiro, composto por nove países, incluem-se apenas os conselhos que atendam a todas as características requeridas para a plena efetividade da instituição, tais como independência dos poderes constituídos, participação no debate público e elaboração de previsões orçamentárias. O segundo grupo compõe-se de onze países, nos quais uma ou mais daquelas características estejam ausentes. Vale ressaltar que, quando devidamente aplicado, o pareamento entre as unidades efetuado pelo MCS automaticamente controla para variações na presença e na “força” das regras fiscais. Esta, por sua vez, depende de atributos como abrangência, base legal e tipo de restrição, e é associada pela literatura a significativa influência na condução das contas públicas.

Utilizamos como medida do comportamento fiscal dos governos o resultado estrutural (SB), como proporção do PIB potencial, em termos anuais. A inferência sobre a efetividade dos Conselhos Fiscais (CFs) é realizada com base numa distribuição das médias dos efeitos de mil grupos de placebo, de igual tamanho ao de tratamento, cada um deles aleatoriamente formado a partir dos 38 países que constituem o grupo de controle, sem possibilidade de reposição. Os resultados encontrados apontam para a ausência de qualquer influência dos CFs sobre a trajetória do SB, tanto no âmbito individual dos países como nas avaliações de grupo.

Tais achados revelam uma contribuição mais modesta ou inexistente dos conselhos para o desempenho fiscal dos países, na comparação com a encontrada em trabalhos anteriores. Atribuímos esse resultado à melhor qualidade no tratamento da endogeneidade efetuado pelo MCS. Outro ponto de destaque foi a possibilidade da avaliação simultânea de várias características dos conselhos, uma estimação inviável em regressões multivariadas comumente empregadas na literatura, devido à alta correlação entre elas.

Em termos de implicações políticas, o estudo sugere que a implementação de IFIs *per se* não é capaz de incrementar a sustentabilidade da política fiscal, mesmo no médio prazo, quando os efeitos da reputação adquirida poderiam gerar efeitos mais pronunciados (“efeito maturidade”). Propõe-se, dessa forma, uma mudança de enfoque nas pesquisas sobre a efetividade dessas instituições, que levem em conta as particularidades de seus objetivos e canais de atuação, diferenciando-as assim de suas antecessoras, as regras fiscais. Enquanto estas atuam e são avaliadas por seus impactos diretos sobre o resultado fiscal, as formulações mais recentes de desenho ótimo dos conselhos (Diretiva de dezembro de 2017 da União Europeia) preco-

nizam que estes monitorem e avaliem publicamente: (i) a adequação e a observância das regras fiscais nacionais, (ii) a qualidade das previsões oficiais, e (iii) a ocorrência ou a cessação de circunstâncias que desencadeiem cláusulas de escape sob as regras. A essas recomendações também cabe adicionar a capacidade dos conselhos em dar ampla publicidade a suas avaliações, gerando impacto sobre a mídia. Tais devem ser os objetivos a serem avaliados numa atuação apropriada das IFIs.

Cumpridos esses objetivos, a implementação de IFIs, em conjunto com a existência de regras previamente estabelecidas, pode constituir um importante fator de contenção da indisciplina fiscal. Trata-se de mensagem alvissareira aos países que nos últimos anos amargaram os efeitos perniciosos do descontrole fiscal, seja por reflexos persistentes da crise ou por populismo econômico, e que agora direcionam esforços na criação de mecanismos de prevenção ao viés deficitário das democracias modernas.

6 Considerações sobre o caso brasileiro

A Instituição Fiscal Independente (IFI) brasileira foi criada em 2016 com a função precípua de aumentar a transparência das contas públicas. Estabelecida por resolução do Senado Federal e vinculada ao órgão, dispõe de quatro instrumentos de atuação: elaboração de previsões fiscais e orçamentárias, monitoramento de regras fiscais, mensuração dos custos de medidas governamentais e projeção da sustentabilidade da dívida no longo prazo. Diferentemente do Banco Central com relação à política monetária, à IFI não compete poderes especiais na condução da política fiscal nem a aplicação de sanções quando do descumprimento de suas recomendações ou da violação das metas fiscais pelo governo.

A IFI diferencia-se de outras instituições fiscais brasileiras no âmbito federal por seu caráter eminentemente analítico e informativo. Não há entre suas competências qualquer referência a atividades de auditoria ou julgamento de contas públicas, como ocorre com o Tribunal de Contas da União (TCU). Por essa razão, possui uma equipe muito menor, atualmente composta por sete membros, sendo três diretores e quatro analistas, além de um comitê de assessoramento não remunerado composto por cinco especialistas de notório saber. Também não possui nenhum tipo de responsabilidade sobre o gerenciamento de recursos públicos de qualquer natureza, como a exercida pela Secretaria do Tesouro Nacional (STN).

Há ainda outras entidades da União que, como a IFI, não desfrutam de poderes exclusivos sobre a política fiscal para o exercício de suas funções, das quais se destacam a Secretaria de Orçamento Federal (SOF), o Instituto de Pesquisa

Econômica Aplicada (Ipea) e as Consultorias Legislativas da Câmara e do Senado. Todas essas entidades teriam à sua disposição pessoal capacitado, recursos e estrutura para assumir as atribuições de um Conselho Fiscal (CF). Porém, em sua própria constituição lhes falta o ingrediente essencial: a independência política e partidária estabelecida em estatuto ou regulamento. Este pode ser considerado o característico distintivo das IFIs e justifica-se em seu objetivo primordial, que reside no combate aos vieses deficitários que ameaçam a sustentabilidade da dívida pública, originados dos incentivos distorcidos presentes no sistema representativo de democracia.

Segundo documento oficial do Fundo Monetário Internacional (FMI) (DEBRUN *et al.*, 2013), um CF é “uma agência permanente com mandato executivo para avaliar, publicamente e independentemente de influência partidária, a política fiscal do governo”. Como já comentado neste trabalho, os dispositivos mais utilizados para garantir o apartidarismo são a existência de requisitos legais e operacionais de independência, a presença de orçamento próprio e regular e a nomeação criteriosa de pessoal especializado, selecionado por indicação idônea.

Rocha (2018) avalia o grau de aderência da IFI brasileira aos padrões de independência estipulados pelos principais organismos internacionais envolvidos no tema (FMI, Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico – OCDE e União Europeia – UE), e o classifica como de médio a baixo. Em grande parte, isso se deve ao forte vínculo existente entre a IFI e o Senado.

Já em sua origem, a IFI nasce de uma resolução do Senado, que a equipara hierarquicamente à corregedoria ou à ouvidoria da mesma Casa. Conforme os padrões internacionais, a base legal mínima de constituição de um conselho é por lei ordinária; em alguns casos pode até alcançar o nível constitucional. Ademais, a indicação dos membros da IFI é realizada pela Comissão de Assuntos Econômicos (CAE) e pela Comissão de Transparência, Governança, Fiscalização e Controle e Defesa do Consumidor (CTFC), compostas exclusivamente por senadores, em sua maioria oriundos de partidos da base aliada do governo. Embora na maioria dos conselhos em atividade essa indicação seja feita pelo Poder Executivo, um número crescente de países tem optado por eleger os membros desse órgão pelo Legislativo, o que, segundo o FMI (DEBRUN *et al.*, 2013), fornece uma proteção mais forte contra interferências do governo no processo. No caso da IFI brasileira, a norma de indicação de seus membros poderia ser aperfeiçoada se fosse conduzida pelo Congresso, o que possibilitaria também a participação da Câmara dos Deputados na decisão e diluiria a influência do Senado.

Rocha (2018) ainda chama a atenção para a ausência de uma previsão legal acerca das salvaguardas orçamentárias que possam assegurar os recursos destinados ao desempenho das atividades da IFI, contrariando as recomendações do

FMI, OCDE e UE. Outro ponto importante de adequação da IFI aos padrões internacionais refere-se à definição precisa de suas atribuições, pois, da maneira como estão descritas em seu documento de fundação, pode haver conflito de competências com outros órgãos, como o TCU e as Consultorias Legislativas.

Desse modo, a criação da IFI brasileira parece padecer de algumas falhas relevantes no quesito de independência institucional. Embora de produção recente, a literatura concernente ao tema no país já aponta algumas recomendações de aperfeiçoamento desse aspecto da IFI (BITTENCOURT, 2017; ROCHA, 2018). A intenção dessas considerações é complementar a literatura ao indicar, à luz da pesquisa empírica recente, quais metas devem ser perseguidas pela IFI a fim de garantir o cumprimento de sua missão institucional.

Os primeiros estudos de avaliação de impacto dos CFs contavam com uma amostra muito menor que a atual, além de um número reduzido de anos de atuação. Ademais, como eram encarados como uma extensão ou complemento às regras fiscais, a principal via de aferição de sua *performance* sobre a trajetória fiscal era pelo resultado primário, em geral na sua versão cíclica ou estrutural. Em geral, os resultados desses experimentos apontavam para uma influência positiva e significativa dos conselhos sobre o resultado primário (DEBRUN; KUMAR, 2007; NERLICHE; REUTER, 2013; COLETTA; INFANTINO, 2015). Esses achados encorajaram os organismos internacionais a recomendar fortemente a implementação de conselhos pelos países-membros como mais um mecanismo de proteção a crises fiscais, como a ocorrida em 2008. E isso se deu a ponto de a União Europeia incluir, em seu Pacto de Estabilidade e Crescimento, a exigência de implementação de IFIs aos seus países-membros, como forma de monitorar o cumprimento das regras fiscais e avaliar se a condução da política fiscal atendia às diretrizes da comunidade.

O estabelecimento da IFI no Brasil, e em muitos outros países emergentes, ocorreu na esteira desse entusiasmo com a promoção de reformas fiscais, que ainda contava com o antecedente animador das reformas monetárias responsáveis por conduzir à instituição dos bancos centrais independentes.

Muitos desses trabalhos, no entanto, já alertavam para os desafios metodológicos envolvidos na mensuração da efetividade dos conselhos. Primeiramente, a heterogeneidade de desenhos institucionais encontrada entre os conselhos é muito superior à apresentada pelas regras numéricas, dificultando as análises *cross-country*. Um segundo ponto é que muitas de suas funções se sobrepõem às de outros órgãos já existentes, havendo necessidade de uma clara definição de quais aspectos do conselho estariam sob avaliação. Por último, e mais importante, é a suspeita de causalidade reversa na implementação das instituições independentes. Basicamente, esse problema caracteriza-se pela propensão de países com maior maturidade institucional e melhor controle das contas públicas em adotar

tais instituições. A presença de causalidade reversa levanta graves problemas nas avaliações econométricas, podendo gerar viés nas estimações que invalidam os resultados obtidos. A contribuição mais importante do presente trabalho consiste justamente na aplicação de métodos mais modernos de avaliação de impacto, ainda inexistentes ou pouco conhecidos na época dos primeiros estudos.

Sendo assim, a primeira mensagem que pode ser extraída de nossos achados é que, pelo menos até o momento, a influência dos conselhos sobre o resultado primário não pode ser encarada como equivalente a dos bancos centrais sobre a inflação. Isto é, não há evidência de um efeito positivo e significativo na trajetória do resultado primário que nos leve a crer numa atuação direta da instituição sobre aquela variável. Disso não se exclui, como veremos adiante, a existência de outros canais, indiretos, de influência. A segunda mensagem é a de confirmação do problema de autosseleção, ou causalidade reversa, no contexto da promoção das reformas institucionais conducentes à implantação dos conselhos. Tal conclusão deriva principalmente dos resultados contrastantes manifestados pelos diferentes métodos de estimação. Supondo que o controle sintético opere um melhor controle da endogeneidade em comparação com as metodologias de trabalhos anteriores, o fato das estimativas perderem sua significância com a aplicação desse método pode ser um indício de que o problema de autosseleção existe e não foi suficientemente isolado. Na simples repartição entre conselhos fortes e fracos que desenvolvemos neste trabalho, já podemos notar uma presença maior de conselhos de qualidade superior em países de economia avançada, justamente os que tendem a apresentar uma melhor gestão das contas públicas.

Em termos práticos, disso resulta que o desenho institucional dos conselhos implementados em economias emergentes deveria, idealmente, ser ainda mais rigoroso e sofisticado do que seus equivalentes nas economias avançadas. No contexto da literatura institucional, não há nenhum ineditismo nessa afirmação. Em seu clássico artigo, Posen (1995) já defendia que uma declaração formal de independência do Banco Central não constituía condição suficiente para sua efetividade. Seria ainda necessária a existência de um consenso social, notadamente no setor financeiro, dando suporte a um compromisso com a estabilidade de preços de longo prazo. Como a política monetária possui também um aspecto redistributivo, a atribuição de independência ao Banco Central não poderia ocorrer sem algum tipo de conflito. Fosse unânime a preferência pela estabilidade de preços, seria dispensável a declaração de independência da autoridade monetária, ou, contrariamente, inexistindo essa preferência, a declaração não surtiria qualquer efeito. Isso posto, a efetividade do Banco Central no controle da inflação só pode emergir da conjugação de ambos os fatores: suporte político a seu mandato, principalmente dos setores mais diretamente envolvidos, e um desenho institucional rigoroso o suficiente para se blindar de orientações sociopolíticas passageiras e contraditórias.

Dado que a dimensão redistributiva da política fiscal é muito mais acentuada que o da monetária, o recrutamento de apoio político para mudanças institucionais torna-se igualmente mais problemático. No Brasil, raras são as ocasiões em que importantes medidas de cunho fiscal são aprovadas rapidamente e com ampla maioria no Congresso. E, mesmo nesses casos, a instabilidade do suporte político compromete a eficácia das reformas no longo prazo.

Um exemplo é a Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF). Aprovada em abril de 2000, com tramitação no Congresso em exíguos nove meses, e sem alterações relevantes no projeto original, teve votação favorável de ampla maioria nas duas Casas Legislativas (385 votos na Câmara e 60 no Senado). Asazu e Abrucio (2003) atribuem essa inabitual velocidade de tramitação ao sucesso do Plano Real no controle da inflação, que pôde revelar à sociedade o nível de desordem a que tinha chegado as finanças públicas, impondo a agenda de reformas ao Congresso. Desde sua entrada em vigor, alguns estudos mostram que a LRF foi exitosa em seus objetivos ao aumentar a arrecadação e reduzir as despesas de capital (NAKAGUMA; BENDER, 2006), bem como ao moderar a prociclicidade da política fiscal (ROCHA, 2009). A despeito disso, não tem exibido sinais de que resiste às mudanças de preferências da classe política quanto à necessidade de manutenção da austeridade fiscal. Sua credibilidade tem sido posta à prova devido ao uso de dispositivos casuísticos para contornar os limites de gastos estabelecidos e impedir a aplicação de penalidades previstas aos estados e municípios que descumprem as metas fixadas. Segundo Posen (1995), mesmo contando com considerável consenso político à época de sua implementação, faltou à LRF a couraça institucional capaz de protegê-la da mudança de ventos nas preferências de política fiscal, tão frequentes na tradição brasileira.

A principal lacuna na regulamentação da LRF residiu na falta de implementação, conforme previsto, do Conselho de Gestão Fiscal (CGF). O CGF teria como tarefa essencial garantir que os limites de gasto e endividamento estabelecidos pela lei fossem detalhados de tal forma a serem entendidos igualmente por todos os estados e municípios. Isso evitaria, como acontece hoje, que a interpretação dos conceitos de despesa de pessoal, dívida líquida, gastos de subsídios, entre outros, fosse feita arbitrariamente e da forma mais conveniente para que, pelo menos em teoria, as exigências fixadas fossem atendidas.

A implementação do CGF representaria um importante avanço institucional no controle das contas públicas. No entanto, com a instituição da IFI, o debate acerca da sobreposição de competências entre os dois órgãos progrediu na academia e no governo. Isso porque uma das funções precípuas do CGF é o monitoramento das regras numéricas, que coincide com o segundo dos quatro objetivos definidos para a IFI, conforme a resolução do Senado que a criou.

Uma possível solução para o impasse seria reservar para o CGF os aspectos contábeis do monitoramento, aos moldes do órgão norte-americano Advisory Commission on Intergovernmental Relations, que naquele país se encarrega da gestão e padronização das contas fiscais e orçamentárias dos entes federados. À IFI, por sua vez, caberia a avaliação tempestiva dos relatórios produzidos pelo CGF, bem como a ampla divulgação de suas opiniões acerca do comprometimento dos governos com o cumprimento das metas, inclusive com indicações explícitas de responsabilidade.

Cabe destacar que os impactos dessa responsabilização sobre a probabilidade de reeleição do político incumbente ou de algum indicado seu constitui o principal canal de atuação dos conselhos, segundo os modelos teóricos desenvolvidos pelo FMI (DEBRUN; KUMAR, 2007). A aplicação de sanções legais em razão de desvios das metas, contudo, e como é de praxe mundo afora, não constitui tarefa da IFI, tampouco do CGF; entretanto, a este último caberia a produção de documentos oficiais que embasassem a decisão dos tribunais competentes. Em suma, a IFI e o CGF poderiam atuar em conjunto para aprimorar a disciplina fiscal do governo: a primeira por via reputacional junto ao eleitorado, e o segundo dando suporte a efetivas medidas de punição aos políticos responsáveis.

Importante lembrar que o pleno atendimento da atividade de monitoramento das regras configura atualmente um dos fatores de influência mais relevantes dos conselhos sobre a política fiscal. Tal incumbência torna-se ainda mais pertinente à luz dos resultados empíricos obtidos neste trabalho, os quais vêm corroborar as recentes perspectivas dos organismos internacionais quanto ao funcionamento dessas instituições.

“Medidas diretas de desempenho fiscal *per se* – i.e., o nível do resultado fiscal, sua variabilidade ou ciclicidade – estão certamente distantes da esfera de influência direta das instituições fiscais independentes” (IMF Working Paper, 2018).

Nesse mesmo documento, o FMI propõe algumas avaliações preliminares acerca dos efeitos dos conselhos sobre outros indicadores de boa gestão fiscal. Dentre as funções mais comumente exercidas pelos conselhos, o fundo destaca: (i) a elaboração ou avaliação de previsões fiscais utilizadas no orçamento, e (ii) o monitoramento da observância a regras fiscais numéricas. Tais variáveis mostram-se mais adequadas à mensuração do desempenho dos conselhos tanto por estarem mais diretamente ligadas à sua esfera de influência quanto pela disponibilidade de dados.

A princípio, estimativas dessa natureza estariam menos sujeitas ao problema da causalidade reversa, frequentemente apontado nos estudos que mensuram os efeitos dos conselhos sobre o resultado fiscal. Esse problema, como mencionado, ocorre quando países com perfil mais rigoroso de controle das contas públicas mostram maior propensão à adoção de conselhos institucionalmente fortes,

seguindo assim o mesmo raciocínio indicado por Posen (1995) para a independência dos bancos centrais.

Entretanto, podemos admitir, por observação direta da experiência dos países, que o bom desempenho dos conselhos no cumprimento daquelas funções produz um grau de independência maior da qualidade geral da gestão fiscal – a qual facilmente passa a se refletir na trajetória da dívida pública – do que a decisão isolada de promover uma reforma institucional. Em outras palavras, quando o desempenho de certa atividade depender única e exclusivamente da atuação do conselho, menores as chances de a atividade sofrer influências de outros setores da gestão pública e, conseqüentemente, menor também a preocupação com o problema da causalidade reversa. A aceitação dessa hipótese libera o pesquisador para o emprego de modelos menos robustos à questão da endogeneidade, como a regressão multivariada utilizada no artigo citado do FMI.

Naquele estudo, a amostra é composta unicamente por países pertencentes à União Europeia, que compilam dados dessa natureza de forma sistemática e contínua desde 1999, quando passou a vigorar o Programa de Estabilidade e Convergência. As variáveis macroeconômicas utilizadas no exame das previsões são a taxa real de crescimento do PIB e o resultado primário.

Os autores avaliam três dimensões da atuação dos conselhos e chegam às seguintes conclusões: (i) a presença dessas instituições ajuda a reduzir o viés otimista das previsões macroeconômicas em até 0,88 p.p. na taxa de crescimento do PIB e em até 0,82 p.p. no resultado primário, com estimações mais significativas para a variável fiscal; (ii) as previsões para o resultado primário tornam-se mais precisas com o conselho em vigor, com redução média na amplitude de erro de 1,1 p.p. do PIB, sem que haja a mesma contribuição para a previsão da taxa de crescimento do PIB; e (iii) as regras fiscais numéricas, nas modalidades de imposição de tetos ao resultado primário e às despesas, são mais fielmente observadas quando monitoradas pelos conselhos, embora o mesmo não ocorra com as regras sobre a dívida pública.

O estudo também extrai outros comentários interessantes das diferentes especificações utilizadas nas regressões. Quanto maior a tendência de exercer uma restrição ativa sobre determinada variável fiscal, ou seja, quanto mais rígida e abrangente for a regra, mais otimista é a previsão dessa variável. Regras fortes induzem o governo a maquiagem suas previsões, de forma que se crie uma ilusão de melhor desempenho fiscal e de cumprimento do teto *ex ante*. O argumento segue a mesma lógica do estímulo à contabilidade criativa como resposta à imposição de regras restritivas (MILESI-FERRETTI, 2003). A presença dos conselhos nesse caso pode servir como um contrapeso ao viés otimista das previsões, o que parece apontar para a recomendação aparentemente contraditória de que quanto mais forte a regra, maior a necessidade de um conselho igualmente forte para monitorá-la.

Numa das especificações utilizadas para mensurar os efeitos dos conselhos sobre o cumprimento das regras fiscais, os autores incluem como variável explanatória o erro de previsão do resultado primário. Quanto maiores esses erros – ou seja, quanto maior o otimismo nas previsões –, menor a tendência de cumprimento *ex post* das regras. Assim, os esforços direcionados para o cumprimento da regra *ex ante* através da publicação de previsões espúrias terminam por obstar o efetivo cumprimento das metas. Contudo, também aqui os CFs parecem reduzir os incentivos ao viés otimista, colaborando, desse modo, com o respeito à regra. O estudo alerta para o fato de a escassa experiência com CFs recomendar precaução na interpretação das evidências encontradas, dada a dificuldade em se estabelecer um sentido causal. Ao pressionar pela observância das regras e redução dos erros de previsão, a implementação de conselhos poderia, em última análise, estimular práticas sofisticadas de contabilidade criativa, as quais invalidariam os resultados do exame econométrico.

Nos estudos empíricos acumulados nos últimos vinte anos, os efeitos das regras sobre as finanças públicas já são amplamente aceitos. A mera introdução ou fortalecimento das regras já provou ser uma medida suficiente para impactar variáveis macroeconômicas ou fiscais. A abordagem econométrica mais recente preocupa-se em mensurar em que grau os países têm cumprido suas metas fiscais. Reuter (2015) utiliza uma amostra de 51 regras de vinte países da União Europeia no período de 1995 a 2015 e investiga com quais características, bem como em quais contextos políticos e econômicos, as regras mostram maior eficiência em seu cumprimento. O autor constata, basicamente, que cerca de 50% das regras, em todos os países analisados, são cumpridas. As características mais relevantes para determinar esse cumprimento foram: (i) metas estipuladas sobre estoques (e não sobre fluxos), e (ii) abrangência da cobertura e base legal estabelecidas por acordos de coalizão. Mais importante para o presente estudo, a presença de conselhos fortes e independentes de monitoramento e coação (com mecanismos de alerta imediatos) mostram-se significativamente associados com uma maior probabilidade de cumprimento.

Como já mencionado anteriormente, os conselhos também podem contribuir para ampliar o debate público sobre a política fiscal através da divulgação de relatórios oficiais com grande impacto na mídia. A redução das assimetrias de informação entre o eleitorado e os governantes, principal justificativa para a implementação dessas instituições, permitiria que as boas práticas fiscais fossem recompensadas, enquanto as más fossem penalizadas.

Nesse sentido, Debrun *et al.* (2013) constroem uma variável de impacto na mídia ao contar o número de vezes que o nome oficial do conselho de determinados países é mencionado na mídia local, em frequência mensal. A seguir, utilizam regressões de dados em painel para detectar a relação entre essa variável de intensidade midiática e dois indicadores de política fiscal de variabilidade

mensal: o primeiro é a mudança planejada para o resultado fiscal ciclicamente ajustado (CAB) no começo do ano, que busca refletir o grau de ativismo fiscal; e o segundo é formado pelos desvios do CAB em relação ao planejado, revelando uma falha do governo no atingimento de suas metas fiscais. A amostra inclui sete países europeus – Alemanha, Áustria, Bélgica, Dinamarca, Eslovênia, Holanda e Suécia – no período de 2003 a 2010. O sentido de causalidade não tem tanta relevância aqui, pois tanto o conselho pode reagir a mudanças não esperadas na condução da política fiscal como essas mudanças podem se seguir a uma atividade mais intensa do conselho junto à mídia. Em ambas as situações, a atividade do conselho nesse aspecto seria considerada efetiva. As regressões efetuadas apontam para uma correlação positiva e significativa entre os dois indicadores fiscais e a variável de impacto na mídia. Novamente, os resultados devem ser recebidos com cautela, uma vez que a introdução de *dummies* de tempo afeta a significância dos coeficientes, uma possível indicação de simultaneidade das variáveis com um terceiro fator de influência, como crises fiscais.

Até o momento, emergem do presente estudo três propostas de fortalecimento da IFI brasileira. Considerando que agregados fiscais, como o resultado primário ou a trajetória da dívida, estão distantes da esfera de atuação de um conselho, a IFI pode cumprir um papel relevante na promoção de maior transparência fiscal – definida como a abrangência, a clareza, a confiabilidade e a atualidade dos relatórios sobre as finanças públicas. A instituição deveria então concentrar seus esforços nas seguintes atividades: i) elaborar e/ou avaliar previsões macroeconômicas de maneira independente e apartidária, principalmente as da área fiscal; ii) monitorar a observância das regras fiscais, preferencialmente em conjunto com o CGF, com ampla divulgação de desvios cometidos pelo governo; e iii) fortalecer seus canais de comunicação com a sociedade, difundindo nos principais veículos da mídia suas opiniões e avaliações. A seguir, passaremos a analisar como essas atividades são atualmente conduzidas no país.

A atividade de previsão da arrecadação tributária federal constitui instrumento de fundamental importância para a condução da economia do país. Com base nela, determina-se, dentro da proposta orçamentária da União, o volume total de despesas para o exercício seguinte. Esse montante de recursos públicos delimitará grande parte da participação do Estado na economia. Segundo dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) para 2017, o governo brasileiro, nos três níveis de governo, foi responsável por aproximadamente 12% do emprego e 20% do consumo final de bens e serviços.

Atualmente, a realização dessa estimativa, para fins de orçamento da União, está a cargo da Receita Federal do Brasil (RFB). Para tanto, o órgão utiliza um método de previsão oficialmente denominado “método dos indicadores”. Em síntese, trata-se da multiplicação dos valores recolhidos no ano anterior por índices de variação (de

quantidade, preços, alíquotas etc.) que buscam projetar os movimentos da economia para o ano seguinte. A estimativa é feita em nível regional, proporcionalmente à jurisdição de cada região fiscal. A previsão para a arrecadação tributária federal é então obtida pela soma dessas estimativas regionais.

Campos (2009) chama a atenção para o fato de o método, embora simples do ponto de vista teórico, ser extremamente trabalhoso em função: i) do total de séries de tributos envolvidas na previsão (55) e de índices de preços e quantidade incluídos; ii) da dificuldade em mensurar os impactos de alterações na legislação e em extrair as receitas atípicas.

Mais importante, alguns trabalhos acadêmicos, entre eles os de Melo (2001), Siqueira (2002), Campos (2009) e Benelli (2013), têm demonstrado a inferioridade desse método, em termos de acurácia preditiva, em relação a outros que empregam a teoria econométrica de séries temporais, notadamente o Autoregressive Integrated Moving Average (ARIMA) e o Vector Autoregressive (VAR). O fato de as previsões, nesses estudos, terem sido realizadas para anos distintos (2000, 2001, 2007 e 2010) reforça ainda mais essa conclusão. Especificamente, o emprego da metodologia VAR/VEC gerou uma redução de 44% no erro de previsão mensal e de 89% no anual da receita tributária federal em comparação ao método dos indicadores (BENELLI, 2013).

Além de imprecisas, as previsões do governo também se mostraram excessivamente otimistas. Nos últimos catorze anos, as previsões orçamentárias superestimaram persistentemente a realidade dos dados, a começar pela própria taxa de crescimento do PIB, com impactos significativos nas estimativas fiscais. Como resultado, acentua-se o viés deficitário implícito no orçamento (PIZA, 2016). Em período semelhante, as previsões fiscais elaboradas por instituições ligadas ao mercado também mostraram superestimação das receitas. Contudo, as previsões oficiais do governo foram ainda mais otimistas do que aquelas, caracterizando o Brasil como um “soft budget”, em que os números do orçamento são propositalmente inflados para acomodar interesses de grupos políticos e empresariais (PROCÓPIO, 2016).

Além de aprimorar a atividade de previsão orçamentária, o segundo ponto que já destacamos como missão primordial da IFI brasileira seria o de fortalecer o monitoramento das regras fiscais. Segundo a definição de regra fiscal utilizada pelo FMI,¹⁹ o Brasil possui atualmente onze regras em vigor.²⁰ Destas, três são constitu-

19 Na definição do fundo, regra fiscal é uma restrição duradoura sobre a política fiscal por meio de limites numéricos para agregados orçamentários, tipicamente voltados para a correção de incentivos distorcidos e para a contenção de pressões excessivas sobre o gasto público, bem como para a garantia da responsabilidade fiscal e da sustentabilidade da dívida pública.

20 Mesmo em vigor, algumas dessas regras, ou algumas de suas particularidades, ainda prescindem da instituição de limites numéricos por lei.

cionais: a regra de ouro, cujo objetivo consiste em evitar que o governo se endivide para financiar despesas correntes; o teto de gastos, que define um limite para o montante das despesas primárias; e a regra de geração de despesas da seguridade social, que veda a criação ou majoração de benefícios sem indicação da fonte de custeio. Cinco das onze regras são regulamentadas pela LRF – às vezes complementadas por resolução do Senado –, incluindo a meta de resultado primário, o limite de despesa com pessoal, o limite da dívida mobiliária, entre outras. Duas são exclusivamente definidas por resolução do Senado.

Em geral, o monitoramento das regras fiscais brasileiras é exercido pelo Poder Legislativo – diretamente ou com o auxílio dos Tribunais de Contas –, pelo sistema interno de cada Poder e pelo Ministério Público. No entanto, ainda não foi definida uma metodologia clara de apuração das contas fiscalizadas, não sendo incomum a ocorrência de interpretações conflitantes oriundas de órgãos de acompanhamento e controle, como o STN, a SOF ou os próprios Tribunais de Contas.

Grande parte da literatura sobre regras fiscais no Brasil versa sobre os impactos de sua introdução nas contas públicas. Por ora, já há evidências de que os limites impostos pela LRF contribuíram para: restaurar a credibilidade, aumentar a transparência e melhorar as práticas de gestão fiscal (GOLDFAJN; GUARDIA, 2004); ampliar a capacidade de reação do governo federal e dos governos subnacionais à deterioração de indicadores fiscais (MELLO, 2008); reduzir os gastos com despesa de pessoal (ROCHA; GIUBERTI, 2004); aumentar a arrecadação e diminuir as despesas de capital (NAKAGUMA; BENDER, 2006); e suavizar a prociclicidade da política fiscal (ROCHA, 2009). Por outro lado, a investigação sobre os determinantes de seu cumprimento ainda é pouco explorada; aliás, como ocorre na literatura estrangeira ligada ao tema. De nosso conhecimento, ainda não há análise empírica que examine as causas de alguns entes federados cumprirem mais fielmente os dispositivos das regras do que outros e, mais especificamente, em qual medida o aumento da transparência – no sentido de divulgação, interpretação e responsabilização – quanto à violação dos limites impostos pelas regras gerou impactos reputacionais ao incumbente. À primeira vista, a experiência com a LRF leva-nos a crer que a aplicação de sanções legais a desvios da lei constitui um incentivo mais atuante para a disciplina fiscal do que possíveis efeitos reputacionais junto ao eleitorado.

Em nossa proposta de missão institucional para a IFI, o terceiro e último item refere-se ao fortalecimento de seus canais de comunicação com a sociedade, principalmente através dos impactos de suas análises e recomendações na mídia. De fato, ao discriminar os diversos tipos de instituições fiscais, os organismos multilaterais (FMI, OCDE, UE) assinalam esse item como o característico distintivo das IFIs. No âmbito de seu relacionamento com a imprensa e a sociedade, o FMI avalia essas instituições dentro de duas categorias: a de elaboração de relatórios

públicos e a de geração de alto impacto na mídia. Ambas as variáveis são binárias, com o número 1 indicando sua presença, e o zero, a ausência. Com exceção do Chile, todos os conselhos em vigor encarregam-se da produção desses relatórios. Contudo, cerca de um terço dos CFs não apresentam evidência de alto impacto na mídia. Essa variável demanda uma apuração mais específica das atividades da instituição e reflete o número de publicações realizadas, bem como as referências da mídia a seus relatórios.

As publicações da IFI brasileira abarcam uma grande variedade de tópicos relacionados à política fiscal e alcançam uma boa aceitação tanto na mídia especializada como na imprensa em geral. O Relatório de Acompanhamento Fiscal (RAF), principal documento da instituição, é divulgado mensalmente e traz avaliações conjunturais, previsões sobre indicadores fiscais e atualização de cenários em “básico”, “pessimista” ou “otimista”. A maior parte do relatório trata de análises positivas, enquanto a instituição reserva um espaço específico, em formato de *box*, para expressar sua visão sobre determinado tema. Outro documento de periodicidade mensal são as Notas Técnicas, em que a instituição realiza prévias do resultado primário do governo central para o mês anterior, no intuito de antecipar o debate sobre o tema na mídia. Assuntos de natureza rigorosamente técnica e desvinculados da conjuntura também são tratados no documento.

Notável foi o espaço conquistado pela instituição na mídia, principalmente na imprensa. Do início de suas atividades, em novembro de 2016, até meados de agosto de 2018, houve cerca de seiscentas entrevistas ou reportagens com menções explícitas à IFI, uma média de 28 inserções mensais, o que equivale a quase uma citação diária. Referências ou mesmo artigos inteiros sobre estudos e opiniões da IFI têm sido veiculados nos cadernos de economia e finanças de jornais e revistas de grande circulação no país, como o *Estado de S. Paulo*, *Folha de S. Paulo*, *Valor Econômico*, *O Globo*, *Correio Braziliense*, *Exame*, *Veja*, *ISTOÉ*, entre outros. Mas ainda há um longo caminho a percorrer. Em apenas 15% das reportagens selecionadas, as análises da instituição aparecem como assunto principal. Nas demais, mesmo como referências relevantes ao conteúdo da matéria, as citações aparecem incorporadas aos textos.

Enfim, para avaliar a adequação dos objetivos da IFI brasileira, devemos deixar de lado as mensurações sobre os impactos no resultado fiscal e privilegiar as funções propriamente atribuídas aos conselhos, como previsão, monitoramento e impacto na mídia. Embora os estudos empíricos ainda sejam escassos e preliminares, as evidências obtidas indicam que a concentração dessas atividades no âmbito da IFI, acompanhada do fortalecimento institucional da agência, pode contribuir para: (i) a redução do viés otimista e da amplitude do erro de previsão, ambos em aproximadamente 1 p.p., de variáveis macroeconômicas relevantes na elaboração do orçamento, como taxa de crescimento do PIB e resultado primário; (ii) a observância mais

rigorosa no cumprimento das metas fiscais, notadamente as estabelecidas sobre o resultado primário e os gastos públicos; e iii) a intervenção tempestiva no debate público em questões relevantes relacionadas à condução da política fiscal, embora faltem evidências quanto ao poder dessa intervenção nas trajetórias fiscais. Mesmo considerando que, no Brasil, essas atividades não sejam exclusivas da IFI, há ainda grande espaço para aumentar sua influência potencialmente benéfica nessas áreas, o que exige maior empenho do governo em ampliar a participação da instituição em suas atividades orçamentárias e fiscais, bem como em reforçar os dispositivos legais que assegurem sua independência e apartidarismo.

Referências

ABADIE, A.; DIAMOND, A.; HAINMUELLER, J. Synthetic control methods for comparative case studies: estimating the effect of California's Tobacco Control Program. **Journal of the American Statistical Association**, v. 105, n. 490, p. 493-505, 2010.

ABADIE, A.; DIAMOND, A.; HAINMUELLER, J. Synth: An R package for synthetic control methods in comparative case studies. **Journal of Statistical Software**, v. 42, n. 13, p. 1-7, 2011.

ABADIE, A.; DIAMOND, A.; HAINMUELLER, J. Comparative politics and the Synthetic Control Method. **American Journal of Political Science**, v. 59, n. 2, p. 495-510, 2015.

ABADIE, A.; GARDEAZABAL, J. The economic costs of conflict: a case study of the Basque Country. **American Economic Review**, v. 93, n. 1, p. 113-132, 2003.

ABOUK, R.; ADAMS, S. Texting bans and fatal accidents on roadways: do they work? Or do drivers just react to announcements of bans? **American Economic Journal: Applied Economics**, v. 5, n. 2, p. 179-199, 2013.

ACEMOGLU, D. *et al.* The value of connections in turbulent times: evidence from the United States. **NBER Working Paper**, n. 19.701, 2013.

ALESINA, A.; DRAZEN, A. Why are stabilizations delayed? **American Economic Review**, v. 81, n. 5, p. 1.170-1.188, 1991.

ALESINA, A.; PEROTTI, R. The political economy of budget deficits. **IMF Staff Papers**, n. 42, p. 1-31, 1995.

ALESINA, A. *et al.* Budget institutions and fiscal performance in Latin America. **Journal of Development Economics**, n. 59, p. 253-273, 1999.

ASAZU, C. Y.; ABRUCIO, F. L. A gênese da Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF): a construção de uma agenda. *In*: ENCONTRO DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DE

PÓS-GRADUAÇÃO E PESQUISA EM ADMINISTRAÇÃO, 27., 2003, Atibaia. **Anais [...]**. Atibaia: Anpad, 2003.

ATHEY, S.; IMBENS, G. W. The state of applied econometrics: causality and policy evaluation. **Journal of Economic Perspectives**, v. 31, n. 2, p. 3-32, 2017.

AYUSO-I-CASALS, J. *et al.* National numerical fiscal rules and institutions for sound public finances. **European Economy**, n. 3, 2006.

BADINGER, H.; REUTER, W. H. The case for fiscal rules. **Economic Modeling**, n. 60, p. 334-343, 2017.

BEETSMA, R.; DEBRUN, X. Fiscal councils: rationale and effectiveness. **IMF Working Papers**, n. 16/86, p. 1-27, 2016.

BENELLI, F. C. **Previsão da receita tributária federal por base de incidência**. 2013. Dissertação (Mestrado em Economia) – Programa de Pós-graduação em Economia da Universidade de Brasília, Brasília, 2013.

BITTENCOURT, F. M. R. **O controle e a construção de capacidade técnica institucional no Parlamento**: elementos para um marco conceitual. Textos para discussão, 57, Senado Federal, 2017.

BOHN, H.; INMAN, P. Balanced budget rules and public deficit: evidence from the US States. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, n. 45, p. 13-76, 1996.

BOTOSARU, I.; FERMAN, B. On the role of covariates in the Synthetic Control Method. *Munich Personal RePEc Archive Paper*, n. 80.796, 2017.

CAMPOS, C. V. C. **Previsão da arrecadação de receitas federais**: aplicações de modelos de séries temporais para o estado de São Paulo. 2009. Dissertação (Mestrado em Economia) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto, Universidade de São Paulo, Ribeirão Preto, 2009.

CAVALLO, E. *et al.* Catastrophic natural disasters and economic growth. **IDB Working Paper Series**, n. 183, p. 1-31, 2010.

COLETTA, G.; INFANTINO, G. Do fiscal councils impact fiscal performance? **Working Papers**, Department of Treasury of Italy, n. 1, p. 1-35, 2015.

DE HAAN, J.; MOESSEN, W.; VOLKERINK, B. Budgetary procedures, aspects and changes: new evidence for some European countries. *In*: POTERBA, J.; VON HAGEN, J. (eds.). **Fiscal Institutions and Fiscal Performance**. Chicago: NBER/University of Chicago, 1999, p. 265-300.

DEBRUN, X.; GÉRARD, M.; HARRIS, J. Fiscal policies in crisis mode: has the time for fiscal councils come at last? *In*: OECD PARLIAMENTARY BUDGET OFFICIALS AND INDEPENDENT FISCAL INSTITUTIONS 4th ANNUAL MEETING, 2012, Paris. **Anais [...]**. Paris: OECD, 2012.

DEBRUN, X.; KINDA, T. Strengthening post-crisis fiscal credibility: Fiscal councils on the rise – a new dataset. **IMF Working Papers**, n. 14/58, p. 1-35, 2014.

DEBRUN, X.; KUMAR, M. S. The discipline-enhancing role of fiscal institutions: theory and empirical evidence. **IMF Working Paper**, n. 07/171, p. 1-45, 2007.

DEBRUN, X.; KUMAR, M. S. **Fiscal rules, fiscal councils and all that**: commitment devices, signaling tools or smokescreens? *In*: FISCAL policy: current issues and challenges. Proceedings of the 9th Banca d'Italia Workshop on Public Finance. Roma: Banca d'Italia, 2008.

DEBRUN, X. *et al.* The functions and impact of fiscal councils. **IMF Policy Paper**, Washington, D.C., p. 1-62, Jul. 2013.

DEBRUN, X. *et al.* The rise of independent fiscal institutions: recent trends and perspectives. **IMF Working Paper**, Washington, D.C., n. 18/68, p. 1-28, 2016.

EICHENGREEN, B.; HAUSMANN, R.; VON HAGEN, J. Reforming budgetary institutions in Latin America: the case for a national fiscal council. **Open Economies Review**, n. 10, p. 415-442, 1999.

FIRPO, S.; POSSEBOM, V. **Synthetic Control Estimator**: a generalized inference procedure and confidence sets. São Paulo: EESP-FGV, 2016.

FRANKEL, J.; SCHREGER, J. Over-optimistic official forecasts in the Eurozone and fiscal rule. **Review of World Economics**, n. 149, p. 247-272, 2013.

GALIANI, S.; QUISTORFF, B. The synth-runner package: utilities to automate synthetic control estimation using synth. **Stata Journal**, v. 17, n. 4, p. 834-849, Dec. 2017.

GOLDFAJN, I.; GUARDIA, E. R. Fiscal rules and debt sustainability in Brazil. **Banco Central do Brasil Technical Notes**, n. 39, p. 1-26, 2004.

HALLERBERG, M.; STRAUCH, R.; VON HAGEN, J. **Fiscal governance in Europe**. Cambridge: Cambridge University Press, 2009.

HALLERBERG, M.; WOLFF, G. B. Fiscal institutions, fiscal policy and sovereign risk premia. **Deutsche Bundesbank Discussion Paper**, n. 35, 2006. Series 1: Economic Studies.

HEINEMANN *et al.* Sovereign risk premia: the link between fiscal rules and stability culture. *Journal of International Money and Finance*, n. 41, p. 110-127, 2013.

INSTITUIÇÃO FISCAL INDEPENDENTE (IFI). IFI na Mídia, 2018. Disponível em: <http://www12.senado.leg.br/ifi/ifi-na-midia>. Acesso em: 20 ago. 2018.

INTERNATIONAL MONETARY FUND (IMF). Fiscal rules: anchoring expectations for sustainable public finances. Prepared by the Fiscal Affairs Department and approved by Carlo Cottarelli. Washington: IMF, 2009.

INTERNATIONAL MONETARY FUND (IMF). World Economic Outlook. Washington: IMF, 2016.

JONUNG, L.; LARCH, M. Improving fiscal policy in the UE: the case for independent forecasts. *Economic Policy*, v. 21, issue 47, p. 491-534, 2006.

MALTRITZ, D.; WUSTE, S. Determinants of budget deficits in Europe: the role and relations of fiscal rules, fiscal councils, creative accounting and the Euro. *Economic Modelling*, n. 48, p. 222-236, 2015.

MELLO, L. Estimating a fiscal reaction function: the case of debt sustainability in Brazil. *Applied Economics*, v. 40, n. 3, p. 271-284, 2008.

MELO, B. S. V. **Modelo de previsão para a arrecadação tributária**. Brasília: Esaf, 2001.

MILESI-FERRETTI, G. Good, bad or ugly? On the effects of fiscal rules with creative accounting. *Journal of Public Economics*, n. 88, p. 377-394, 2003.

NAKAGUMA, M. Y.; BENDER, S. A emenda da reeleição e a Lei de Responsabilidade Fiscal: impactos políticos e *performance* fiscal dos estados (1986-2002). *Economia Aplicada*, v. 10, n. 3, p. 377-398, 2006.

NERLICH, C.; REUTER, W. H. The design of national frameworks and their budgetary impacts. **Working Paper Series From European Central Bank**, n. 1.588, 2013.

ORGANIZATION FOR ECONOMIC CO-OPERATION AND DEVELOPMENT (OECD). Principles for independent fiscal institutions and country note. *In: ANNUAL MEETING OF OECD PARLIAMENTARY BUDGET OFFICIALS AND INDEPENDENT FISCAL INSTITUTIONS*, 7., Viena, 2015. **Anais [...]**. Viena: OECD, 2015.

PIZA, E. C. **Política fiscal, previsões orçamentárias e os determinantes dos desvios de execução no Brasil**. 2016. Tese (Doutorado em Economia) – Programa de Pós-graduação em Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2016.

PLODT, M.; REICHER, C. A. Estimating fiscal policy reaction functions: the role of model specification. *Journal of Macroeconomics*, n. 46, p. 113-128, 2015.

POSEN, A. S. Declarations are not enough: financial sector sources of central bank independence. *NBER Macroeconomics Annual*, n. 10, p. 253-274, 1995.

POTERBA, J. State responses to fiscal crises: the effects of budgetary institutions and politics. *Journal of Political Economy*, n. 102, p. 799-821, 1994.

POTERBA, J. Do budget rules work? **NBER Working Paper**, n. 5.550, p. 53-86, 1996.

PROCÓPIO, T. S. Existe otimismo nas expectativas econômicas do governo? Uma análise para o cenário fiscal brasileiro. **Cadernos de Finanças Públicas**, n. 16, p. 291-309, 2016.

REUTER, W. H. National numerical fiscal rules: not complied with, but still effective? **European Journal of Political Economy**, n. 39, p. 67-81, 2015.

ROCHA, F. Política fiscal através do ciclo e operação dos estabilizadores automáticos. **Revista Economia**, v. 10, n. 3, p. 1-17, 2009.

ROCHA, F.; GIUBERTI, A. C. **Consenso político com relação à necessidade de disciplina**: um estudo da Lei de Responsabilidade Fiscal. Brasília: Esaf, 2004.

ROCHA, H. R. Avaliação de autoridade fiscal: o caso da IFI no Senado Federal. **Orçamento em Discussão**, Brasília, n. 41, p. 1-53, 2018. Senado Federal – Conorf.

SCHAECHTER, A. Fiscal rules in response to the crisis – toward the “next-generation” rules. A new dataset. **IMF Working Paper**, n. 12/187, p. 1-49, 2012.

SIQUEIRA, M. L. **Melhorando a previsão de arrecadação tributária federal através da utilização de modelos e séries temporais**. Brasília: Esaf, 2002.

SOARES, S. C. Youth labor market interventions: evidence from Brazilian apprenticeship policy. *In*: SOARES, S. C. **Three essays on vocational education in Brazil**. 2017. Tese (Doutorado em Economia) – Escola de Economia de São Paulo, Fundação Getulio Vargas, São Paulo, 2017.

TAPSOBA, R. Do national numerical fiscal rules really shape fiscal behaviors in developing countries? A treatment effect evaluation. **Economic Modelling**, n. 29, p. 1.356-1.369, 2012.

VON HAGEN, J. Budgeting procedures and fiscal performance in the European communities. **Economic Papers**, n. 96, p. 1-85, 1992.

VON HAGEN, J.; HARDEN, I. Budget processes and commitment to fiscal discipline. **European Economic Review**, n. 39, p. 771-779, 1995.

Apêndice

TABELA 1A – EFEITOS TEMPORAIS DOS
CONSELHOS FISCAIS SOBRE O RESULTADO ESTRUTURAL

	(1)	(2)	(3)	(4)
CF(-5)	-1.344** (0.540)	-1.192** (0.501)	-1.241*** (0.433)	-1.155*** (0.417)
CF(-4)	-1.276** (0.542)	-1.164** (0.505)	-1.204*** (0.436)	-1.128*** (0.420)
CF(-3)	-1.624*** (0.544)	-1.473*** (0.506)	-1.590*** (0.437)	-1.506*** (0.421)
CF(-2)	-1.421*** (0.544)	-1.164** (0.507)	-1.426*** (0.438)	-1.310*** (0.424)
CF(-1)	-0.807 (0.544)	-0.604 (0.508)	-0.852* (0.438)	-0.763* (0.426)
CF(+1)	0.124 (0.544)	0.164 (0.510)	-0.00923 (0.442)	-0.0987 (0.430)
CF(+2)	0.235 (0.544)	0.319 (0.509)	0.0601 (0.445)	-0.0172 (0.431)
CF(+3)	0.341 (0.544)	0.492 (0.509)	0.128 (0.448)	0.0557 (0.433)
CF(+4)	0.323 (0.542)	0.528 (0.505)	0.0791 (0.449)	0.0318 (0.432)
CF(+5)	0.395 (0.540)	0.525 (0.501)	0.127 (0.448)	-0.000338 (0.430)
Dívida pública (defasada)		0.0209*** (0.00474)		0.0180*** (0.00619)
PIB per capita		2.46e-06 (2.43e-05)		2.70e-05 (5.39e-05)
Inflação		-0.000620 (0.0132)		-0.0117 (0.0124)
Importação		0.0531*** (0.00914)		0.0378*** (0.00799)

	(1)	(2)	(3)	(4)
Exportação		-0.0117 (0.0108)		-0.0120 (0.00928)
Crescimento populacional		-0.0309 (0.134)		0.157 (0.124)
Taxa de desemprego		-0.0510 (0.0319)		-0.0252 (0.0380)
Ano de eleição		-0.327** (0.134)		-0.284** (0.112)
Regra fiscal		0.866*** (0.273)		-0.0749 (0.311)
Tendências lineares aos países	Não	Não	Sim	Sim
Observações	1,334	1,240	1,334	1,240
R-quadrado	0.104	0.183	0.454	0.466
Número de países	58	54	58	54

Fonte: Elaboração do autor.

Nota: i) Erros-padrão entre parênteses; ii) termos constantes e efeitos fixos de ano e país incluídos, mas não reportados; iii) *, ** e *** indicam níveis de significância de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

TABELA 2A – MÉDIAS TRIENAIS DO RESULTADO ESTRUTURAL ANTES DA IMPLEMENTAÇÃO DO CONSELHO FISCAL – SUBGRUPO CFs FRACOS

		2000-02	2003-05	2006-08	2009-11	2012-14
África do Sul	País	-0.93	-0.78	0.06	-3.62	-4.16
	Sintético	-1.07	-0.67	-0.04	-3.55	-3.96
Chile	País	0.56	0.52	-0.05	-2.61	-0.49
	Sintético	0.37	0.65	-0.04	-2.50	-0.59
Colômbia	País	-3.08	-0.17	-1.51	-2.50	-
	Sintético	-3.09	-0.33	-1.37	-2.51	-
Espanha	País	-7.30	-2.70	-1.47	-8.16	-
	Sintético	-2.75	-2.27	-1.78	-6.23	-3.07
Eslováquia	País	-1.94	-1.38	-3.06	-8.81	-
	Sintético	-5.81	-3.91	-2.37	-5.89	-
Irlanda	País	0.32	-0.27	-3.54	-8.91	-
	Sintético	-1.55	-1.20	-1.17	-5.65	-

		2000-02	2003-05	2006-08	2009-11	2012-14
Luxemburgo	País	4.60	0.26	2.15	0.18	1.41
	Sintético	1.80	0.99	2.73	0.48	1.08
Malta	País	-6.14	-6.31	-4.14	-3.65	-2.90
	Sintético	-6.37	-5.39	-3.84	-4.26	-3.34
Peru	País	-1.53	-0.99	0.92	0.19	0.43
	Sintético	-1.58	-0.77	0.99	-0.04	0.22
Média tratados		-1.72	-1.31	-1.18	-4.21	-1.14
Donor pool		-2.09	-1.41	-1.52	-3.33	-2.27

Fonte: Elaboração do autor.

TABELA 3A – MÉDIAS DOS PREDITORES DO RESULTADO ESTRUTURAL ANTES DA IMPLEMENTAÇÃO DO CONSELHO FISCAL – SUBGRUPO CFs FORTES

		Dívida pública	PIB per capita (Var.)	Inflação	Abertura comercial	Anos de eleição	Qualidade da burocracia	Controle da corrupção
Alemanha	País	68.15	1.15	1.54	10.05	0.25	1.00	0.79
	Sintético	55.43	3.33	5.39	10.25	0.29	0.67	0.38
Austrália	País	18.49	1.40	2.88	10.34	0.31	1.00	0.78
	Sintético	34.81	1.56	4.65	7.96	0.29	0.89	0.79
Áustria	País	72.13	0.87	1.94	7.91	0.31	1.00	0.79
	Sintético	40.29	2.47	5.66	11.26	0.38	0.67	0.45
Chipre	País	65.04	0.09	2.14	3.93	0.38	1.00	0.67
	Sintético	45.99	2.87	3.31	11.90	0.37	0.81	0.57
Estônia	País	6.22	4.06	3.72	17.20	0.38	0.64	0.56
	Sintético	36.52	4.19	7.72	17.89	0.38	0.62	0.35
Finlândia	País	44.10	0.78	1.86	7.21	0.44	1.00	0.98
	Sintético	39.96	2.82	5.94	10.98	0.26	0.70	0.57
França	País	72.07	0.54	1.66	7.21	0.19	0.77	0.66
	Sintético	42.80	1.55	3.15	8.86	0.32	0.88	0.69
Holanda	País	54.70	0.74	2.01	9.51	0.31	1.00	0.85
	Sintético	37.77	1.90	3.70	9.86	0.31	0.86	0.71
Itália	País	109.83	-0.42	2.05	4.49	0.25	0.64	0.42
	Sintético	52.96	2.27	3.74	11.56	0.38	0.80	0.52
Portugal	País	80.33	0.15	2.16	5.67	0.38	0.75	0.65
	Sintético	52.78	3.62	3.73	14.23	0.34	0.80	0.51

		Dívida pública	PIB per capita (Var.)	Inflação	Abertura comercial	Anos de eleição	Qualidade da burocracia	Controle da corrupção
Reino Unido	País	54.76	1.06	2.07	6.93	0.50	1.00	0.69
	Sintético	53.31	2.01	5.62	12.49	0.36	0.81	0.60
Média tratados		58.71	0.95	2.18	8.22	0.34	0.89	0.71
Donor pool		50.71	2.99	5.26	11.54	0.29	0.65	0.47

Fonte: Elaboração do autor.

TABELA 4A – FONTES E DESCRIÇÕES DAS VARIÁVEIS
PREDITORAS DO RESULTADO ESTRUTURAL

Variável	Descrição	Fonte
Dívida pública	General government gross debt	WEO Database - IMF
	Percent of GDP	October, 2017
PIB per capita	Gross domestic product per capita, constant prices	
	Purchasing power parity; 2011 international dollars	
Inflação	Inflation, average consumer prices	
	Percent change	
Importação	Volume of imports of goods	
	Percent change	
Exportação	Volume of exports of goods	
	Percent change	
Crescimento populacional	Taxa de crescimento populacional	
	Cálculos próprios	
Taxa de desemprego	Unemployment rate	
	Percent of total labor force	
Ano de eleição	Dummy assumindo valor igual a 1 se em determinado ano	Database of Political
	houve eleição para o Executivo e/ou Legislativo	Institutions
		DPI 2017, BID
Regra fiscal	Dummy assumindo valor igual a 1 se em determinado ano o país	Fiscal Rules Database
	possui uma regra fiscal numérica nacional em vigor	IMF
		December, 2016

Fonte: Elaboração do autor.

TABELA 5A – RESULTADOS DA ESTIMAÇÃO DE CONTROLE SINTÉTICO COM MÚLTIPLOS TRATADOS – EFEITO MATURIDADE – SUBGRUPO CFs FORTES

Variável dependente: SB	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Alemanha	0.58 (0.13)	1.31*** (0.00)	1.97*** (0.00)	1.47* (0.05)	1.70* (0.08)	2.09** (0.03)	1.73* (0.08)	1.39* (0.08)
Austrália	-0.27 (0.71)	-0.78 (0.32)	-0.39 (0.55)	-0.24 (0.68)	-0.05 (0.87)	0.15 (0.79)	0.20 (0.82)	0.16 (0.84)
Áustria	1.87 (0.24)	0.83 (0.58)	2.34 (0.21)	1.49 (0.21)	1.40 (0.24)	0.81 (0.53)	-0.27 (0.82)	-0.43 (0.76)
Chipre	2.39 (0.45)	3.14 (0.26)	2.72 (0.32)	2.54 (0.39)	2.11 (0.53)	1.38 (0.68)	1.10 (0.79)	- -
Estônia	1.74 (0.58)	2.94 (0.32)	0.60 (0.74)	0.62 (0.79)	0.36 (0.92)	-0.30 (0.97)	-0.28 (0.95)	- -
Finlândia	0.50 (0.84)	0.03 (0.97)	-0.23 (0.92)	-0.62 (0.71)	-0.89 (0.71)	-1.09 (0.63)	-1.07 (0.74)	-1.08 (0.74)
França	0.50 (0.58)	0.38 (0.66)	0.52 (0.53)	0.23 (0.71)	-0.33 (0.66)	0.64 (0.47)	1.01 (0.18)	1.21 (0.16)
Holanda	1.42 (0.16)	1.48 (0.13)	1.16 (0.26)	1.10 (0.26)	1.06 (0.29)	1.14 (0.24)	1.20 (0.26)	- -
Itália	-0.53 (0.37)	0.03 (0.95)	0.52 (0.39)	1.15 (0.16)	1.06 (0.21)	1.00 (0.18)	0.92 (0.16)	- -
Portugal	2.70 (0.11)	1.82 (0.53)	1.75 (0.58)	1.98 (0.45)	1.64 (0.42)	1.04 (0.55)	0.53 (0.68)	0.26 (0.89)
Reino Unido	-4.32 (0.34)	-2.51 (0.63)	-2.85 (0.61)	-2.36 (0.63)	-1.54 (0.84)	-1.36 (0.87)	-0.67 (0.89)	0.14 (0.97)
Efeito médio	0.54 (0.11)	0.77 (0.12)	1.13* (0.08)	0.95 (0.24)	0.96 (0.34)	1.12 (0.30)	0.94 (0.45)	0.80 (0.53)

Fonte: Elaboração do autor.

Notas: i) efeito estimado por ano de pós-tratamento; ii) *, ** e *** indicam níveis de significância de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

TABELA 6A – RESULTADOS DA ESTIMAÇÃO DE CONTROLE SINTÉTICO COM MÚLTIPLOS TRATADOS – EFEITO MATURIDADE – SUBGRUPO CFS FRACOS

Variável dependente: SB	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
África do Sul	-0.06 (0.87)	0.14 (0.66)	0.14 (0.66)	-0.37 (0.26)	-0.84* (0.08)	-1.37* (0.08)	-1.53* (0.08)	-1.61* (0.08)
Chile	0.14 (0.82)	-0.61 (0.32)	0.90 (0.24)	0.04 (0.87)	-0.10 (0.79)	-0.07 (0.82)	0.20 (0.76)	0.31 (0.58)
Colômbia	-0.01 (0.95)	-0.58 (0.47)	0.25 (0.79)	0.91 (0.42)	1.91 (0.13)	1.12 (0.18)	1.12 (0.21)	1.66 (0.11)
Eslováquia	0.50 (0.89)	1.91 (0.76)	1.19 (0.89)	1.18 (0.89)	2.03 (0.79)	2.67 (0.71)	2.57 (0.58)	2.96 (0.53)
Irlanda	1.99 (0.74)	2.05 (0.68)	3.74 (0.68)	2.39 (0.71)	1.77 (0.82)	1.46 (0.71)	1.21 (0.79)	1.10 (0.76)
Luxemburgo	0.71 (0.82)	0.55 (0.87)	0.26 (0.92)	0.07 (0.97)	-0.19 (0.89)	-0.24 (0.95)	-0.21 (0.95)	-0.31 (0.92)
Malta	3.42 (0.11)	3.75 (0.05)	3.40 (0.11)	3.57 (0.13)	3.66 (0.16)	3.35 (0.16)	3.35 (0.16)	- -
Peru	-0.67 (0.24)	-0.21 (0.68)	-1.75 (0.05)	-2.02 (0.03)	-1.20 (0.16)	-0.29 (0.68)	-0.23 (0.79)	- -
Efeito médio	-0.10 (0.78)	0.27 (0.53)	0.06 (0.94)	0.43 (0.54)	0.44 (0.58)	0.51 (0.53)	0.70 (0.53)	1.74 (0.25)

Fonte: Elaboração do autor.

Notas: i) efeito estimado por ano de pós-tratamento; ii) * indica nível de significância de 10%.

TABELA 7A – TESTE DE FALSIFICAÇÃO COM A UTILIZAÇÃO DO RESULTADO PRIMÁRIO EFETIVO COMO *PSEUDO-OUTCOME* – SUBGRUPO CFs FORTES

Variável dependente: SB	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Alemanha	-1.62 (0.26)	1.87 (0.34)	2.34 (0.16)	1.25 (0.37)	1.61 (0.24)	1.63 (0.29)	1.86 (0.32)	1.98 (0.26)
Austrália	0.05 (0.97)	-0.52 (0.32)	-2.05 (0.13)	-1.82 (0.13)	-0.62 (0.50)	-0.57 (0.42)	-0.14 (0.84)	0.21 (0.61)
Áustria	2.59 (0.13)	0.11 (0.89)	-0.70 (0.76)	-0.70 (0.71)	0.07 (1.00)	-0.33 (0.89)	-0.37 (0.82)	-0.58 (0.61)
Chipre	4.58* (0.05)	2.63 (0.32)	4.43 (0.16)	5.02 (0.08)	3.99 (0.13)	3.84 (0.11)	3.42 (0.11)	3.22 (0.11)
Estônia	0.47 (0.47)	0.07 (0.92)	-1.40 (0.34)	0.37 (0.76)	-0.69 (0.53)	-0.80 (0.37)	-0.97 (0.26)	-0.89 (0.29)
Finlândia	-0.70 (0.84)	-0.75 (0.66)	-0.21 (0.95)	2.11 (0.63)	0.81 (0.87)	0.07 (0.95)	-0.29 (0.97)	-0.50 (0.76)
França	1.32 (0.13)	0.71 (0.26)	-0.95 (0.39)	-0.21 (0.84)	0.22 (0.87)	-0.26 (0.82)	-0.62 (0.45)	0.34 (0.58)
Holanda	0.62 (0.53)	0.63 (0.71)	3.18 (0.16)	3.31 (0.08)	2.96 (0.11)	2.84 (0.11)	2.67 (0.11)	2.44 (0.11)
Itália	0.71 (0.32)	-0.32 (0.79)	1.07 (0.55)	1.87 (0.13)	2.64* (0.05)	3.30** (0.03)	3.25** (0.03)	3.14** (0.03)
Portugal	2.31 (0.37)	2.90 (0.42)	-0.28 (0.89)	-0.08 (1.00)	2.82 (0.53)	3.55 (0.29)	3.13 (0.34)	2.75 (0.39)
Reino Unido	-2.81 (0.39)	-2.19 (0.58)	-2.16 (0.55)	-1.68 (0.71)	-1.36 (0.71)	-2.44 (0.63)	-1.14 (0.87)	0.99 (0.79)
Efeito médio	0.58 (0.55)	0.44 (0.64)	0.11 (0.89)	0.58 (0.67)	0.89 (0.55)	0.80 (0.36)	0.80 (0.53)	1.02 (0.22)

Fonte: Elaboração do autor.

Notas: i) efeito estimado por ano de pós-tratamento; ii) * e ** indicam níveis de significância de 10% e 5%, respectivamente.

TABELA 8A – TESTE DE FALSIFICAÇÃO COM A UTILIZAÇÃO DO RESULTADO PRIMÁRIO EFETIVO COMO *PSEUDO-OUTCOME* – SUBGRUPO CFs FRACOS

Variável dependente: SB	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
África do Sul	1.04 (0.16)	0.09 (0.89)	1.59 (0.16)	0.73 (0.42)	0.42 (0.66)	0.06 (0.92)	-0.36 (0.53)	-0.39 (0.55)
Chile	-0.11 (0.97)	0.19142 (0.92)	-0.79 (0.79)	-1.89 (0.61)	-1.74 (0.63)	-1.70 (0.50)	-1.42 (0.53)	-1.51 (0.55)
Colômbia	1.94** (0.03)	2.20** (0.03)	2.03* (0.08)	0.71 (0.18)	0.52 (0.37)	0.62 (0.18)	0.63 (0.18)	1.00 (0.05)
Eslováquia	2.44 (0.53)	2.75 (0.32)	5.18 (0.18)	4.01 (0.21)	2.51 (0.53)	2.69 (0.61)	2.72 (0.45)	2.39 (0.50)
Espanha	-1.99 (0.55)	-2.15 (0.71)	-3.62 (0.61)	-0.12 (1.00)	0.21 (0.97)	0.16 (0.97)	-0.18 (0.92)	-0.31 (0.95)
Irlanda	-2.36 (0.95)	-1.06 (0.97)	-0.83 (0.95)	-0.47 (1.00)	-5.45 (0.82)	0.75 (1.00)	0.64 (0.97)	0.43 (0.97)
Luxemburgo	1.98 (0.21)	0.43 (0.84)	2.18 (0.58)	1.08 (0.66)	0.51 (0.87)	-0.06 (0.97)	-0.54 (0.68)	-0.82 (0.61)
Malta	-0.02 (0.97)	2.67 (0.34)	2.18 (0.29)	1.86 (0.34)	1.61 (0.34)	1.56 (0.32)	1.52 (0.29)	1.56 (0.29)
Peru	-1.08 (0.47)	-0.90 (0.61)	-1.37 (0.39)	-2.02 (0.16)	-1.71 (0.24)	-0.85 (0.37)	-0.17 (0.84)	-0.17 (0.84)
Efeito médio	1.13 (0.13)	1.45 (0.11)	1.43 (0.14)	0.50 (0.41)	0.25 (0.68)	0.44 (0.49)	0.49 (0.40)	0.65 (0.28)

Fonte: Elaboração do autor.

Nota: Efeito estimado por ano de pós-tratamento.

TABELA 9A – TESTE DE FALSIFICAÇÃO COM A UTILIZAÇÃO DO RESULTADO PRIMÁRIO EFETIVO COMO *PSEUDO-OUTCOME* – TODOS OS CONSELHOS

Variável dependente: SB	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Efeito médio	0.80 (0.79)	0.84 (0.74)	0.63 (0.74)	0.55 (0.77)	0.64 (0.74)	0.66 (0.44)	0.68 (0.73)	0.87 (0.78)

Fonte: Elaboração do autor.

Nota: Efeito estimado por ano de pós-tratamento.



Tema

*Equilíbrio, transparência e planejamento
fiscal de médio e longo prazo*

Equilíbrio, transparência e planejamento fiscal de médio e longo prazo – 3º lugar

*Diego Pitta de Jesus**

*Cássio da Nóbrega Besarria***

*Sinézio Fernandes Maia****



*Os efeitos macroeconômicos dos choques
de política monetária sob restrição fiscal:
uma análise por meio de um modelo DSGE*

* *Mestre em Economia Aplicada pela Universidade Federal da Paraíba (UFPB)*

** *Doutor em Economia pelo Programa de Pós-graduação em Economia (Pimes) da Universidade Federal de Pernambuco (UFPE) e professor adjunto do Departamento de Economia da Universidade Federal da Paraíba (UFPB)*

*** *Doutor em Economia pelo Programa de Pós-graduação em Economia (Pimes) da Universidade Federal de Pernambuco (UFPE) e professor adjunto do Departamento de Economia da Universidade Federal da Paraíba (UFPB)*

Resumo

O objetivo deste trabalho é analisar os efeitos macroeconômicos de um choque de política monetária, considerando que a política fiscal esteja sob restrição fiscal. Para tanto, foi desenvolvido um modelo dinâmico estocástico de equilíbrio geral (DSGE) para o Brasil, estimado por meio da econometria bayesiana. No modelo básico, o governo não possui nenhum tipo de restrição fiscal. Os outros dois modelos estimados, no entanto, consideram a implementação de algum tipo de regra fiscal. Uma dessas regras é a Emenda Constitucional nº 95/2016 (EC 95), que inclui uma limitação para os gastos do governo. A outra (regra alternativa) procura representar as características de uma regra fiscal mais austera, como proposto por Wesselbaum (2017). Os resultados das estimativas mostram que as respostas das variáveis macroeconômicas ao choque monetário no modelo básico e naquele com a EC 95 não são estatisticamente diferentes; apenas o modelo com a regra alternativa apresentou resultados significativamente diferentes em relação ao modelo *baseline*. As conclusões também apontam que a magnitude da resposta da dívida pública ao aumento da taxa de juros é menor quando o governo usa a regra alternativa. Assim, com essa regra, as variáveis fiscais tornam-se pouco sensíveis aos choques contracionistas na taxa de juros. Entretanto, ao mesmo tempo, as variáveis econômicas, como o consumo das famílias e o PIB, tornam-se mais sensíveis, o que era esperado, dadas as características desse tipo de regra fiscal. As análises revelaram ainda que a utilização da EC 95, em comparação com a regra alternativa, proporciona um nível mais alto de bem-estar para as famílias.

Palavras-chave: Regras fiscais. Estimação bayesiana. Política monetária.

Classificação JEL: E52, E62, H63.

Sumário

1 INTRODUÇÃO	151
2 MOTIVAÇÃO	153
3 MODELO	158
3.1 Famílias	160
3.1.1 Famílias pacientes	160
3.1.2 Famílias impacientes	162
3.2 Agregação	163
3.3 Firms	163
3.3.1 Firms varejistas	163
3.3.2 Firms atacadistas	164
3.4 Governo	166
3.4.1 Política fiscal	166
3.4.2 Política monetária	167
3.5 Choques	168
3.6 Equilíbrio	168
4 ESTIMAÇÃO BAYESIANA	169
4.1 Calibração e distribuições a priori	170
4.2 Resultados da estimação	171
4.3 Avaliando os modelos	173
4.3.1 Análise de bem-estar agregado	175
4.3.2 Análise de volatilidade	176
5 CONCLUSÕES	177
REFERÊNCIAS	178

Lista de figuras

Figura 1 – Frequência dos tipos de regras fiscais	155
Figura 2 – Trajetória das variáveis fiscais do Brasil	156
Figura 3 – Projeção da despesa do governo com e sem a EC 95	157
Figura 4 – Despesas do governo central com a regra de saldo orçamentário e com a EC 95 no período de 2000 a 2010	158
Figura 5 – Choque de política monetária para diferentes regras fiscais	174

Lista de quadros e tabelas

Quadro 1 – Principais características das regras fiscais	154
Tabela 1 – Parâmetros fixos	170
Tabela 2-A – Resultados da estimação bayesiana (parâmetros)	171
Tabela 2-B – Resultados da estimação bayesiana (parâmetros)	172
Tabela 3 – Bem-estar agregado para cada tipo de regra fiscal	176
Tabela 4 – Efeitos das regras fiscais na volatilidade das variáveis econômicas	177

1 Introdução

Nas últimas duas décadas, vários países experimentaram aumentos significativos no nível de gasto do governo e na dívida pública, o que levou à disseminação de regras fiscais em todo o mundo. No Brasil não foi diferente. Desde 2011, a redução da atividade econômica combinada com a queda das receitas tributárias contribuiu para o crescimento do déficit orçamentário e para a substancial deterioração da situação orçamentária do governo nos últimos anos.

Em 2011, a Dívida Bruta do Governo Geral (DBGG) como proporção do Produto Interno Bruto (PIB) foi de 59,6%, e em 2017 atingiu o valor de 74,4% do PIB. Sabe-se que a reversão dessa tendência de resultados fiscais negativos está condicionada à tomada de decisões políticas difíceis, que, no curto prazo, exigem certo grau de sacrifício no bem-estar social. Caso contrário, o resultado é o crescimento da dívida pública e o consequente aumento de juros e de déficits fiscais futuros.

Os déficits seguidos e a lenta recuperação da atividade econômica levaram à necessidade de reformas fiscais no Brasil. Assim, para reduzir o crescimento da dívida pública, um novo regime fiscal foi proposto em 2016, definido com base na Emenda Constitucional nº 95/2016 (EC 95), que impôs uma nova regra fiscal para restringir as despesas primárias do governo. Com a medida em vigor, o gasto público só poderá crescer o equivalente à inflação do ano anterior; isto é, os gastos do governo não aumentariam em termos reais.

Atualmente, a presença dessa nova regra fiscal no Brasil motivou o desenvolvimento de alguns estudos voltados para a análise dos impactos econômicos e sociais das políticas de austeridade fiscal. Trabalhos como os de Saraiva *et al.* (2017), Benegas e Marinho (2017) e Cavalcanti *et al.* (2018) buscaram abordar os impactos econômicos para o Brasil das restrições fiscais por meio de um modelo dinâmico estocástico de equilíbrio geral (DSGE).

Saraiva *et al.* (2017) procuraram avaliar, com base nesse modelo, os efeitos de uma regra fiscal sobre o bem-estar social e o crescimento econômico. Os autores assumiram que os gastos e os investimentos do governo determinam a provisão de serviços públicos que afetam a utilidade das famílias e a produtividade das empresas. Eles descobriram que, em um cenário de estagnação econômica, a EC 95 proporciona ganhos inexpressivos no bem-estar. No entanto, em cenários de crescimento econômico, seus ganhos aumentam significativamente.

Da mesma forma, Benegas e Marinho (2017) usaram um modelo DSGE para avaliar os impactos econômicos e sociais de um conjunto de regras fiscais. Os autores consideraram um modelo tipo agente-representante em tempo contínuo, assumindo que o governo aplica uma política de austeridade na qual os gastos

públicos reais permanecem constantes. Além disso, assumiram que o governo, adicionalmente, conta com uma autoridade fiscal que adota um regime de poupança pública para manter um superávit primário como proporção do PIB. O modelo avaliou o impacto que mudanças na composição orçamentária dos gastos e na quantidade de poupança pública tiveram sobre consumo, emprego, investimento e produto no equilíbrio de curto e longo prazo. O modelo também analisou o impacto da austeridade fiscal no bem-estar social. Os resultados mostraram que, dada uma política de gastos reais constantes, quanto maior a proporção do PIB destinada ao superávit primário, piores são os resultados de curto prazo. No entanto, no longo prazo, observou-se um aumento no consumo, no investimento e no produto da economia.

Cavalcanti *et al.* (2018), por sua vez, estudaram os efeitos macroeconômicos dos choques de política monetária quando a política fiscal está sujeita a regras fiscais. A análise foi baseada em um modelo DSGE desenvolvido e calibrado para descrever a economia brasileira. A proposição básica do modelo teórico é que um choque de política monetária, representado pelo aumento da taxa de juros, aumenta o custo do financiamento da dívida, exigindo um ajuste fiscal capaz de garantir sua sustentabilidade. As simulações mostraram que a magnitude da redução do PIB após um choque de política monetária varia consideravelmente de acordo com a regra fiscal adotada. Especificamente, as regras nas quais o ajuste fiscal é apoiado em reduções do investimento público para estabilizar a dívida pública tendem a gerar maiores perdas de produção e altas taxas de sacrifício.

Este trabalho difere dos mencionados acima, porque lida especificamente com os efeitos da EC 95 e de uma regra alternativa sobre variáveis econômicas em um ambiente de choque restritivo da taxa de juros. Além disso, diferentemente dos autores citados, que realizaram apenas simulações, este estudo busca estimar o modelo DSGE. A partir do choque restritivo, três análises podem ser extraídas: a da interação entre variáveis fiscais e monetárias, a do bem-estar social e a da volatilidade macroeconômica.

Assim, realizaremos um exercício no qual o governo pode adotar a EC 95 ou uma regra fiscal alternativa. A principal contribuição desta pesquisa, portanto, é a caracterização da EC 95, exatamente como proposta, em um modelo DSGE. Os principais resultados obtidos com a estimativa sugerem que os efeitos macroeconômicos dos choques monetários em uma economia semelhante a do Brasil estão de acordo com o que foi encontrado na literatura e que as magnitudes das respostas dependem significativamente da regra de política fiscal adotada.

Este trabalho conta com mais quatro seções além desta introdução: a seção 2 ilustra a motivação do estudo; a 3 especifica o modelo DSGE; a 4 apresenta os principais resultados obtidos e a 5, por fim, destaca as conclusões mais relevantes.

2 Motivação

Nos últimos trinta anos, um número crescente de países incorporou regras numéricas na condução da política fiscal. De acordo com Kotia e Lledó (2016), uma regra fiscal pode ser definida como uma restrição duradoura à política fiscal através de limites numéricos sobre agregados orçamentários. De forma geral, elas podem ser de quatro tipos: regras de saldo orçamentário, regras de dívida, regras de despesa e regras de receita, aplicáveis ao governo central (ou geral) ou ao setor público. No âmbito fiscal, o principal argumento para a adoção dessas metas fiscais é a preocupação com o viés de déficit.

Como pode ser visto em Alesina e Drazen (1991), existem várias razões que explicam a ocorrência desse fenômeno na política fiscal. Um dos principais motivos para sua ocorrência é a possibilidade que os governos têm de transferir os ônus dos seus gastos para os governos e gerações posteriores. A segunda razão é a própria dinâmica dos processos democráticos e da pressão dos grupos de interesse. Nesse contexto, os políticos aumentam a sua chance de (re)eleição ao atender a interesses específicos, assumindo grande quantidade de gastos ou despendendo recursos públicos a determinados grupos, em detrimento dos futuros contribuintes.

Outro argumento, apresentado por Eyraud *et al.* (2018), é que o uso de regras fiscais está, em média, correlacionado com posturas fiscais mais rígidas e políticas mais estabilizadoras. Além disso, países com regras tendem a ter déficits fiscais e dívidas menores em comparação com países sem regras. Vale notar também que a adesão às regras fiscais parece ter permitido uma postura fiscal mais estabilizadora. Pesquisa de 2015 realizada pelo Fundo Monetário Internacional (FMI), por exemplo, revela que, nas economias avançadas, a adoção de regras fiscais mais que duplica a correlação negativa entre o tamanho do governo e a volatilidade do produto da economia.¹ Esse fato é corroborado pelo aumento da sensibilidade média do resultado primário ao ciclo econômico nos estados-membros da União Europeia. O estudo do FMI (2015) examina a experiência de um grupo de países: Botsuana, Brasil, Chile, Índia, Holanda, Noruega, Suécia e Suíça. Todos eles tiveram sucesso em seu sistema de regras. Nessa análise, o sucesso é definido pela capacidade de as regras alcançarem os seus objetivos de política, incluindo a redução dos déficits primários.

Os resultados positivos da adoção de metas fiscais fez com que mais de noventa países passassem a utilizar algum tipo de regra na condução da política fiscal, conforme ressaltam Kotia e Lledó (2016). Dentro desse grupo estão, entre outros, todos os países que pertencem ao G-20 e à Organização para a Cooperação

1 Essa correlação é uma *proxy* para o efeito estabilizador.

e Desenvolvimento Econômico (OCDE). No quadro 1 são apresentados alguns dos tipos de regras fiscais adotados nesses países, bem como suas vantagens e desvantagens.

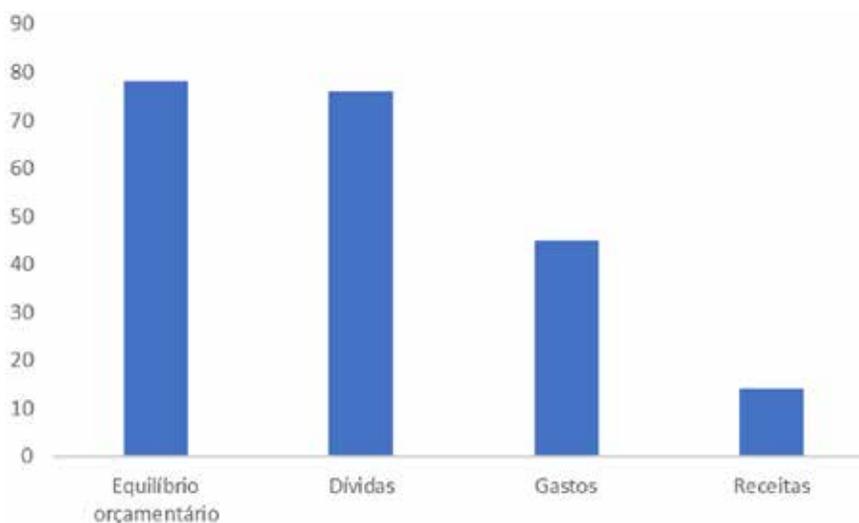
QUADRO 1 – PRINCIPAIS CARACTERÍSTICAS DAS REGRAS FISCAIS

Tipo de regra	Vantagens	Desvantagens
Regra de dívida	<ul style="list-style-type: none"> – Ligação direta com a sustentabilidade da dívida. – Fácil de comunicar e monitorar. 	<ul style="list-style-type: none"> – O impacto da política fiscal na razão dívida/PIB não é imediato. – Não apresenta qualquer característica de estabilização econômica. – A dívida pode ser afetada por variáveis que o governo não controla.
Regra de saldo orçamentário	<ul style="list-style-type: none"> – Visão operacional clara. – Ligação direta com a sustentabilidade da dívida. – Fácil de comunicar e monitorar. 	<ul style="list-style-type: none"> – Não apresenta qualquer característica de estabilização econômica. – O saldo pode ser afetado por variáveis que o governo não controla. – Não está vinculada diretamente à sustentabilidade da dívida.
Regra de despesa	<ul style="list-style-type: none"> – Visão operacional clara. – Permite a estabilização econômica. – Reduz o tamanho do governo. 	<ul style="list-style-type: none"> – Pode levar a mudanças indesejadas na estrutura dos gastos.
Regra de receita	<ul style="list-style-type: none"> – Reduz o tamanho do governo. – Pode melhorar a gestão das receitas. – Pode evitar gastos pró-cíclicos. 	<ul style="list-style-type: none"> – Não está vinculada diretamente à sustentabilidade da dívida. – Não apresenta qualquer característica de estabilização econômica.

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

Para complementar as informações apresentadas no quadro 1, a figura 1 mostra a frequência de adoção de metas fiscais por tipo. Como pode ser visto, em termos mundiais, as regras de saldo orçamentário são as mais difundidas – 78 países as utilizam.² Logo na sequência estão as regras de dívida, usadas atualmente por 76 países. Já as regras de receita e de gasto, por reduzirem o tamanho do governo, são as menos utilizadas.

² Vale ressaltar que vários países utilizam mais de um tipo de regra fiscal.



Fonte: Banco Mundial.

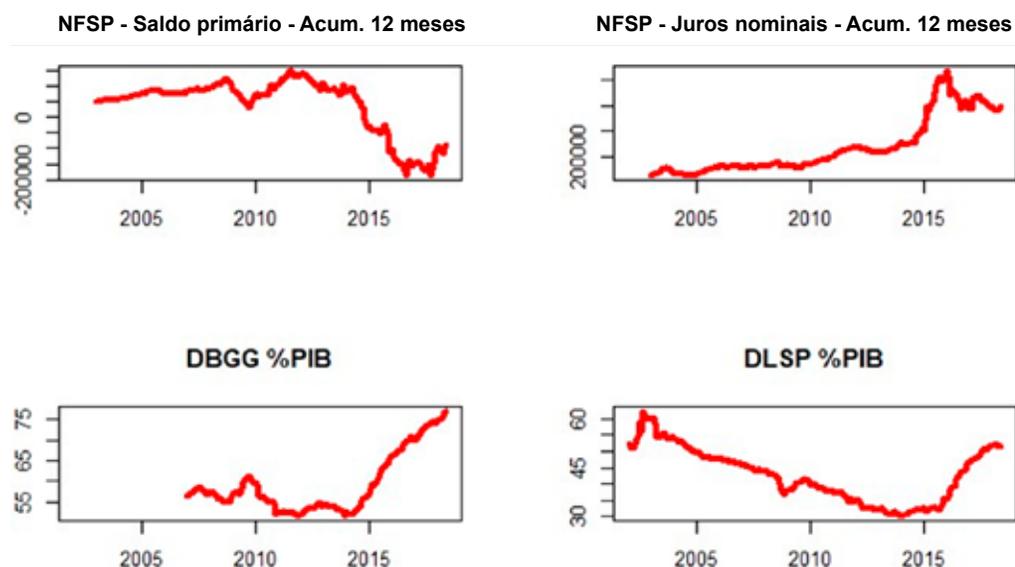
FIGURA 1 – FREQUÊNCIA DOS TIPOS DE REGRAS FISCAIS

Eyraud *et al.* (2018) ressaltam que, em relação aos países em desenvolvimento, em geral, há três características que afetam a eficácia e a implementação das regras: (1) ambiente macroeconômico volátil, (2) dificuldades para estabilizar o gasto público e (3) grandes necessidades de desenvolvimento. Assim, o desenho das regras fiscais precisa refletir essas características.

Não é difícil perceber que o Brasil possui traços semelhantes aos elencados pelos autores. Para conter esses problemas foram adotados alguns programas e medidas, com destaque para o Plano Real, o regime de metas para a inflação, o regime de câmbio flutuante e a Lei de Responsabilidade Fiscal, que proporcionaram maior estabilidade macroeconômica para o país. No entanto, após a crise do *subprime*, o governo adotou políticas anticíclicas para evitar a desaceleração da atividade econômica, que repercutiram, sobretudo, na arrecadação tributária brasileira. Entre elas se destacam a redução do imposto sobre os produtos industrializados de bens duráveis, fato que culminou no aumento do passivo governamental, e a instituição em 2011 da lei nº 12.546, que determina a desoneração da folha de pagamentos com o propósito de substituir a incidência da contribuição previdenciária patronal sobre a folha de salários pela incidência sobre o faturamento.

Araujo, Siqueira e Besarria (2017) afirmam que, passado o epicentro da crise, o resultado primário se restabelece e volta a crescer. Em meados de 2011, contudo, observa-se uma nova inflexão desse resultado. Diferentemente do ocorrido no ano de 2008, a piora dos resultados fiscais não surge em decorrência de uma crise externa; ela é resultante de uma redefinição no direcionamento da política fiscal,

em que a meta de superávit (ou a elevada austeridade fiscal) não é mais o principal objetivo. A partir de setembro de 2013, os resultados entram em trajetória estritamente decrescente. O abandono da política de austeridade fiscal vai resultar, a partir de novembro de 2014, em seguidos déficits primários. Esse fato é facilmente observado na figura 2.



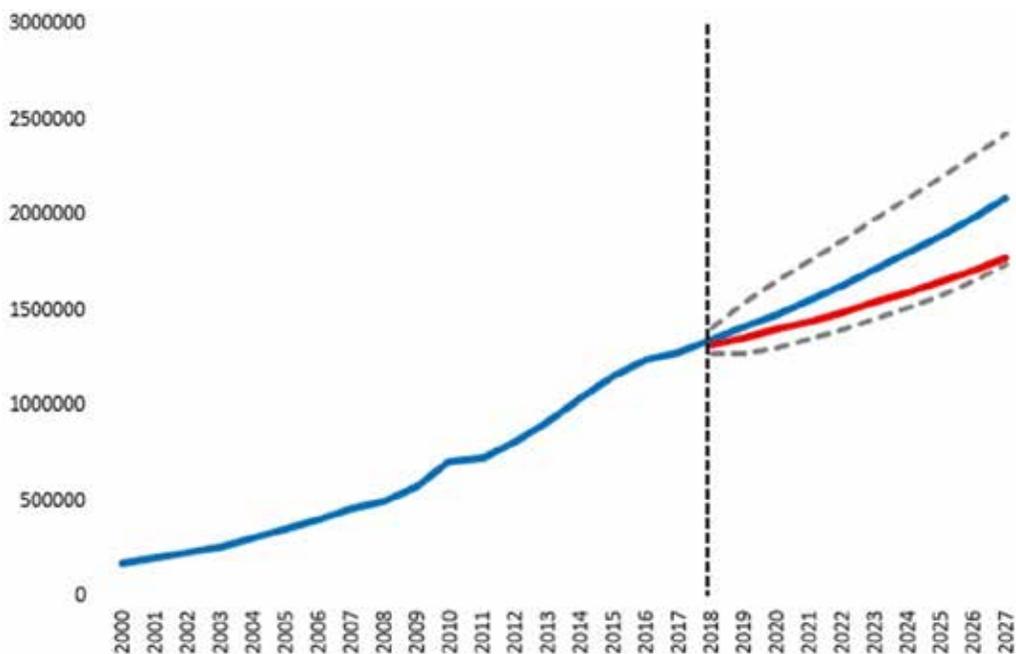
Fonte: Elaboração dos autores.

FIGURA 2 – TRAJETÓRIA DAS VARIÁVEIS FISCAIS DO BRASIL

A combinação de redução da atividade econômica, queda na arrecadação e crescimento das despesas fez com que os indicadores da dívida pública passassem a crescer rapidamente, não demorando muito para que a sustentabilidade da dívida passasse a ganhar destaque nos debates econômicos. Foi nesse contexto que se implementou, em 2016, a regra de teto dos gastos públicos, também conhecida como EC 95.

Diante dessa mudança de regra surgem as primeiras indagações: o que vai mudar em relação às despesas governamentais? Teremos redução significativa dessas despesas? Para responder algumas dessas indagações, criou-se um cenário de projeção da despesa total do governo por meio de um modelo ARIMA (1,1,1) para os anos de 2018 a 2027. Uma segunda série foi criada a partir da correção dos valores projetados pela inflação esperada, de acordo com o Banco Central do Brasil (BCB). Em linhas gerais, é possível verificar, na figura 3, que a expectativa para os próximos anos é a de que, com a EC 95, o nível do gasto do governo não

apresente diferença estatística em relação ao cenário com a regra fiscal de saldo orçamentário (ambas estão dentro do mesmo intervalo de confiança). Entretanto, no longo prazo, a diferença entre essas séries será significativa; mais precisamente, a partir do ano de 2027.

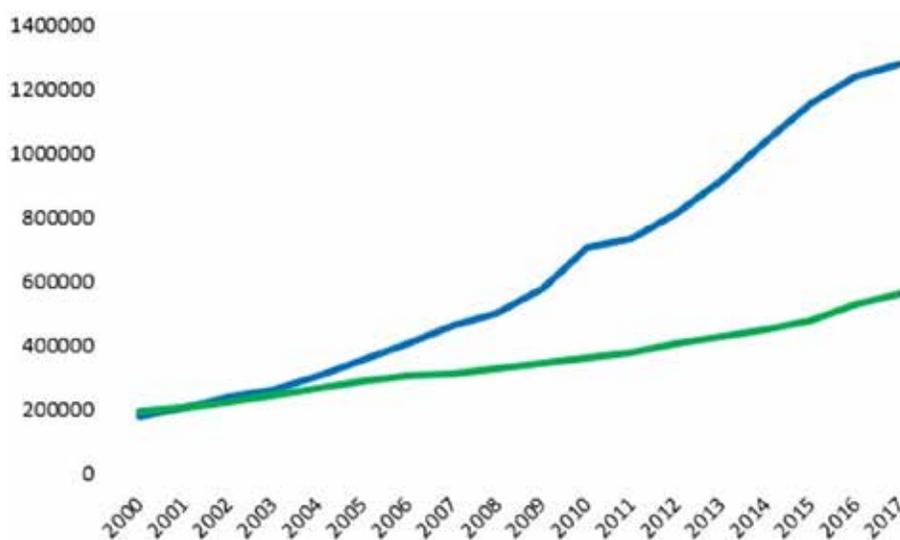


Fonte: Elaboração dos autores.

Nota: A linha azul representa a despesa do governo; as linhas tracejadas em cinza representam os intervalos de confiança da projeção da despesa do governo; a linha vermelha representa o cenário para a despesa do governo com a EC 95.

FIGURA 3 – PROJEÇÃO DA DESPESA DO GOVERNO COM E SEM A EC 95

Outra curiosidade que pode surgir é: qual seria a trajetória das despesas do governo central se, em vez de assumir uma regra de saldo orçamentário, fosse adotada a EC 95 nos anos 2000? Como ilustração, foi criada uma série de despesas do governo central a partir dos anos 2000, corrigidas sempre pela inflação do ano anterior, tal como preconizado pela emenda (figura 4).



Fonte: Elaboração dos autores.

Nota: A linha azul representa a despesa efetiva do governo central com a regra de saldo orçamentário, e a linha verde representa a despesa do governo central corrigida pela inflação, tal como proposto pela EC 95.

FIGURA 4 – DESPESAS DO GOVERNO CENTRAL COM A REGRA DE SALDO ORÇAMENTÁRIO E COM A EC 95 NO PERÍODO DE 2000 A 2010

Com a figura 4 é possível perceber que a diferença entre os dados efetivos e o esperado pela EC 95 é crescente. Por exemplo, no ano de 2008 as despesas, conforme proposto pela medida, iriam representar 70% das despesas efetivas do governo central. É importante ressaltar que a discussão acima não leva em consideração possíveis efeitos endógenos entre os termos tratados, podendo haver uma super ou subestimação dos fatos. Assim, a discussão fica mais bem fundamentada quando se consideram essas particularidades, como será descrito no desenvolvimento do modelo DSGE.

3 Modelo

A construção do modelo DSGE nekeynesiano, cujo referencial teórico se baseia no artigo de Cavalcanti *et al.* (2018), busca representar as principais características da economia brasileira. Diante do intenso debate no Brasil sobre a questão fiscal e do surgimento de propostas para conter a evolução da dívida pública, o modelo inclui uma restrição aos gastos do governo, como proposto pela EC 95, para determinar os impactos da austeridade fiscal nas variáveis macroeconômicas, no bem-estar agregado e na volatilidade da economia em um ambiente

de choque da política monetária. Para a construção do modelo, é fundamental jogar luz sobre alguns conceitos, como: as despesas do governo, o papel das autoridades fiscal e monetária, e os tipos de família e de empresa.

Nesse contexto, as despesas do governo são compostas por seu consumo em bens e serviços, suas transferências sociais de montante fixo para as famílias e pelo subsídio imobiliário. O governo, por sua vez, é subdividido em uma autoridade fiscal e uma autoridade monetária. A autoridade fiscal cobra impostos fixos para financiar suas despesas com o consumo, com as transferências sociais, com o subsídio imobiliário concedido às famílias pobres e com o investimento público. Impostos são cobrados sobre o consumo das famílias, a renda do trabalho e a remuneração do capital. Já a autoridade monetária aumenta (ou reduz) a taxa de juros nominal quando a inflação está acima (ou abaixo) da meta e o produto está acima (ou abaixo) do valor estacionário. Essa premissa é expressa por meio de uma regra de Taylor.

Na economia, existem dois tipos de família: paciente (rica) e impaciente (pobre). Ambos os tipos se beneficiam do consumo do governo – que entra diretamente na função de utilidade dessas famílias. Além disso, elas também recebem uma transferência social do governo. As famílias pacientes fornecem trabalho para empresas e para o setor público, acumulando capital físico e imóveis. Têm acesso irrestrito ao mercado financeiro e podem comprar títulos públicos. As famílias impacientes, por seu turno, fornecem mão de obra para empresas e para o setor público e têm restrições em relação ao mercado financeiro, de modo que devem oferecer garantias (valor esperado de salário no próximo período e valor esperado de imóveis no próximo período) para comprar títulos. Elas também se beneficiam de um subsídio imobiliário fornecido pelo governo. A inclusão desse tipo de subsídio nas análises busca representar a realidade dos últimos anos no Brasil, em que o governo federal subsidiou a aquisição de imóveis por meio de programas como Minha Casa, Minha Vida. Segundo Mosca (2017), o setor imobiliário no Brasil é diferente daquele dos países desenvolvidos em muitos aspectos. A principal diferença é justamente a existência de transferências sociais criadas pelo governo para oferecer subsídios imobiliários às classes mais baixas.

Quanto às empresas, elas podem ser divididas em dois setores: atacado e varejo. Cada empresa do setor atacadista produz um bem intermediário, que é então usado pelas empresas de varejo para produzir o bem final na economia. As empresas de varejo operam em um ambiente de concorrência perfeita, e o bem final pode ser consumido pelas famílias e pelo governo. Empresas atacadistas, em contrapartida, operam em um ambiente de competição monopolista.

Segundo Torres (2015), a concorrência imperfeita é um dos pilares dos modelos nekeynesianos. Os modelos DSGE com tal característica levam em

consideração o poder de mercado na determinação dos níveis de preços com rigidez nominal. Outro traço dessa estrutura é que o trabalho pode ser um fator distinto entre as famílias, o que lhes confere poder de mercado na determinação dos salários. Consequentemente, a rigidez salarial é introduzida no modelo. Rotemberg (1982), Mankiw (1985), Svensson e Wijnbergen (1987), Blanchard e Kiyotaki (1987), Rotemberg e Woodford (1997), Christiano e Eichenbaum (1992), e Canzoneri *et al.* (2006), entre outros, desenvolveram modelos que contemplam a concorrência imperfeita.

3.1 Famílias

3.1.1 Famílias pacientes

A utilidade das famílias pacientes pode ser obtida a partir da seguinte expressão:

$$U_t C_t L_t H_t = \beta \left[\log C_t + \log(1 - L_{p,t} - L_{g,t}) + \log H_t \right] \quad (1)$$

em que $\beta' \in (0,1)$ é o fator de desconto das famílias pacientes; C'_t é o consumo total dessas famílias, de modo que $C'_t = C'_{p,t} + \mu_p C_{g,t}$; $C_{g,t}$ é o consumo do governo³ em bens e serviços; $C'_{p,t}$ representa a parte privada do consumo das famílias; μ_p é o parâmetro que mede o grau de substituição entre consumo privado e consumo em bens/serviços públicos das famílias pacientes; $L'_{p,t}$ são as horas trabalhadas para as firmas; $L'_{g,t}$ são as horas trabalhadas para o setor público; H'_t é a quantidade de imóveis.

A forma funcional da função de utilidade⁴ das famílias está de acordo com a especificação de Iacoviello (2015), que prevê a inclusão de um bem durável, representado pelos imóveis das famílias. A expressão $C'_t = C'_{p,t} + \mu_p C_{g,t}$ tem sido utilizada por Barro (1981), Aschauer (1985), Christiano e Eichenbaum (1992), McGrattan (1994), entre outros. Nesse caso, define-se que o consumo total dos agregados familiares é uma combinação linear de consumo privado e consumo público.

Assim, as famílias pacientes são confrontadas com a seguinte restrição orçamentária:

$$\begin{aligned} (1 + \tau^c)C'_t + I'_{p,t} + R_{t-1}b'_{t-1}/\pi_t + q_t \Delta H'_t \\ = (1 - \tau^l)(w_{p,t}L'_{p,t} + w_{g,t}L'_{g,t}) + (1 - \tau^k)R_{k,t}K'_{p,t-1} + b'_t + TR_t \end{aligned} \quad (2)$$

3 O consumo do governo é determinado como uma proporção fixa do PIB, de 19%.

4 Como em Iacoviello (2015), assume-se que o mercado imobiliário e o consumo são separáveis. Bernanke (1984) estudou o comportamento conjunto do consumo de bens duráveis e não duráveis e constatou que a separabilidade entre os dois tipos de bens é uma boa aproximação.

em que π_t é a taxa bruta de inflação ($\pi_t = P_t/P_{t-1}$); P_t é o nível geral de preços; R_t é a taxa de juros nominal da economia; b'_t é a quantidade de títulos públicos em posse das famílias pacientes ($b'_t = b'_t/P_t$); $R_{k,t}$ é a remuneração do capital em termos nominais; q_t é o preço real dos imóveis ($q_t = Q_t/P_t$); $w_{p,t}$ é o salário real no setor privado ($w_{p,t} = W_{p,t}/P_t$); $w_{g,t}$ é o salário real no setor público ($w_{g,t} = W_{g,t}/P_t$); $I'_{p,t}$ é o nível de investimento realizado pelas famílias pacientes; TR_t é a transferência governamental para as famílias, determinada exogenamente; e τ^c , τ^r e τ^k , são as alíquotas de imposto sobre consumo, renda do trabalho e remuneração do capital, respectivamente.

O processo de acumulação de capital pode ser ilustrado pela seguinte expressão:

$$K'_{p,t} = (1 - \delta_k)K'_{p,t-1} + I'_{p,t}, \quad (3)$$

em que δ_k é a taxa de depreciação do capital físico.

Substituindo-se (3) em (2), obtém-se o seguinte:

$$1 + \tau^c)C'_t + K'_{p,t} - (1 - \delta_k)K'_{p,t-1} + \epsilon_{k,t} + R_{t-1}b'_{t-1}/\pi_t + q_t\Delta H'_t = \\ (1 - \tau^l)(w_{p,t}L'_{p,t} + w_{g,t}L'_{g,t}) + (1 - \tau^k)R_{k,t}K'_{p,t-1} + b'_t + TR_t \quad (4)$$

Na restrição orçamentária acima, a expressão $(1 + \tau^c)C'_t$ representa o nível de consumo total das famílias pacientes. Nesse contexto, o consumo do governo também é tributado, pois está inserido em C'_t . A expressão $K'_{p,t} - (1 - \delta_k)K'_{p,t-1}$ representa o investimento real das famílias pacientes; $R_{t-1}b'_{t-1}/\pi_t$ representa a remuneração dos títulos públicos em termos reais; e $q_t\Delta H'_t$, a rentabilidade, em termos reais, dos imóveis das famílias pacientes. A expressão $(1 - \tau^l)(w_{p,t}L'_{p,t} + w_{g,t}L'_{g,t})$ é a renda do trabalho das famílias pacientes, e $(1 - \tau^k)R_{k,t}K'_{p,t-1}$, a remuneração do capital físico. Já $\epsilon_{k,t}$ é o custo de ajustamento do capital, que pode ser representado pela seguinte expressão:

$$\epsilon_{\{k,t\}} = \frac{\Psi_k}{2\delta_k} \left(\frac{I'_{p,t}}{K'_{p,t-1}} - \delta_k \right)^2 \quad (5)$$

Assim, o problema de maximização das famílias pacientes é representado por:

$$\text{Max: } l = \sum_{t=0} \beta^t \{ \log C_t + \log(1 - L'_{p,t} - L'_{g,t}) + \log H_t \}, \quad (6)$$

sujeito a:

$$-\lambda'_{1,t} \{ (1 + \tau^c)C'_t + K'_{p,t} - (1 - \delta_k)K'_{p,t-1} + \epsilon_{k,t} + R_{t-1}b'_{t-1}/\pi_t + \\ q_t\Delta H'_t - (1 - \tau^l)(w_{p,t}L'_{p,t} + w_{g,t}L'_{g,t}) - (1 - \tau^k)R_{k,t}K'_{p,t-1} - b'_t - TR_t \} \quad (7)$$

3.1.2 Famílias impacientes

A função de utilidade das famílias impacientes é idêntica à função de utilidade das famílias pacientes:

$$U_t(C_t'', L_t'', H_t'') = \sum_{t=0}^{\infty} (\beta'')^t [\log C_t'' + \log(1 - L_{p,t}'' - L_{g,t}'') + \log H_t''], \quad (8)$$

em que $\beta'' \in (0,1)$ é o fator de desconto das famílias impacientes, $\beta'' < \beta'$; C_t'' é o consumo dessas famílias, tal que $C_t'' = C_{p,t}'' + \mu_i C_{g,t}$ é seu consumo privado; $L_{p,t}''$ são as horas trabalhadas nas firmas; $L_{g,t}''$ são as horas trabalhadas no setor público; e μ_i é o parâmetro que mede o grau de substituição entre o consumo privado e o consumo de bens/serviços públicos das famílias impacientes.

Assim, as famílias desse tipo enfrentam a seguinte restrição orçamentária:

$$(1 + \tau^c)C_t'' + R_{t-1}b_{t-1}''/\pi_t + (1 - \tau^q)q_t\Delta H_t'' = (1 - \tau^l)(w_{p,t}L_{p,t}'' + w_{g,t}L_{g,t}'') + b_t'' + TR_t, \quad (9)$$

em que $(1 + \tau^c)C_t''$ é o nível total de consumo das famílias impacientes; $R_{t-1}b_{t-1}''/\pi_t$ é a rentabilidade, em termos reais, dos títulos públicos adquiridos por essas famílias; $q_t\Delta H_t''$ é a rentabilidade de seus imóveis; τ^q é o subsídio imobiliário concedido a elas pelo governo; e $(1 - \tau^l)(w_{p,t}L_{p,t}'' + w_{g,t}L_{g,t}'')$, a renda de seu trabalho.

Além disso, como em Iacoviello (2015), as famílias impacientes têm uma restrição no mercado de valores mobiliários que pode ser representada pela seguinte equação:

$$R_t b_t'' = \pi_{t+1} m_w (w_{p,t+1} L_{p,t}'' + w_{g,t+1} L_{g,t}'') + \pi_{t+1} m_q (q_{t+1} H_t''), \quad (10)$$

em que m_w representa a fração da renda salarial das famílias impacientes dada como garantia para a obtenção de empréstimos, e m_q , a parte do valor do imóvel também dada como garantia. Esses termos (m_w e m_q) são conhecidos como Loan-to-Value. Se $m_w = 0$ e $m_q = 0$, então as famílias pobres são excluídas do mercado financeiro.

Assim, o problema de maximização das famílias impacientes é representado por:

$$\text{Max: } l = \sum_{t=0}^{\infty} (\beta'')^t \{[\log C_t'' + \log(1 - L_{p,t}'' - L_{g,t}'') + \log H_t'']\}, \quad (11)$$

sujeito a:

$$-\lambda_{1,t} \{[(1 + \tau^c)C_t'' + R_{t-1}b_{t-1}''/\pi_t + (1 - \tau^q)q_t\Delta H_t'' - (1 - \tau^l)(w_{p,t}L_{p,t}'' + w_{g,t}L_{g,t}'') - b_t'' - TR_t] - \lambda_{2,t} [b_t'' R_t - \pi_{t+1} m_w (w_{p,t+1} L_{p,t}'' + w_{g,t+1} L_{g,t}'') - \pi_{t+1} m_q (q_{t+1} H_t'')]\} \quad (12)$$

3.2 Agregação

No nível agregado de qualquer variável que seja específica para os consumidores, $X_{h,t}$, é dado que:

$$X_t = \int_0^1 X_{h,t} dh = \omega X_{i,t} + (1 - \omega) X_{j,t}, \quad (13)$$

já que os agentes pertencentes aos dois grupos são idênticos. Portanto, o consumo agregado da economia é dado por:

$$C_t = \omega C'_t + (1 - \omega) C''_t \quad (14)$$

O número de horas trabalhadas para o setor privado agregado é:

$$L_{p,t} = \omega L'_{p,t} + (1 - \omega) L''_{p,t} \quad (15)$$

E o número de horas trabalhadas para o setor público agregado é:

$$L_{g,t} = \omega L'_{g,t} + (1 - \omega) L''_{g,t} \quad (16)$$

Por outro lado, visto que apenas as famílias pacientes poupam e, portanto, acumulam capital, o capital e o investimento agregado da economia seriam, respectivamente:

$$K_{p,t} = \omega K'_{p,t} \quad (17)$$

$$I_{p,t} = \omega I'_{p,t} \quad (18)$$

3.3 Firms

3.3.1 Firms varejistas

A produção final da economia é produzida por empresas de varejo através da seguinte tecnologia:

$$Y_t = \left[\int_0^1 Y_{j,t}^{\frac{\psi-1}{\psi}} dj \right]^{\frac{\psi}{\psi-1}}, \quad (19)$$

sendo $Y_{j,t}$ o produto intermediário, a elasticidade de substituição entre os bens intermediários produzidos na economia, e $\psi > 1$. O método de agregar o bem intermediário é chamado de agregação de Dixit-Stiglitz. Esse parâmetro representa a margem de lucro no mercado de bens.

As firmas varejistas maximizam o lucro sujeito à função de produção, dado o preço dos bens intermediários, $P_{j,t}$, e o preço do bem final, P_t . Assim, o problema de maximização será:

$$\text{Max: } \Pi_t = P_t \left[\int_0^1 Y_{j,t}^{\frac{\psi-1}{\psi}} dj \right]^{\frac{\psi}{\psi-1}} - \int_0^1 P_{j,t} Y_{j,t} dj, \quad (20)$$

em que os lucros podem ser definidos como a diferença entre a receita total da venda do bem final e o custo total do uso dos bens intermediários no processo de produção.

As condições de primeira ordem são dadas por:

$$\frac{\partial \Pi}{\partial Y_{j,t}} = 0 \Rightarrow P_{j,t} = P_t \left[\int_0^1 Y_{j,t}^{\frac{\psi-1}{\psi}} dj \right]^{\frac{\psi}{\psi-1}-1} Y_{j,t}^{\frac{\psi-1}{\psi}-1} \quad (21)$$

Assumindo que o setor de varejo opera em concorrência perfeita, então $\Pi_t = 0$. Obtemos, assim, a seguinte condição:

$$P_t Y_t = \int_0^1 P_{j,t} Y_{j,t} dj \quad (22)$$

O produto final da economia pode ser dado por:

$$Y_{j,t} = \left(\frac{P_{j,t}}{P_t} \right)^{-\psi} Y_t \quad (23)$$

A expressão acima indica que a demanda pelo bem intermediário j é uma função decrescente de seu preço relativo e crescente em relação à produção do bem final.

3.3.2 *Firmas atacadistas*

As empresas atacadistas usam como insumo a mão de obra fornecida pelas famílias pacientes e impacientes (L_p, L_g), o capital privado fornecido pelas famílias pacientes (K_p) e o capital público (K_g). Nesse caso, o setor público auxilia o setor produtivo privado, fornecendo infraestrutura via capital público, que, por sua vez, evolui do seguinte processo:

$$K_{g,t} = (1 - \delta_k) K_{g,t-1} + I_{g,t}, \quad (24)$$

em que $I_{g,t}$ é o investimento público, determinado de forma exógena pelo governo.

A função de produção das empresas atacadistas é do tipo Cobb-Douglas e pode ser representada pela seguinte expressão:

$$Y_{j,t} = A_t (K_{p,j,t})^\alpha (L_{p,j,t})^\gamma (K_{g,j,t} L_{g,j,t})^{1-\alpha-\gamma} \quad (25)$$

Cada firma determina as escolhas dos insumos a serem utilizados para minimizar seu custo sujeito à função de produção:

$$\begin{aligned} \text{Min: Custo} &= W_{p,t} L_{p,j,t} + R_{k,t} K_{p,j,t} + \lambda_t \\ &[Y_{j,t} - A_t (K_{p,j,t})^\alpha (L_{p,j,t})^\gamma (K_{g,j,t} L_{g,j,t})^{1-\alpha-\gamma}] \end{aligned} \quad (26)$$

Com base nas condições de primeira ordem, é possível encontrar o retorno do capital físico ($R_{k,t}$) e o salário nominal do setor privado ($W_{p,t}$):

$$R_{k,t} = \lambda_t \left(\frac{\alpha Y_{j,t}}{K_{p,j,t}} \right) \quad (27)$$

$$W_{p,t} = \lambda_t (1 - \alpha) \left(\frac{Y_{j,t}}{L_{p,j,t}} \right), \quad (28)$$

com $\lambda_t = cm_t$ em que cm_t representa o custo marginal, podendo ser expresso pela seguinte equação:

$$cm_{j,t} = \frac{1}{A_t} \left(\frac{R_{k,t}}{\alpha} \right)^\alpha \left(\frac{W_{p,t}}{1-\alpha} \right)^{1-\alpha} \quad (29)$$

Supõe-se que as firmas atacadistas decidam o que produzir em cada período de acordo com uma regra de rigidez de preço, como em Calvo (1983). Essa regra determina que em cada período t uma fração $(1 - \theta)$, com $0 < \theta < 1$, de empresas são selecionadas aleatoriamente e podem escolher o preço de seu produto para o período. O θ restante das firmas mantém o preço do período anterior.

Assim, o problema da empresa capaz de ajustar o preço é:

$$\text{max: } E_t \sum_{i=0}^{\infty} (\beta\theta)^i (P_{j,t+i}^* Y_{j,t+i} - CT_{j,t}), \quad (30)$$

em que θ é o fator de rigidez no reajuste de preços e CT é o custo total, que pode ser representado por:

$$CT_{j,t} = \frac{Y_{j,t}}{A_t} \left(\frac{R_{k,t}}{\alpha} \right)^\alpha \left(\frac{W_{p,t}}{1-\alpha} \right)^{1-\alpha} \quad (31)$$

Usando (30) e (31), teremos a seguinte expressão:

$$\text{max: } E_t \sum_{i=0}^{\infty} (\beta\theta)^i Y_{j,t+i} \left(\frac{P_{t+i}}{P_{j,t}^*} \right)^\psi (P_{j,t}^* - cm_{j,t}) \quad (32)$$

As condições de primeira ordem são:

$$E_t \sum_{i=0}^{\infty} (\beta\theta)^i Y_{j,t+i} \left(1 - \psi + \psi \frac{cm_{j,t}}{P_{j,t}^*} \right) = 0 \quad (33)$$

$$E_t \sum_{i=0}^{\infty} (\beta\theta)^i Y_{j,t+i} \left(1 - \psi + \psi \frac{cm_{j,t}}{P_{j,t}^*} \right) = 0 \quad (34)$$

Assim, o nível de preço é obtido pela seguinte equação:

$$P_t = [\theta P_{t-1}^{1-\psi} + (1 - \theta) P_t^{*1-\psi}]^{\frac{1}{1-\psi}} \quad (35)$$

3.4 Governo

3.4.1 Política fiscal

A autoridade fiscal é responsável por arrecadar impostos e emitir títulos para financiar o investimento público e os gastos do governo. A receita fiscal do governo (T_t) é composta pela tributação sobre o consumo das famílias (τ^c), sobre a renda do trabalho (τ^l) e sobre a renda do capital físico (τ^k). Segundo Cavalcanti *et al.* (2018), a restrição orçamentária do governo é definida da seguinte forma:

$$\frac{d_t}{Y_t} = \frac{R_{t-1}d_{t-1}}{Y_t} - \frac{SP_t}{Y_t} \quad (36)$$

Na equação, SP_t representa o superávit primário real do governo e d_t , o valor real da dívida pública como proporção do PIB: $d_t = D_t/P_t = R_t b_t$, em que a variável b_t é o montante de dívida pública ($b_t = b_t^c + b_t^g$).

O superávit primário como proporção do PIB é dado pela diferença entre a receita tributária total como proporção do PIB e a despesa total do governo também como proporção do PIB durante o mesmo período:

$$\frac{SP_t}{Y_t} = \frac{T_t}{Y_t} - \frac{G_t}{Y_t} \quad (37)$$

Na equação,

$$\frac{G_t}{Y_t} = \frac{C_{g,t}}{Y_t} + \frac{TR_t}{Y_t} + \frac{I_{g,t}}{Y_t} + \frac{\tau^q q_t \Delta H_t''}{Y_t} \quad (38)$$

$$T_t = \tau^l (w_{p,t} L'_{p,t} + w_{g,t} L'_{g,t} + w_{p,t} L''_{p,t} + w_{g,t} L''_{g,t}) + \tau^k R_{k,t} K_{p,t} + \tau^c (C_t^c + C_t^g), \quad (39)$$

em que $\tau^l (w_{p,t} L'_{p,t} + w_{g,t} L'_{g,t} + w_{p,t} L''_{p,t} + w_{g,t} L''_{g,t})$ é a receita do governo derivada da renda do trabalho das famílias; $\tau^k R_{k,t} K_{p,t}$ são as receitas do governo obtidas com a

tributação da remuneração do capital privado; e $\tau^c(C'_t + C''_t)$, a receita do governo obtida do consumo total das famílias. Consequentemente, o consumo governamental também é tributado.

Posteriormente, supõe-se que o governo poderá implementar duas regras fiscais, a EC 95 e a regra alternativa – que limitarão seus gastos –, de modo que essas restrições possam ser comparadas ao modelo sem regras fiscais (*baseline*).

A regra alternativa baseia-se na proposta de Wesselbaum (2017) para o caso americano. De modo semelhante à proposição deste trabalho, o autor buscou avaliar os efeitos do choque contracionista da política monetária na economia sob restrição fiscal. A regra alternativa é caracterizada por ser um limitador fiscal dos gastos do governo com base na dívida pública e no ciclo econômico. Essa regra pode ser representada pela seguinte expressão:

$$G_t = -\gamma_d d_t - \gamma_Y Y_t, \quad (40)$$

em que G_t é o gasto do governo; d_t é o valor real da dívida pública; $\gamma_d \geq 0$ representa a meta de estabilização da dívida; e $\gamma_Y \geq 0$ é a meta de estabilização do ciclo econômico. O sinal de γ_Y indica que, quando o montante da dívida pública aumenta, o governo inevitavelmente deve reduzir seus gastos atuais; já o sinal de γ_Y sugere que o governo deve reduzir sua participação na economia quando o ciclo econômico é de crescimento.

A regra subsequente é representada pela EC 95 e, neste caso, os gastos atuais do governo serão iguais aos gastos passados corrigidos pela inflação. Em outras palavras, o gasto público brasileiro será congelado em termos reais. A expressão a seguir representa essa regra:

$$G_t = (1 + \pi_{t-1})G_{t-1}, \quad (41)$$

em que G_t é o gasto corrente do governo corrigido pela inflação do período anterior.

3.4.2 Política monetária

A autoridade monetária adota o regime de metas para a inflação e determina a taxa de juros nominal por meio de uma regra proposta por Taylor (1993). Como em Cavalcanti *et al.* (2018), a função de reação do Banco Central é dada pela seguinte expressão:

$$\widehat{R}_t = \phi_{RR} \widehat{R}_{t-1} + (1 - \phi_R) [\phi_\pi (E_t(\pi_{t+p}) - \bar{\pi}_t) + \phi_Y E_t(\widehat{Y}_{t+z})] + e_{R,t} \quad (42)$$

Essa regra especifica que a taxa de juros nominal atual depende: de um componente inercial ou defasado (\widehat{R}_{t-1}); do desvio da inflação esperada de uma meta definida pela autoridade monetária; do hiato do produto, representado pelo desvio do produto do seu valor estacionário; e de um choque de política monetária independente e identicamente distribuído ($e_{R,t}$). Os subscritos p e z são números inteiros que assumem qualquer valor.

3.5 Choques

O modelo inclui seis choques exógenos: um choque agregado de produtividade, $e_{A,t}$; um choque de política monetária, $e_{R,t}$; um choque de investimento público, $e_{I,t}$; um choque de salário público, $e_{w,t}$; um choque de horas trabalhadas no setor público, $e_{L,t}$; e um choque de transferência governamental, $e_{TR,t}$. Assume-se que todos os choques são iid($0, \sigma_l$), em que $l = A, R, I_g, w_g, L_g, TR$. Os processos estocásticos que definem a evolução de $A_t, e_{R,t}, I_{g,t}, w_{g,t}, L_{g,t}, TR_t$ são dados pelas seguintes expressões:

$$A_t = \rho_A A_{t-1} + e_{A,t} \quad (43)$$

$$e_{R,t} = \rho_e e_{R,t-1} + \epsilon_{R,t} \quad (44)$$

$$I_{g,t} = \rho_I I_{g,t-1} + e_{I,t} \quad (45)$$

$$w_{g,t} = \rho_w w_{g,t-1} + e_{w,t} \quad (46)$$

$$L_{g,t} = \rho_L L_{g,t-1} + e_{L,t} \quad (47)$$

$$TR_t = \rho_{tr} TR_{t-1} + e_{tr,t} \quad (48)$$

3.6 Equilíbrio

O equilíbrio nesta economia é caracterizado por um conjunto de alocações das famílias, das empresas e do governo. Dada a política fiscal adotada pelo governo,

$$\{\tau^c, \tau^l, \tau^k, \tau^q, \gamma_d, \gamma_Y, C_{g,t}, w_{g,t}, TR_t, I_{g,t}\}_{t=0}^{\infty}, \quad (49)$$

o equilíbrio competitivo é caracterizado da seguinte forma: por um conjunto de decisões das famílias,

$$\{C'_t, C'_{p,t}, C''_t, C''_{p,t}, L'_{p,t}, L''_{p,t}, H'_t, H''_t, b'_t, b''_t, I_{p,t}\}_{t=0}^{\infty}; \quad (50)$$

por uma sequência de oferta de capital privado e público, $\{K_{p,t}, K_{g,t}\}_{t=0}^{\infty}$; por uma sequência de preços, $\{P_t, P_{j,t}, R_{k,t}, q_t, w_{p,t}\}_{t=0}^{\infty}$; pela taxa de juros nominal da economia, $\{R_t\}_{t=0}^{\infty}$, que é compatível com a solução do problema do consumidor, dos atacadistas e dos varejistas, com a restrição orçamentária do governo e com a regra de política monetária; e por uma sequência de choques, $\{e_{A,t}, e_{R,t}, e_{I,t}, e_{w,t}, e_{L,t}, e_{tr,t}\}_{t=0}^{\infty}$. Além disso, as seguintes condições são satisfeitas:

$$Y_t = I_{p,t} + I_{g,t} + C'_{p,t} + C''_{p,t} + G_t \quad (51)$$

$$H'_t + H''_t = 1 \quad (52)$$

4 *Estimação bayesiana*

Nesta seção, discutiremos a metodologia para estimar e avaliar o modelo. A solução do modelo DSGE foi obtida a partir de uma aproximação de Taylor de primeira ordem das condições de equilíbrio em torno do estado estacionário não estocástico. Dada a solução do modelo como um estado de espaço e o vetor de variáveis observáveis, a estimação foi feita com o uso de técnicas bayesianas. Em particular, foi utilizado um algoritmo Metropolis-Hastings, que é um método da Cadeia de Markov de Monte Carlo (MCMC) para obter a distribuição de probabilidade posterior dos parâmetros. Duas sequências independentes foram geradas, compostas cada uma de 400 mil retiradas, com o uso do algoritmo Metropolis-Hastings. A aceitação média ao longo das duas cadeias foi de cerca de 34%, e a convergência foi avaliada com a aplicação dos métodos propostos por Brooks e Gelman (1998). As primeiras 180 mil retiradas foram descartadas para garantir a independência das condições iniciais. As estatísticas de interesse foram então calculadas com base na distribuição conjunta da probabilidade ergódica posterior dos parâmetros estruturais.

Para a estimação do modelo DSGE, foram utilizadas três variáveis trimestrais: PIB real, taxa de juros nominal e consumo das famílias. As variáveis foram usadas no logaritmo natural e ajustadas sazonalmente. O componente cíclico das variáveis foi obtido a partir do filtro HP; o PIB real, por meio de dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE (contas nacionais trimestrais); a taxa nominal de juros (Selic), pelo Banco Central do Brasil; e o consumo das famílias, também pelo IBGE (consumo final das famílias).

4.1 Calibração e distribuições *a priori*

Alguns parâmetros foram mantidos fixos durante o processo de estimativa, enquanto outros foram estimados. Para os parâmetros fixos, optamos por adotar os valores utilizados na literatura relacionada (CHRISTIANO; EICHENBAUM, 1992; LIM; MCNELIS, 2008; SILVA; PAES; OSPINA, 2014; CAVALCANTI *et al.*, 2018; WESSELBAUM, 2017). A tabela 1 apresenta uma breve descrição desses parâmetros.

TABELA 1 – PARÂMETROS FIXOS

Parâmetro	Descrição	Valor
θ	Fator de rigidez de preço	0.85
δ_k	Taxa de depreciação do capital físico	0.02
ψ_k	Ajustamento do capital físico	2.00
ψ	Elasticidade de substituição entre os bens intermediários	6.00
m_w	Proporção do salário usado como colateral	0.90
m_q	Proporção dos imóveis usados como colateral	0.85
τ_c	Alíquota tributária sobre o consumo das famílias	0.2313
τ_l	Alíquota tributária sobre a renda do trabalho	0.1713
τ_k	Alíquota tributária sobre a remuneração do capital	0.1441
β'	Fator de desconto das famílias pacientes	0.99
β''	Fator de desconto das famílias impacientes	0.94
γ_d	Meta de estabilização da dívida pública	0.60
γ_Y	Meta de estabilização do ciclo econômico	0.03

Fonte: Elaboração dos autores.

Para os parâmetros estimados, optou-se por usar distribuições *a priori* semelhantes às usadas na literatura relacionada. Para os parâmetros que indicam o grau de substituição entre o consumo privado e o consumo de bens e serviços públicos, μ_p e μ_i , usamos uma distribuição beta *a priori* com uma média de 0,50, que consiste no valor encontrado para o Brasil por Ferreira e Nascimento (2005), Santana, Cavalcanti e Paes (2012) e Bezerra *et al.* (2014), com desvio-padrão de 0,02 para ambos. Para os parâmetros da regra de Taylor, usamos uma distribuição *a priori* e valores para os hiperparâmetros comumente usados na literatura (SMETS; WOUTERS, 2003). O parâmetro que rege a resposta do Banco Central às mudanças nos preços, ϕ_R , foi estabelecido em 1,5, satisfazendo o princípio

de Taylor. Para o coeficiente que mede a resposta do Banco Central ao hiato do produto, φ_y , usamos uma distribuição normal *a priori* com uma média de 0,125 (CARVALHO; SILVA; SILVA, 2013).

Para o parâmetro que indica a participação do capital físico na função de produção, assim como Cavalcanti *et al.* (2018), adotamos uma distribuição normal *a priori*, com uma média de 0,30 e um desvio-padrão de 0,05. Finalmente, para todos os parâmetros autorregressivos, usamos uma distribuição beta *a priori* com uma média de 0,95 e um desvio-padrão de 0,02.

4.2 Resultados da estimação

Esta subseção apresenta os resultados da estimação do modelo DSGE. As tabelas 2-A e 2-B mostram os valores médios, os desvios-padrão e os valores correspondentes aos limites inferiores (MDP Inf) e superiores (MDP Sup) do intervalo de credibilidade da Densidade Máxima Posterior (MDP) de 95% dos parâmetros estimados, usando inferência bayesiana para os três tipos de modelo.

Em geral, é possível observar que os parâmetros sofrem poucas alterações entre os três modelos, com médias posteriores muito próximas. Os resultados das estimativas mostram que os dados brasileiros são muito informativos sobre a quantidade de trabalho das famílias na produção do bem intermediário, α , uma vez que o valor *a posteriori* desse parâmetro nos três modelos diferiu consideravelmente em relação ao valor *a priori*. Esse resultado diferiu do encontrado, para a economia brasileira, por Gomes e Mendicino (2015) e por Silva e Besarria (2018), que obtiveram o valor *a posteriori* idêntico ao valor *a priori*. Finocchiaro e Heideken (2013) encontraram para o Japão e o Reino Unido um resultado semelhante ao obtido por Silva e Besarria (2018).

TABELA 2-A – RESULTADOS DA ESTIMAÇÃO BAYESIANA (PARÂMETROS)

	Priori			Baseline		
	Priori Dist.	Priori Média	Des. Padr.	Média Post.	MDP Inf.	MDP Sup.
ρ_A	Beta	0.95	0.02	0.9918	0.9874	0.9964
ρ_r	Beta	0.95	0.02	0.9528	0.9229	0.9799
ρ_{tr}	Beta	0.95	0.02	0.9494	0.9212	0.9822
ρ_I	Beta	0.95	0.02	0.9985	0.9978	0.9994
ρ_L	Beta	0.95	0.02	0.9470	0.9147	0.9732
ρ_w	Beta	0.95	0.02	0.9578	0.9362	0.9850

	Priori			Baseline		
	Priori Dist.	Priori Média	Des. Padr.	Média Post.	MDP Inf.	MDP Sup.
σ_A	Gama inversa	0.01	2	0.0118	0.0079	0.0153
σ_r	Gama inversa	0.01	2	0.0091	0.0023	0.0169
σ_{tr}	Gama inversa	0.01	2	0.0221	0.0173	0.0266
σ_I	Gama inversa	0.01	2	0.0089	0.0022	0.0168
σ_L	Gama inversa	0.01	2	0.0084	0.0023	0.0157
σ_w	Gama inversa	0.01	2	0.0093	0.0023	0.0173
μ_p	Beta	0.50	0.02	0.3058	0.2768	0.3360
μ_i	Beta	0.50	0.02	0.3021	0.2697	0.3401
φ_R	Beta	0.80	0.10	0.8436	0.7591	0.9459
φ_π	Normal	1.50	0.50	1.4539	1.0432	1.9279
φ_Y	Normal	0.125	0.05	0.0729	0.0293	0.1153
α	Normal	0.30	0.05	0.1526	0.0947	0.2040

Fonte: Elaboração dos autores.

TABELA 2-B – RESULTADOS DA ESTIMAÇÃO BAYESIANA (PARÂMETROS)

	EC 95			Regra alternativa		
	Média Post.	MDP Inf.	MDP Sup.	Média Post.	MDP Inf.	MDP Sup.
ρ_A	0.9945	0.9921	0.9969	0.9969	0.9953	0.9983
ρ_r	0.9596	0.9390	0.9798	0.9341	0.9284	0.9402
ρ_{tr}	0.9424	0.9163	0.9620	0.9363	0.9231	0.9562
ρ_I	0.9983	0.9974	0.9994	0.9985	0.9977	0.9994
ρ_L	0.9495	0.9196	0.9817	0.9372	0.9297	0.9493
ρ_w	0.9611	0.9384	0.9830	0.9105	0.8986	0.9225
σ_A	0.0125	0.0081	0.0166	0.0138	0.0095	0.0177
σ_r	0.0096	0.0022	0.0179	0.0099	0.0021	0.0203
σ_{tr}	0.0052	0.0024	0.0078	0.0069	0.0025	0.0119
σ_I	0.0090	0.0023	0.0169	0.0090	0.0023	0.0180
σ_L	0.0082	0.0023	0.0148	0.0082	0.0023	0.0149
σ_w	0.0095	0.0022	0.0170	0.0092	0.0022	0.0179
μ_p	0.3083	0.2814	0.3358	0.2832	0.2665	0.2935
μ_i	0.3104	0.2858	0.3348	0.3273	0.3196	0.3338
φ_R	0.7872	0.7351	0.8348	0.6549	0.5762	0.7319

	EC 95			Regra alternativa		
	Média Post.	MDP Inf.	MDP Sup.	Média Post.	MDP Inf.	MDP Sup.
φ_π	1.9178	1.5843	2.5177	1.0938	0.8826	1.3460
φ_Y	0.1554	0.1230	0.1975	0.1171	0.0922	0.1442
α	0.2179	0.1574	0.2785	0.1778	0.1612	0.1929

Fonte: Elaboração dos autores.

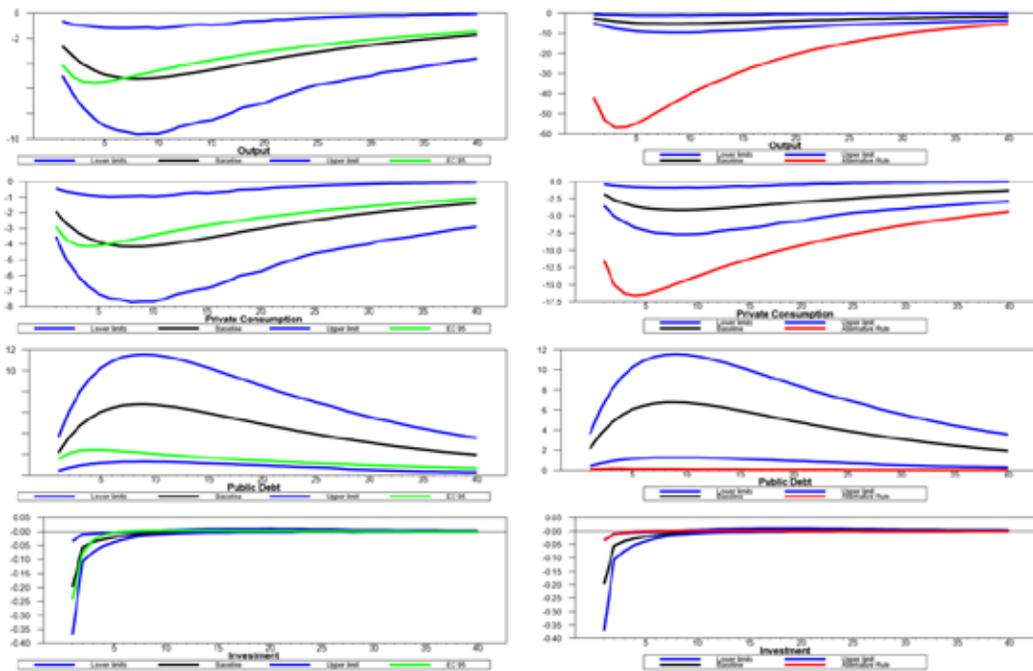
Em relação aos parâmetros da função de reação do Banco Central, o que mede a resposta do banco às mudanças nas expectativas de inflação foi positivo e maior que a unidade nos três modelos estimados, atendendo ao princípio de Taylor. Da mesma forma, o parâmetro que mede a resposta a desvios do produto foi positivo. Ambos os parâmetros sugerem o comportamento de um banco central que opera sob um regime de metas de inflação flexível, dando peso à inflação e ao lado real da economia. Esses resultados também foram obtidos por Silva e Besarria (2018).

Os parâmetros de choques de tecnologia e investimento público foram superiores à média *a priori*, revelando que esses choques são mais persistentes do que a hipótese inicial. E os parâmetros que medem o grau de substituição entre consumo privado e consumo em bens e serviços públicos de famílias pacientes e impacientes, μ_p e μ_i , respectivamente, apresentaram valores muito próximos das médias *a priori*, indicando que os dados brasileiros não são informativos sobre o grau de substituição entre consumo privado e público.

4.3 Avaliando os modelos

Nesta subseção, analisaremos como as principais variáveis econômicas do modelo reagem após um choque restritivo da taxa de juros para cada um dos três cenários: modelo de referência, modelo com a EC 95 e modelo com a regra alternativa. Esperamos que um aumento na taxa de juros aumente a dívida pública em uma magnitude maior no modelo básico, que não possui nenhum tipo de regra fiscal. Em relação aos modelos que incluem regras fiscais, esperamos que a resposta da dívida pública seja menor naquele que possui a regra alternativa, devido às suas características mais restritivas.

A vantagem de realizar esse tipo de análise com a estimação do modelo DSGE é que podemos saber se a implementação de cada regra fiscal é capaz de produzir respostas ao choque monetário estatisticamente diferentes do modelo básico. A figura 5 ilustra a comparação entre os modelos.



Fonte: Elaboração dos autores.

Nota: A linha preta representa o cenário do modelo-base; a linha azul, o intervalo de credibilidade do cenário-base; a linha verde, a EC 95; e a linha vermelha, a regra alternativa.

FIGURA 5 – CHOQUE DE POLÍTICA MONETÁRIA PARA DIFERENTES REGRAS FISCAIS

A figura 5 mostra que, nos três cenários, a dinâmica das variáveis econômicas é consistente com o que é esperado após um choque restritivo da política monetária. A explicação para essas reações é o fato de que um aumento na taxa de juros influencia negativamente a demanda agregada, devido a reduções no investimento privado e no consumo das famílias. Nesse ambiente, as empresas reduzem sua demanda por mão de obra e o emprego diminui. No que se refere ao consumo, a redução decorre do aumento do retorno proporcionado pelos títulos públicos. Assim, as famílias substituem o consumo atual pelo consumo futuro e reduzem sua oferta de capital físico e sua demanda por imóveis para adquirir mais títulos públicos, o que provoca reduções na remuneração do capital e nos preços dos imóveis. Além disso, o consumo privado também é afetado pela redução do consumo do governo. No lado fiscal, a dívida pública aumenta devido a dois eventos: custos mais altos, causados pelo aumento da taxa de juros, e déficit primário. O déficit ocorre porque a receita é mais sensível ao choque do que os gastos públicos.

Tais resultados também podem ser encontrados nos trabalhos de Valli e Carvalho (2010) e Cavalcanti *et al.* (2018). Esses autores também determinaram os efeitos de um choque restritivo da política monetária, levando em consideração

que a política fiscal é administrada por meio de regras fiscais e que a política monetária segue uma regra de Taylor.

Em relação às regras fiscais, podemos observar, em geral, que o cenário com a EC 95 não foi estatisticamente diferente do cenário-base, pois praticamente em todos os gráficos o resultado do modelo que implementou a EC 95 estava dentro do intervalo de credibilidade do resultado do modelo sem regras. Mesmo no primeiro período após o choque monetário, a resposta da dívida pública nesses modelos é muito próxima; apenas a partir do quarto período as curvas de impulso-resposta se afastam. No entanto, a resposta do modelo à EC 95 permanece sempre dentro do intervalo de credibilidade do modelo-base. Com a regra alternativa, a maioria das impulso-respostas não permanece dentro do intervalo de credibilidade do modelo básico, isto é, o modelo que incorpora a regra alternativa produz respostas estatisticamente diferentes ao choque monetário em comparação ao *baseline*. Vale ressaltar que a resposta da dívida pública ao choque de juros com o uso da regra alternativa é quase zero, evidenciando que esse tipo de regra é capaz de reduzir significativamente a sensibilidade da dívida pública aos aumentos da taxa de juros.

Também é possível perceber que o uso da regra alternativa é capaz de ampliar as reações do consumo agregado das famílias e do produto da economia em relação aos demais cenários. Assim, com essa regra, as variáveis fiscais tornam-se menos sensíveis aos choques contracionistas da taxa de juros, mas, ao mesmo tempo, variáveis econômicas, como o consumo das famílias e o PIB, tornam-se mais sensíveis.

Os resultados da estimativa, no entanto, também ilustram que uma regra fiscal mais austera leva a uma redução maior do produto da economia e do consumo das famílias; portanto, é possível que o bem-estar agregado da economia esteja sendo impactado. Assim, além de verificar os efeitos de um choque nas variáveis macroeconômicas para cada tipo de cenário, também precisamos verificar o que acontece com o bem-estar agregado em cada um deles.

4.3.1 *Análise de bem-estar agregado*

Nesta subseção será realizada uma análise do bem-estar das famílias. Para determiná-lo, utilizou-se a medida aplicada no trabalho de Paes e Bugarin (2006), que consiste no uso da variação compensada do consumo. Segundo os autores, a variação compensada é a quantidade de consumo que deve ser entregue ou retirada dos consumidores para que eles mantenham, sob as novas regras, o mesmo nível de utilidade de que desfrutavam anteriormente. Adaptando-se ao presente modelo, d é equivalente à quantidade de consumo necessária para manter as famílias na

mesma situação, dadas as mudanças no consumo governamental. Assim, a variação compensada no consumo como o valor de d satisfaz a seguinte equação:

$$\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t [\log C_d(1+d) + \log(1-L_d) + \log H_d] = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t [\log C + \log(1-L) + \log H], \quad (53)$$

em que C , L e H são o consumo total, as horas trabalhadas e os imóveis, respectivamente, da família representativa, de acordo com a calibração inicial apresentada acima; e C_d , L_d e H_d representam a trajetória das mesmas variáveis após as mudanças na política fiscal. De acordo com Paes e Bugarin (2006), a mudança no bem-estar é geralmente definida como a fração do PIB (após a reforma) necessária para restaurar o nível anterior de bem-estar do consumidor, ou seja,

$$W_c = \frac{C_d d}{Y_d} \quad (54)$$

W_c pode ser definido como o nível de bem-estar como proporção do PIB, e Y_d como a produção da economia após as mudanças na política fiscal. A tabela 3 apresenta os níveis de bem-estar para cada tipo de regra fiscal.

TABELA 3 – BEM-ESTAR AGREGADO PARA CADA TIPO DE REGRA FISCAL

Choques/tipo de regra	Baseline	EC 95	Regra alternativa
Produtividade	2.731	2.274	1.550
Política monetária	0.048	0.029	0.007
Investimento público	2.290	1.666	0.917
Política fiscal	0.074	0.034	0.024

Fonte: Elaboração dos autores.

A tabela 3 indica que o nível de bem-estar agregado é maior quando o governo não implementa nenhuma regra fiscal (modelo *baseline*) e menor quando usa a regra alternativa. No entanto, a EC 95 fornece níveis de bem-estar próximos aos do cenário-base. Portanto, pode-se observar que o governo brasileiro adotou uma regra fiscal moderada que prioriza o bem-estar social em detrimento da questão fiscal.

4.3.2 Análise de volatilidade

Esta subseção abordará os efeitos que as regras fiscais exercem sobre a volatilidade das principais variáveis da economia após um choque restritivo da

política monetária. A volatilidade de cada variável (σ_x) é calculada pela metodologia apresentada por Suh (2012). O cálculo de σ_x pode ser definido como a soma dos quadrados dos valores da função impulso-resposta para quarenta trimestres após o choque:

$$\sigma_x = \frac{\sum_{i=0}^{40} \beta^i (\partial X_{t+i} / \partial e_t)^2}{40} \quad (55)$$

Os valores listados na tabela 4 correspondem à volatilidade do produto da economia (σ_y), do superávit primário (σ_{sp}), da dívida do governo (σ_d) e do consumo das famílias (σ_c).

TABELA 4 – EFETOS DAS REGRAS FISCAIS NA VOLATILIDADE DAS VARIÁVEIS ECONÔMICAS

	σ_y	σ_{sp}	σ_d	σ_c
<i>Baseline</i>	0.0678	0.3294	0.6249	0.0059
EC 95	0.0173	0.1860	0.6021	0.0170
Regra alternativa	0.0678	0.1047	0.3191	0.0656
$\Delta\%$ da EC 95 em relação à <i>baseline</i>	156.18	-43.45	-3.66	186.44
$\Delta\%$ da EC 95 em relação à regra alternativa	-74.38	77.81	88.66	-74.10

Fonte: Elaboração dos autores.

Com a tabela 4, observa-se que as regras fiscais têm um impacto maior sobre a volatilidade da dívida pública, enquanto o menor impacto é produzido sobre o superávit primário. Verifica-se também que, com a EC 95, a volatilidade da dívida pública é maior em relação à regra alternativa. No entanto, a EC 95 leva a uma menor volatilidade na produção da economia e no consumo privado em relação à outra regra. Isso ocorre porque a regra alternativa possui características cíclicas, uma vez que incorpora o ciclo econômico; portanto, espera-se que nela variáveis como produção e consumo privado sejam mais sensíveis ao ciclo. A esse respeito, Suh (2012) encontrou resultados semelhantes. Além disso, esta análise confirma alguns dos resultados que já eram evidentes a partir do exame das funções impulso-resposta.

5 Conclusões

A principal motivação deste trabalho foi determinar os efeitos macroeconômicos de um choque de política monetária, considerando que a política fiscal atua sob regras fiscais. As restrições às despesas do governo foram incluídas por meio

de duas regras fiscais: a EC 95 e a regra alternativa. Além disso, foram determinados os efeitos da austeridade fiscal no bem-estar das famílias e na volatilidade das variáveis macroeconômicas.

Os resultados da estimação do modelo DSGE demonstram que nos três cenários de gastos do governo após um choque restritivo da política monetária, todas as variáveis econômicas reagiram negativamente ao choque, com exceção da dívida pública, que teve uma reação positiva.

Pode-se observar também que a regra alternativa levou a uma maior redução na sensibilidade das variáveis fiscais, especialmente da dívida pública, em comparação com outros cenários. Mesmo com a EC 95, a resposta da dívida pública ao choque de juros não apresentou diferença significativa em relação ao cenário de referência.

A análise também revelou que a EC 95, em comparação com a regra alternativa, proporcionou um nível mais alto de bem-estar para as famílias. Adicionalmente, a medida diminuiu a volatilidade e a magnitude do impacto no consumo das famílias em comparação com a regra fiscal alternativa. Por outro lado, seu desempenho foi inferior ao da outra regra do ponto de vista fiscal.

Assim, podemos concluir que, quando o governo utiliza algum tipo de regra fiscal, a dívida pública torna-se menos sensível ao choque exógeno da taxa de juros da política monetária. No entanto, o regime fiscal adotado pelo governo brasileiro, instituído pela EC 95, não apresenta diferença estatisticamente significativa em relação ao cenário-base, pois, embora seja um esforço para reduzir o crescimento acelerado do nível de gasto público, essa regra na prática pode ser considerada pouco restritiva. O resultado torna-se significativo quando o governo implementa uma regra que promove maior grau de austeridade fiscal; neste caso, a regra alternativa.

Referências

ALESINA, A.; DRAZEN, A. Why are stabilizations delayed? **American Economic Review**, v. 81, n. 5, p. 1.170-1.188, 1991. Disponível em: <http://www.jstor.org/stable/2006912>. Acesso em: 20 out. 2018.

ARAUJO, J.; SIQUEIRA, R.; BESARRIA, C. Aumentar receitas ou cortar gastos? Discutindo o nexos entre receitas e despesas do governo central brasileiro. **Estudos Econômicos**, v. 27, n. 4, 2017. Disponível em: <http://dx.doi.org/10.1590/0101416147426jrc>. Acesso em: 17 dez. 2018.

ASCHAUER, D. Fiscal policy and aggregate demand. **American Economic Review**, v. 75, n. 1, p. 117-127, 1985. Disponível em: <http://www.jstor.org/stable/1812707>. Acesso em: 17 dez. 2018.

BAILEY, M. **National income and the price level: aggregate supply and aggregate demand model**. Nova York: Mcgraw-Hill, 1971. Disponível em: [http://www.edb.gov.hk/attachment/en/curriculum-development/kla/pshe/references-and-resources/economics/ecoasadbooklet-12e\[1\].pdf](http://www.edb.gov.hk/attachment/en/curriculum-development/kla/pshe/references-and-resources/economics/ecoasadbooklet-12e[1].pdf). Acesso em: 17 dez. 2018.

BARRO, R. Output effects of government purchases. **Journal of Political Economy**, v. 89, n. 6, p. 1.086-1.121, 1981. Disponível em: https://dash.harvard.edu/bitstream/handle/1/3451294/barro_outputeffects.pdf?sequence=4. Acesso em: 17 dez. 2018.

BENEGAS, M.; MARINHO, E. Política fiscal de gastos reais constantes e suas consequências sob o regime de superávit primário. *In*: ENCONTRO CAEN-EPGE DE POLÍTICAS PÚBLICAS E CRESCIMENTO ECONÔMICO, 8., 2017, Fortaleza. **Anais [...]**. Fortaleza: Programa de Pós-graduação em Economia da Universidade Federal do Ceará, 2017. p. 1-26. Disponível em: <http://www.caen.ufc.br/wp-content/uploads/2017/10/politicafiscal-de-gastos-reais-constantes-e-suas-consequencias-sob-regime-de-superavit-primario.pdf>. Acesso em: 17 dez. 2018.

BERNANKE, B. Permanent income, liquidity, and expenditure on automobiles: evidence from panel data. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 99, n. 3, p. 587-614, 1984. Disponível em: [https://www.jstor.org/stable/1885966?seq=1page scan tab contents](https://www.jstor.org/stable/1885966?seq=1page%20scan%20tab%20contents). Acesso em: 5 dez. 2018.

BEZERRA, A. *et al.* Efeitos de crescimento e bem-estar da recomposição dos investimentos públicos no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 44, n. 3, p. 579-607, 2014. Disponível em: <http://repositorio.ipea.gov.br/handle/11058/3651>. Acesso em: 10 set. 2018.

BHATTARAI, K.; TRZECIAKIEWICZ, D. Macroeconomic impacts of fiscal policy shocks in the UK: a DSGE analysis. **Economic Modelling**, v. 61, n. 1, p. 321-338, 2017. Disponível em: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0264999316305983>. Acesso em: 17 dez. 2018.

BLANCHARD, O.; KIYOTAKI, N. Monopolistic competition and the effects of aggregate demand. **American Economic Review**, v. 77, n. 4, p. 647-666, 1987. Disponível em: [https://notendur.hi.is/ajonsson/kennsla2003/Blanchard Kiyotaki.pdf](https://notendur.hi.is/ajonsson/kennsla2003/Blanchard%20Kiyotaki.pdf). Acesso em: 3 jan. 2019.

BRASIL. **Planalto**: Presidência da República. Brasília, 2016. Disponível em: <http://www2.planalto.gov.br/acompanhe-planalto/noticias/2016/12/entenda-o-que-mudacom-o-teto-dos-gastos-publicos>. Acesso em: 17 dez. 2018.

BROOKS, S.; GELMAN, A. General methods for monitoring convergence of iterative simulations. **Journal of Computational and Graphical Statistics**, v. 7, n. 4, p. 434-455, 1998. Disponível em: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/0304393283900600?via%3Dihub>. Acesso em: 3 jan. 2019.

CALVO, G. Staggered prices in a utility-maximizing framework. **Journal of Monetary Economics**, v. 12, n. 3, p. 383-398, 1983. Disponível em: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/0304393283900600>. Acesso em: 20 out. 2018.

CANZONERI, M. *et al.* New keynesian explanations of cyclical movements in aggregate inflation and regional inflation differentials. **Open Economies Review**, v. 17, n. 1, p. 27-55, 2006. Disponível em: <https://link.springer.com/article/10.1007/s11079006-5213-2>. Acesso em: 3 jan. 2019.

CARVALHO, D.; SILVA, M.; SILVA, I. Efeitos dos choques fiscais sobre o mercado de trabalho brasileiro. **Revista Brasileira de Economia**, v. 67, n. 2, p. 177-200, 2013. Disponível em: http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttextpid=S003471402013000200002lng=ptnrm=isotlng=en. Acesso em: 17 dez. 2018.

CAVALCANTI, A. *et al.* The macroeconomic effects of monetary policy shocks under fiscal rules constrained by public debt sustainability. **Economic Modelling**, v. 71, n. 1, p. 184-201, 2018. Disponível em: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0264999317302468>. Acesso em: 10 jan. 2019.

ÇEBI, C. The interaction between monetary and fiscal policies in Turkey: an estimated new keynesian DSGE model. **Economic Modelling**, v. 29, n. 4, p. 1.258-1.267, 2012. Disponível em: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0264999312001071>. Acesso em: 10 set. 2018.

CHRISTIANO, L.; EICHENBAUM, M. Current real business cycle theories and aggregate labor market fluctuations. **American Economic Review**, v. 82, n. 3, p. 430-450, 1992. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/2117314>. Acesso em: 10 set. 2018.

CORDES, T. *et al.* Expenditure rules: effective tools for sound fiscal policy? **IMF Working Paper**, n. 15/29, p. 1-29, 2015. Disponível em: <https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2015/wp1529.pdf>. Acesso em: 23 set. 2018.

DOSI, G. *et al.* Fiscal and monetary policies in complex evolving economies. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 52, n. 1, p. 166-189, 2015. Disponível em: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S016518891400311X>. Acesso em: 10 set. 2018.

EYRAUD, L. *et al.* Second-generation fiscal rules: balancing simplicity, flexibility, and enforceability. **IMF Working Paper**, n. 18/04, p. 1-39, 2018. Disponível em: <https://www.imf.org/en/Publications/Staff-Discussion-Notes/Issues/2018/04/12/Second-Generation-Fiscal-Rules-Balancing-Simplicity-Flexibility-and-Enforceability-45131>. Acesso em: 3 jan. 2019.

FERREIRA, P.; NASCIMENTO, L. Welfare and growth effects of alternative fiscal rules for infrastructure investment in Brazil. **Ensaios Econômicos**, n. 604, p. 1-65, 2005. Disponível em: <https://bibliotecadigital.fgv.br/dspace/bitstream/handle/10438/422/1996.pdf>. Acesso em: 11 dez. 2018.

FINOCCHIARO, D.; HEIDEKEN, V. Do central banks react to house prices? **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 45, n. 8, p. 1.659-1.693, 2013. Disponível em: <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1111/jmcb.12065>. Acesso em: 23 set. 2018.

FMI. Fiscal monitor: now is the time. Fiscal policies for sustainable growth. **International Monetary Fund**, 2015. Disponível em: <https://www.imf.org/en/Publications/FM/Issues/2016/12/31/Now-Is-the-Time>. Acesso em: 20 dez. 2018.

GOMES, S.; MENDICINO, C. **Housing market dynamics: any news?** Frankfurt: European Central Bank, 2015. Working Paper n. 1.775. Disponível em: <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwp/cebwp1775.en.pdf>. Acesso em: 20 jul. 2018.

IACOVIELLO, M. House prices, borrowing constraints, and monetary policy in the business cycle. **American Economic Review**, v. 95, n. 3, p. 739-764, 2015. Disponível em: https://www2.bc.edu/matteo-iacoviello/researchfiles/AER_2005.pdf. Acesso em: 23 set. 2018.

KOTIA, A.; LLEDÓ, V. Do subnational fiscal rules foster fiscal discipline? New empirical evidence from Europe. **IMF Working Paper**, n. 16/84, p. 1-37, 2016. Disponível em: <https://www.imf.org/en/Publications/WP/Issues/2016/12/31/Do-Subnational-Fiscal-Rules-Foster-Fiscal-Discipline-New-Empirical-Evidence-from-Europe-43857>. Acesso em: 20 dez. 2018.

LIM, G.; MCNELIS, P. **Econometric methods**. Cambridge: The MIT Press, 2008.

MANKIW, N. Small menu costs and large business cycles: a macroeconomic model of monopoly. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 100, n. 2, p. 529-538, 1985. Disponível em: https://scholar.harvard.edu/files/mankiw/files/small_menu_costs.pdf. Acesso em: 20 dez. 2018.

MCGRATTAN, E. The macroeconomic effects of distortionary taxation. **Journal of Monetary Economics**, v. 33, n. 3, p. 573-601, 1994. Disponível em: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/0304393294900442>. Acesso em: 16 nov. 2018.

MOSCA, F. **Análise do subsídio habitacional em um modelo DSGE**. 42 p. 2017. Dissertação (Mestrado) – Fundação Getúlio Vargas, São Paulo, 2017. Disponível em:

<https://bibliotecadigital.fgv.br/dspace/bitstream/handle/10438/18819/FelipeMoscaDissertacao.pdf>. Acesso em: 16 nov. 2018.

NOBREGA, W. **Interação entre a política fiscal e monetária: uma análise sobre o regime de dominância vigente na economia brasileira**. 67 p. 2016. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal da Paraíba, João Pessoa, 2016.

PAES, N.; BUGARIN, M. Reforma tributária: impactos distributivos, sobre o bem-estar e a progressividade. **Revista Brasileira de Economia**, v. 60, n. 1, p. 33-56, 2006. Disponível em: <http://www.scielo.br/pdf/rbe/v60n1/a03v60n1.pdf>. Acesso em: 16 nov. 2018.

ROTEMBERG, J. Monopolistic price adjustment and aggregate output. **Review of Economic Studies**, v. 49, n. 4, p. 517-531, 1982. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/2297284>. Acesso em: 16 nov. 2018.

ROTEMBERG, J.; WOODFORD, M. An optimization-based econometric framework for the evaluation of monetary policy. **NBER Working Paper**, v. 12, p. 297-361, 1997. Disponível em: <http://www.nber.org/chapters/c11041.pdf>. Acesso em: 20 dez. 2018.

SANTANA, P.; CAVALCANTI, T.; PAES, N. Impactos de longo prazo de reformas fiscais sobre a economia brasileira. **Revista Brasileira de Economia**, v. 66, n. 2, p. 247-269, 2012. Disponível em: <http://www.scielo.br/pdf/rbe/v66n2/a06v66n2.pdf>. Acesso em: 16 nov. 2018.

SARAIVA, A. *et al.* Reformas fiscais no Brasil: uma análise da EC 95/2016 (Teto dos gastos). In: ENCONTRO DE ECONOMIA DA REGIÃO SUL, 20., 2017, Porto Alegre. **Anais** [...]. Porto Alegre: Anpec, 2017. Disponível em: <https://www.anpec.org.br/sul/2017/submissao/files/I/i6-a98a1ed326e0fa20410c37b201d6d785.pdf>. Acesso em: 16 nov. 2018.

SCHAECHTER, A. *et al.* Fiscal rules in response to the crisis – toward the “next-generation” rules. A new dataset. **IMF Working Paper**, n. 12.187, 2012. Disponível em: <https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2012/wp12187.pdf>. Acesso em: 16 nov. 2018.

SILVA, M.; BESARRIA, C. Política monetária e preços dos imóveis no Brasil: uma análise a partir de um modelo DSGE. **Revista Brasileira de Economia**, v. 72, n. 1, p. 117-143, 2018. Disponível em: <http://www.scielo.br/pdf/rbe/v72n1/0034-7140-rbe-7201-0117.pdf>. Acesso em: 3 jan. 2019.

SILVA, W.; PAES, N.; OSPINA, R. A substituição da contribuição patronal para o faturamento: efeitos macroeconômicos, sobre a progressividade e distribuição de renda no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 68, n. 4, p. 517-545, 2014. Disponível em: <http://bibliotecadigital.fgv.br/ojs/index.php/rbe/article/view/14269>. Acesso em: 16 nov. 2018.

SMETS, F.; WOUTERS, R. An estimated dynamic stochastic general equilibrium model of the euro area. **Journal of the European Economic Association**, v. 5, n. 1, p. 1.123-1.175, 2003. Disponível em: <https://academic.oup.com/jeea/article-abstract/1/5/1123/2280815?redirectedFrom=fulltext>. Acesso em: 16 nov. 2018.

SUH, F. Macroprudential policy: its effects and relationship to monetary policy. **FRB of Philadelphia Working Paper**, n. 12/28, p. 1-41, 2012. Disponível em: https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2182741. Acesso em: 9 out. 2018.

SVENSSON, L.; WIJNBERGEN, V. Excess capacity, monopolistic competition and international transmission of monetary disturbances. **NBER Working Paper**, n. 2.262, p. 1-36, 1987. Disponível em: <http://www.nber.org/papers/w2262.pdf>. Acesso em: 16 nov. 2018.

TAYLOR, J. Discretion *versus* policy rules in practice. **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**, v. 39, p. 195-214, 1993. Disponível em: <http://www.nvieg.net/teaching/taylor2.pdf>. Acesso em: 10 dez. 2018.

TORRES, J. **Introduction to dynamic macroeconomic general equilibrium models**. Wilmington: Vernon Art & Science Incorporated, 2015.

VALLI, M.; CARVALHO, F. Fiscal and monetary policy interaction: a simulation based analysis of a two-country new keynesian DSGE model with heterogeneous households. **Working Papers Series**, Banco Central do Brasil, n. 204, p. 1-114, 2010. Disponível em: <https://www.bcb.gov.br/pec/wps/ingl/wps204.pdf>. Acesso em: 10 dez. 2018.

WESSELBAUM, D. Expectation shocks and fiscal rules. **International Economics and Economic Policy**, v. 14, p. 1-21, 2017. Disponível em: <https://link.springer.com/article/10.1007/s10368-017-0389-z>. Acesso em: 16 dez. 2018.



Tema

*Equilíbrio, transparência e planejamento
fiscal de médio e longo prazo*

Equilíbrio, transparência e planejamento fiscal de médio e longo prazo – Menção honrosa

*Cristina Yue Yamanari**



*Determinantes do rating soberano:
a importância da sustentabilidade fiscal segundo
os critérios das agências de classificação de risco*

* *Mestre em Políticas Públicas e Desenvolvimento/Economia pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea) e pela Escola de Administração Fazendária (Esaf) e assessora/subchefia adjunta de Política Econômica - SAG - Casa Civil da Presidência da República*

Resumo

Para ser considerado grau de investimento, um país deve ser classificado como tal por pelo menos duas das três grandes agências de classificação de risco: Standard & Poor's (S&P), Moody's e Fitch. A partir dos critérios que elas adotam, este estudo procura identificar os principais determinantes observáveis dos *ratings* soberanos. O modelo-padrão construído identifica que doze variáveis em comum respondem por mais de 90% da variação dos *ratings* soberanos, para qualquer uma das três agências. Entre as doze variáveis, duas integram a avaliação fiscal nas respectivas metodologias empregadas por essas instituições: endividamento (dívida pública como proporção do PIB) e acessibilidade da dívida (pagamento de juros como proporção da receita), sugerindo que a elevação de qualquer das razões leva à redução do *rating* final atribuído ao soberano. O resultado evidencia a influência que a saúde fiscal e a estrutura da dívida pública do país exercem sobre o desempenho de sua economia e sobre os demais agentes públicos e privados que a integram, uma vez que a avaliação pode ser estendida às notas emitidas por qualquer uma das *Big Three*. Para o estudo, foram utilizadas as notas atribuídas pelas três agências a duzentos indivíduos, em um período de quinze anos (2000 a 2014), em consonância com a abordagem *through-the-cycle* por elas adotada, tendo em vista que períodos curtos não retratariam a resiliência de um país perante adversidades internas e externas. A abertura financeira parece ser favorável ao soberano quando avaliado, e Fitch e Moody's aparentam ser mais benevolentes nas análises de países industrializados.

Palavras-chave: Agências de classificação de risco. Determinantes do *rating* soberano. Dívida pública.

Classificação JEL: C23, E62, G24, H63.

Sumário

1 INTRODUÇÃO	191
2 OS DETERMINANTES DO <i>RATING</i> SOBERANO	194
2.1 A métrica adotada pelas agências na determinação da nota soberana	194
2.2 Os determinantes do <i>rating</i> soberano na literatura	198
3 BASE DE DADOS	202
4 METODOLOGIA	203
4.1 Fatores institucionais	206
4.2 Fatores econômicos	207
4.3 Fatores fiscais	208
4.4 Fatores externos	208
5 RESULTADOS	209
5.1 Verificação da aderência do modelo	214
5.2 Extensão do modelo-base	216
5.3 Análise de robustez	218
6 CONSIDERAÇÕES FINAIS	219
REFERÊNCIAS	220

Lista de gráficos

Gráfico 1 – Diferença entre <i>ratings</i> atribuídos pela Fitch e preditos pelo modelo	215
Gráfico 2 – Diferença entre <i>ratings</i> atribuídos pela Moody's e preditos pelo modelo	215
Gráfico 3 – Diferenças entre <i>ratings</i> atribuídos pela S&P e preditos pelo modelo	216
Gráfico 4 – Diferenças entre a média de <i>ratings</i> das CRAs e o modelo	216

Lista de tabelas

Tabela 10 – Resultados das regressões	213
Tabela 11 – Coeficientes esperados pela Fitch e os obtidos pelos modelos	214
Tabela 12 – Resultados das regressões com extensão do modelo	217
Tabela 13 – Aplicação do modelo em dados em painel	218
Tabela 1 – Avaliação fiscal do soberano pela Moody's	194
Tabela 2 – Avaliação fiscal do soberano pela S&P	195
Tabela 3 – Avaliação fiscal do soberano pela Fitch	197
Tabela 4 – Principais variáveis utilizadas pela literatura	201
Tabela 5 – Conversão de <i>ratings</i> em valores	202
Tabela 6 – Descrição das variáveis explicativas utilizadas no modelo econométrico	205
Tabela 7 – Resultado do modelo para <i>ratings</i> da Fitch	210
Tabela 8 – Resultado do modelo para <i>ratings</i> da Moody's	211
Tabela 9 – Resultado do modelo para <i>ratings</i> da S&P	212

1 Introdução

As agências de classificação de risco (*Credit Rating Agencies* – CRAs) são empresas que avaliam o grau de risco de crédito de determinado emissor quanto à capacidade e intenção de honrar seus compromissos. Além disso, emitem opiniões acerca da qualidade do crédito do emissor analisado, usualmente sob a forma de nota (*rating*) dentro de uma escala, passível de comparação entre os diferentes emissores e ao longo do tempo. Apesar de as agências ressaltarem que suas notas não são garantia de que não haverá perdas e que não devem ser utilizadas como recomendações para compra, venda ou detenção de títulos S&P (2014), Moody's (2013) e Fitch (2014), os *ratings* continuam sendo a melhor forma de sinalizar riscos de crédito.

Historicamente, os *ratings* foram bastante utilizados com finalidade regulatória por diversos setores – a partir de movimento iniciado em 1936 por reguladores do setor bancário americano – que requeriam níveis mínimos de *ratings* como critério para que bancos de investimento pudessem aplicar em determinados títulos (WHITE, 2010). Décadas mais tarde, e decorridas algumas crises internacionais, a credibilidade das CRAs passou a ser questionada, uma vez que suas avaliações não vinham demonstrando nenhum prognóstico – a exemplo do banco Lehman Brothers, que, até a manhã em que declarou falência, em 2008, tinha seus títulos classificados com grau de investimento. Ainda assim, a dificuldade de novos entrantes no mercado que carecem de reputação e experiência bem como a inexistência de agentes governamentais que desempenhem esse papel contribuem para o *market share* de 96,6% que elas detêm (SEC, 2015).

Os serviços oferecidos pelas CRAs podem ser separados em três tipos (KIFF *et al.*, 2012): (i) Informação: é a divulgação de suas opiniões e julgamentos por meio de *ratings* e eventos de crédito. Contribui para a redução da assimetria de informações existente no mercado e influencia as decisões dos investidores em suas análises de investimento; (ii) Monitoramento: é a emissão de diretrizes aos emissores com o objetivo de evitar um *downgrade*, ou uma piora na percepção do risco de crédito daquele agente; e (iii) Certificação: dentro da escala de *ratings*, que pode variar de AAA (melhor avaliação) a C (pior avaliação) ou D (*default*), é possível separar os países em duas categorias: a de grau de investimento, concedida àqueles com menor probabilidade de inadimplência (requisito necessário para que investidores institucionais apliquem seus recursos), e a de grau especulativo, que indica maior chance de *default*. Assim, categorias mais altas de *ratings* estão associadas a probabilidades mais baixas de inadimplência, e o emissor é classificado como “grau de investimento”.

A importância dos *rating* soberanos pode ser destacada em vários aspectos. Primeiro, porque afetam diretamente a economia de um país.

Nas palavras de Thomas Friedman (1996 *apud* HASAN, 2011):

There are two superpowers in the world today in my opinion. There's the United States and there's Moody's Bond Rating Service. The United States can destroy you by dropping bombs, and Moody's can destroy you by downgrading your bonds. And, believe me, it's not clear sometimes who's more powerful.

A despeito de se tratar de uma opinião, uma CRA, por auditar a capacidade de honrar dívidas e mensurar o desempenho econômico de um país, consegue influenciar e levar o soberano a efetuar mudanças na condução da política econômica, como a criação/extinção de tributos, o controle da emissão de moeda local, ou ainda uma renegociação de dívidas.

A classificação de um país como grau de investimento tem um papel decisivo no seu acesso ao capital externo, podendo tanto diminuir os custos de financiamento e o qualificar como potencial destino para investidores institucionais, no caso de obtenção do grau de investimento, como também se materializar em fuga de capitais, na hipótese de rebaixamento a grau especulativo. Assim, a avaliação soberana impacta diretamente o fluxo de capital privado de um país. Kim e Wu (2008) avaliam que a entrada de capital internacional em países emergentes – investimento estrangeiro direto, fluxo bancário internacional e fluxo de portfólio – aumenta significativamente quando *ratings* soberanos (em moeda estrangeira) de longo prazo melhoram.

Outro aspecto a ser sublinhado é a influência do *rating* soberano sobre as demais notas atribuídas a governos subnacionais, empresas, entidades, bancos e sistema financeiro de um país. Um soberano pode conter suas despesas ou modificar o nível de tributação de seus contribuintes a fim de produzir a receita com a qual honrará suas dívidas. Por essa característica de autoridade “superior”, sua posição de crédito fornece uma referência para os *ratings* emitidos para os demais emissores domésticos (MOODY'S, 2013). A nota soberana, em geral, funciona como um teto das notas atribuídas às instituições presentes no país. Assim, uma empresa, por exemplo, dificilmente terá avaliação superior à do país a que pertence. Não somente emissores relacionados ao governo (como estados e municípios), mas também empresas não financeiras – principalmente no setor de infraestrutura e de serviços públicos –, instituições financeiras não bancárias e operações estruturadas podem ser afetados diretamente pela avaliação da qualidade do crédito soberano (MOODY'S, 2015b), seja ela positiva ou negativa.

Dado o impacto que o resultado da avaliação de *rating* soberano pode produzir em um país, os modelos utilizados pelas CRAs nunca foram completamente

divulgados por elas, que são constantemente criticadas pela falta de transparência em suas análises. Com isso, diversos estudos na literatura objetivam reproduzir tais metodologias, procurando identificar os parâmetros adotados a partir de variáveis econômicas, sociais e políticas divulgadas periodicamente por organismos internacionais ou estatais, bem como suas interações com o *rating* soberano – mas que não necessariamente são utilizadas pelas CRAs. O presente estudo também pretende analisar, por meio de modelo econométrico, os principais determinantes dos *ratings* soberanos em moeda estrangeira de longo prazo. No entanto, sua principal contribuição é a investigação dos determinantes a partir dos critérios utilizados pelas próprias agências, que, principalmente após a crise financeira internacional, têm intensificado a transparência em suas notas metodológicas.

Assim, apesar de revisar a literatura, ao contrário do que os artigos da área usualmente aplicam, o procedimento aqui adotado privilegiou aquelas variáveis que de fato as CRAs utilizam em seus modelos internos, identificando determinantes dentro dos quatro pilares adotados pelas três agências: institucional, fiscal, econômico e externo. A partir de então, criou-se uma especificação que refletisse a avaliação de cada CRA, tanto individualmente como no conjunto das *Big Three*.

No que se refere à avaliação fiscal, na visão da Moody's, Standard & Poor's e Fitch, a estrutura da dívida pública, sua flexibilidade e sua vulnerabilidade a eventos imprevistos afetam diretamente a nota atribuída ao ente. Não apenas a situação corrente das despesas e receitas como também seu histórico e tendências contribuem para a robustez da sustentabilidade fiscal.

A amostra abrange um período de quinze anos, de 2000 a 2014, que está em consonância com a metodologia das CRAs. Além de variáveis socioeconômicas dos países, em sua maioria seguindo estritamente a mesma fonte de dados dos modelos proprietários de cada agência, foram consolidadas todas as avaliações soberanas atribuídas pelas três instituições durante os quinze anos. Por fim, pretende-se identificar se há diferenciação na avaliação de países industrializados e não industrializados e os efeitos da crise financeira internacional de 2008 na avaliação de riscos soberanos.

Além desta seção introdutória, o trabalho conta ainda com mais cinco: a seção 2 descreve a avaliação fiscal no processo de emissão do *rating* soberano pelas agências e os determinantes segundo a revisão literária realizada; a seção 3 discorre sobre as bases de dados utilizadas; a 4 apresenta a metodologia aplicada; a 5, os resultados obtidos e a extensão do modelo; e, por fim, a seção 6 apresenta as conclusões da pesquisa.

2 Os determinantes do rating soberano

2.1 A métrica adotada pelas agências na determinação da nota soberana

Apesar de semelhantes nos aspectos macroeconômicos que levam em consideração, as três agências diferem quanto à métrica empregada no processo de análise e ao peso atribuído a cada critério.

A análise de risco soberano da Moody's (2013), a agência mais antiga entre as três, baseia-se em quatro fatores: força econômica, força institucional, força fiscal e vulnerabilidade ao risco de evento, numa escala de 21 notas (de Aaa a C).

Cada fator é calculado com base em subfatores, que, por sua vez, são estimados por meio de indicadores. Cada indicador é associado a uma escala de quinze níveis. A mesma escala é utilizada para atribuir a pontuação do subfator e, posteriormente, do respectivo fator. Os fatores “força econômica” e “força institucional” recebem o mesmo peso e são conjugados para formar um perfil de “resistência econômica”. Posteriormente, o fator “força fiscal” é agregado com o perfil de “resistência econômica”, gerando a “força financeira do governo”. O peso da força fiscal é maior para países com resistência econômica moderada, uma vez que países com alta resistência econômica são menos suscetíveis a mudanças em seus indicadores de dívida. Na última etapa, a suscetibilidade de um país ao risco de evento é conjugada com a força financeira do governo. Este último fator funciona como uma restrição e pode apenas diminuir o intervalo de *rating* preliminar gerado pela combinação dos três primeiros fatores.

No fator fiscal, dois subfatores compõem a análise: o nível de endividamento e a acessibilidade da dívida. Além da dívida bruta total, que inclui governo central e governos regionais e locais, a dívida do governo central também é analisada separadamente. Os subfatores são ajustados por quatro variáveis, que tentam captar a complexidade e a diversidade dos componentes da dívida.

TABELA 1 – AVALIAÇÃO FISCAL DO SOBERANO PELA MOODY'S

Subfator	Ponderação	Indicadores do subfator
Carga de dívida	50%	Dívida geral do governo/PIB (t) Dívida geral do governo/Receitas (t)
Acessibilidade da dívida	50%	Pagamentos de juros gerais do governo/Receita (t) Pagamentos de juros gerais do governo/PIB (t)

Subfator	Ponderação	Indicadores do subfator
Fatores de ajuste	1 a 6	Tendência de dívida (t-4 a t+1) Dívida geral do governo em moeda estrangeira/Dívida geral do governo (t) Outras dívidas do setor público/PIB (t) Ativos financeiros ou fundos soberanos do setor público/PIB (t)

Fonte: MOODY'S, 2013.

Por fim, um comitê decide, dentro de um intervalo de três notas, o *rating* final atribuído ao soberano – incluindo, nesta última análise, fatores qualitativos não necessariamente observáveis.

No caso da S&P, são considerados cinco escores fundamentais: institucional, econômico, externo, fiscal e monetário. A escala, de 22 notas, varia de AAA a SD.

Cada fator recebe uma pontuação que varia numa escala de 1 a 6 (sendo 1 o mais forte e 6 o mais fraco) e leva em consideração fatores quantitativos e qualitativos, divididos em fatores primários e secundários. Num segundo passo, são incluídos na análise fatores de ajuste, que têm uma influência menor, mas podem fornecer um viés de elevação ou redução do *rating*. Os escores são então combinados, formando dois perfis: um, institucional e econômico – que reflete a resiliência da economia e a estabilidade das instituições – e outro, referente à flexibilidade e ao desempenho – que indica a sustentabilidade do equilíbrio fiscal do governo e sua flexibilidade fiscal e monetária. A conjunção dos perfis determina um nível indicativo de *rating*. Por fim, fatores de ajuste são considerados para a determinação do *rating* soberano em moeda estrangeira, podendo variar em uma nota, para cima ou para baixo.

TABELA 2 – AVALIAÇÃO FISCAL DO SOBERANO PELA S&P

Fator	Descrição	Indicadores
1º fator primário	Desempenho fiscal e flexibilidade	Variação do estoque da dívida bruta do governo geral como percentual do PIB
Fatores de ajuste	Ativos financeiros líquidos	Depósitos do governo em instituições financeiras + participações minoritárias em depósitos, títulos ou outros (mais de 25% do PIB)
	Habilidade em aumentar receitas e/ou cortar despesas no curto prazo	Avaliação qualitativa em comparação com os pares com nível de desenvolvimento comparável
	Insustentabilidade ou volatilidade da receita	Alta dependência de impostos sobre o volume de negócios do setor imobiliário ou royalties (acima de 25%)
	Deficiências em serviços básicos e infraestrutura (educação, saúde, padrão de vida)	Envelhecimento da população

Fator	Descrição	Indicadores
2º fator primário	Endividamento	Dívida geral líquida do governo/PIB (%)
		Dívida geral bruta do governo/PIB (%)
		Despesa com juros do governo central/Receita geral do governo (%)
Fatores de ajuste	Acesso a financiamento e estrutura da dívida	Mais de 40% da dívida pública bruta em moeda estrangeira ou com prazo médio inferior a três anos
		Dívida pública superior a 10% do PIB em termos líquidos e mais de 60% da dívida comercial do governo central detida por não residentes
		Serviço da dívida vulnerável devido a perfil de amortização que varie em mais de 5% do PIB de um ano para outro
	Passivos contingentes	Custo estimado de perdas e recapitalização do setor bancário em um período de três anos sob cenário de estresse
		Custo estimado de apoio a empresas não financeiras do setor público com dívida de mais de 1% do PIB
		Perda potencial em garantias soberanas formais ou implícitas, operações quase-fiscais, securitizações, PPPs

Fonte: STANDARD & POOR'S, 2014.

A principal medida para avaliação do desempenho fiscal pela S&P é a variação do estoque da dívida bruta do governo geral, expressa como percentual do PIB. A nota é ponderada por fatores de ajuste, como flexibilidade fiscal – que pode possibilitar ao governo tomar medidas para mitigar efeitos de crises econômicas e restaurar o equilíbrio fiscal – e vulnerabilidades e desafios fiscais de longo prazo que podem comprometer seus desempenhos fiscais. Alterações demográficas, como o envelhecimento da população, são potenciais condutores de desequilíbrio fiscal e, por esse motivo, podem ser inseridas na análise de flexibilidade fiscal do governo.

A Fitch, mais recente entre as três agências, utiliza uma combinação de duas metodologias para definir um *rating* de crédito soberano: o *Sovereign Rating Model* (SRM) e o *Qualitative Overlay* (QO), ou Fatores Qualitativos. Ambos se fundamentam nos mesmos quatro pilares: políticas e desempenho macroeconômico, fatores estruturais, finanças públicas e setor externo.

O QO é uma avaliação prospectiva que descreve os fatores qualitativos de ajuste não necessariamente observáveis, podendo se refletir na alteração da nota obtida pelo modelo em um intervalo de -2 até +2, para cada um dos pilares principais. O SRM, por seu turno, é um modelo econométrico que busca estimar, por meio de regressão OLS (*Ordinary Least Squares*), e com base em dezoito critérios quantitativos, econômicos e financeiros, uma nota que é utilizada em conjunto com o QO como uma ferramenta para a definição do *rating* de longo prazo em moeda estrangeira do soberano. O modelo compreende todos os entes soberanos avaliados pela Fitch entre 2000 e 2013, o que torna o modelo circular e

diferente das metodologias das demais agências, por definir *ratings* que, posteriormente, serão utilizados na análise desses mesmos soberanos.

O produto do SRM é uma pontuação que corresponde linearmente a um *rating* de emissor soberano para dívidas em moeda estrangeira de longo prazo, numa escala de 23 notas que varia entre AAA e D. O *rating* soberano é definido pelo comitê da agência, que possui autonomia para variar em até três notas o resultado obtido pelo SRM, envolvendo não apenas aspectos quantitativos como também julgamentos subjetivos, não necessariamente previstos no modelo.

TABELA 3 – AVALIAÇÃO FISCAL DO SOBERANO PELA FITCH

	Indicadores	Peso	Coef	Descrição
Modelo SRM	Dívida bruta total	6.7%	-0.02	Média de três anos da dívida bruta do governo central (em % do PIB)
	Despesa com juros (% receitas)	4.0%	-0.04	Média de três anos dos pagamentos de juros (em % da receita do governo central)
	Resultado fiscal (% PIB)	3.7%	0.06	Média de três anos do resultado fiscal do governo central (% do PIB)
	Dívida pública em moeda estrangeira (em % da dívida bruta do governo central) (pecado original)	2.3%	-0.01	Média de três anos da participação da dívida em moeda estrangeira (em % da dívida bruta do governo central)
Fatores qualitativos	1. Flexibilidade de financiamento fiscal	-2 a +2 notas		Inclui o acesso ao mercado, a capacidade de emissão com rendimentos sustentáveis e prazos longos em moeda nacional, a robustez do mercado de capital local, o acesso a outras fontes potenciais de financiamento, a capacidade de emissão num cenário de estresse, a presença de grandes depósitos de soberanos e outros recursos.
	2. Sustentabilidade da dívida pública			Inclui a trajetória da dinâmica da dívida, o envelhecimento sobre o saldo primário, os ativos soberanos e a extensão e natureza do passivo contingente que poderiam se perenizar no balanço soberano.
	3. Rigidez fiscal			Inclui a extensão da base de receitas, a concentração/diversificação das fontes de receitas e o nível da rigidez orçamentária em termos de gasto corrente.

Fonte: FITCH, 2014.

Na análise das finanças públicas de um soberano, a Fitch avalia que a principal medida de endividamento é a dívida geral do governo central, bruta e líquida, apesar de não correlacionada linearmente com sua solvabilidade. Além disso, são considerados o resultado fiscal, como vencimento, taxa de juros e composição da dívida, e o grau de flexibilidade orçamentária, como a participação do pagamento dos juros nos gastos totais em relação às receitas do governo. Este fator contribui com o peso de 16,70% na estimação do modelo SRM.

As três agências não afirmam, em suas notas metodológicas, fazer qualquer distinção entre países avançados e emergentes. Os critérios não se alteraram substancialmente ao longo dos anos; no entanto, recentemente, após a crise financeira internacional de 2008, as agências admitem ter efetuado alterações em seus processos de avaliação. A Moody's (2013) passou a atribuir maior importância ao crescimento econômico, ao risco de evento e às vulnerabilidades externas. A Fitch (2014) informa dar especial atenção à consistência e à sustentabilidade do quadro da política macroeconômica, bem como à robustez do setor financeiro, à balança de pagamentos e às tendências do nível das reservas internacionais. Já a S&P (2014) apoia a calibração geral do critério de *ratings* soberanos no histórico de inadimplência dos governos e no efeito da crise econômica e financeira de 2008-2009 sobre a qualidade de crédito desses entes.

2.2 Os determinantes do rating soberano na literatura

Na avaliação dos determinantes do *rating* soberano pelas CRAs, Cantor e Packer (1996) concluem que seis variáveis explicam 90% dos *ratings* das duas maiores agências (S&P e Moody's): renda *per capita*, crescimento do PIB, inflação, dívida externa, se é economia desenvolvida economicamente ou não (classificação de país industrializado conforme critério do Fundo Monetário Internacional – FMI) e histórico de *default* desde 1970. Na análise, equilíbrios externo e fiscal não eram significativos.

Afonso (2003) inseriu a variável “gastos do governo central como percentual do PIB” na avaliação pelas duas maiores CRAs e concluiu que as mesmas variáveis de Cantor e Packer (1996) são determinantes na avaliação do *rating* soberano. Para países em desenvolvimento, a variável de dívida externa era considerada essencialmente relevante. O autor estima o modelo com regressão OLS e não utiliza logit multinomial pela ausência de quantidade significativa de valores para a variável dependente (neste caso, os *ratings* das CRAs).

Para Bissoondoyal-Bheenick (2005), os determinantes do *rating* soberano se alteram ao longo do tempo e entre as agências. O autor utiliza um modelo de resposta ordenada, diferente para países com *ratings* altos e baixos. Em comum para todos os países, as variáveis de renda *per capita* e inflação. Para países com *ratings* mais baixos, também importam o balanço de conta corrente e o nível de reservas internacionais.

Jaramillo (2010) faz uma investigação específica sobre os determinantes do grau de investimento em mercados emergentes. A autora acrescentou variáveis

de mensuração da situação fiscal do país – como dívida externa privada, dívida pública externa e dívida pública interna, todas em função do PIB – e de oferta de moeda (M2 – *broad money*), bem como um índice de risco político (*International Country Risk Guide*) como uma *proxy* para a intenção de pagamento do soberano. A autora conclui que as variáveis mais relevantes são: exportações, dívida pública externa e interna, M2 e risco político. Ela avalia que cada CRA atribui importância diferente às variáveis, sendo as mais significativas: a dívida externa privada para a Moody's, a inflação para a S&P (como uma *proxy* para a qualidade da gestão macroeconômica) e as reservas internacionais líquidas para a Fitch. Sua metodologia contempla dados em painel para controlar a heterogeneidade entre os países, bem como a utilização de um modelo logit binomial com efeitos aleatórios.

Afonso, Gomes e Rother (2011) acrescentam variáveis de mensuração da efetividade do governo (qualidade do serviço público, competência da burocracia e corrupção), que, em caso de impacto positivo, deveriam contribuir favoravelmente com a habilidade de cumprir com as obrigações de serviço da dívida. Utilizam dados em painel e um modelo probit ordenado com efeitos aleatórios – ressaltando, como Bissoondoyal-Bheenick (2005), que o *rating* é uma variável discreta. Concluem que, no curto prazo, além do PIB *per capita* e do crescimento real do PIB, variáveis fiscais aparentam ser mais fortes do que o previsto na literatura, como dívida e déficit do governo. No longo prazo, importam a efetividade do governo, a dívida externa, as reservas internacionais e o histórico de *default*.

Pennartz e Snoeij (2012) alegam que, na literatura, os *ratings* emitidos pelas três maiores CRAs são sempre tratados como homogêneos. Assim, propõem avaliar a diferença na qualidade e na *performance* entre as agências sob três dimensões: precisão (por meio de *Cumulative Accuracy Profile* – CAP), tempo (quais agências são as primeiras emissoras de determinada tendência e quais são seguidoras) e estabilidade (frequência na mudança dos *ratings*). Analisando e comparando os próprios *ratings* emitidos, concluem que a S&P e a Moody's são melhores na precisão dos *ratings*, no curto e longo prazo, respectivamente, que a S&P foi a mais bem avaliada no quesito tempo e que a Moody's obteve melhor pontuação no item “estabilidade”.

Erдем e Varli (2014) aplicam um modelo OLS de regressão agrupada e efeitos aleatórios (preferido ao de efeitos fixos por meio de teste Hausman) e acrescentam a variável “taxa de câmbio” à análise, com a utilização de dados trimestrais. O nível das reservas internacionais como percentual do PIB é um dos determinantes mais importantes considerados pelas CRAs na avaliação de emergentes. Além dessa variável, o saldo do orçamento como percentual do PIB, o PIB *per capita* e os indicadores de governança são significativos, independentemente do nível de *rating*.

Montes e Oliveira (2016) inserem as variáveis referentes à adoção de metas para a inflação, à abertura financeira e à responsabilidade democrática, concluindo que todas contribuem para a elevação da nota nas três CRAs, mas que as mais relevantes são: crescimento do PIB, PIB *per capita*, reservas internacionais, orçamento do governo e dívida externa, sendo quatro das cinco as mesmas indicadas por Cantor e Packer (1996). Os autores utilizam um modelo dinâmico para dados em painel (D-GMM e S-GMM), preferível por eles ao método OLS por eliminar os efeitos não observáveis das regressões, além de ser confiável mesmo em casos de variáveis omitidas.

Amstad e Packer (2015) fazem uma comparação entre os critérios considerados pelas CRAs antes e depois da crise financeira internacional de 2007, avaliando a alteração dos pesos atribuídos a fatores macroeconômicos, como endividamento e acessibilidade da dívida, em relação a *ratings* soberanos emitidos. Os autores concluem que variáveis quantitativas ganharam maior importância e não encontram evidências para afirmar que países emergentes sejam avaliados de forma mais severa do que países avançados.

Após a crise financeira de 2008, é possível notar alterações nas regras adotadas pelas CRAs – com maior foco nas vulnerabilidades externas, na situação fiscal e nos indicadores de governança –, que se refletiram na modificação das variáveis explicativas utilizadas pelos autores em suas análises. No entanto, mesmo com o aumento da transparência percebido nas publicações das CRAs, grande parte da literatura permaneceu utilizando os mesmos critérios pré-crise, sem incorporar as novas informações divulgadas pelas agências.

Na revisão de literatura realizada foram identificadas 143 variáveis macroeconômicas consideradas como potenciais determinantes nos nove artigos analisados ou como determinantes nos critérios publicados pelas agências. Desse total, a maioria – 60% – não é adotada pelas CRAs em suas notas metodológicas nas avaliações de *ratings* soberanos.

Uma outra falha identificada na literatura é a metodologia aplicada pelos autores para a identificação dos determinantes do *rating* soberano. Ao contrário do que usualmente acontece no estudo de reprodução da realidade, quando é necessário descobrir as técnicas econométricas que a simulam melhor, a metodologia ideal é conhecida: é a efetivamente utilizada pelas agências – ainda que existam outros métodos mais sofisticados.

Dentre as três agências, a Fitch é a única que abertamente expõe os critérios e pesos das variáveis estimadas por meio de regressão OLS, o que a torna o melhor parâmetro a ser seguido na investigação dos determinantes. Ainda que outras técnicas obtenham resultados similares aos descritos pela Fitch, não se poderia afirmar a existência de causalidade nas relações.

A tabela 4 traz exemplos de determinantes encontrados em publicações sobre o tema, publicações sobre o tema e as variáveis empregadas nas especificações finais. De maneira geral, os trabalhos utilizam apenas algumas das variáveis julgadas relevantes pelas agências e não abrangem o tempo necessário para uma análise condizente com a abordagem *through-the-cycle*¹ – ou seja, através de ciclos econômicos inteiros, evitando a influência por acontecimentos específicos que, eventualmente, possam não refletir a capacidade de resiliência de um país em períodos de estresse (KIFF *et al.*, 2012).

TABELA 4 – PRINCIPAIS VARIÁVEIS UTILIZADAS PELA LITERATURA

Autor	Período da amostra	Países	Metodologia	Variáveis significativas
Richard Cantor, Frank Packer (1996)	1995	35 países	OLS	Renda <i>per capita</i> , crescimento do PIB, inflação, dívida externa, indicador de desenvolvimento econômico, indicador de histórico de <i>default</i>
Antônio Afonso (2003)	junho de 2001	81 países	OLS	PIB <i>per capita</i> , dívida externa como percentual das exportações, nível de desenvolvimento econômico, histórico de <i>default</i> , taxa de crescimento real, taxa de inflação
Emawtee Bissoondoyal-Bheenick (2004)	1995-1999	95 países	Ordered Responde Model	PNB <i>per capita</i> , inflação, saldo em conta corrente, nível de reservas internacionais
Laura Jaramillo (2010)	1993-2008	48 países emergentes	Logit binomial	Dívida pública externa/PIB, dívida pública interna/PIB, oferta monetária/PIB, índice de risco político do ICRG, exportações/PIB
Antônio Afonso, Pedro Gomes, Philipp Rother (2011)	1995-2005	66 países	Ordered probit	PIB <i>per capita</i> , taxa de crescimento real do PIB, dívida do governo, déficit do governo
Orhan Erdem, Yusuf Varli (2014)	2002-2011	8 países emergentes	Pooled OLS	Balanço orçamentário, PIB <i>per capita</i> , indicadores de governança, reservas/PIB, dívida externa/exportação
Gabriel Caldas Montes, Diego Silveira Pacheco de Oliveira (2015)	1994-2013	41 países em desenvolvimento	D-GMM e S-GMM	Crescimento do PIB, renda <i>per capita</i> , inflação, reservas internacionais, dívida externa
Marlene Amstad, Frank Packer (2015)	2007 e 2015	82 países	Regressão bivariada (simples), regressão múltipla	Dívida pública/PIB, juros/receita, PIB <i>per capita</i> , crescimento do PIB, percepção da corrupção, (log) inflação, <i>status</i> da moeda de reserva, <i>free-floating</i> , reserva internacional/PIB, dívida externa/PIB, pecado original, histórico de <i>default</i> , crédito/PIB

Fonte: Elaboração dos autores.

1 Cf. S&P, 2014; Moody's, 2015a; Fitch, 2014.

3 Base de dados

Apesar de alguns artigos da literatura utilizarem informações de *ratings* disponíveis na Bloomberg, tais dados mostraram-se inconsistentes quando comparados com aqueles fornecidos pelas próprias CRAs, com divergência de países analisados, datas e anos de emissão das notas. Por esse motivo, optou-se pela utilização, neste estudo, da base de dados original obtida de cada agência.

Foram usados os *ratings* soberanos emitidos pela Fitch, Moody's e S&P no período de quinze anos, de 2000 a 2014, para um total de duzentas nações. Embora nem todos sejam classificados ou reconhecidos como países, todos são avaliados individualmente como soberanos pelas agências (como, por exemplo, Hong Kong).

Seguindo a linha de publicações sobre o tema, foi realizada conversão dos *ratings*, *outlooks* e *credit watches* emitidos pelas CRAs em valores. Este estudo utilizará a mesma conversão adotada pela Fitch, numa escala que varia de 1 a 16 – sendo o 16 atribuído à nota mais alta. Os *outlooks* receberam uma pontuação maior que *credit watches* em virtude de terem maior probabilidade de afetar o *rating* no médio prazo (MOODY'S, 2016).

TABELA 5 – CONVERSÃO DE *RATINGS* EM VALORES

	Moody's	S&P	Fitch	Pontuação
Grau de investimento	Aaa	AAA	AAA	16
	Aa1	AA+	AA+	15
	Aa2	AA	AA	14
	Aa3	AA-	AA-	13
	A1	A+	A+	12
	A2	A	A	11
	A3	A-	A-	10
	Baa1	BBB+	BBB+	9
	Baa2	BBB	BBB	8
	Baa3	BBB-	BBB-	7

	Moody's	S&P	Fitch	Pontuação
Grau especulativo	Ba1	BB+	BB+	6
	Ba2	BB	BB	5
	Ba3	BB-	BB-	4
	B1	B+	B+	3
	B2	B	B	2
	B3	B-	B-	1
	Caa1 a C	CCC+ a SD	CCC a D	0
Perspectivas	Outlook positivo			0,75
	Watch positivo			0,5
	Estável			0
	Watch negativo			-0,5
	Outlook negativo			-0,75

Fonte: Elaboração dos autores.

Para a construção dos dados de variáveis macroeconômicas, utilizaram-se as seguintes fontes: Banco Mundial (WB) – *World Development Indicators* (WDI), *Worldwide Governance Indicators* (WGI), *Global Financial Development Database* (GFDD) –, Fundo Monetário Internacional (FMI) – *World Economic Outlook* (WEO), *International Financial Statistics* (IFS) –, *Global Competitiveness Index* (GCI) e *Penn World Table* (PWT).

4 Metodologia

Para a análise proposta neste estudo, será utilizada o Método dos Mínimos Quadrados Ordinários – MQO (*Ordinary Least Squares* – OLS).

Bissoondoyal-Bheenick (2005) e Erdem e Varli (2014) criticam a utilização do OLS para esse tipo de análise, uma vez que *ratings* são variáveis discretas (o conjunto é finito e enumerável) e ordinais (podem ser dispostas em ordem), e o método assume que os intervalos entre as notas pressupõem o mesmo nível de risco e requerem o mesmo nível de esforço. Por exemplo, ele trata a diferença de uma nota de um *rating* D (*default*) para B- como igual a uma nota de AA+ para AAA (a nota mais alta na escala), o que não corresponde à realidade.

No entanto, a Fitch argumenta que o OLS é o método estatístico preferível pela facilidade com que permite interpretar a relação entre as variáveis explanatórias e o *rating* – apesar de admitir que nem todas as relações estimadas serão lineares (como a evolução da probabilidade de *default*, por exemplo). Ainda segundo a Fitch, transformações não lineares do *rating* têm historicamente levado a coeficientes e *performances* similares à conversão linear, com a desvantagem de serem mais difíceis de interpretar (FITCH, 2014).

Assim, a Fitch lança mão do modelo OLS como ponto de partida para a análise dos soberanos, utilizando dados empíricos que, conforme informado pela própria CRA, limitam a análise subjetiva dos analistas e buscam proporcionar uma visão coerente e transparente de comparação entre soberanos no tempo. São utilizadas dezoito variáveis. Posteriormente, o resultado é combinado com uma avaliação qualitativa, assumindo-se que nenhum modelo consegue captar e refletir completamente todas as influências na qualidade do crédito soberano.

O modelo geral pode ser descrito como:

$$Y_{i,t} = \beta X_{i,t-1} + \lambda_{i,t} + \varepsilon_{i,t}, \quad i = 1, \dots, N, t = 1, \dots, T, \quad (1)$$

em que $Y_{i,t}$ é a variável dependente representada pelo *rating* atribuído pelas agências de classificação de risco para um determinado indivíduo (i) num determinado ano (t); $X_{i,t-1}$ é o conjunto de variáveis no tempo; $\lambda_{i,t}$ é uma *dummy* que indica histórico de *default*; e ε representa os distúrbios estocásticos.

De forma análoga à avaliação realizada pelas agências, considerou-se o período defasado – uma vez que parte dos dados nacionais somente é disponibilizada após o encerramento do exercício – e com abrangência de quinze anos (2000 a 2014), com o fim de capturar o desempenho dos soberanos na abordagem *through-the-cycle*, em contraponto à *point-in-time*, ou seja, numa perspectiva de longo prazo, menos suscetível a flutuações.

A emissão de *credit watches* e *outlooks* em conjunto com o *rating* é opcional pelas agências. Assim, quando emitidos, as perspectivas foram incorporadas na análise econométrica:

$$Z_{i,t} = \beta X_{i,t-1} + \lambda_{i,t} + \varepsilon_{i,t}, \quad i = 1, \dots, N, t = 1, \dots, T, \quad (2)$$

em que $Z_{i,t}$ é a variável dependente que agrega a conversão do *rating* e a correspondente perspectiva emitida.

Para a elaboração de modelo unificado das três agências, dois modelos foram acrescentados:

$$Y'_{i,t} = \beta X_{i,t-1} + \lambda_{i,t} + \varepsilon_{i,t}, \quad i = 1, \dots, N, t = 1, \dots, T, \quad (3)$$

em que $Y'_{i,t}$ é a variável dependente representada pela média dos *ratings* atribuídos pelas agências de classificação de risco e convertidos conforme escala linear; e

$$Z'_{i,t} = \beta X_{i,t-1} + \lambda_{i,t} + \varepsilon_{i,t}, \quad i = 1, \dots, N, t = 1, \dots, T, \quad (4)$$

em que $Z'_{i,t}$ representa a incorporação dos *credit watches* e *outlooks* aos *ratings* atribuídos pelas agências a determinado indivíduo (i) num determinado ano (t).

Por meio de replicação do método estatístico empregado pela Fitch Ratings, foram identificadas doze variáveis explicativas no modelo econométrico como determinantes na emissão do *rating* soberano em moeda estrangeira de longo prazo, todas adotadas por, pelo menos, duas das três maiores CRAs. Procurou-se manter a distribuição dos determinantes dentro de todos os pilares adotados pelas agências, de forma similar às notas metodológicas.

TABELA 6 – DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS EXPLICATIVAS
UTILIZADAS NO MODELO ECONOMÉTRICO

Pilar	Descrição
Institucional	Indicadores de governança: média dos seis indicadores (<i>percentil ranking</i>)
	Histórico de default (10 anos, <i>dummy</i>)
	Log do PIB, paridade do poder de compra (participação no mundo)
Econômico	Crescimento do PIB (% anual)
	Log da volatilidade do crescimento do PIB (desvio-padrão 10 anos, anual)
	PIB <i>per capita</i>
	Log da base monetária (% PIB)
	Inflação (anual %)
Fiscal	Dívida bruta geral do governo (% PIB)
	Pagamento de juros (% Receita)
Externo	Saldo em conta corrente + Investimento direto estrangeiro (% PIB)
	Reservas internacionais (% PIB)

Fonte: Elaboração dos autores.

A seguir, as descrições de cada pilar, enumeradas por algarismos romanos e acompanhadas do sinal esperado entre parênteses.

4.1 Fatores institucionais

- I Indicadores de governança (+): Utilizados pela Fitch e, parcialmente, pela Moody's e S&P. Para o modelo foi criada variável com a média dos seis indicadores elaborados pelo Banco Mundial e disponibilizados em forma de percentil de *ranking*, que varia de 0 (mais baixo) a 100 (mais alto), a saber: *rule of law*, *control of corruption*, *government effectiveness*, *voice and accountability*, *regulatory quality* e *political stability and absence of violence*. A avaliação do ambiente institucional de um soberano procura captar a capacidade e a disposição das instituições na mobilização de recursos para honrar os pagamentos. Um país com instituições estáveis gera mais previsibilidade na implementação de políticas necessárias em períodos de estresse. Por outro lado, países com conflitos internos, sociais, políticos ou com problemas de governança geram risco de descontinuidade na condução de reformas ou na sustentabilidade das finanças públicas. Na opinião da Fitch (2014), tensões internas podem minar a condução eficiente de políticas econômicas e financeiras. Segundo a Moody's (2015a), cerca de 30% das inadimplências soberanas estão relacionadas com fraquezas institucionais e políticas.
- II Histórico de *default* (-): Utilizado pela Fitch e Moody's. No modelo será utilizada uma *dummy* que avalia se o indivíduo entrou em *default* nos últimos dez anos. A Fitch utiliza uma função não linear que impacta a avaliação até vinte anos depois do último *default* percebido, dado que pode indicar uma falta de disposição do país em honrar seus compromissos. A agência, assim, pode penalizá-lo em até duas notas nos dez primeiros anos e em 0,5 no período do décimo primeiro ao vigésimo ano da ocorrência de *default*. Um episódio de *default* pode revelar fraqueza de um país na sua estrutura política, permitindo que as condições fiscais, econômicas ou políticas se deteriore. Pode também sinalizar a falta de compromisso de um soberano em honrar seus compromissos. Afonso (2003) considera que o histórico de *defaults* do soberano é de extrema importância para avaliar a credibilidade dos governos no cumprimento de suas responsabilidades futuras.
- III Log GDP (PPP), participação no mundo (+): Utilizado pela Fitch. A variável captura a dimensão relativa da economia para considerar a vulnerabilidade de economias pequenas, que em geral são menos diversificadas e mais expostas a choques, sejam domésticos ou externos.

4.2 Fatores econômicos

- IV Crescimento do PIB (anual, %) (+): Utilizado pela Fitch, Moody's e S&P. Uma baixa perspectiva de crescimento pode levar a um nível de endividamento não sustentável ao longo dos anos. Por outro lado, uma taxa positiva representa a habilidade de um país de gerar receita e honrar compromissos, auxiliando-o em tempos de crise.
- V Log volatilidade no crescimento do PIB (anual, %) (-): Utilizado pela Fitch. O modelo utiliza o desvio padrão do crescimento do PIB para capturar a volatilidade do movimento observado. Uma vez que a relação não é linear, adota-se o log da variável.
- VI PIB *per capita* (+): Utilizado pela Fitch, Moody's e S&P. O aspecto econômico de um país é importante para avaliar sua capacidade de adaptabilidade a choques externos, seu potencial crescimento. A receita do país pode ser mensurada por meio do PIB *per capita*, que, quanto maior, melhor a base de apoio à saúde das finanças públicas e a financiamentos para o soberano. Segundo a Moody's (2013), “a alta renda geralmente é relacionada de forma próxima a um baixo risco de inadimplência”. Para a S&P (2014), o PIB *per capita* é a medida mais importante de receita, dando suporte à qualidade de crédito. A Fitch (2014), por sua vez, utiliza a variável como uma medida de renda e uma *proxy* para o estoque e a qualidade do trabalho e do capital.
- VII Log *broad money* (+): Utilizado pela Fitch e S&P. O montante de oferta monetária disponível em uma economia, por ser amplo e incluir o total de ativos que famílias e empresas podem utilizar para pagamentos (ou poupar), é utilizado pela Fitch (2016) como uma *proxy* para o nível de intermediação financeira do país. Quanto mais alta, isto é, quanto mais ativos disponíveis, maior o nível de dívida pública que a economia pode tolerar. No entanto, a relação não é linear; opta-se pela utilização em log.
- VIII Inflação (anual, %) (-): Utilizada pela Fitch, Moody's e S&P. A variação nos preços dos bens e serviços afeta diretamente o crescimento econômico sustentável e a estabilidade financeira e econômica de um país. Além disso, deteriora a confiança na moeda do soberano como uma reserva de valor, podendo contribuir para uma fuga de capital de investidores. A S&P (2014) afirma que a estabilidade dos preços é a principal medida da eficácia da política monetária. Para a Moody's (2015a), a inflação é um fator determinante na competitividade de uma economia.

4.3 Fatores fiscais

- IX Endividamento (dívida bruta geral do governo, % PIB) (-): Utilizado pela Fitch, Moody's e S&P. Apesar de a carga da dívida não ser condição suficiente para uma eventual inadimplência, a informação é necessária para a análise da sustentabilidade da dívida do país. Um alto nível de endividamento prejudica a solvência do soberano. Por outro lado, um baixo nível não significa, necessariamente, condições de crescimento; ele pode refletir a dificuldade no acesso a financiamentos, em vez de flexibilidade fiscal. A Fitch (2016) ressalta que um alto nível de endividamento, mantendo-se tudo o mais constante possível, pode levar a riscos mais altos de *default*. No entanto, não há uma relação linear simples entre o estoque de dívida do soberano e a qualidade de seu crédito, uma vez que a sustentabilidade da dívida varia entre países e ao longo do tempo. Na opinião dessa CRA, esse índice é a medida mais importante e abrangente de endividamento soberano e a que melhor se aplica na comparação entre países. A S&P (2014) considera que o endividamento é afetado ainda pelas características do mercado de capitais doméstico e pela credibilidade conquistada em períodos de estresse. Para a Moody's (2015a), a carga da dívida é o ponto de partida para a análise da saúde fiscal do soberano.
- X Acessibilidade da dívida (pagamento de juros, % receitas) (-): Utilizada pela Fitch, Moody's e S&P. Um volume muito alto de juros da dívida pode levar ao aumento de déficits fiscais e, com o direcionamento de grande parte da receita para o pagamento de juros, comprometer ainda os gastos de capital. Isso pode reduzir o direcionamento de recursos para investimentos e comprometer o crescimento econômico do país, além de limitar a flexibilidade do soberano no gerenciamento de suas finanças. A Fitch (2016) julga que o custo da dívida é uma das variáveis-chave para a análise de sustentabilidade, auxiliando na determinação da trajetória do endividamento do soberano. Na avaliação da Moody's (2015a), mais de um terço das inadimplências ocorre como resultado de desequilíbrios fiscais e externos, que resultam em uma carga insustentavelmente alta.

4.4 Fatores externos

- XI Saldo em conta corrente + investimento direto estrangeiro – IDE (% PIB) (+): Fitch e Moody's utilizam as variáveis numa análise conjunta, considerando que grandes e persistentes déficits em conta corrente podem levar a um acúmulo de dívida externa – a menos que sejam

financiados por fluxos de IDE ou por posições de patrimônio líquido em empresas locais. A diferença é que, enquanto a Fitch considera o total líquido de entradas e saídas de IDE, a Moody's utiliza apenas o saldo líquido das entradas. A S&P usa as variáveis separadamente no escore externo. Para Cantor e Packer (1996), um déficit alto em conta corrente indica que os setores público e privado dependem muito de recursos estrangeiros, o que pode resultar em um endividamento externo insustentável ao longo do tempo, caso o cenário persista.

- XII Reservas internacionais (% PIB) (+): Utilizadas pela Fitch, Moody's e S&P. O saldo das reservas em moeda forte é importante para o controle da estabilidade e do crescimento, principalmente em economias que não a geram. Países com moedas transacionadas em diversos outros países têm um meio de troca forte, com menos exposição a vulnerabilidades externas e volatilidades no fluxo de capital em tempos de crise. A Fitch (2016) entende que o nível de reservas internacionais acumulado pelo país representa uma importante medida de resiliência a choques externos, podendo ainda representar a capacidade com que a economia consegue continuar financiando suas importações na ausência de acesso a financiamento externo. Tanto a S&P (2014) como a Fitch (2016) usam o saldo das reservas cambiais oficiais utilizáveis, incluindo ouro, em suas análises de emissão de *ratings* soberanos. A Moody's (2015a) exclui o ouro e utiliza a variável em conjunto com o volume de dívida de curto prazo e com os principais pagamentos de longo prazo para gerar um indicador de vulnerabilidade externa, revelando a capacidade de um soberano de usar suas reservas para efetuar o pagamento da dívida.

5 Resultados

Utilizando-se as doze variáveis identificadas como determinantes, no mínimo onze mostram-se significativas para as três agências. No caso da S&P, todas as doze são significativas.

Na Fitch, o histórico de *default* é a variável com maior impacto na nota. Em caso afirmativo, o soberano é bastante penalizado e a nota final é reduzida, em média, em 1,7.

No pilar relativo a finanças públicas, a Fitch considera que altos níveis de endividamento podem levar a riscos mais altos de *default*. O aumento em 1 ponto na acessibilidade da dívida leva à redução média de 0,05 no *rating*, enquanto a elevação da relação dívida/PIB o diminui em cerca de 0,02.

TABELA 7 – RESULTADO DO MODELO PARA RATINGS DA FITCH

Number of obs	=	666
F(12, 653)	=	721,8400
Prob > F	=	0,0000
R-squared	=	0,9193
Root MSE	=	1,3337

Fitch	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
Governança	0,0829	0,0047	17,54	0,00	0,0737	0,0922
Default	-1,7422	0,2186	-7,97	0,00	-2,1714	-1,3129
PIB	0,7758	0,0391	19,83	0,00	0,6990	0,8526
Crescimento do PIB	0,0323	0,0168	1,93	0,06	-0,0006	0,0653
Volatilidade do PIB	-0,3881	0,1134	-3,42	0,00	-0,6108	-0,1654
PIB <i>per capita</i>	0,0762	0,0058	13,13	0,00	0,0648	0,0876
Oferta monetária	0,8051	0,1416	5,69	0,00	0,5270	1,0832
Inflação	-0,0733	0,0122	-6,02	0,00	-0,0972	-0,0494
Endividamento	-0,0149	0,0020	-7,64	0,00	-0,0187	-0,0111
Acessibilidade da dívida	-0,0524	0,0077	-6,84	0,00	-0,0675	-0,0374
Investimento direto estrangeiro	0,0509	0,0094	5,40	0,00	0,0324	0,0694
Reservas internacionais	0,0042	0,0044	0,97	0,33	-0,0043	0,0128

Fonte: Elaboração dos autores.

Na estimação para a Moody's, também resultaram significativas onze variáveis nos níveis de 1% e 5%. A única variável não significativa no resultado foi a oferta monetária, o que pode ser explicado, em parte, pelo fato de a agência não utilizar a variável em sua nota metodológica.

Assim como na Fitch, o *default* é a variável que mais prejudica soberanos com o registro em seu histórico dos últimos dez anos, em média reduzindo em duas notas o *rating* atribuído. Por outro lado, o crescimento do PIB é o determinante que mais contribui positivamente para a nota final, elevando-a, em média, em 0,7 ponto. Na análise fiscal, a Moody's (2015a) considera que a carga da dívida é o ponto de partida para a análise da saúde fiscal do soberano. Na avaliação da agência, mais de um terço das inadimplências ocorre como resultado de desequilíbrios fiscais e externos. Para cada aumento na relação dívida/PIB, espera-se, em média, a redução de 0,015 no *rating* atribuído.

TABELA 8 – RESULTADO DO MODELO PARA RATINGS DA MOODY'S

Number of obs	=	730
F(12, 717)	=	727,7600
Prob > F	=	0,0000
R-squared	=	0,9032
Root MSE	=	1,5382

	Moody's	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
Governança		0,1102	0,0049	22,63	0,00	0,1006	0,1197
<i>Default</i>		-2,1388	0,2316	-9,23	0,00	-2,5935	-1,6840
PIB		0,7735	0,0406	19,04	0,00	0,6937	0,8532
Crescimento do PIB		0,0410	0,0183	2,25	0,03	0,0052	0,0769
Volatilidade do PIB		-0,5384	0,1362	-3,95	0,00	-0,8057	-0,2710
PIB <i>per capita</i>		0,0629	0,0063	10,01	0,00	0,0506	0,0753
Oferta monetária		0,2491	0,1619	1,54	0,12	-0,0688	0,5670
Inflação		-0,0648	0,0112	-5,78	0,00	-0,0868	-0,0428
Endividamento		-0,0151	0,0024	-6,38	0,00	-0,0197	-0,0104
Acessibilidade da dívida		-0,0618	0,0075	-8,26	0,00	-0,0765	-0,0471
Investimento direto estrangeiro		0,0177	0,0089	1,98	0,05	0,0002	0,0353
Reservas internacionais		0,0134	0,0048	2,79	0,01	0,0040	0,0228

Fonte: Elaboração dos autores.

Nos resultados obtidos para a S&P, todas as variáveis mostraram-se significativas nos níveis de 1% e 5%.

TABELA 9 – RESULTADO DO MODELO PARA RATINGS DA S&P

Number of obs	=	779
F(12, 766)	=	891,8700
Prob > F	=	0,0000
R-squared	=	0,9172
Root MSE	=	1,3867

S&P	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
Governança	0,0975	0,0044	22,36	0,00	0,0889	0,1060
Default	-1,7210	0,2781	-6,19	0,00	-2,2669	-1,1752
PIB	0,7840	0,0331	23,66	0,00	0,7190	0,8491
Crescimento do PIB	0,0319	0,0155	2,06	0,04	0,0015	0,0624
Volatilidade do PIB	-0,4948	0,1044	-4,74	0,00	-0,6998	-0,2898
PIB <i>per capita</i>	0,0720	0,0062	11,68	0,00	0,0599	0,0841
Oferta monetária	0,6540	0,1376	4,75	0,00	0,3839	0,9242
Inflação	-0,0544	0,0097	-5,63	0,00	-0,0734	-0,0354
Endividamento	-0,0193	0,0020	-9,55	0,00	-0,0232	-0,0153
Acessibilidade da dívida	-0,0492	0,0063	-7,86	0,00	-0,0615	-0,0369
Investimento direto estrangeiro	0,0664	0,0088	7,58	0,00	0,0492	0,0836
Reservas internacionais	0,0124	0,0042	2,95	0,00	0,0042	0,0206

Fonte: Elaboração dos autores.

O aumento no PIB *per capita*, medida considerada pela S&P (2004) a mais importante de receita por dar suporte à qualidade do crédito, eleva o *rating* do soberano, em média, em 0,06.

A tabela 10 apresenta o resultado consolidado obtido para as três agências. A quarta coluna mostra o modelo unificado com a média das notas emitidas (IDRCRA).

Quando considerados os *ratings* das três CRAs, todas as variáveis resultam significativas, ainda que não o sejam em todas as regressões individuais. Os sinais se mantêm como o esperado, com coeficientes coerentes entre o modelo individual e o unificado.

TABELA 10 – RESULTADOS DAS REGRESSÕES

	Fitch	Moody's	S&P	CRAs
Governança	0,0829***	0,1102***	0,0975***	0,1026***
Default	-1,7422***	-2,1387***	-1,7210***	-1,7499***
PIB	0,7758***	0,7735***	0,7840***	0,8200***
Crescimento do PIB	0,0323*	0,0410**	0,0319**	0,0285*
Volatilidade do PIB	-0,3881***	-0,5384***	-0,4948***	-0,4013***
PIB <i>per capita</i>	0,0762***	0,0629***	0,0720***	0,0703***
Oferta monetária	0,8051***	0,2491	0,6540***	0,4946***
Inflação	-0,0733***	-0,0648***	-0,0544***	-0,0502***
Endividamento	-0,0149***	-0,0151***	-0,0193***	-0,0190***
Acessibilidade da dívida	-0,0524***	-0,0618***	-0,0492***	-0,0463***
Investimento direto estrangeiro	0,0509***	0,0177**	0,0664***	0,0397***
Reservas internacionais	0,0042	0,0134***	0,0124***	0,0166***
N	666	730	779	856
R-sq	0,919	0,903	0,917	0,919
adj. R-sq	0,918	0,902	0,916	0,918
AIC	22.864,7430	2.713,2421	2.732,9641	2.978,3888
BIC	2.344,9110	2.772,9517	2.793,5182	3.040,1683

Nota: * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Fonte: Elaboração dos autores.

Num dos primeiros artigos sobre os determinantes do *rating* soberano – que é também o mais citado sobre o tema na revisão da literatura feita neste trabalho –, Cantor e Packer (1996) concluíram que cinco variáveis explicavam 90% dos *ratings*: crescimento do PIB, PIB *per capita*, dívida externa, indicador para países desenvolvidos e histórico de *default*. Hoje, esses cinco itens respondem aproximadamente por apenas 72% dos *ratings*. A metodologia utilizada pelas agências não só mudou com o decorrer dos anos e após crises internacionais, como ficou mais complexa, passando a considerar fatores antes não relevantes

Em artigo mais recente, Montes e Oliveira (2016) avaliam que oito variáveis explicam 85% dos *ratings*. No entanto, o estudo utiliza variáveis institucionais de forma separada, como responsabilidade democrática, cumprimento da lei e da ordem e menos corrupção, o que altera a dinâmica na relação entre as variáveis e reflete apenas parcialmente a forma de análise das agências. Neste artigo, os seis índices de governança do Banco Mundial foram consolidados em apenas um, gerando uma média por ano e país, de maneira análoga à adotada pela Fitch.

Nos testes para seleção do modelo (*Akaike Information Criterion* – AIC e *Bayesian Information Criterion* – BIC), os melhores resultados foram obtidos pela Fitch – o que pode ser em parte explicado pelo fato de ser a única agência a adotar o OLS como metodologia na emissão dos *ratings*, enquanto as demais utilizam métricas diferentes.

TABELA 11 – COEFICIENTES ESPERADOS PELA FITCH E OS OBTIDOS PELOS MODELOS

	Coefficiente esperado	Fitch	Moody's	S&P	CRAs
Governança	0,0700	0,08***	0,11***	0,09***	0,10***
Default	-	-1,74***	-2,13***	-1,72***	-1,74***
PIB	0,5500	0,77***	0,77***	0,78***	0,82***
Crescimento do PIB	0,0900	0,03*	0,04**	0,03**	0,02*
Volatilidade do PIB	-0,6800	-0,38***	-0,53***	-0,49***	-0,40***
PIB per capita	0,0500	0,07***	0,06***	0,07***	0,07***
Oferta monetária	0,3300	0,80***	0,2400	0,65***	0,49***
Inflação	-0,0700	-0,07***	-0,06***	-0,05***	-0,05***
Endividamento	-0,0200	-0,01***	-0,01***	-0,02***	-0,02***
Acessibilidade da dívida	-0,0400	-0,05***	-0,06***	-0,05***	-0,04***
Investimento direto estrangeiro	0,0000	0,05***	0,01**	0,06***	0,03***
Reservas internacionais	-	0,0100	0,01***	0,01***	0,01***
R ²	0,94	0,919	0,903	0,917	0,919
R ² ajustado	-	0,918	0,902	0,916	0,918

Nota: * p < 0.10, ** p < 0.05, *** p < 0.01

Fonte: Elaboração dos autores.

Ao serem comparados os coeficientes esperados pela Fitch em suas estimativas para as doze variáveis e os obtidos em cada modelo, observa-se que os sinais são coerentes e que os valores resultantes, tanto individualmente como no modelo unificado, são aproximados.

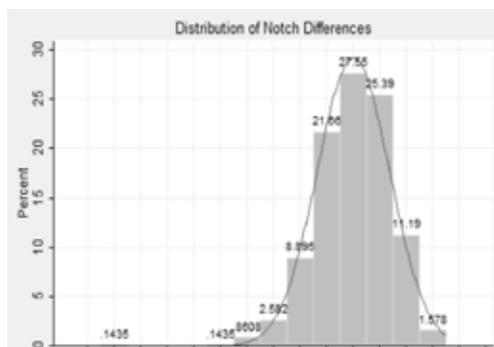
5.1 Verificação da aderência do modelo

Para a verificação da aderência do modelo criado com as notas efetivamente emitidas pelas agências, efetuou-se o seguinte cálculo:

$$IDRX1dif=IDRX-IDRX1, \quad (5)$$

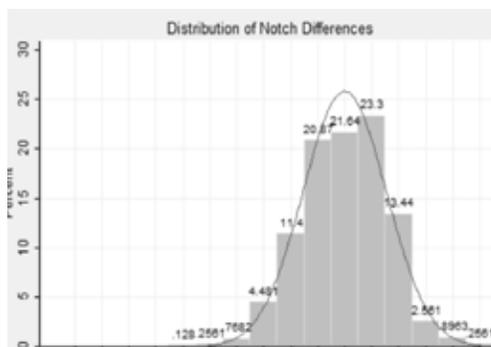
em que *IDRX* é o *rating* atribuído pela agência e convertido em valor, e *IDRX1* é o *rating* predito pelo modelo do presente estudo para a respectiva agência e convertido em valor.

Segundo a Fitch (2014), seu modelo então alterado previa corretamente 33% dos *ratings* por ela emitidos. Quando considerado o intervalo para 1 *rating* (para cima ou para baixo), o percentual de acerto aumentava para 80%.



Fonte: Elaboração dos autores.

GRÁFICO 1 – DIFERENÇA ENTRE *RATINGS* ATRIBUÍDOS PELA FITCH E PREDITOS PELO MODELO

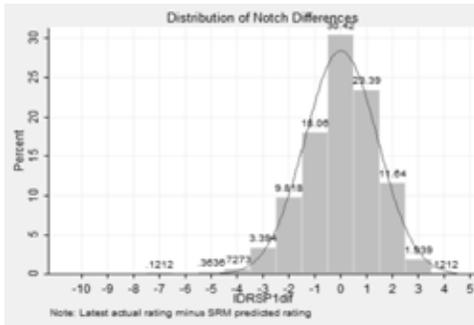


Fonte: Elaboração dos autores.

GRÁFICO 2 – DIFERENÇA ENTRE *RATINGS* ATRIBUÍDOS PELA MOODY'S E PREDITOS PELO MODELO

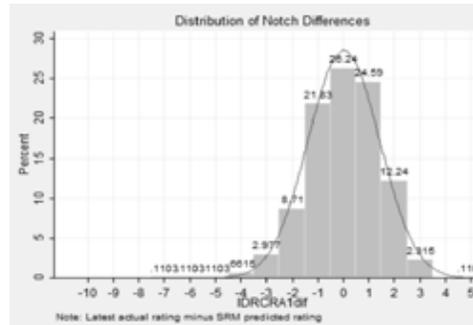
No caso da Fitch (gráfico 1), em 27,55% da amostra os *ratings* efetivamente emitidos pela agência e os preditos no modelo são idênticos e, quando considerado o intervalo de 1 *rating*, o percentual atingido é de 74,6%. Para a Moody's (gráfico 2), os percentuais são de 21,64% e 65,81%, respectivamente.

Para a S&P, 30,42% dos *ratings* emitidos pela CRA são idênticos aos preditos no modelo e 71,87%, quando considerado o mesmo intervalo de 1 *rating* (gráfico 3). No modelo que unifica as notas emitidas para as três agências, os valores obtidos são de 26,24% e 72,66%, respectivamente.



Fonte: Elaboração dos autores.

GRÁFICO 3 – DIFERENÇAS ENTRE RATINGS ATRIBUÍDOS PELA S&P E PREDITOS PELO MODELO



Fonte: Elaboração dos autores.

GRÁFICO 4 – DIFERENÇAS ENTRE A MÉDIA DE RATINGS DAS CRAs E O MODELO

O alto percentual de acerto do modelo nas notas emitidas pelas três agências sugere a sua aderência às metodologias efetivamente adotadas pelas CRAs, inclusive no modelo que unifica a média das três notas.

5.2 Extensão do modelo-base

Utilizando-se as variáveis explicativas listadas anteriormente como controle, foram identificados outros regressores que auxiliam na análise dos ratings e melhoram o desempenho das variáveis que resultaram não significativas anteriormente.

Apesar de não explicitados pelas agências nas notas metodológicas, eles podem ajudar a refletir outras variáveis não observáveis ou características qualitativas, discutidas e consideradas pelos comitês de avaliação das CRAs. São eles: crise financeira internacional, abertura financeira (ka_open)² e classificação de país industrializado (*dummy*). O modelo geral pode ser reescrito da forma abaixo:

$$Y_{i,t} = \beta X_{i,t-1} + \lambda_{i,t} + \Phi IFC + \delta_{i,t} Ko + Y_i + \varepsilon_{i,t} \quad i = 1, \dots, N, t = 1, \dots, T, \quad (6)$$

em que ΦIFC representa uma *dummy* para os anos de epicentro da crise financeira internacional do *subprime* (2008-2009); $\delta_{i,t} Ko$, uma *dummy* que indica medida de abertura financeira do soberano; e Y_i , uma *dummy* que indica se o país é industrializado, conforme critério tradicional do FMI.³

2 Índice criado por Chinn e Ito (2006), conforme restrições a transações financeiras reportadas no Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions (AREER).

3 Austrália, Áustria, Bélgica, Canadá, Suíça, Alemanha, Dinamarca, Espanha, Finlândia, França, Reino Unido, Grécia, Irlanda, Islândia, Itália, Japão, Luxemburgo, Holanda, Noruega, Nova Zelândia, Portugal, Suécia e Estados Unidos.

A tabela 12 apresenta o resultado após a inclusão das novas variáveis nas regressões. Durante os anos de crise financeira internacional (2008-2009), os *ratings* da Fitch e da S&P foram reduzidos, em média, em 0,34 e 0,35, respectivamente. A abertura financeira comprova ser significativa para as três agências, com o maior coeficiente observado na S&P. Países industrializados recebem um *rating* maior na avaliação da Fitch e da S&P, em média 1,07 e 0,83 acima dos demais, respectivamente. Segundo os resultados, a Moody's não aparenta ser mais benevolente com países industrializados nem reduzir a média dos *ratings* nos anos de crise, o que corrobora as conclusões de Pennartz e Snoeijs (2012) de que esta seria a CRA mais estável entre as três.

TABELA 12 – RESULTADOS DAS REGRESSÕES COM EXTENSÃO DO MODELO

	Fitch	Moody's	S&P	CRAs
Governança	0,0791***	0,1065***	0,0925***	0,0983***
Default	-1,8979***	-2,1956***	-1,9767***	-1,8718***
PIB	0,7509***	0,7657***	0,7480***	0,7949***
Crescimento do PIB	0,0421**	0,0480***	0,0425***	0,0360**
Volatilidade do PIB	-0,3535***	-0,4483***	-0,3884***	-0,3160***
PIB <i>per capita</i>	0,0515***	0,0539***	0,0530***	0,0546***
Oferta monetária	0,9370***	0,3960**	0,8188***	0,6495***
Inflação	-0,0651***	-0,0608***	-0,0506***	-0,0466***
Endividamento	-0,0168***	-0,0168***	-0,0206***	-0,0204***
Acessibilidade da dívida	-0,0525***	-0,0585***	-0,0475***	-0,0448***
Investimento direto estrangeiro	0,0568***	0,0178**	0,0667***	0,0400***
Reservas internacionais	0,0087*	0,0130**	0,0120***	0,0166***
Crise internacional	-0,3432*	-0,2743	-0,3502**	-0,3368**
Abertura financeira	0,9595***	0,6783***	1,0167***	0,8905***
País industrializado	1,0737***	0,4179	0,8398**	0,6680*
N	648	717	761	838
R-sq	0,920	0,901	0,918	0,919
adj. R-sq	0,918	0,899	0,916	0,917
AIC	2.206,4867	2.667,3868	2.647,9910	2.896,1944
BIC	2.278,0690	2.740,5880	2.722,1452	2.971,8907

Nota: * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Fonte: Elaboração dos autores.

O coeficiente de determinação do modelo unificado (IDRCRA) permanece 0,91; no entanto, tanto na Fitch como na Moody's, todas as demais variáveis passam a ser significantes. Os melhores resultados nos testes de verossimilhança dos modelos (AIC e BIC) continuam sendo obtidos pela Fitch, que apresentou os menores valores.

Em artigo de 2015, Packer e Amstad atualizam o estudo feito por Cantor e Packer (1996) e concluem que seis variáveis determinam 77% dos *ratings* soberanos. Contudo, assim como na primeira publicação, utilizam apenas 1 ano como parâmetro para as conclusões, e não consideram as variáveis fiscais mais relevantes (endividamento e acessibilidade da dívida), utilizadas pelas três agências em conjunto. Eles as empregam apenas em modelos separados, o que não reflete o uso dos critérios da forma correta nem a abordagem *through-the-cycle* que as CRAs adotam. Além disso, os autores concluem que não há diferenciação nos *ratings* emitidos para países emergentes e para os demais – o que também não se confirmou nesta análise.

5.3 Análise de robustez

O modelo utiliza o período de 2000 a 2014, em consonância com o critério adotado pelas agências. Nos testes de robustez, o período foi ampliado (1996 a 2014), além de terem sido aplicados modelos não defasados para ambos os períodos. Em todos os casos, os resultados foram semelhantes aos obtidos no modelo original, reforçando os sinais e as intensidades identificados no modelo-padrão.

A utilização de *outlooks*, *credit watches* e *reviews* em modelos defasados e não defasados, para ambos os períodos (2000 a 2014, e 1996 a 2014), retornou resultados similares.

TABELA 13 – APLICAÇÃO DO MODELO EM DADOS EM PAINEL

	CRAs (1)	CRAs (2)	CRAs (3)
Governança	0,1036***	0,1027***	0,0949***
Default	-1,8169***	-1,5693***	-1,9508***
PIB	0,8081***	0,8755***	0,8984***
Crescimento do PIB	0,0257*	0,0272***	0,0275**
Volatilidade do PIB	-0,3647***	-0,4269***	-0,5107***
PIB <i>per capita</i>	0,0702***	0,0656***	0,1420***
Oferta monetária	0,4136***	0,2874	0,0305
Inflação	-0,0508***	-0,0352***	-0,0455***

	CRAs (1)	CRAs (2)	CRAs (3)
Endividamento	-0,0168***	-0,0148***	-0,0200***
Acessibilidade da dívida	-0,0463***	-0,0524***	-0,0567***
Investimento direto estrangeiro	0,0377***	0,0091	0,0106
Reservas internacionais	0,0171***	0,0121**	0,0204*
N	907	907	907
R-sq	0,915		
adj. R-sq	0,914		
AIC	3202,9317	.	4330,2226
BIC	3265,4635	.	4681,3630

Notas: * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

(1) Reg, year < 2015, robust

(2) xtreg, year < 2015, vce (robust)

(3) xtprobit, year < 2015, vce (robust)

Fonte: Elaboração dos autores.

Adicionalmente, o modelo foi aplicado em metodologias de dados em painel. Os resultados obtidos são consistentes com o original.

6 Considerações finais

A metodologia utilizada pelas agências de classificação de risco, como verificado neste estudo, não só mudou com o decorrer dos anos e após crises internacionais, como ficou mais complexa, passando a atribuir pesos diferentes a fatores fiscais e externos. Cantor e Packer (1996), em um dos artigos mais relevantes na literatura sobre determinantes do *rating* soberano, concluíram, à época, que seis variáveis explicavam 90% dos *ratings* soberanos da S&P e da Moody's. Em 2016, conforme já mencionado, esses cinco itens responderam aproximadamente por apenas 72% dos *ratings*.

A partir da informação presente nas notas metodológicas das agências e, utilizando-se modelo econométrico adotado pela Fitch, constatou-se que doze variáveis são relevantes na determinação do *rating* soberano para as três CRAs, respeitando-se a distribuição nos quatro pilares em comum que utilizam: institucional, econômico, fiscal e externo. Diferentemente dos artigos existentes sobre o tema, todas as variáveis são usadas por ao menos duas CRAs, e o período da análise – quinze anos – procurou também refletir a abordagem *through-the-cycle* que adotam.⁴

4 Confirmado pelos modelos em painel e pseudopanel.

No âmbito fiscal, tanto a acessibilidade da dívida como o endividamento do país são significativos para a avaliação feita por qualquer das três agências, indicando que a elevação das variáveis leva à redução do *rating* final que elas atribuem.

As descobertas evidenciam a importância do planejamento fiscal no desempenho da economia de um país e podem ser um ponto de partida para a complexa discussão enfrentada pelos formuladores de políticas públicas sobre quais iniciativas priorizar para recuperar ou potencializar sua credibilidade e melhorar o ambiente institucional como um todo, uma vez que os resultados se aplicam a qualquer soberano avaliado por qualquer uma das três agências.

Todas as doze variáveis se apresentam significativas quando utilizadas em modelo que unifica a nota média emitida pelas três agências, com coeficiente de determinação bastante próximo ao obtido pela Fitch Ratings (sendo 0,92 o do modelo e 0,94 o da CRA). A utilização de *outlooks* e *credit watches* fornece resultados similares. Além disso, a existência de abertura financeira de um soberano é favorável para a nota emitida por qualquer uma das três agências.

Por fim, diferentemente de Amstad e Packer (2015), para os quais não há evidências de discriminação nas avaliações de países emergentes em comparação com países avançados, o trabalho encontra indícios de que as CRAs aparentam, sim, ser mais benevolentes nas análises de países industrializados.

Referências

AFONSO, A. Understanding the determinants of sovereign debt ratings: evidence for the two leading agencies. **Journal of Economics and Finance**, v. 27, n. 1, p. 56-74, 2003.

AFONSO, A.; GOMES, P.; ROTHER, P. Short and long run determinants of sovereign debt credit ratings. **International Journal of Finance**, v. 15, p. 1-15, 2011.

AMSTAD, M.; PACKER, F. Sovereign ratings of advanced and emerging economies after the crisis. **BIS Quarterly Review**, p. 77-91, dez. 2015.

BISSOONDOYAL-BHEENICK, E. An analysis of the determinants of sovereign ratings. **Global Finance Journal**, v. 15, n. 3, p. 251-280, 2005.

CANTOR, R.; PACKER, F. Determinants and impact of sovereign credit ratings. **The Journal of Fixed Income**, v. 6, n. 3, p. 76-91, 1996.

CHINN, M. D.; ITO, H. What matters for financial development? Capital controls, institutions, and interactions. **Journal of Development Economics**, v. 81, n. 1, p. 163-192, out. 2006.

ERDEM, O.; VARLI, Y. Understanding the sovereign credit ratings of emerging markets. **Emerging Markets Review**, v. 20, p. 42-57, 2014.

FITCH. **Sovereign rating model**, ago. 2014.

FITCH. **Sovereign rating criteria**: Update. 2016.

FITCH RATINGS. **Sovereign rating criteria**, ago. 2014.

HASAN, M. The US should let its credit rating be downgraded - and shrug. **The Guardian**, 5 ago. 2011. Disponível em: <https://www.theguardian.com/commentisfree/cifamerica/2011/aug/05/us-credit-rating-downgraded-moodys>. Acesso em: 15 nov. 2018.

JARAMILLO, L. Determinants of investment grade status in emerging markets. **IMF Working Papers**, v. 10, n. 117, p. 1, 2010.

KIFF, J. *et al.* Are rating agencies powerful? An investigation into the impact and accuracy of sovereign ratings. **International Monetary Fund**, Working Paper n. 12/23, 2012.

KIM, S.-J.; WU, E. Sovereign credit ratings, capital flows and financial sector development in emerging markets. **Emerging Markets Review**, v. 9, n. 1, p. 17-39, 2008.

MONTES, G. C.; OLIVEIRA, D. S. P. de. Beyond the macroeconomic determinants of sovereign credit ratings in developing economies: a panel data analysis considering different dimensions. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 63., 2015, Niterói. **Anais [...]**. Niterói: Anpec, 2016.

MOODY'S. **Ratings de títulos soberanos**. 2013.

MOODY'S. **Sovereign bond ratings**. Moody's investor service, p. 1.092-1.116, 2015a.

MOODY'S. **Como a qualidade do crédito soberano pode afetar outros ratings**. 2015b.

MOODY'S. **Rating symbols and definitions**. 2016.

PENNARTZ, J.; SNOEIJ, J. P. Sovereign credit ratings. **Rabobank Working Paper Series**, n. 12, p. 1-38, 2012.

SEC. **Annual report on nationally recognized statistical rating organizations, June 26, 2014 – June 25, 2015**, dez. 2015.

STANDARD & POOR'S (S&P). **Sovereign rating methodology**, n. 1, p. 1-45, 2014.

WHITE, L. J. Markets: the credit rating agencies. **Journal of Economic Perspectives**, v. 24, n. 2, p. 211-226, 2010.



Tema

*Equilíbrio, transparência e planejamento
fiscal de médio e longo prazo*

Equilíbrio, transparência e planejamento fiscal de médio e longo prazo – Menção honrosa

*Jorge Eduardo Macedo Simões**

*Roberto Tatiana Ferreira***



*Função de reação fiscal não linear: limite da
dívida, espaço fiscal e sustentabilidade da dívida
para os estados brasileiros*

* *Doutor em Economia pela Universidade Federal do Ceará (UFC) e professor assistente da Universidade Federal do Sul e Sudeste do Pará (Unifesspa)*

** *Doutor em Economia pela Universidade Federal do Ceará (UFC) e professor associado da mesma instituição*

Resumo

Com base nos trabalhos teóricos e empíricos de Ostry *et al.* (2010) e Ghosh *et al.* (2013), o presente estudo estima o nível máximo de dívida que os estados brasileiros podem contrair para não comprometer a solvência fiscal. Estima-se por Mínimos Quadrados Generalizados Factíveis (MQGF) uma função de reação fiscal cúbica, que possibilita a fadiga fiscal, para dados em painel no período entre 2000 e 2016. O objetivo é determinar o limite da dívida e o espaço fiscal para além do qual, sem medidas extraordinárias, a dívida é considerada insustentável. Além disso, pretende-se criar cenários futuros (otimista, mediano, pessimista) sobre o limite da dívida e o espaço fiscal. Os resultados empíricos indicam que há uma relação cúbica entre o superávit primário e a dívida pública defasada, segundo a qual, para baixos níveis de dívida, há uma pequena resposta em termos de elevação do superávit. À medida que a dívida aumenta, o saldo primário se eleva, mas a capacidade de resposta acaba se enfraquecendo e, em seguida, chega eventualmente a um ponto de fadiga fiscal em que a reação se torna negativa em níveis de dívida muito altos.

Os limites das dívidas dos estados brasileiros são bastante heterogêneos, variando entre 0,00% e 23,61%, com uma média de 5,46% dos respectivos PIBs. Os resultados dos espaços fiscais estimados refletem a atual crise vivenciada pela maioria dos estados brasileiros: dezoito dos 27 estados apresentam um hiato fiscal, ou seja, seus estoques de dívida/PIB já ultrapassaram os níveis máximos de dívidas. Em outras palavras, as dívidas desses estados apresentam trajetórias insustentáveis, com destaque negativo para Minas Gerais, Rio Grande do Sul, Rio de Janeiro e São Paulo, cujos estoques de dívida/PIB estão, respectivamente, em 21,37%, 20,87%, 16,29% e 13,40% além do nível máximo de dívida. Por outro lado, os estados do Amapá (18,32%), Roraima (8,14%) e Tocantins (3,52%) ocupam os três primeiros lugares no *ranking* de geração de espaço fiscal. Por fim, as perspectivas de espaço fiscal para os quatro anos seguintes (2017-2020) não foram favoráveis, com exceção do resultado obtido em um cenário otimista. Os demais cenários, mediano e pessimista, apontam que alguns estados brasileiros tendem a continuar enfrentando problemas fiscais relacionados à insolvência da dívida pública.

Palavras-chave: Dívida pública. Estados brasileiros. Espaço fiscal.

Sumário

1 INTRODUÇÃO	231
2 PANORAMA FISCAL DOS ESTADOS BRASILEIROS	234
3 REVISÃO DA LITERATURA	239
4 METODOLOGIA	246
4.1 Referencial teórico	246
4.2 Base de dados	250
4.3 Estratégia empírica	251
4.3.1 Forma funcional da função de reação fiscal	252
4.3.2 Determinação dos pagamentos de juros ajustados ao crescimento econômico	253
4.3.3 Determinação do limite da dívida e do espaço fiscal	253
4.3.4 Cenários futuros do limite da dívida e o espaço fiscal	254
5 ANÁLISE DOS RESULTADOS	255
6 CONSIDERAÇÕES FINAIS	261
REFERÊNCIAS	263
APÊNDICE	268

Lista de figuras

Figura 1 – Dívida Consolidada Líquida (% da Receita Corrente Líquida) – 2016	234
Figura 2 – Disponibilidade de caixa líquido (% da Receita Corrente Líquida) – 2016	236
Figura 3 – Gasto com pessoal (% da Receita Corrente Líquida) – 2016	237
Figura 4 – Investimento (% da Receita Corrente Líquida) – 2016	238
Figura 5 – Determinação do limite da dívida	249

Lista de tabelas

Tabela 1 – Estatística descritiva das séries para os estados brasileiros: 2000-2016	251
Tabela 2 – Método de construção dos cenários da dívida	255
Tabela 3 – Testes de especificação	256
Tabela 4 – Resultado das estimativas da função de reação fiscal dos estados brasileiros: 2000-2016	257
Tabela 5 – Limite da dívida e espaço fiscal dos estados brasileiros em 2016 (% PIB)	259
Tabela A1 – Dívida Consolidada Líquida (% da Receita Corrente Líquida)	268
Tabela A2 – Disponibilidade de caixa líquido (% da Receita Corrente Líquida)	269
Tabela A3 – Resultado primário (% da Receita Corrente Líquida)	270
Tabela A4 – Gastos com pessoal (% da Receita Corrente Líquida)	271
Tabela A5 – Investimentos (% da Receita Corrente Líquida)	272
Tabela A6 – Cenário otimista (% do PIB)	273
Tabela A7 – Cenário mediano (% do PIB)	274
Tabela A8 – Cenário pessimista (% do PIB)	275

1 Introdução

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

A partir da década seguinte, observa-se uma expansão da dívida pública em virtude das crises do petróleo em 1973 e 1979, além da recessão americana, da crise da dívida externa em 1982 e da falta de acompanhamento e transparência das contas públicas (TABOSA *et al.*, 2016). Ainda nesse período inicia-se a primeira crise de endividamento dos estados brasileiros, após a moratória da dívida mexicana. Nesse momento, os afluxos de capitais estrangeiros para o país diminuíram bruscamente e as esferas subnacionais de governo não tiveram como honrar seus compromissos externos. O governo federal foi então obrigado a assumir as dívidas dos estados, que eram garantidas pelo Tesouro Nacional (CAMPOS; FERREIRA, 2006). De acordo com Giambiagi e Além (2000), esses acontecimentos contribuíram para a elevação do déficit primário nacional, passando de 4,20% do PIB em 1985-1986 para 5,80% do PIB em 1989.

Na década de 1990, os estados brasileiros voltaram a demandar novas renegociações de dívidas. No período entre 1995¹ e 1998, os déficits primários estaduais representavam, em média, 0,40% dos seus respectivos PIBs, enquanto no mesmo período analisado, o governo federal teve, em média, superávits de 0,30% do PIB. Os governos estaduais alegavam perdas de receitas do ICMS (em média 0,50% dos PIBs estaduais entre 1994 e 1998), em decorrência da Lei Kandir.²

O governo federal adotou medidas para melhorar os resultados fiscais dos estados através do Programa de Reestruturação Fiscal e Financeiro.³ O Programa

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

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

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

de Estabilização Fiscal de 1998 estabeleceu as metas de superávit primário, e a Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF)⁴ foi criada para disciplinar os gastos públicos e controlar o endividamento da União, dos estados, do Distrito Federal e dos municípios (STN, 2017a).

Mesmo com todas essas medidas, a dívida dos governos estaduais expandiu-se em 111,4 bilhões de reais, entre 2006 e 2011 (PELLEGRINNI, 2012). A partir de 2011, o resultado primário estadual passou de um superávit de 0,62% do PIB para um déficit de 0,08% do PIB em 2016. A Dívida Consolidada Líquida (DCL) aumentou de 9,24% para 11,52% do PIB nesse mesmo período.⁵

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

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

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

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

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

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

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

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

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

Depois, a partir da previsão de um conjunto de variáveis,⁶ são fornecidas estimativas sobre os limites das dívidas e seus respectivos espaços fiscais em três cenários (otimista, mediano e pessimista), sendo estes específicos de cada estado brasileiro para o período entre 2017 e 2020.

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

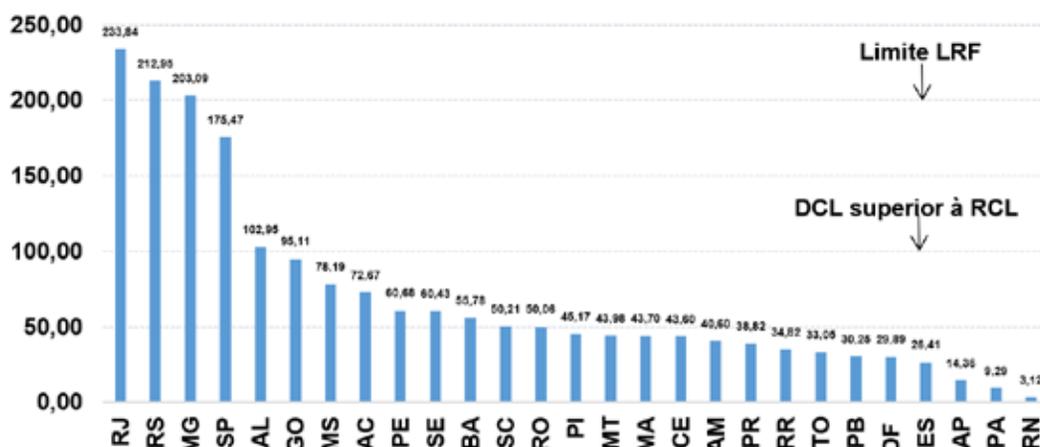
Em segundo lugar, o tamanho do painel mais amplo, entre 2000 e 2016, capta possíveis impactos sobre as finanças públicas estaduais da recessão econômica brasileira iniciada no segundo trimestre de 2014, da aceleração da inflação em 2015 e de mudanças na legislação. Em terceiro lugar, são feitas previsões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

Seguindo-se a essa introdução, a seção 2 realiza um panorama fiscal dos estados brasileiros. Já a seção 3 apresenta a revisão da literatura sobre o tema, enquanto a seção 4 descreve a metodologia e a seção 5 discute os resultados. Na seção 6, por fim, as considerações finais.

6 Taxa de juros Selic, inflação (IGP-DI), receitas correntes e próprias, despesas correntes, PIB e DCL.

2 Panorama fiscal dos estados brasileiros

A tabela A1, nos apêndices, mostra a evolução da Dívida Consolidada Líquida (DCL) como proporção da Receita Corrente Líquida (RCL) no período recente (2000-2016). De um modo geral, constata-se uma grande heterogeneidade entre os estados brasileiros. Entretanto, um ponto em comum é o aumento da dívida da maioria dos estados a partir de 2011. Em 2016, essa razão atinge patamares extremamente elevados em quatro estados: Rio de Janeiro (233,84% da RCL), Rio Grande do Sul (212,95%), Minas Gerais (203,09%) e São Paulo (175,47%), sendo que nos três primeiros a dívida já ultrapassou o limite de 200,00% da RCL estipulado pela LRF. Das 27 unidades da federação, 22 encerraram esse mesmo ano com uma relação DCL/RCL inferior a 100,00%,⁷ sendo que as quatorze primeiras não chegaram nem a 50,00% (figura 1). Esse quadro das dívidas estaduais foi amenizado por algumas medidas, como imposição de um limite de endividamento,⁸ prolongamento dos prazos e redução dos indexadores.⁹



Fonte: Elaboração dos autores a partir de dados da Secretaria do Tesouro Nacional (2017b).

FIGURA 1 – DÍVIDA CONSOLIDADA LÍQUIDA (% DA RECEITA CORRENTE LÍQUIDA) – 2016

- 7 Rio Grande do Norte, Pará, Amapá, Espírito Santo, Distrito Federal, Paraíba, Tocantins, Roraima, Paraná, Amazonas, Ceará, Maranhão, Mato Grosso, Piauí, Rondônia, Santa Catarina, Bahia, Sergipe, Pernambuco, Acre, Mato Grosso do Sul, Goiás.
- 8 Após a renegociação das dívidas dos estados com o governo federal no período entre 1997 e 2001, os governos estaduais foram submetidos a uma série de restrições no que diz respeito à emissão de títulos, sejam eles domésticos ou externos, precisando da autorização da União para se endividar.
- 9 A Lei Complementar nº 148, de 25 de novembro de 2014, trocou o indexador das dívidas renegociadas nos anos de 1990. Em 2015, foi sancionada a Lei Complementar nº 151, de 5 de agosto de 2015, que estabeleceu prazos para revisão das dívidas previstas na Lei Complementar nº 148. No ano de 2016, criou-se a Lei Complementar nº 156, de 28 de dezembro de 2016, que alongou essas dívidas por mais vinte anos, diluindo o pagamento do principal.

À primeira vista, com algumas exceções, a crise atual nas finanças públicas estaduais não é explicada por elevados estoques de dívidas contraídas no passado. Um primeiro problema decorre da conjuntura econômica¹⁰ desfavorável. A combinação de baixa capacidade de endividamento com elevada rigidez orçamentária fez com que a postergação de despesas via restos a pagar fosse a principal fonte de financiamento dos estados (FIRJAN, 2017).

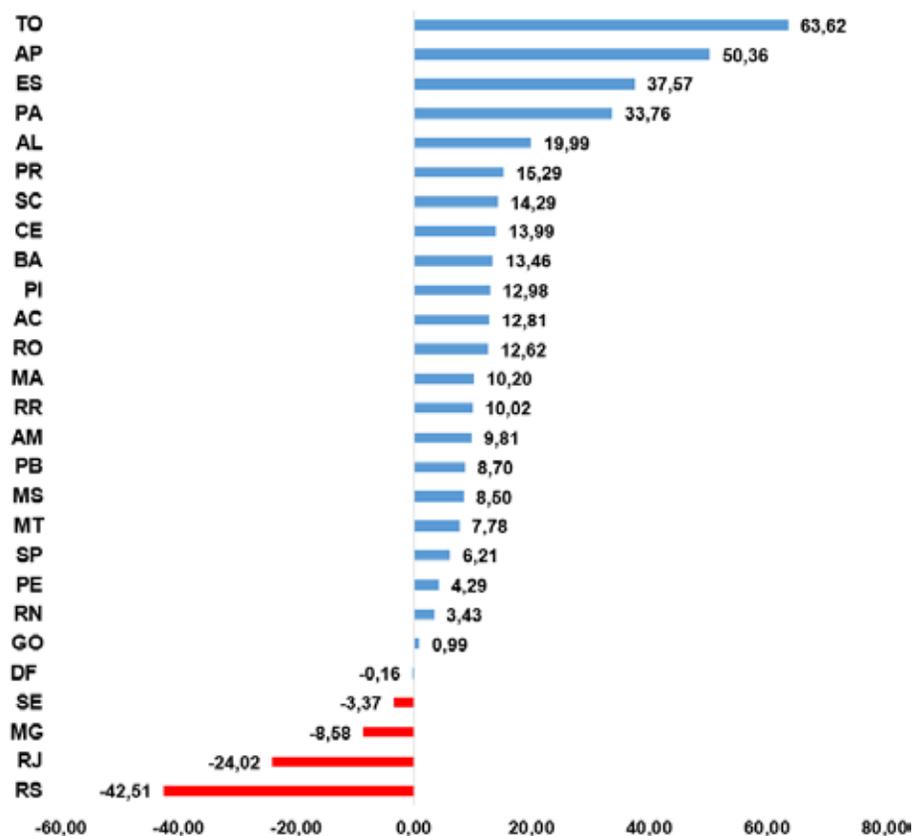
Como mostra a tabela A2, a disponibilidade de caixa líquido¹¹ no Rio Grande do Sul foi deficitária no período de 2000 a 2016; em 2016, apresentou saldo negativo de 42,51% da RCL, ou seja, foram R\$ 14.731.261.345,56 em despesas postergadas para 2017. No Rio de Janeiro, essa dinâmica se inicia em 2015, com R\$ 11.104.550.157,55 (24,02% da RCL) em dispêndios preteridos para 2017. Outro estado com destaque negativo de insuficiência de caixa é Minas Gerais. Ele encerrou o ano de 2016 com um déficit em caixa na ordem de 8,58% da RCL (R\$ 4.611.294.470,22). Espírito Santo e Distrito Federal também fazem parte dessa lista, com saldo de caixa negativo na ordem de 3,37% e 0,16% da RCL, respectivamente (figura 2).

Dos 22 estados que terminaram o ano de 2016 com recursos em caixa para cobrir gastos postergados,¹² apenas oito tiveram menos de 10,00% da RCL para fazer frente aos imprevistos orçamentários em 2017. Destaque positivo para o Tocantins, com um crédito de 63,62%, assim como para os estados do Amapá, Espírito Santo e Pará, com saldo em caixa superior a 30% das respectivas RCLs (figura 2).

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

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

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



Fonte: Elaboração dos autores a partir de dados da Secretaria do Tesouro Nacional (2017b).

FIGURA 2 – DISPONIBILIDADE DE CAIXA LÍQUIDO (% DA RECEITA CORRENTE LÍQUIDA) – 2016

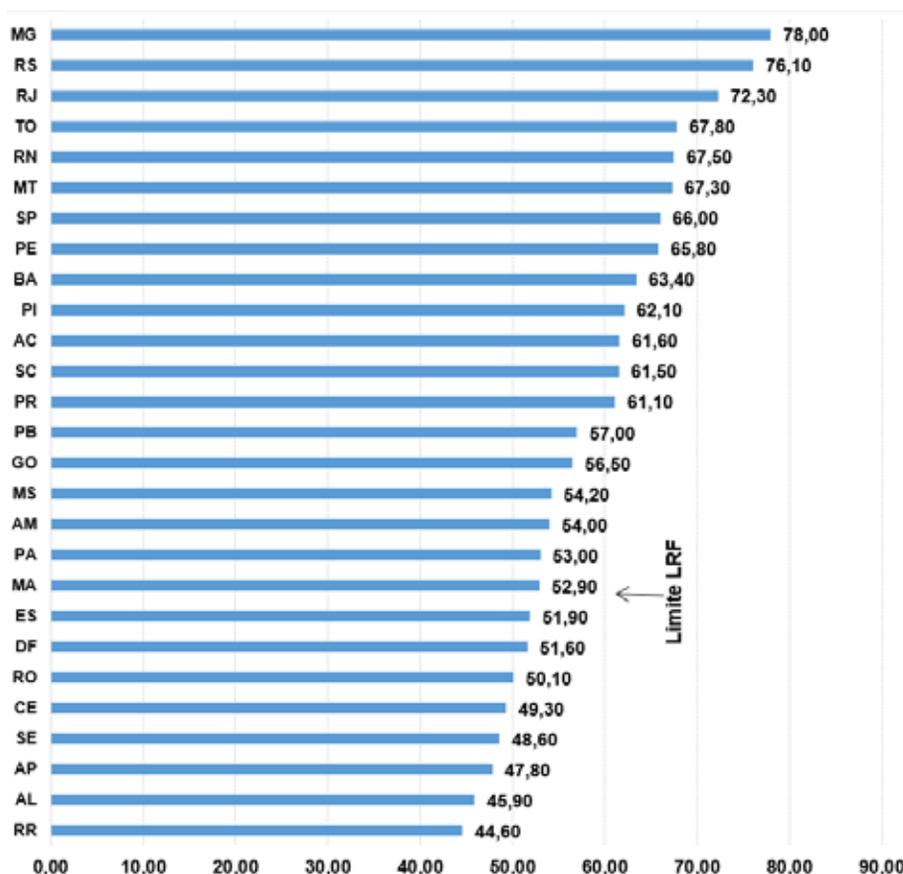
No cenário atual há pouca margem de manobra para adequar os gastos à capacidade de arrecadação, o que deixa as contas públicas expostas à conjuntura econômica. Dessa forma, quedas nas receitas se traduzem em expressiva deterioração (elevados déficits) do resultado primário¹³ (tabela A3) e, por conseguinte, no aumento da dívida pública (tabela A1).

É fato que as receitas estaduais vêm se reduzindo desde 2011, aumentando cada vez mais o comprometimento dos orçamentos com crescentes gastos obrigatórios, de maneira especial os relacionados às folhas de pagamento dos servidores. A tabela A4 apresenta os gastos com pessoal.¹⁴ Em média, o gasto com pessoal

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

14 Adotou-se como parâmetro o conceito de Despesa com Pessoal Líquida, que consiste em subtrair da Despesa Bruta de Pessoal (despesa com pessoal ativo e inativo) as receitas previdenciárias. Dessa forma é possível capturar qual é, de fato, a despesa dos tesouros estaduais com pessoal (FIRJAN, 2017).

saltou de 50,30% da RCL em 2011 para 58,81% em 2016, muito próximo, portanto, ao teto de 60,00% estabelecido pela LRF. No ano de 2016, dos 27 estados, treze ultrapassaram esse limite,¹⁵ com destaque negativo para Minas Gerais, onde as despesas com pessoal chegaram a R\$ 41.910.545.922,43 (78,00% da RCL); Rio Grande do Sul, com 76,10% da RCL (R\$ 26.372.376.929,24); e Rio de Janeiro, com 72,30% da RCL (figura 3).



Fonte: Elaboração dos autores a partir de dados da Secretaria do Tesouro Nacional (2017b).

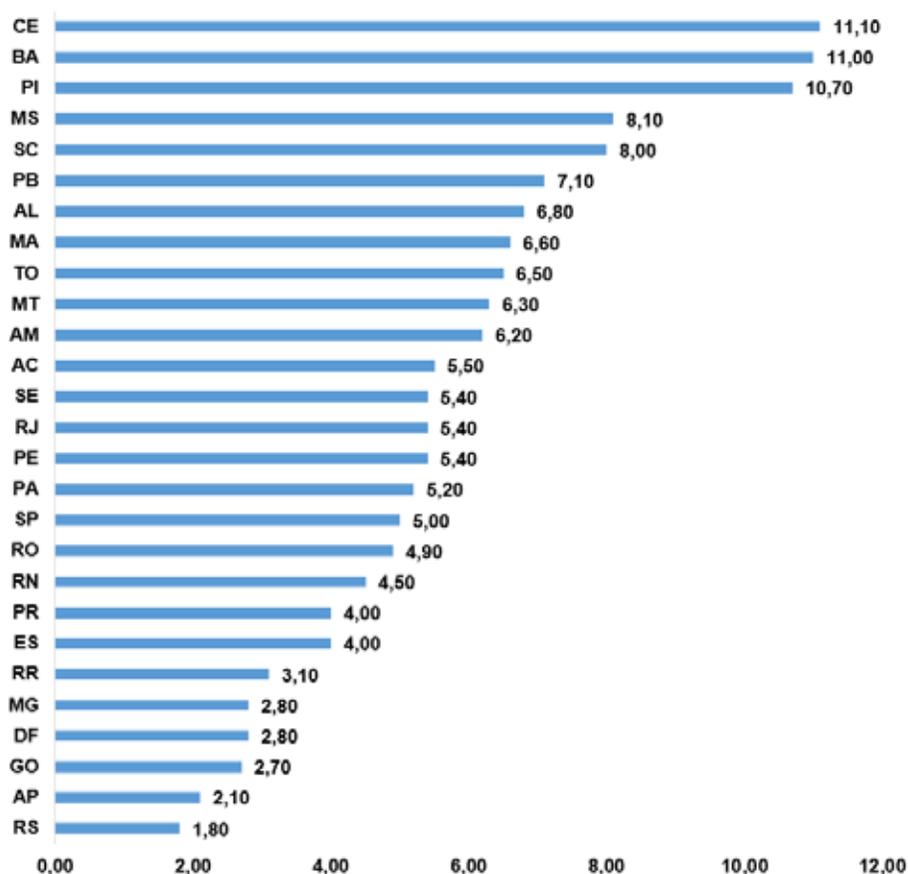
FIGURA 3 – GASTO COM PESSOAL (% DA RECEITA CORRENTE LÍQUIDA) – 2016

Nesse cenário, sobra pouco espaço para os investimentos públicos estaduais, que, em média, reduziram-se de 14,65% da RCL em 2009 para 5,67% em 2016 (tabela A5). Em um período de retração da atividade econômica, o baixo nível de investimentos é um desafio para a recuperação da economia. Como mostra a

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

figura 4, no ano de 2016 apenas três estados investiram mais de 10,00% da RCL: Ceará (11,10% da RCL), Bahia (11,00% da RCL) e Piauí (10,70% da RCL).

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



Fonte: Elaboração dos autores a partir de dados da Secretaria do Tesouro Nacional (2017b).

FIGURA 4 – INVESTIMENTO (% DA RECEITA CORRENTE LÍQUIDA) – 2016

3 *Revisão da literatura*

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

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

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

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

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

Bohn (1998) introduziu uma nova abordagem de sustentabilidade fiscal, adicionando uma dimensão comportamental às avaliações realizadas pelas metodologias

de desvio fiscal. Essa abordagem trouxe implicações sobre a forma como as políticas fiscais do país reagiram historicamente ao aumento da dívida pública. Na concepção do autor, a restrição orçamentária intertemporal é atendida se o superávit primário reage positivamente a aumentos da relação dívida/PIB.

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

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

No entanto, quando a relação da dívida é considerada insustentável, são necessárias políticas para reduzi-la a um nível sustentável, indicando um espaço fiscal limitado ou inexistente. O espaço fiscal, em suma, implica novos alcances para aumento da dívida pública sem prejudicar a sustentabilidade (BASTOS; PINEDA, 2013).

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

O principal ponto positivo dessa abordagem é que, como o conceito de sustentabilidade diz respeito ao futuro, então nela é possível incorporar medidas fiscais anunciadas pelo governo. Por outro lado, seu principal entrave é que suas previsões macroeconômicas tendem a depender de pressupostos *ad hoc*, e não de modelos formais testáveis. Essa metodologia é comumente utilizada nas publicações do FMI, da Comissão Europeia e de diferentes índices de sustentabilidade, tais como Blanchard *et al.* (2007), Buitert, Corsetti e Roubini (1993) e Auerbach e Gale (2011).

Um segundo grupo – FMI (2003), Abiad e Ostry (2005), Celasun e Kang (2006), Mendoza e Ostry (2008), Ghosh *et al.* (2013) – aponta algumas desvantagens na contribuição seminal de Bohn (1998). Para eles, o autor considera a relação de endividamento infinitamente crescente, desde que seja suportada por

saldos primários infinitamente crescentes, o que implicaria um espaço fiscal potencialmente ilimitado. E isso é claramente irreal, já que, em algum momento, o excedente primário teria que ser tão grande quanto o próprio PIB do país.

Objetivando preencher essa lacuna, o grupo de autores citado aperfeiçoou a abordagem desenvolvida por Bohn (1998), avaliando a possibilidade de uma relação não linear entre a dívida e o saldo primário. Isso pode ocorrer, por exemplo, quando existe fadiga fiscal, ou seja, quando o país tem dificuldade de gerar saldos primários que assegurem a sustentabilidade no momento em que a dívida está muito elevada (GHOSH *et al.*, 2013).

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

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

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

Motivado por Bohn (1998, 2007), Ostry *et al.* (2010) contribuíram para a crescente literatura sobre a sustentabilidade da dívida pública, ao propor um quadro de determinação do limite da dívida e do espaço fiscal, levando em consideração a possibilidade de fadiga fiscal em uma configuração estocástica para um grande conjunto de economias industrializadas. De acordo com os autores, as funções de reações fiscais são mais bem caracterizadas por uma função cúbica, na qual, em níveis baixos de dívida, o superávit primário não responde ao aumento da dívida, ao passo que, quando ela atinge cerca de 40,00% do PIB, há uma resposta positiva do saldo primário. Entretanto, eventualmente, a resposta do saldo primário começa a diminuir à medida que a dívida aumenta.

Utilizando a metodologia desenvolvida por Ostry *et al.* (2010), aplicada a 23 economias avançadas no período de 1970 a 2007, Ghosh *et al.* (2013) demonstraram

que para esse conjunto de países há evidência empírica de fadiga fiscal. Nesse quadro, a resposta do saldo primário à dívida defasada é não linear, mantendo-se positiva em níveis de dívida moderados, mas tendendo a diminuir quando a dívida atinge cerca de 90,00% a 100,00% do PIB. As estimativas do espaço fiscal indicam que ele é limitado ou não disponível para a manobra fiscal na Grécia, Islândia, Itália, Japão e Portugal, e que é amplo para a Austrália, Coreia e países nórdicos.

Nerlich e Reuter (2015) analisaram a interação entre regras fiscais e espaço fiscal, bem como sua interação com a política fiscal discricionária e sua prociclicidade. Os autores calculam o espaço fiscal de acordo com Ghosh *et al.* (2013) para 27 membros da União Europeia no período de 1990 a 2014 e encontram fortes evidências de que as regras fiscais estão associadas ao espaço fiscal.

Na literatura brasileira existem diversos estudos sobre a sustentabilidade da dívida pública. Pastore (1994), por exemplo, utilizou testes de raízes unitárias e cointegração, seguindo Hakkio e Rush (1991), Bohn (1998) e Trehan e Walsh (1988), para analisar a dinâmica de longo prazo da receita de impostos e de gastos do governo. O autor não encontrou evidências de que a restrição orçamentária tenha sido violada.

Tanner (1995) utilizou um modelo de correção de erros para examinar a causalidade temporal das despesas, tributação e indexação real. A evidência mostra que, para o período 1986-1991, a sustentabilidade só foi alcançada porque o governo brasileiro apresentou cláusulas de indexação insuficientemente corrigidas em sua dívida, impactando reduções reais nesse valor.

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

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

Luporini (2000) analisou a sustentabilidade da política fiscal brasileira desde a reforma financeira de 1965, utilizando dados da dívida mobiliária para o período de 1966 a 2000. Seus resultados indicam que a política fiscal foi sustentável até 1980, mas assumiu uma trajetória insustentável desde então. Posteriormente, o autor, seguindo a contribuição de Bohn (1998), examinou a resposta

dos superávits do governo à alteração na razão dívida/PIB para o mesmo período anterior e reportou que os superávits fiscais não responderam de forma sistemática a variações da razão dívida/PIB, indicando que a política fiscal do governo federal não pode ser considerada sustentável durante o período analisado.

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

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

Pinton e Mendonça (2009) analisaram a política fiscal brasileira no período de 1998 a 2007. Os autores reportam que, apesar de uma postura austera do governo brasileiro, a dívida pública pode não ser sustentável.

Mendonça *et al.* (2009) estimaram uma função de reação fiscal do setor público consolidado brasileiro após o Plano Real, adotando um modelo *Markov-Switching* para lidar com a incerteza referente às possíveis mudanças de regime ocorridas nesse período. Os resultados sugerem que a política fiscal no Brasil apresentou dois regimes distintos após o Plano Real: o regime pós-2000 caracteriza-se por uma baixa reação do resultado primário a variações na Dívida Consolidada Líquida, em contraste com o regime anterior a 2000, em que a reação do superávit primário a variações na Dívida Líquida do Setor Público (DLSP) é bastante evidente.

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

Luporini (2015) revisitou a questão da sustentabilidade da política fiscal brasileira, com vistas a identificar qual a resposta fiscal média do governo brasileiro e como essa resposta tem variado ao longo do tempo. Utilizando dados mensais e controlando para variações no produto e participação relativa de títulos indexados, estimou funções de reações sequenciais com uma janela móvel de doze

observações. Os resultados indicam que a política fiscal foi sustentável, com uma resposta média do governo consolidado de 0,0096 ponto percentual no superávit primário para um aumento de um ponto percentual na relação dívida/PIB.

Se a literatura sobre sustentabilidade da dívida no âmbito federal é bastante produtiva, não se pode dizer o mesmo dos estudos que se referem às unidades da federação. Um dos primeiros trabalhos foi realizado por Mora e Giambiagi (2005). Com o uso de informações anuais das contas públicas dos estados e da relação estoque da dívida/PIB entre 1998 e 2004, os autores concluíram que a dívida pública é sustentável na maioria dos estados. Porém, destacam que Alagoas, Goiás, Mato Grosso do Sul, Minas Gerais, Rio Grande do Sul e São Paulo desrespeitaram os limites ao endividamento estipulado pela Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF).

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

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

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

Fontenele *et al.* (2015), por sua vez, analisaram o endividamento público das 27 unidades da federação brasileira no período de 2000 a 2010, após a implementação da LRF, através de testes de raiz unitária de Im, Pesaram e Shin (2003) para dados em painel. Os autores argumentam que, exceto para os estados da região Centro-Oeste, a dívida pública apresentou um comportamento insustentável no período analisado.

Tabosa *et al.* (2016) estimaram uma função de reação fiscal com efeitos limiars para dados em painel. Eles reportam que, em média, não há uma política

fiscal estadual ativa na geração de superávit primário ao aumento da dívida pública no período de 2000 a 2010.

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

Nesse contexto, fundamentado no quadro teórico desenvolvido por Ostry *et al.* (2010) e Ghosh *et al.* (2013), este estudo pretende investigar o quão alta pode ser a dívida pública dos estados brasileiros sem que estes comprometam a solvência fiscal. Para isso, estima-se uma versão não linear para dados em painel de uma função de reação fiscal cúbica para o período entre 2000 e 2016, que permite a possibilidade de fadiga fiscal. De forma específica, estimam-se o limite da dívida e o espaço fiscal de cada estado para além do qual, sem medidas extraordinárias,¹⁶ a dívida será considerada insustentável. Além disso, serão feitas previsões desses limiares para o período 2017-2020, com o objetivo de construir cenários futuros sobre o limite da dívida pública e o espaço fiscal.

Pretende-se, assim, contribuir para a literatura sobre sustentabilidade da dívida pública, corrigindo o problema de superestimação do limite da dívida e do espaço fiscal decorrente da suavização das flutuações econômicas. Para contornar essa questão, emprega-se o diferencial entre taxas de juros e de crescimento econômico, ambas reais, no período atual, sendo a última variável específica de cada estado.

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

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

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

4 Metodologia

4.1 Referencial teórico

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

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

Na equação, d é a dívida pública como proporção do PIB; g é a taxa de crescimento do PIB real, assumida como exógena e constante; sdp é o superávit (ou déficit) primário em relação ao PIB; e r é a taxa de juros real sobre a dívida contraída no período t e devida no período $t + 1$, assumida como exógena e constante.¹⁷

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

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

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

A teoria para a determinação do limite de endividamento desenvolvido por Ostry *et al.* (2010) e Ghosh *et al.* (2013) é motivada por Bohn (1998, 2007). Embora o último autor mostre que uma condição suficiente para que o governo satisfaça sua restrição orçamentária intertemporal é que o saldo primário sempre reaja positivamente à dívida defasada, isso pode ser considerado um critério de sustentabilidade fraco, que não exclui a possibilidade de uma relação dívida/PIB cada vez maior (e, portanto, a necessidade de um superávit primário que eventualmente exceda o PIB).¹⁸ Os primeiros autores sugerem um critério de sustentabilidade mais rigoroso, em que a dívida convirja para alguma proporção finita do PIB. Se o saldo primário é sempre uma proporção constante da dívida atrasada, então uma condição suficiente para essa definição mais rigorosa implica uma capacidade de resposta do saldo primário maior do que o diferencial entre a taxa de crescimento e a taxa de juros.¹⁹

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

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

Na equação, μ captura todos os determinantes sistemáticos do resultado do primário, exceto a dívida pública defasada. Seguindo a literatura – por exemplo, os trabalhos de Galí e Perotti (2003), Rodden (2004), Abiad e Ostry (2005), Bohn (2007), Mendoza e Ostry (2008) e Bahl e Bird (2008) –, o presente estudo utiliza uma série de variáveis, como os hiatos do produto e dos gastos governamentais, para controlar o efeito dos ciclos econômicos e das flutuações temporárias nos gastos do governo, respectivamente. Outras variáveis utilizadas são a taxa de inflação (para controlar possíveis efeitos de um esforço fiscal no combate à alta da taxa de juros) e uma medida de desequilíbrio vertical fiscal (para o caso de um potencial risco moral quando a maioria das despesas subnacionais é financiada através de transferências). Ainda na equação (2), o termo $f(d)$ é a resposta do equilíbrio primário em relação à dívida defasada, baseada na função de reação do governo assumida como uma função cúbica. Pressupõe-se que os choques no saldo primário, representado por ε_t , são independentes e identicamente distribuídos (i.i.d.).

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

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

O equilíbrio do modelo é dado pela interseção entre a restrição orçamentária intertemporal e a função de reação fiscal do governo, garantindo a existência de um limite da dívida ²⁰ sob o qual a relação dívida em proporção ao PIB se estabiliza. Ghosh *et al.* (2013) definem o limite da dívida como o nível máximo de dívida em que um determinado ente federativo consiga honrar suas obrigações. Os autores mostram ainda que esse limite de dívida é uma função das características estruturais de cada ente federativo e do crescimento do PIB, sendo mensurado pela maior raiz característica da equação abaixo:

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

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

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

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

A condição de equilíbrio (3) é ilustrada na figura 5. A curva sólida representa a função de reação fiscal cúbica, enquanto a linha pontilhada representa os pagamentos de juros ajustados ao crescimento econômico. Ghosh *et al.* (2013) constataram que, para 23 economias industriais,²¹ haverá dois equilíbrios estacionários (ignorando o cruzamento que irá ocorrer em $d < 0$). Entretanto, o número de equilíbrios pode variar entre 1 e 3, dependendo da forma particular de cada função de reação cúbica e dos pagamentos de juros ajustados ao crescimento econômico.

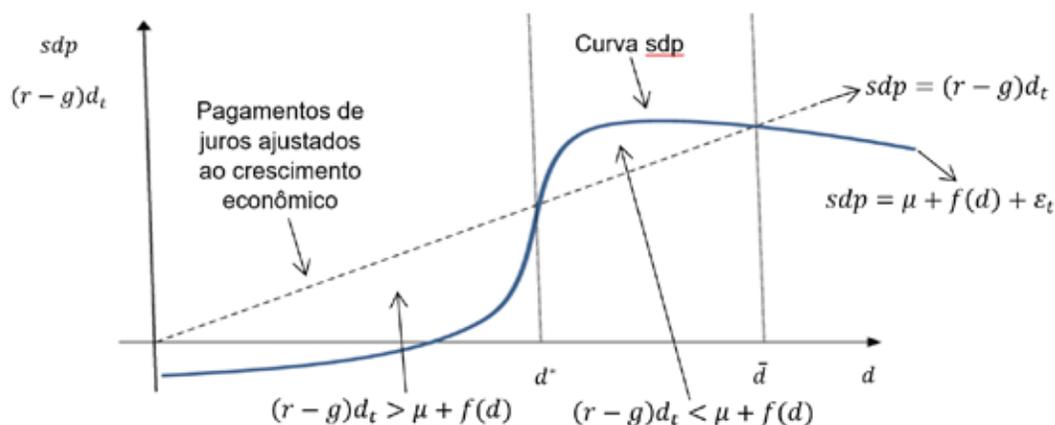
O primeiro equilíbrio é dado pela parte inferior da interseção entre $\mu + f(d)$ e $(r^* - g)d$, denotada por (d^*) ; é a relação da dívida pública para a qual a economia converge condicionalmente²² (desde que a dívida não cruze o limite \bar{d}). Esse

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

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

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

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



Fonte: Bastos; Pineda, 2013.

FIGURA 5 – DETERMINAÇÃO DO LIMITE DA DÍVIDA

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

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

4.2 Base de dados

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

Alguns comentários acerca da utilização desses dados e de variáveis definidas são importantes. Primeiramente, de acordo com o *Manual de Demonstrativos Fiscais da STN* (2016), a Dívida Consolidada Líquida representa o montante da Dívida Consolidada deduzidas as disponibilidades de caixa, as aplicações financeiras e os demais haveres financeiros.²³ A escolha dessa variável se deu em função da indisponibilidade de informações sobre Dívida Pública Consolidada a partir de 2014, o que inviabilizaria um diagnóstico atualizado do endividamento dos estados brasileiros. Outro fator que também contribuiu significativamente para a escolha dessa variável é o uso da Dívida Consolidada Líquida como um dos indicadores de meta no Programa de Reestruturação Fiscal e Financeira (lei nº 9.469, de 11 de setembro de 1997), no Programa de Estabilização Fiscal de 1998 e na Lei de Responsabilidade Fiscal (Lei Complementar nº 101, de 4 de maio de 2000).

Por sua vez, o Superávit (ou Déficit) Primário Estadual (SDP) é calculado através da diferença entre receitas e despesas primárias. As variáveis DCL e SDP estão expressas como proporções dos respectivos PIBs estaduais. A escolha da taxa de inflação, mensurada pelo IGP-DI com base em 2016, deve-se ao seu uso como indicador oficial de correção monetária das dívidas estaduais na maior parte do período analisado.²⁴ A taxa de juros real foi calculada pela diferença entre a taxa de juros Selic e a inflação medida pelo IGP-DI.

A variável referente à taxa de crescimento real dos PIBs estaduais foi construída a partir dos dados do PIB real.²⁵ Os hiatos do produto e das despesas

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

24 De 2000 a 2012. Dentre as mudanças efetuadas pela lei nº 9.496, de 11 de setembro de 1997, destacam-se: a aplicação de novos indexadores a partir de 1º de janeiro de 2013, observada a menor das variações acumuladas entre o IPCA mais 4,00% a.a. e a taxa Selic, em substituição aos encargos contratuais originais; IGP-DI mais juros de 6,00% a 7,50% a.a. para estados e Distrito Federal; e IGP-DI + 9,00% a.a. para os municípios.

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

governamentais foram obtidos com o uso do filtro Hodrick-Prescott (HP)²⁶ (diferença entre a série real e potencial). A medida de desequilíbrios verticais fiscais utilizada é dada pela razão entre as receitas próprias e correntes.

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

A média da Taxa de Inflação (TI) foi de 8,18%. O Desequilíbrio Vertical Fiscal (DVF) foi em média 50,51%, com mínimo de 10,00% (Roraima, em 2011) e máxima de 80,00% (São Paulo, em 2011). A Taxa de Juros Real (TJR) da economia brasileira teve como média 6,12%, variando entre 0,53% em 2012 e 18,00% em 2005. Já a Taxa de Crescimento da Economia (G) dos estados brasileiros teve como média 3,09%, oscilando entre um decréscimo da economia de 18,92% (Distrito Federal, em 2002) e de 25,62% (Mato Grosso, em 2003).

TABELA 1 – ESTATÍSTICA DESCRITIVA DAS SÉRIES PARA OS ESTADOS BRASILEIROS:
2000–2016

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

Fonte: Elaboração dos autores.

4.3 Estratégia empírica

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

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

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

4.3.1 Forma funcional da função de reação fiscal

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

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

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

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

No processo de estimação²⁷ da função de reação fiscal espera-se um comportamento de fadiga fiscal entre o saldo primário e a dívida defasada. Em outros termos, espera-se que $\beta_0 < 0$, $\beta_1 > 0$ e $\beta_2 < 0$. Para baixos níveis de dívida, é esperada uma relação pequena (ou mesmo negativa) entre a dívida defasada e o saldo primário. À medida que a dívida aumenta, o saldo primário deve elevar-se; porém, a capacidade de resposta acaba se enfraquecendo e, em seguida, diminui em níveis elevados de dívida.²⁸

De acordo com Mendonça *et al.* (2009), espera-se que o parâmetro da inflação seja positivo: $\beta_3 > 0$. Em outras palavras, a expectativa é de que um aumento da inflação gere um superávit maior na hipótese em que o Tesouro Nacional atue em cooperação com a autoridade monetária. A relação entre o desequilíbrio fiscal e o saldo primário deve ser inversa, tal que $\beta_4 < 0$.²⁹

27 A descrição dos sinais esperados para os coeficientes da função fiscal de reação está em concordância com a literatura sobre esse tema. Cf. Ostry *et al.*, 2010; Ghosh *et al.*, 2013; Bastos; Pineda, 2013.

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

29 Cf. BASTOS; PINEDA, 2013.

Espera-se também uma resposta negativa do saldo primário ao aumento temporário das despesas do governo: $\beta_5 < 0$.³⁰ E, por fim, um sinal positivo para o parâmetro do hiato do produto, $\beta_6 > 0$,³¹ tal que aumentos nesse hiato induzam acréscimos no saldo primário.

4.3.2 Determinação dos pagamentos de juros ajustados ao crescimento econômico

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

A segunda variante substitui as médias históricas pelas projeções do FMI sobre rendimentos das obrigações, dívida pública no longo prazo e crescimento do PIB.

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

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

4.3.3 Determinação do limite da dívida e do espaço fiscal

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

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

Na equação, DCL_{it} é a Dívida Consolidada Líquida como proporção do PIB de cada estado i no período t ; TJR_{it-1} é a taxa de juros real contraída no período $t - 1$

30 Cf. OSTRY *et al.*, 2010; GHOSH *et al.*, 2013.

31 Cf. OSTRY *et al.*, 2010; GHOSH *et al.*, 2013; BASTOS; PINEDA, 2013.

e devida no período t ; G_{it-1} é a taxa de crescimento do PIB real no período de cada estado i . TJR_{it-1} e G_{it-1} são assumidas como exógenas; SDP_{it} é o superávit (ou déficit) primário em relação ao PIB de cada estado i no período t .

O equilíbrio do modelo é dado pela interseção entre a restrição orçamentária intertemporal (6) e a função de reação fiscal do governo (5), tal que:³²

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

Considerando:

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

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

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

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

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

4.3.4 Cenários futuros do limite da dívida e o espaço fiscal

Um dos objetivos específicos do presente estudo é criar cenários futuros sobre os limites das dívidas e seus respectivos espaços fiscais. Para tanto, faz-se necessária a previsão de um conjunto de variáveis, tais como: taxa de juros Selic, inflação (IGP-DI), receitas correntes e próprias, despesas correntes, PIB e Dívida Consolidada Líquida (DCL). Neste estudo, as previsões são realizadas com o uso de modelos univariados autorregressivos de primeira ordem AR(1), de acordo com a metodologia de Box e Jenkins (1978).³³

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

32 $(TRJ_i^* - G_i^*)$ são os pagamentos de juros ajustados ao crescimento econômico de equilíbrio. Ambas as variáveis são reais, no período t , sendo a última específica de cada estado.

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

e pessimista), sendo estes específicos de cada estado brasileiro para o período 2017-2020. O método de construção dos cenários³⁴ é detalhado na tabela 2.

TABELA 2 – MÉTODO DE CONSTRUÇÃO DOS CENÁRIOS DA DÍVIDA

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

Fonte: Elaboração dos autores.

5 Análise dos resultados

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

Inicialmente, com o intuito de verificar a correta especificação do modelo,³⁵ são realizados os testes de Pesaran (2004), de dependência *cross-sectional*; de Wooldridge (1991), para autocorrelação; e de Wald modificado (2001), para heterocedasticidade.

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

A maioria dos estimadores, entretanto, pressupõe que não existe dependência *cross-sectional*; assim, caso sejam usados, incorre-se no risco de se obterem resultados não confiáveis. Para evitar esse problema, realiza-se o teste de Pesaran

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

35 Para a análise dos resultados, adotou-se o padrão de 5% de significância.

(2004), que testa a hipótese nula de independência *cross-sectional*, através da correlação cruzada dos resíduos.

Os resultados desse teste, apresentados na tabela 3, indicam ausência de fatores comuns não observados em cada período, ou seja, mostram que não existe dependência *cross-sectional* no nível de significância de 5%, de tal forma que não há inconsistência dos estimadores nem viés dos seus respectivos erros-padrão.

Posteriormente, implementa-se o teste de correlação serial dos erros idiossincráticos no modelo de painel linear discutido por Wooldridge (1991). O teste é realizado sob a hipótese nula de que não existe autocorrelação de primeira ordem.³⁶ A especificação do modelo de painel não apresenta o problema de correlação nos resíduos da regressão no nível de significância de 5%, não necessitando, desse modo, do tratamento de painel dinâmico aos dados ou da estimação em primeira diferença (tabela 3).

TABELA 3 – TESTES DE ESPECIFICAÇÃO

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

Fonte: Elaboração dos autores.

Na sequência, realiza-se o teste de Wald modificado (2001) para constatar a presença de heterocedasticidade. A hipótese nula do teste é a de que os dados são homocedásticos, contra a hipótese alternativa de que são heterocedásticos. De acordo com o teste de Wald modificado, rejeita-se a hipótese nula de homocedasticidade no nível de significância de 5% (tabela 3). Assim, em função dos resultados dos testes, o método de estimação utilizado é o de Mínimos Quadrados Generalizados Factível (MQGF), de acordo com Wooldridge (2002), com o intuito de corrigir a presença de heterocedasticidade.

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

TABELA 4 – RESULTADO DAS ESTIMATIVAS DA FUNÇÃO DE REAÇÃO FISCAL DOS ESTADOS BRASILEIROS: 2000-2016

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

Fonte: Elaboração dos autores.

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

Os resultados da tabela 4 mostram que os coeficientes (β_0 , β_1 , β_2) apresentam os sinais esperados e são estatisticamente significantes. Esses resultados evidenciam uma relação cúbica entre o superávit primário e a dívida pública defasada para os estados brasileiros, tal como encontrado por Ostry *et al.* (2010), Ghosh *et al.* (2013) e Bastos e Pineda (2013).

Assim como nos trabalhos de Mendonça *et al.* (2009), Ostry *et al.* (2010) e Ghosh *et al.* (2013), o coeficiente referente à taxa de inflação (β_3) apresenta sinal positivo, como esperado, e estatisticamente significante. Portanto, um aumento da inflação gera um superávit maior quando o Tesouro Nacional atua em cooperação com a autoridade monetária.

O parâmetro do desequilíbrio vertical fiscal (β_4) tem sinal negativo e significativo, como esperado.³⁷ O coeficiente que mede a resposta do saldo primário ao aumento temporário das despesas do governo (β_5) apresenta sinal esperado³⁸ e significativo. Ou seja, quando as despesas crescem menos (ou mais) que sua tendência, o SDP aumenta (ou diminui). Por fim, o coeficiente (β_6) não foi estatisticamente significativo.

A validação empírica da função de reação fiscal cúbica indica que o limite da dívida pode ser calculado tal como em Ostry *et al.* (2010), Ghosh *et al.* (2013)

37 Esse resultado é condizente com o encontrado por Bastos e Pineda (2013), segundo os quais uma maneira de racionalizá-lo é considerar que tais estados estão mais desenvolvidos e que já possuem níveis relativamente altos de receitas próprias. Como efeito, eles já estariam mais próximos do lado direito da curva de Laffer, de modo que o aumento de impostos estaduais seria mais difícil. Alternativamente, também se poderia esperar que esses estados enfrentassem desafios mais complexos ao lidar com grandes grupos de gastos, como educação e saúde.

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

e Bastos e Pineda (2013). A tabela 5 apresenta o diferencial entre a taxa de juros e o crescimento econômico ($TJR_t - G_{it}$), o limite da dívida (\bar{d}_t), a última observação da relação dívida/PIB (D_{it}) e o espaço fiscal (EF_{it}).

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

Em alguns casos (Minas Gerais, Rio Grande do Sul, Rio de Janeiro, São Paulo, Goiás, Mato Grosso do Sul), dado o diferencial entre as taxas de juros reais e o crescimento econômico, o limite da dívida³⁹ é 0,00% dos respectivos PIBs, ou seja, esses estados já chegaram e/ou ultrapassaram os limites máximos de dívidas sob os quais consigam honrar suas obrigações. Logo, as dinâmicas de suas dívidas já se encontram em trajetórias insustentáveis.

Em 2016, os seis estados citados acima estavam entre os sete mais endividados. Além disso, os três primeiros tinham como agravante o descumprimento dos limites de endividamento estabelecido pela Lei de Responsabilidade Fiscal (figura 1) e sérios problemas de liquidez de caixa (figura 2), evidenciando que, além dos riscos fiscais, havia riscos político-institucionais.

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

Por outro lado, nove⁴⁰ das 27 unidades da federação apresentaram limites de dívida acima da média estadual, com destaque para os estados do Amapá, Roraima e Acre, que obtiveram limites da ordem de 23,60%, 20,35% e 19,67% dos respectivos PIBs. De um modo geral, os estados em destaque reduziram seus estoques de dívidas após a implantação do Programa de Reestruturação Fiscal e Financeira, do Programa de Estabilização Fiscal de 1998 e da Lei de Responsabilidade Fiscal.

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

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

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

TABELA 5 – LIMITE DA DÍVIDA E ESPAÇO FISCAL DOS ESTADOS BRASILEIROS EM 2016 (% PIB)

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

Fonte: Elaboração dos autores.

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

Os resultados dos espaços fiscais (EF_{it}), por sua vez, revelam a crise vivenciada pela maioria dos estados brasileiros no ano de 2016, quando dezoito⁴¹ dos 27 estados apresentaram espaços fiscais negativos. Ou seja, nesses estados houve um hiato fiscal em virtude de seus estoques de dívida/PIB (d_{it}) já terem ultrapassado os níveis máximos de dívidas (\bar{d}_i) no ano de 2016. Caso nenhuma política seja adotada para reduzir esse problema, as dívidas desses estados permanecerão em trajetórias insustentáveis.

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

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

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

As perspectivas para os anos seguintes (2017-2020) não eram favoráveis, com o limite da dívida, em termos médios, variando de um cenário otimista (9,62%, 8,90%, 8,75%, 8,65%) a um pessimista (7,62%, 6,95%, 6,77%, 6,58%), passando por um cenário mediano (8,54%, 7,91%, 7,73%, 7,61%).

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

Vale ressaltar que em todos os cenários os estados de Minas Gerais, Rio Grande do Sul, Rio de Janeiro, São Paulo e Goiás estavam na trajetória de insolvência da dívida pública. Por outro lado, o destaque positivo foi para os estados de Roraima, Amapá, Tocantins e Amazonas, que apresentaram espaços fiscais positivos em todos os cenários criados (tabelas A6, A7 e A8, no apêndice).

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

6 Considerações finais

Este estudo contribui para a literatura sobre sustentabilidade da dívida pública ao estimar o quão alta pode ser a dívida dos estados brasileiros sem que comprometam sua solvência. Além disso, à época em que foi desenvolvido, o trabalho projetou cenários relativos aos limites das dívidas e ao espaço fiscal de cada estado para os anos de 2017 a 2020.

Com esse fim, a pesquisa utilizou dados em painel entre os anos de 2000 e 2016. O painel é balanceado e toma como unidade de observação os estados brasileiros e o Distrito Federal, totalizando uma amostra de 459 observações.

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

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

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

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

Por outro lado, nove estados apresentaram limites de dívida acima da média estadual, com destaque para Amapá, Roraima e Acre, cujos limites foram da ordem de 23,60%, 20,35% e 19,67% dos respectivos PIBs.

Os resultados dos espaços fiscais, por sua vez, revelam a crise vivenciada pela maioria dos estados brasileiros no ano de 2016. Dos 27 estados, dezoito apresentam espaços fiscais negativos, ou seja, nesses estados há um hiato fiscal em

virtude de seus estoques de dívida/PIB já terem ultrapassado os níveis máximos de dívida.

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

As perspectivas para o período 2017-2020 não foram favoráveis, com exceção dos resultados no cenário otimista. Os demais cenários, mediano e pessimista, apontam que alguns estados brasileiros tendem a continuar enfrentando problemas fiscais relacionados à insolvência da dívida pública.

As dificuldades financeiras recentemente enfrentadas por esses estados não são surpreendentes, pois, conforme indicado pelos resultados, com base no histórico do comportamento fiscal e nos valores atuais do diferencial entre taxas de juros e crescimento econômico, a relação dívida/PIB nesses entes segue trajetórias insustentáveis.

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

Referências

- ABIAD, A.; OSTRY, J. D. Primary surpluses and sustainable debt levels in emerging market countries. **IMF Policy Discussion**. Washington: International Monetary Fund, 2005.
- AFONSO, A.; RAULT, C. What do we really know about fiscal sustainability in the EUA? A panel data diagnostic. **Working Paper Series 820**. European Central Bank, 2007.
- ARRUDA, E. F.; DE BRITO, A. C. Previsão de inflação: uma análise para a região metropolitana de Fortaleza. **Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos**, v. 11, n. 1, p. 78-92, 2017.
- ARRUDA, E. F.; FERREIRA, R. T.; CASTELAR, I. Modelos lineares e não lineares da curva de Philips para a previsão da taxa de inflação no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 65, n. 3, p. 237-252, 2011.
- ATKINSON, A.; OHANION, L. E. Phillips curves useful for forecasting inflation? **Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review**, v. 25, n. 1, p. 2-11, 2001.
- AUERBACH, A. J.; GALE, W. **Tempting fate**: the federal budget outlook. Washington: Brookings Institution, 2011. Working Paper.
- BACEN. **Taxa de juros Selic anualizada**: série histórica. Brasília, 2017.
- BAHL, R.; BIRD, R. Subnational taxes in developing countries: the way forward. **Public and Budgeting Finance**, v. 28, n. 4, p. 1-25, 2008.
- BAI, J.; PERRON, P. Estimating and testing linear models with multiple structural changes. **Econometrica**, v. 66, n. 1, 1998.
- BASTOS, F.; PINEDA, E. Fiscal space of Brazilian states. **Discussion Paper IDB-DP**, Inter-American Development Bank, n. 210, p. 1-20, 2013.
- BEVERIDGE, S.; NELSON, C. A new approach to decomposition of economic time series into permanent and transitory components with particular attention to measurement of the business cycle. **Journal of Monetary Economics**, n. 7, p. 151-174, 1981.
- BLANCHARD, O. Suggestions for a new set of fiscal indicators. **Working Paper**, n. 79, OECD, 1990.
- BLANCHARD, C. M. *et al.* Ethnicity as a moderator of the theory of planned behavior and physical activity in college students. **Research Quarterly for Exercise and Sport**, v. 78, n. 5, p. 531-541, 2007.

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

BOHN, H. Are stationarity and cointegration restrictions really necessary for the intertemporal budget constraint? **Journal of Monetary Economics**, n. 54, p. 1.837-1.847, 2007.

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

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

CALDEIRA, A. A. *et al.* Sustentabilidade da dívida estadual brasileira: uma análise da relação dívida líquida e resultado primário. **Rev. Adm. Pública** (online), v. 50, n. 2, p. 285-306, 2016.

CAMPOS, R. H. C.; FERREIRA, R. T. Sustentabilidade fiscal dos municípios do estado do Ceará. *In: ECONOMIA DO CEARÁ EM DEBATE*, 7., 2006, Fortaleza. **Anais [...]**. Fortaleza: Ipece, 2006.

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

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

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

FIRJAN. A situação fiscal dos estados brasileiros. **Publicações de Economia**, Rio de Janeiro, jun. 2016.

FIRJAN. A situação fiscal dos estados brasileiros. **Publicações de Economia**, Rio de Janeiro, abr. 2017.

FMI. Public debt in emerging markets. **World Economic and Financial Surveys**, Washington, 2003.

FMI. **Fiscal monitor: balancing fiscal policy risks**. Washington: International Monetary Fund, 2012.

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

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

GARCIA, M.; RIGOBON, F. **A risk management approach to emerging market's sovereign debt sustainability with an application to Brazilian data**. Cambridge: NBER, 2004. Working Paper n. 103.336.

GHOSH, A. R. *et al.* Fiscal fatigue, fiscal space and debt sustainability in advanced economies. **The Economic Journal**, n. 123, p. 4-30, 2013.

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

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

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

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

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

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

HODRICK, R.; PRESCOTT, E. **Post-war U.S. business cycles: an empirical investigation**. Pittsburgh: Carnegie Mellon University, 1980. Discussion Paper n. 451.

IBGE. **Produto Interno Bruto estadual a preços de mercado: série histórica**. Brasília: IBGE, 2017.

IM, K. S.; PESARAM, M. H.; SHIN, Y. Testing for unit roots in heterogeneous panels. **Journal of Econometrics**, v. 115, n. 1, p. 53-74, jul. 2003.

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

LEITÃO, A. *et al.* Avaliação dos efeitos da Lei Kandir sobre a arrecadação de ICMS no estado do Ceará. **Planejamento e Políticas Públicas**, v. 39, n. 2, p. 37-63, 2012.

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

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

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

LUPORINI, V. Sustentabilidade fiscal no Brasil: a evolução corretiva da resposta fiscal. **Revista Estudos Econômicos**, v. 45, n. 2, p. 437-458, 2015.

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

MENDOZA, E. G.; OSTRY, J. D. International evidence on fiscal solvency: is fiscal policy responsible? **Journal of Monetary Economics**, v. 55, n. 6, p. 1.081-1.093, 2008.

MORA, M.; GIAMBIAGI, F. **Federalismo e endividamento subnacional**: uma discussão sobre a sustentabilidade da dívida estadual e municipal. Rio de Janeiro: Ipea, 2005. Texto para discussão n. 1.142.

MOSS, T. J.; CHANG, H. S. The other costs of high debt in poor countries: growth, policy dynamics, and institutions. **Issue Paper on Debt Sustainability Center for Global Development**, Washington, n. 3, p. 1-16, 2003.

NERLICH, C.; REUTER, W. H. Fiscal rules, fiscal space and their macroeconomic effects. **Working Paper**, n. 1.872, European Central Bank, 2015.

OSTRY, J. *et al.* Fiscal space. **IMF Staff Position Note SPN/10/11**. Washington: International Monetary Fund, 2010.

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

PELLEGRINI, J. A. Dívida estadual. **Textos para discussão do Núcleo de Estudos e Pesquisa do Senado**, 2012. Disponível em <http://www12.senado.gov.br/publicacoes/estudos-legislativos/tipos-deestudos/textos-para-discussao/td-110-divida-estadual>. Acesso em: 15 out. 2017.

PEREIRA, J. C. M. A. **Sustentabilidade da dívida pública dos estados brasileiros**. 2008. 89p. Dissertação (Mestrado em Ciências Econômicas) – Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2008.

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

PIANCASTELLI, M.; BOUERI, R. **Dívida dos estados 10 anos depois**. Rio de Janeiro: Ipea, 2008. Texto para discussão n. 1.366.

PINTON, O. V. F.; MENDONÇA, H. F. Impulso fiscal e sustentabilidade da dívida pública. **Revista Economia & Tecnologia**, v. 5, n. 2, 2009. Disponível em: <http://dx.doi.org/10.5380/ret.v5i2.27258>. Acesso em: 15 out. 2017.

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

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

SARAIVA, F. A. M. *et al.* Reformas fiscais no Brasil: uma análise da EC 95/2016. **Working Paper** – Série Estudos Econômicos do Caen, n. 18, 2017.

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

SIMONASSI, A. G. *et al.* Fiscal reaction under endogenous structural changes in Brazil. **Economia**, v. 15, n. 1, p. 68-81, 2014.

STN. **Manual de demonstrações fiscais**. Brasília, 2016.

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

STN. **Séries históricas**. Brasília, 2017b.

STOCK, J. H.; WATSON, M. W. Forecasting inflation. **NBER Working Paper Series**, n. 7.023, 1999.

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

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

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

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

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

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

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

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

Apêndice

**TABELA A1 – DÍVIDA CONSOLIDADA LÍQUIDA
(% DA RECEITA CORRENTE LÍQUIDA)**

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

Fonte: Elaboração dos autores a partir de dados da Secretaria do Tesouro Nacional (2017b).

**TABELA A2 – DISPONIBILIDADE DE CAIXA LÍQUIDO
(% DA RECEITA CORRENTE LÍQUIDA)**

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

Fonte: Elaboração dos autores a partir de dados da Secretaria do Tesouro Nacional (2017b).

TABELA A3 – RESULTADO PRIMÁRIO (% DA RECEITA CORRENTE LÍQUIDA)

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

Fonte: Elaboração dos autores a partir de dados da Secretaria do Tesouro Nacional (2017b).

TABELA A4 – GASTOS COM PESSOAL (% DA RECEITA CORRENTE LÍQUIDA)

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

Fonte: Elaboração dos autores a partir de dados da Secretaria do Tesouro Nacional (2017b).

TABELA A5 – INVESTIMENTOS (% DA RECEITA CORRENTE LÍQUIDA)

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

Fonte: Elaboração dos autores a partir de dados da Secretaria do Tesouro Nacional (2017b).

TABELA A6 – CENÁRIO OTIMISTA (% DO PIB)

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

Fonte: Elaboração dos autores. Ver notas da tabela 5.

TABELA A7 – CENÁRIO MEDIANO (% DO PIB)

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

Fonte: Elaboração dos autores. Ver notas da tabela 5.

TABELA A8 – CENÁRIO PESSIMISTA (% DO PIB)

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

Fonte: Elaboração dos autores. Ver notas da tabela 5.



Regulamento

XXIII Prêmio Tesouro Nacional – 2018



Regulamento¹

Disposições gerais

Art. 1º Idealizado pela Secretaria do Tesouro Nacional (STN) e instituído pela Portaria nº 198, de 22 de dezembro de 2017, da Escola de Administração Fazendária (Esaf), o concurso de monografia XXIII Prêmio Tesouro Nacional – 2018 será regido pelo presente regulamento e pelas Leis nº 8.666, de 21 de junho de 1993; nº 9.610, de 19 de fevereiro de 1998, e nº 9.784, de 29 de janeiro de 1999.

Parágrafo único. A responsável pela realização do Prêmio será a Escola de Administração Fazendária (Esaf), com sede na Rodovia DF-001, Km 27,4 – Setor de Habitações Individuais Sul – Lago Sul – Brasília – DF – CEP 71686-900, inscrita no CNPJ/MF sob o nº 02.317.176/0001-05.

Art. 2º O Prêmio tem a finalidade de estimular a pesquisa na área de Finanças Públicas, reconhecendo os trabalhos de qualidade técnica e de aplicabilidade na Administração Pública.

Do período

Art. 3º O concurso XXIII Prêmio Tesouro Nacional – 2018 terá início em 28 de dezembro de 2017 e término em **3 de setembro de 2018**, abrangendo todo o território nacional.

Da participação

Art. 4º Poderão concorrer trabalhos individuais e em grupo, de até três concorrentes, de qualquer nacionalidade e área de formação acadêmica (graduação ou pós-graduação) ou que estejam cursando o último ano de curso de graduação.

Art. 5º Ficam impedidos de participar:

- I – trabalhos de autoria dos membros da comissão julgadora e dos responsáveis pela execução do concurso lotados na Diretoria de Educação da Escola de Administração Fazendária, bem como de seus parentes até terceiro grau;
- II – capítulos de teses ou dissertações que já tenham sido premiados; e

¹ Instituído pela Portaria nº 198, de 22/12/17, publicada no DOU de 28/12/17, Seção 1

III – trabalhos premiados ou agraciados com menção honrosa em edições anteriores do Prêmio STN ou em outros certames congêneres.

Do tema

Art. 6º O concorrente deverá apresentar apenas uma monografia sobre um dos temas especificados a seguir:

- EQUILÍBRIO, TRANSPARÊNCIA E PLANEJAMENTO FISCAL DE MÉDIO E LONGO PRAZO
- GESTÃO DE TESOURARIA, COMPOSIÇÃO, RIGIDEZ E ALOCAÇÃO EFICIENTE DO GASTO PÚBLICO
- FEDERALISMO FISCAL

Parágrafo único. As monografias preferencialmente devem apresentar enfoque atual com aplicabilidade para o caso brasileiro, podendo aplicar-se aos três níveis de governo – União, estados e municípios, simultaneamente ou separadamente.

Dos prêmios

Art. 7º Serão premiados os três primeiros colocados independente dos temas previstos no artigo anterior.

§ 1º A comissão julgadora poderá não conferir prêmios quando as monografias não possuírem qualidade satisfatória ou estiverem inadequadas ao tema.

§ 2º A comissão julgadora poderá conceder até o total de duas menções honrosas.

Art. 8º A premiação será a seguinte:

I – valor de R\$ 40.000,00 (quarenta mil reais) para o 1º colocado;

II – valor de R\$ 20.000,00 (vinte mil reais) para o 2º colocado;

III – valor de R\$ 10.000,00 (dez mil reais) para o 3º colocado;

IV – certificado para os três primeiros colocados e para as menções honrosas, se houver; e

V – publicação da monografia dos três primeiros colocados e menções honrosas, se houver.

Parágrafo único. Os valores dos respectivos prêmios estarão sujeitos à incidência, dedução e retenção de impostos, conforme legislação em vigor, por ocasião da data de pagamento da premiação.

Das inscrições

Art. 9º As inscrições deverão, obrigatoriamente, ser encaminhadas via encomenda expressa, tipo sedex, ou serviço similar, com data de postagem até **3 de setembro de 2018**, para o seguinte endereço:

Escola de Administração Fazendária – Esaf
Diretoria de Educação – Dired
XXII Prêmio Tesouro Nacional – 2017
Rodovia DF-001, km 27,4
Setor de Habitações Individuais Sul – Bloco B – Lago Sul
Brasília–DF – CEP 71686-900

(Obs.: Ao remeter o trabalho coloque na parte externa do envelope, de preferência no canto inferior direito, em caixa alta e bem legível, a palavra – S I G I L O S O)

§ 1º Será considerada como data de inscrição aquela constante do protocolo ou carimbo de entrega do material completo junto ao serviço postal, sendo rejeitadas as inscrições postadas após a data estipulada no *caput* deste artigo.

§ 2º Os trabalhos enviados que não chegarem em tempo hábil na Esaf, até a data da avaliação da comissão julgadora, não serão avaliados.

§ 3º É imprescindível que o autor ou representante do grupo preencha corretamente todos os dados solicitados na inscrição, necessários, exclusivamente, à sua identificação e localização, confirmando, inclusive, a aceitação do regulamento.

I – A identificação dos demais autores, quando se tratar de trabalho em grupo, estará condicionada à participação direta e efetiva na pesquisa, bem como na elaboração da monografia, cujos dados pessoais deverão ser informados no ato da inscrição. .

II – A inclusão como autor, tratando-se de trabalho em grupo, de professor orientador em curso de graduação, mestrado ou doutorado não será aceita pela comissão julgadora, salvo em situações pertinentes, quando ocorrer efetiva produção conjunta.

§ 4º As inscrições deverão conter os seguintes documentos:

- a. ficha de inscrição, devidamente preenchida e assinada pelo autor ou representante do grupo;
- b. comprovante de inscrição preenchido, que será devolvido pela Esaf após a conferência dos documentos, como prova da aceitação da inscrição;
- c. declaração de inexistência de plágio ou autoplágio preenchida e assinada pelo autor e, no caso de trabalho em grupo, por cada integrante;
- d. declaração de ineditismo preenchida e assinada pelo autor e, no caso de trabalho em grupo, por cada integrante;
- e. autorização de publicação, no todo ou em parte, pelo autor e, no caso de trabalho em grupo, por cada integrante;
- f. cópia do documento de identidade do autor e/ou de cada integrante do grupo;

- g. currículo atualizado, assinado e com todas as páginas rubricadas, do autor, e, no caso de trabalho em grupo, de cada integrante;
- h. cópia do diploma de graduação ou pós-graduação expedido por instituição de ensino superior reconhecida pelo Ministério da Educação ou, quando for o caso, comprovante de matrícula no último ano de graduação em curso reconhecido pelo Ministério da Educação;
- i. uma via impressa da monografia, preferencialmente em espiral ou grampeada;
- j. resumo da monografia com um mínimo de 250 (duzentos e cinquenta) e máximo de 500 (quinhentas) palavras, e com até três palavras-chave;
- k. sumário executivo com 3 a 5 páginas;
- l. *cd-rom* ou *pendrive* contendo os itens (i), (j) e (k) em arquivo compatível com a versão 2007 do MS-Word, ou superior, quando se tratar de planilhas ou gráficos, compatível com a versão 2007 do MS-Excel, ou superior. O arquivo magnético deverá ser idêntico à monografia e ao resumo impressos.

§ 5º Os documentos de que tratam as alíneas (a) e (b) do § 4º deste artigo e, no caso de trabalho em grupo, deverão estar em nome de um representante, que responderá para todos os fins de direito perante os organizadores do certame.

§ 6º No caso de trabalho em grupo, todos os integrantes da equipe deverão encaminhar os documentos de que tratam as alíneas (f), (g) e (h) do § 4º deste artigo.

Art.10. A monografia deverá ser inédita. Consideram-se inéditos os trabalhos que não tenham sido publicados em meio impresso ou eletrônico, tais como livros, revistas acadêmicas e outros periódicos de grande circulação.

Parágrafo único. Serão também considerados inéditos os textos inseridos em documentos de circulação restrita de universidades, órgãos públicos, empresas, congressos, encontros e centros de pesquisa, como notas e textos para discussão e similares.

Art. 11. As inscrições que não atenderem ao disposto neste regulamento serão desclassificadas.

Parágrafo único. Eventuais dúvidas sobre o processo de inscrição poderão ser dirimidas por meio do endereço eletrônico premio-stn.df.esaf@fazenda.gov.br.

Da apresentação dos trabalhos

Art. 12. Os documentos de que tratam as alíneas (i) e (j) do § 4º do Art. 9º deverão ser digitados em espaço duplo entre as linhas, corpo 12, fonte arial; margem esquerda e superior de 3 cm, direita e inferior de 2 cm; papel branco, formato A4 (210 mm x 297 mm), apenas em uma face, e a monografia deverá, ainda, ser apresentada em um número de páginas entre 30 e 80, incluindo os anexos.

§ 1º A apresentação dos textos obedecerá preferencialmente à NBR 10719 (Apresentação de Relatórios Técnico-Científicos), à NBR 10520 (Citação em Documentos) e à NBR 6028 (Resumos) da Associação Brasileira de Normas Técnicas – ABNT.

§ 2º O currículo, a monografia e o sumário executivo deverão ser redigidos em língua portuguesa.

Art. 13. O sumário executivo, cujo conteúdo é parte integrante da avaliação, deverá ter de 3 a 5 páginas e informar os elementos fundamentais da monografia, ressaltando os objetivos principais, limites, método utilizado e resumo dos resultados, destacando a contribuição do trabalho e principais conclusões.

Art. 14. A monografia, o sumário executivo e os respectivos arquivos magnéticos deverão ser apresentados sem qualquer informação que identifique a autoria, direta ou indiretamente, sob pena de desclassificação e, em hipótese nenhuma, deverão ser mencionados no texto os nomes do autor, da instituição de ensino ou do professor orientador, haja vista que a identificação se dará por meio da ficha de inscrição.

Art. 15. Na capa da monografia, deverão constar a identificação do concurso XXIII Prêmio Tesouro Nacional – 2018, na margem superior da folha, o tema e o título do trabalho, estes centralizados na folha.

Da apuração do resultado

Art. 16. A comissão julgadora será composta por até sete membros, entre eles profissionais de notório saber em Economia e/ou Finanças Públicas, designados pelo Diretor-Geral da Esaf, mediante portaria.

§ 1º Entre os membros da comissão julgadora, o Diretor-Geral da Esaf designará o presidente.

§ 2º Estando presente o presidente, poderá a comissão julgadora deliberar com a presença da maioria de seus membros.-

§ 3º Em caso de eventual impossibilidade de participação de algum membro da comissão julgadora, o presidente poderá designar como suplente um especialista de notório saber.

§ 4º Quando da avaliação das monografias, a comissão julgadora não terá conhecimento da identidade dos participantes, para que tal identificação não influa no julgamento dos textos.

§ 5º Deverá declarar-se suspeito e abster-se de participar da avaliação de determinada monografia o membro da comissão julgadora que for capaz de identificar indícios ou proceder ao reconhecimento da autoria do trabalho.

§ 6º Os nomes dos componentes da comissão julgadora serão divulgados quando da publicação do resultado do concurso no Diário Oficial da União.

§ 7º Os critérios de avaliação serão estabelecidos pela comissão julgadora.

Art. 17. Em caso de empate, caberá ao presidente da comissão julgadora proferir o voto de desempate.

Do resultado e da premiação

Art. 18. O resultado do concurso será publicado no Diário Oficial da União e estará disponível nos sites da Secretaria do Tesouro Nacional (www.tesouro.fazenda.gov.br) e da Esaf (www.esaf.fazenda.gov.br) a partir do dia 23 de novembro de 2018.

Art. 19. A solenidade de premiação será realizada em Brasília/DF em data a ser divulgada oportunamente.

§ 1º Para a cerimônia de premiação, serão fornecidas diárias e passagens, em território nacional, desde que residentes fora de Brasília (DF), aos autores das monografias premiadas ou, no caso de trabalho em grupo, aos representantes, inclusive àqueles com menção honrosa.

§ 2º Os autores que tiverem suas monografias premiadas, inclusive com menções honrosas, se solicitados, deverão apresentar seus trabalhos em um *workshop*, no dia posterior a data da cerimônia de premiação, em Brasília (DF).

§ 3º Após a divulgação do resultado no Diário Oficial da União, o premiado terá o prazo de 2 dias úteis para confirmar presença na cerimônia de premiação, por meio do endereço eletrônico premio-stn.df.esaf@fazenda.gov.br, e encaminhar, digitalizados, os documentos necessários à sua participação, conforme solicitado pelos organizadores do evento.

Disposições finais

Art. 20. O material encaminhado para inscrição no XXIII Prêmio Tesouro Nacional – 2018 não será devolvido e passará a integrar o acervo bibliográfico da STN.

Art. 21. A STN e a Esaf poderão editar, publicar, reproduzir e divulgar, impressa ou digitalmente, o conteúdo dos trabalhos inscritos, total ou parcialmente, sem ônus, bem como as imagens e vozes dos participantes, assegurados os direitos autorais.

Art. 22. As monografias premiadas deverão manter o seu ineditismo até a publicação oficial do resultado no Diário Oficial da União e nos sites da Esaf e do Tesouro Nacional.

Parágrafo único. Os autores dos trabalhos premiados deverão fazer menção expressa e bem visível de que a obra foi vencedora no XXIII Prêmio Tesouro Nacional – 2018, em toda e qualquer utilização pública da monografia

Art. 23. Os concorrentes inscritos no concurso são responsáveis pela autoria e conteúdo dos trabalhos encaminhados, não cabendo qualquer responsabilidade aos realizadores do certame por eventuais infringências aos direitos autorais de terceiros ou por divulgação de informações de caráter sigiloso.

Art. 24. Os casos omissos serão resolvidos pelo Diretor-Geral da Esaf.



*Fotos da
Cerimônia de Premiação*

XXIII Prêmio Tesouro Nacional – 2018



1º Lugar, **Rafael Barros Barbosa**, Doutor em Ciências Econômicas pela Universidade Federal do Ceará (UFC) e Professor Adjunto Classe A na Universidade Federal do Ceará.

Mansueto Facundo de Almeida Jr., Secretário do Tesouro Nacional.



Liscio Fábio de Brasil Camargo, Subsecretário de Assuntos Cooperativos do Tesouro Nacional.

2º Lugar, **Fernando Covelli Benelli**, Doutor em Economia pela Universidade de São Paulo (USP) e Analista Econômico do Banco Central do Brasil (BCB).



DA ESQUERDA PARA A DIREITA: 3º Lugar, **Diego Pitta de Jesus** (representante), Mestre em Economia Aplicada pela Universidade Federal da Paraíba (UFPB).

Fernando Meneguim, Diretor-Geral da Escola de Administração Fazendária (Esaf).

3º Lugar, **Cássio da Nóbrega Besarria** (coautor), Doutor em Economia, pelo programa de Pós-Graduação em Economia (Pimes) pela Universidade Federal de Pernambuco e Professor Adjunto do Departamento de Economia na Universidade Federal da Paraíba (UFPB).



Menção Honrosa, **Cristina Yue Yamanari**, Mestre em Políticas Públicas e Desenvolvimento/Economia pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea-Esaf) e Supervisora/Subchefia Adjunta de Política Econômica – SAG – Casa Civil da Presidência da República.

Carlos Henrique Fialho Mussi, Representante da Banca Examinadora.



Menção Honrosa, **Jorge Eduardo Macedo Simões** (representante), Doutor em Economia pela Universidade Federal do Ceará (UFC) e Professor de Magistério Superior/Assistente A na Universidade Federal do Sul e Sudeste do Pará (Unifesspa).

Prof. Paulo Motta, Representante da Fundação Getulio Vargas.



PREMIADOS

- 1 – **Fernando Covelli Benelli**, 2º lugar; 2 – **Cássio da Nóbrega Besarria**, 3º lugar (coautor);
3 – **Jorge Eduardo Macedo Simões**, menção honrosa (representante do grupo);
4 – **Cristina Yue Yamanari**, menção honrosa; 5 – **Rafael Barros Barbosa**, 1º lugar;
6 – **Diego Pitta de Jesus**, 3º lugar (representante do grupo).



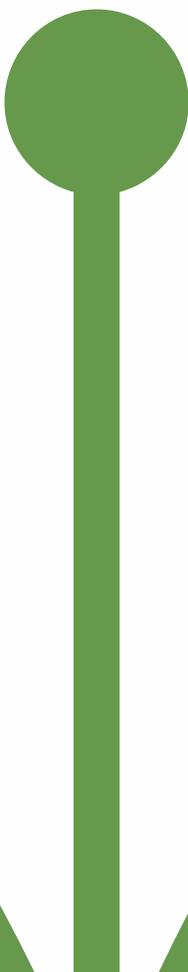
DA ESQUERDA PARA A DIREITA:

- 1 – **Fernando Meneguim**, Diretor-geral da Escola de Administração Fazendária (Esaf);
- 2 – **Prof. Paulo Motta**, Representante da Fundação Getulio Vargas (FGV);
- 3 – **Lísio Fábio de Brasil Camargo**, Subsecretário de Assuntos Corporativos do Tesouro Nacional;
- 4 – **Cristina Yue Yamanari**, Menção honrosa;
- 5 – **Jorge Eduardo Macedo Simões**, Menção honrosa (representante do grupo);
- 6 – **Rafael Barros Barbosa**, 1º lugar;
- 7 – **Diego Pitta de Jesus**, 3º lugar (representante do grupo);
- 8 – **Carlos Henrique Fialho Mussi**, Representante da Banca Examinadora;
- 9 – **Cássio da Nóbrega Besarria**, 3º lugar (coautor);
- 10 – **Mansueto Facundo de Almeida Jr.**, Secretário do Tesouro Nacional;
- 11 – **Fernando Covelli Benelli**, 2º lugar.

ISBN 978-85-87841-66-7



9 788587 841667



Patrocínio



Realização



Idealização



MINISTÉRIO DA
ECONOMIA

