



**XXII PRÊMIO
TESOURO NACIONAL
2017**



Finanças Públicas
Monografias Premiadas

Patrocínio



Realização



Idealização



MINISTÉRIO DA
FAZENDA



Finanças Públicas

XXII Prêmio Tesouro Nacional – 2017

Ministério da Fazenda
Secretaria do Tesouro Nacional



Finanças Públicas

XXII Prêmio Tesouro Nacional – 2017

Monografias Premiadas

STN/MF

Brasília – DF

2018

Ministério da Fazenda

Ministro, Eduardo Refinetti Guardia

Secretária-Executiva, Ana Paula Vitali Janes Vescovi

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

Planejamento Estratégico da Política Fiscal, Pedro Jucá Maciel

Política Fiscal, Adriano Pereira de Paula

Relações Finan. 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 de Administração Fazendária (Esaf)

Diretor-Geral, Fernando Boarato Meneguim

Diretora de Educação, Fabiana Feijó de O. Baptistucci

Patrocínio

Fundação Getúlio Vargas (FGV)

Presidente, Carlos Ivan Simonsen Leal

Professor Titular da Ebape/FGV e Coordenador do Projeto do XXII Prêmio Tesouro Nacional – 2017, Paulo Motta

Gerente do Projeto, Patrícia Nachard

Coordenadora do Prêmio, Viviane Henderson

Revisão: Sonja Cavalcanti

Coordenação Editorial: Patrícia Nachard

Diagramação: Domingos Sávio Teixeira

Produção: Teixeira Gráfica e Editora

Ficha catalográfica elaborada pela Secretaria do Tesouro Nacional.

Brasil. Ministério da Fazenda. Secretaria do Tesouro Nacional

XXII Prêmio Tesouro Nacional 2017 : Finanças Públicas : coletânea de monografias premiadas / Ministério da Fazenda, Secretaria do Tesouro Nacional. – Brasília : Secretaria do Tesouro Nacional, 2018.

278 p.

ISBN 978-85-87841-65-0

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 Fazenda. III. XXI Prêmio Tesouro Nacional.

CDD 336.81



1ª Fileira, da esquerda para a direita

- 1 – **RODRIGO OCTÁVIO ORAIR**, Menção Honrosa (coautor);
- 2 – **HELDER FERREIRA DE MENDONÇA**, 2º Lugar (representante do grupo);
- 3 – **DAYSON PEREIRA BEZERRA DE ALMEIDA**, 3º Lugar;
- 4 – **JOSUÉ ALFREDO PELLEGRINI**, 1º Lugar;
- 5 – **CARLOS EDUARDO DE FREITAS**, Menção Honrosa (representante do grupo);
- 6 – **FREDERICO NASCIMENTO DUTRA**, Menção Honrosa (coautor);

2ª Fileira, da esquerda para a direita

- 7 – **PAULO MOTTA**, Representante da Fundação Getúlio Vargas;
- 8 – **OTAVIO LADEIRA DE MEDEIROS**, Secretário-Adjunto do Tesouro Nacional;
- 9 – **JOSE MÁRCIO CAMARGO**, Prof. do Departamento de Economia da PUC/Rio;
- 10 – **LÍSCIO DE BRASIL CAMARGO**, Subsecretário de Assuntos Cooperativos do Tesouro Nacional;
- 11 – **CARLOS HENRIQUE FIALHO MUSSI** – Representante da Banca Examinadora e Diretor da Cepal no Brasil.

Apresentação

Esta coletânea reúne os três trabalhos premiados no XXII Prêmio Tesouro Nacional – 2017 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 é realizado anualmente pela Escola de Administração Fazendária (ESAF) e, neste ano, contou com o patrocínio da Fundação Getúlio Vargas (FGV/RJ). Esta edição do Prêmio foi divulgada pela Portaria n. 31, de 24 de fevereiro de 2017, da ESAF, publicada no *Diário Oficial da União* (DOU) de 3 de março de 2017.

A Comissão Julgadora do XXII Prêmio Tesouro Nacional foi designada pelo Diretor-Geral da ESAF, com sete membros, escolhidos entre especialistas de notório saber em Economia, Contabilidade e/ou Finanças Públicas. A Comissão foi assim constituída::

- Carlos Henrique Fialho Mussi (Presidente da Comissão e Diretor do Escritório da Comissão Econômica para a América Latina e o Caribe – Cepal)
- Carlos Eduardo de Freitas (Conselheiro do Conselho Regional de Economia – Corecon/DF)
- Fabiana Fontes Rocha (Professora da Universidade de São Paulo – USP)
- Patrícia Siqueira Varela (Professora da Universidade de São Paulo – USP)
- Roberto de Góes Ellery Júnior (Professor da Universidade de Brasília – UnB)
- José Roberto Afonso (Professor da FGV)
- 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 2017, o Prêmio Tesouro Nacional recebeu 111 trabalhos para análise. Os temas sobre os quais as monografias deveriam discorrer foram três: equilíbrio e transparência fiscal, alocação eficiente do gasto público, e dívida pública e concessão de garantias. 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 pela Comissão Julgadora com base nos critérios de qualidade técnica, considerando as normas da Associação Brasileira de Normas Técnicas (ABNT), a contribuição e a aplicabilidade para a gestão das finanças públicas (nos três âmbitos de governo). Foram considerados, 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 XXII Prêmio Tesouro Nacional – 2017 foi publicado no *Diário Oficial da União* (DOU), na edição de 28 de novembro de 2017, por meio do Edital n. 81, de 24 de novembro de 2017, da Escola de Administração Fazendária. A solenidade de entrega dos prêmios ocorreu no dia 6 de dezembro do mesmo ano, em Brasília/DF.

Sumário

1º LUGAR – Tema: Dívida Pública e Concessão de Garantias

RESERVAS INTERNACIONAIS: NÍVEL ADEQUADO, CUSTO FISCAL DE CARREGAMENTO E USO NO RESGATE DA DÍVIDA PÚBLICA

Josué Alfredo Pellegrini, 11

2º LUGAR – Tema: Equilíbrio e Transparência Fiscal

TRANSPARÊNCIA FISCAL A PARTIR DO ERRO DE PREVISÃO DO BALANÇO ORÇAMENTÁRIO: UMA ANÁLISE PARA O CASO BRASILEIRO

Helder Ferreira de Mendonça e Joseph David Barroso Vasconcelos de Deus, 55

3º LUGAR – Tema: Equilíbrio e Transparência Fiscal

IMPACTOS ECONÔMICOS E FISCAIS DA ATUAÇÃO DO CONGRESSO NACIONAL: O CASO DA REFORMA TRABALHISTA À LUZ DE UM MODELO DSGE

Dayson Pereira Bezerra de Almeida, 103

MENÇÃO HONROSA – Tema: Equilíbrio e Transparência Fiscal

RESULTADO ESTRUTURAL, CICLOS ECONÔMICOS E OS DESAFIOS PARA AVALIAR O DESEMPENHO FISCAL

Sérgio Wulff Gobetti, Rodrigo Octávio Orair e Frederico Nascimento Dutra, 141

MENÇÃO HONROSA – Tema: Equilíbrio e Transparência Fiscal

IMPACTOS ECONÔMICOS DA REFORMA PREVIDENCIÁRIA: LIMITES DA PEC Nº 287/2016

Carlos Eduardo de Freitas e Nelson Leitão Paes, 213

REGULAMENTO, 265

FOTOS DA CERIMÔNIA DE PREMIAÇÃO, 275



Tema

Dívida Pública e Concessão de Garantias

Dívida Pública e Concessão de Garantias – 1º Lugar

*Josué Alfredo Pellegrini**



*Reservas internacionais: nível adequado,
custo fiscal de carregamento e uso
no resgate da dívida pública*

* *Doutor em Economia pela Universidade de São Paulo (USP) e Consultor Legislativo do Senado Federal*

Resumo

Este texto avalia o nível adequado de reservas para o Brasil segundo várias métricas disponíveis, bem como o custo fiscal de carregamento dessas reservas. O intuito é subsidiar a discussão a respeito da conveniência ou não de se alienar parte dos ativos externos e utilizar os recursos assim obtidos no abatimento da dívida pública. A decisão não é trivial, tendo em vista a dispersão dos níveis adequados apontados pelas várias métricas calculadas, entre US\$ 93,1 e US\$ 330,6 bilhões, conforme a métrica escolhida. A diferença entre tais valores e os atuais US\$ 377,2 bilhões de reservas detidas pelo país, descontados os *swaps* cambiais, corresponde a 1,3% e a 18,1% da Dívida Bruta do Governo Geral, respectivamente, números relativos a junho de 2017. Já os custos de carregamento calculados, líquidos do rendimento das reservas, variam em função da taxa Selic, mas, sobretudo, da taxa de câmbio, o que também dificulta a decisão acerca da venda de reservas, em vista da forte oscilação dessa variável nos últimos anos. Desconsiderando-se a taxa de câmbio, o custo de carregamento manteve-se entre 1% e 1,5% do PIB de 2006 a 2014, mas subiu a 2,5% do PIB nos anos seguintes. Atualmente, o custo está em cerca de 2,3% do PIB, com tendência à diminuição, conforme indica a projeção apresentada no texto de 1,2% do PIB, ao final de 2018. Assim, a venda da parcela excedente das reservas e o uso dos recursos no abatimento da dívida pública diminuiriam o custo de 1,2% do PIB na mesma proporção, e, por consequência, os juros líquidos devidos e o déficit nominal do setor público. Conforme o nível adequado de reservas tomado como referência, a queda do custo iria de 0,06% a 0,82% do PIB, o que indica potencial de contribuição relevante ao ajuste fiscal, considerando-se o atual déficit primário do setor público, de cerca de 2,5% do PIB. A opção pela venda das reservas consideradas excedentes envolve riscos relevantes, além das incertezas acerca do nível adequado de reservas e da evolução do custo de carregamento. Entre os riscos envolvidos analisados pelo texto estão os efeitos da providência sobre a taxa de câmbio e a possibilidade de uso dos recursos em gastos, em vez do abatimento da dívida pública, o que seria o pior resultado possível. Por isso, o texto recomenda uma estratégia gradual, capaz de testar os efeitos e verificar o uso adequado dos recursos. Por exemplo, em uma primeira etapa, US\$ 60 bilhões, compatíveis com quase todas as métricas calculadas, poderiam ser gradualmente colocados no mercado, à medida que a demanda por dívidas absorvesse a oferta extra, sem pressão sobre a taxa de câmbio. Ao mesmo tempo, a atuação coordenada do Banco Central e do Tesouro Nacional garantiria que a venda de reservas resultasse, ao fim e ao cabo, na redução proporcional do saldo das operações compromissadas da Autarquia e/ou no resgate líquido de títulos públicos em poder do mercado.

Palavras-chave: Nível adequado de reservas. Custo de carregamento. Dívida pública.

Sumário

1 INTRODUÇÃO	19
2 EVOLUÇÃO DAS RESERVAS INTERNACIONAIS	19
3 NÍVEL ADEQUADO DE RESERVAS INTERNACIONAIS	21
3.1 Reservas em relação ao número de meses de importação	22
3.2 Reservas em relação à dívida externa de curto prazo	24
3.3 Reservas em relação aos meios de pagamento ampliados	28
3.4 Reservas em relação à métrica do FMI	31
4 CUSTO DE CARREGAMENTO DAS RESERVAS INTERNACIONAIS	35
4.1 Rendimento das reservas internacionais	35
4.2 Custo de carregamento das reservas internacionais	37
4.3 Custo de carregamento líquido e variação cambial	40
4.4 Custo de carregamento líquido e custo das operações de swap cambial	43
5 VENDER AS RESERVAS INTERNACIONAIS PARA ABATER A DÍVIDA PÚBLICA?	47
REFERÊNCIAS	54

Lista de gráficos e tabelas

Gráfico 1 – Reservas internacionais do Brasil (US\$ bilhões)	20
Gráfico 2 – Reservas internacionais de países em desenvolvimento (US\$ bilhões)	21
Gráfico 3 – Reservas em meses de importação	23
Gráfico 4 – Reservas em meses de importação – 2015	24
Gráfico 5 – Reservas (R) em relação à dívida externa de curto prazo (DCP) e ao saldo em conta corrente (SCC)	26
Gráfico 6 – Reservas (R) em relação à dívida externa de curto prazo (DCP) e ao saldo em conta corrente (SCC) – 2015	27
Gráfico 7 – Reservas (R) em relação a percentual dos meios de pagamento ampliados (M3)	29
Gráfico 8 – Reservas (R) em relação a percentual dos meios de pagamento ampliados (M3) e à dívida externa de curto prazo (DCP)	30
Gráfico 9 – Reservas (R) em relação a percentual dos meios de pagamento ampliados (MPA) e à dívida externa de curto prazo (DCP) – 2015	31
Gráfico 10 – Reservas em relação à ARA/FMI	32
Gráfico 11 – Reservas em relação à ARA/FMI – 2015	33
Gráfico 12 – Rendimento em dólar das reservas	36
Gráfico 13 – Custo de carregamento das reservas	38
Gráfico 14 – Custo de carregamento das reservas	40
Gráfico 15 – Custo de carregamento líquido das reservas e variação cambial	41
Gráfico 16 – Custo de carregamento líquido das reservas	42
Gráfico 17 – Reservas líquidas (US\$ bilhões)	45
Gráfico 18 – Resultado com operações de <i>swap</i> cambial	46
Gráfico 19 – Reservas excedentes como % da Dívida Bruta do Governo Geral (DBGG)	47
Gráfico 20 – Projeção do custo de carregamento líquido das reservas de 7/2017 a 12/2018, % do PIB – acumulado em doze meses	50
Gráfico 21 – Ganho com a venda de reservas excedentes (% do PIB – acumulado em doze meses)	51
Tabela 1 – Métricas para o nível adequado de reservas internacionais do Brasil	34

1 Introdução

O Brasil detinha US\$ 377,2 bilhões em reservas internacionais ao final de junho de 2017. Discute-se a conveniência de se manter tal patamar de reservas, tendo em vista que a decisão gera custos fiscais ao país, em um contexto de forte desequilíbrio das contas públicas. Além desta Introdução, o presente estudo trata dessa questão em quatro capítulos. O capítulo 2 comenta sumariamente como o Brasil chegou ao atual montante de reservas. O capítulo 3 verifica qual seria o nível adequado de reservas para o país, a partir das métricas disponíveis. O quarto capítulo trata dos custos advindos do carregamento das reservas. O capítulo 5, por fim, avalia a conveniência de o país se desfazer de reservas excedentes para resgatar parte da dívida pública.

2 Evolução das reservas internacionais

As reservas internacionais do Brasil cresceram cerca de sete vezes entre 2006 e 2012, conforme se pode ver no gráfico 1 abaixo.¹ De R\$ 53,8 bilhões, ao final de 2005, elas passaram para R\$ 373,1 bilhões, em dezembro de 2012. Desde então, o nível tem-se mantido relativamente estável, aferidas em termos absolutos.²

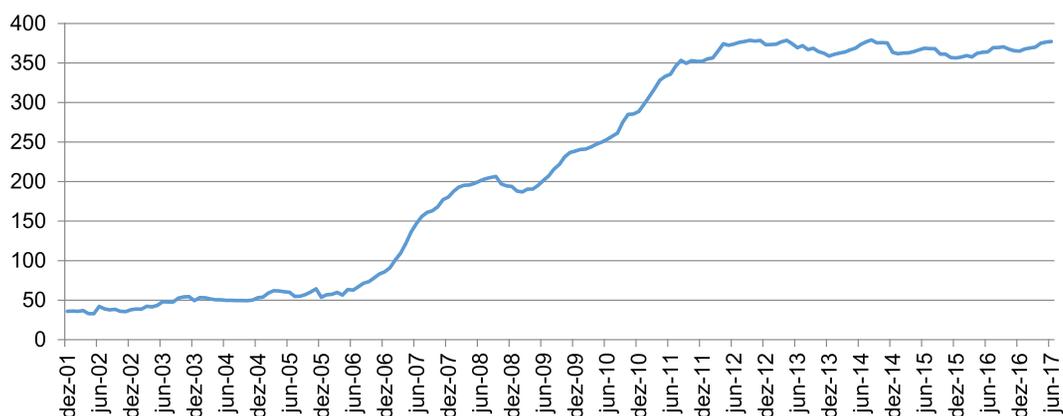
O pronunciado acúmulo de reservas se deveu ao aumento do saldo das transações correntes com o exterior e, principalmente, à forte entrada de recursos no país pela conta capital e financeira do balanço de pagamentos. Destaca-se entre os fatores determinantes desse movimento, no caso das transações correntes, o impulso dado às exportações pelo ganho nos termos de troca e pelo crescimento da economia mundial. No caso das transações de capital, a diferença de taxa de juros entre a economia internacional e a brasileira, conjugada à redução dos riscos cambial e país, elevou a rentabilidade relativa dos ativos brasileiros.

1 Os dados relativos ao Brasil utilizados neste estudo foram retirados das séries temporais e tabelas especiais disponíveis na página eletrônica do Banco Central do Brasil (<<https://www.bcb.gov.br/pt-br/#!/n/SERIESTEMPORAIS>>). Este estudo utiliza o conceito de caixa para as reservas internacionais, por ser mais conservador. Em junho de 2017, o saldo das reservas por esse conceito era menor do que o saldo pelo conceito de liquidez em apenas US\$ 1,2 bilhão, cerca de 0,32%. Essa diferença corresponde ao saldo das linhas com recompra. Por meio dessas linhas, o BCB vende dólares ao mercado, com compromisso de comprá-los após o período especificado no contrato.

2 Pode-se alegar que o país se desfez de reservas após 2012, já que elas deveriam ter crescido por conta do rendimento em dólar obtido com a aplicação no mercado financeiro internacional. Entretanto, conforme se verá no capítulo 4 deste estudo, esse rendimento foi muito baixo e até negativo nos últimos anos. Em relação ao PIB, as reservas mantiveram-se próximas de 16% no período 2013-2014. Nos anos seguintes, houve forte oscilação por conta dos movimentos da taxa de câmbio, já que as reservas são convertidas de dólar para real, a fim de possibilitar a comparação com outras variáveis aferidas em real. Depois de chegarem a 23,2% no final de 2015, as reservas representavam, em junho de 2017, 19,5% do PIB.

GRÁFICO 1 – RESERVAS INTERNACIONAIS DO BRASIL

(US\$ BILHÕES)



Fonte: Banco Central do Brasil.do Brasil.

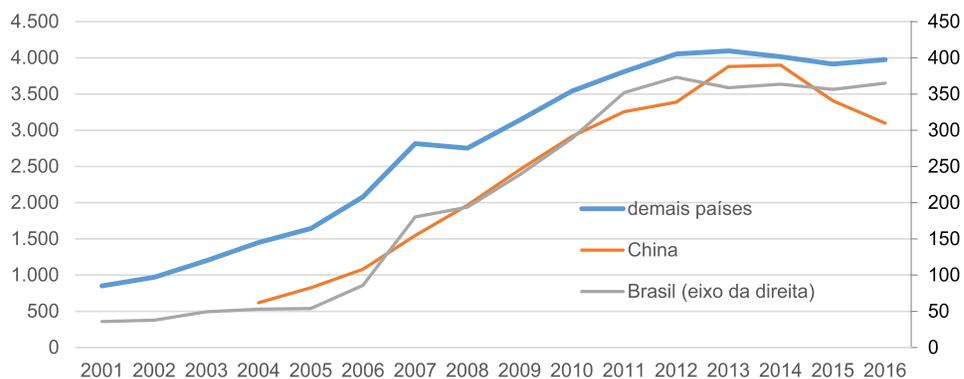
Em vista da dimensão da entrada de recursos no país, o Banco Central do Brasil (BCB) e o Tesouro Nacional atuaram no mercado de câmbio para adquirir divisas destinadas à amortização da dívida externa do governo central, e, no caso do BCB, elevar as reservas internacionais do país. Inicialmente, esse aumento foi oportuno, pois, no início da década passada, o saldo das reservas estava muito baixo, após os problemas cambiais vividos recorrentemente entre 1998 e 2002. Entretanto, conforme se verá no terceiro capítulo deste estudo, a acumulação de reservas parece ter ido além do nível adequado, considerando-se apenas a segurança da economia doméstica.

Esses acontecimentos não ficaram restritos ao Brasil. Muitos países em desenvolvimento também reforçaram seu nível de reservas, em um contexto mundial de crescimento, de preços de *commodities* elevados e de taxa de juros internacional reduzida. O gráfico 2 mostra a evolução das reservas internacionais da China e dos demais países classificados pelo FMI como “em desenvolvimento”³ (eixo da esquerda), bem como as do Brasil (eixo da direita). Percebe-se claramente a similaridade das curvas com a já observada no gráfico 1, ressalvado o fato de que as reservas da China têm caído nos últimos anos.

3 Os dados relativos aos países em desenvolvimento utilizados neste estudo foram retirados da página eletrônica do Fundo Monetário Internacional (FMI), em particular de área destinada a disponibilizar informações sobre o nível adequado de reservas internacionais dos países classificados nesse grupo (<<http://www.imf.org/external/np/spr/ara/>>).

GRÁFICO 2 – RESERVAS INTERNACIONAIS DE PAÍSES EM DESENVOLVIMENTO

(US\$ BILHÕES)



Fonte: FMI e Banco Central do Brasil.

3 Nível adequado de reservas internacionais

Essa tendência disseminada de aumento das reservas externas entre os países em desenvolvimento reacendeu a antiga discussão a respeito do nível adequado dessas reservas. Um ponto de partida para abordar o assunto é lembrar que as reservas são ativos externos sob controle das autoridades monetárias e prontamente utilizáveis para atender às necessidades de financiamento do balanço de pagamentos. Sendo assim, as reservas servem como espécie de seguro contra os efeitos de interrupções inesperadas na disponibilidade externa de recursos, fato que usualmente afeta negativamente o setor real da economia, notadamente produção, emprego e consumo.

Mas, ao contrário dos seguros usuais, as reservas não atuam apenas depois que ocorrem crises no balanço de pagamentos, blindando o país dos seus efeitos perniciosos. Elas servem também para evitar que as próprias crises ocorram, ao informar aos agentes econômicos que o país está suficientemente protegido contra acontecimentos externos imprevistos relevantes. Dito de outra forma: a existência de um bom nível de reservas sinaliza aos agentes econômicos que o governo detém munição suficiente para agir no caso de crise externa, que redunde em fuga de capitais ou fenômenos correlatos.

Trata-se de uma discussão complexa, pois o nível adequado de reservas depende do contexto financeiro internacional no qual o país está inserido e de suas características específicas. Em um ambiente internacional globalizado, com elevados e por vezes voláteis fluxos de capital entre fronteiras, tal qual o

observado desde meados dos anos 1990, a necessidade de reservas precaucionais é certamente maior do que a verificada nas décadas de 1950 e 1960, quando as transações correntes com bens e serviços predominavam amplamente em relação às transações de capital.

Quanto aos fatores específicos, o nível adequado de reservas é dado pela aversão do país ao risco de ocorrência de crises externas, bem como pela probabilidade de ocorrência dessas crises e pelos custos impostos à sociedade. A probabilidade de ocorrência e os custos, por sua vez, são determinados por uma série de fatores, como o grau de flexibilidade da economia a ajustes externos, a qualidade da gestão macroeconômica, o tipo de regime cambial, o grau de solidez do sistema financeiro doméstico, o grau de controle dos movimentos de capital, o tamanho das obrigações externas e o acesso a fontes de financiamento de emergência.

Teoricamente, o nível ideal de reservas seria aquele que igualasse os benefícios e os custos por elas gerados. Ambos são crescentes em função do nível de reservas, mas os benefícios devem diminuir na margem com os acréscimos de reservas, de tal modo que, em certo nível, os custos superem os benefícios, apontando o nível desejável de reservas.

Entretanto, esse exercício de otimização pode se mostrar difícil e produzir resultados pouco práticos para orientar a política de reservas do país.⁴ Assim, a literatura sobre o assunto avançou de forma a oferecer métricas ou regras mais ou menos simples para orientar de modo efetivo essa política.

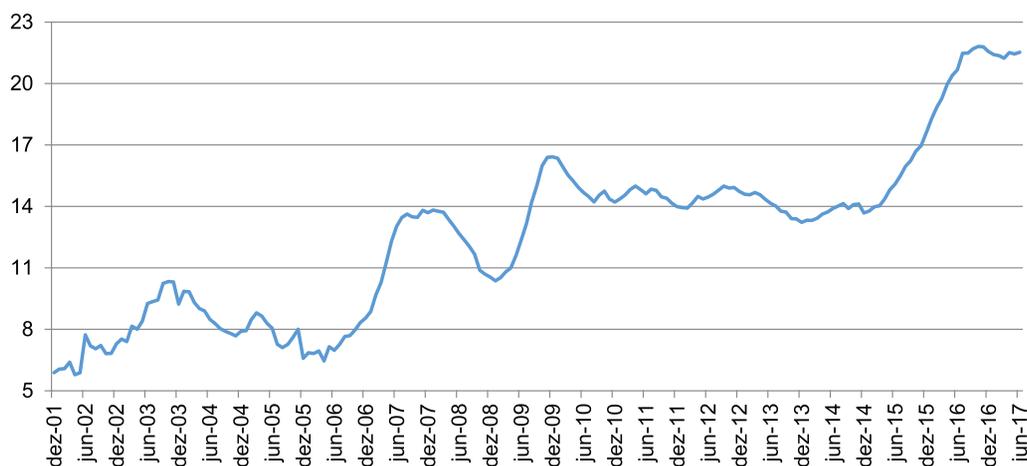
3.1 Reservas em relação ao número de meses de importação

Em geral, esse tipo de métrica define o nível adequado de reservas em função de uma ou mais variáveis que indiquem a potencial demanda por recursos externos eventualmente não supridos pelos canais usuais. Possivelmente, a mais antiga e talvez mais citada métrica é a que leva em conta o número de meses de importação do país. Diante de uma eventual dificuldade no balanço de pagamentos causada, por exemplo, pela queda das exportações ou pela restrição no mercado de crédito internacional, as reservas em nível adequado garantiriam as importações do país por um determinado número de meses, a exemplo de três, seis ou doze meses, como usualmente recomendado.

O gráfico 3 abaixo mostra a evolução das reservas internacionais do Brasil do final de 2001 a junho de 2017, tal qual o gráfico 1, porém em relação à média mensal nos últimos doze meses das importações de bens e serviços não fatores (notadamente fretes, viagens, propriedade intelectual e aluguel de equipamentos).

⁴ Artigo clássico sobre o assunto é o de Jeanne e Ranciére (2006).

GRÁFICO 3 – RESERVAS EM MESES DE IMPORTAÇÃO



Fonte: Banco Central do Brasil.

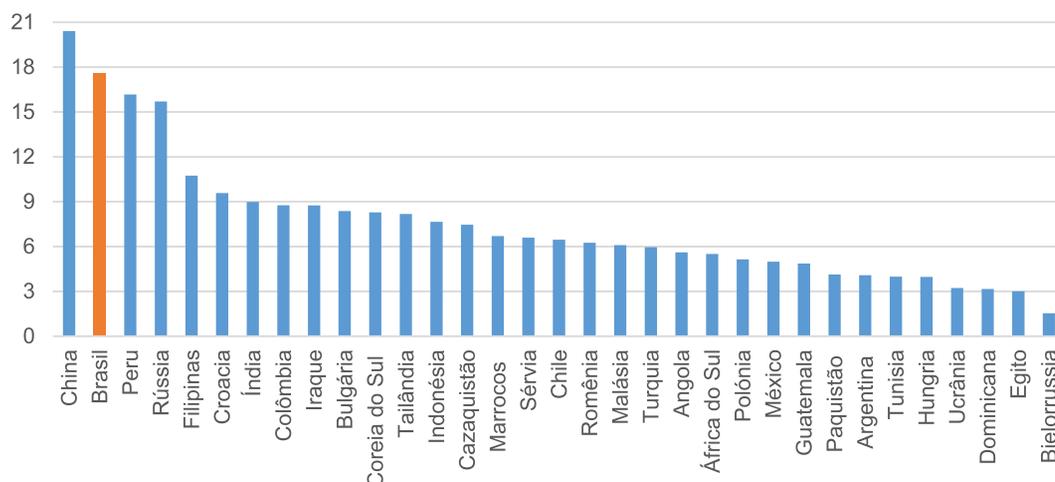
É possível ver que as reservas subiram bastante no período considerado, quando aferidas em meses de importação de bens e serviços. De 5,9 meses ao final de 2001, as reservas aumentaram para 21,5 meses de compras externas, em junho de 2017. A diferença entre esse gráfico e o gráfico 1 é o aumento menos pronunciado do indicador, pois as importações também subiram no período abordado. Apenas no biênio 2015-2016, as compras externas caíram por conta da forte recessão vivida pelo país. Tal fato elevou o tamanho das reservas em relação às importações, mesmo que elas tenham permanecido relativamente estáveis no período, em termos absolutos.

Um fato a registrar é que reservas correspondentes a três ou seis meses de importações de bens e serviços devem ser descartadas de pronto como adequadas, pois o Brasil já havia alcançado esse patamar desde o início da década passada, quando a situação cambial era reconhecidamente delicada. Já as reservas equivalentes a doze meses de compras externas foram alcançadas pela primeira vez em março de 2007 e, definitivamente, em junho de 2009, quando os efeitos da crise internacional iniciada em setembro do ano anterior já haviam se dissipado.

Atualmente, as reservas equivalem a mais de vinte meses de importações de bens e serviços, o que corresponde a um número elevado de acordo com a métrica ora em análise, mesmo levando-se em conta que a vindoura recuperação da economia deverá elevar as importações e reduzir a relação, talvez, para algo mais próximo de quinze meses, patamar em que se encontrava antes da recessão iniciada em 2015.

Outro modo de avaliar a situação do Brasil, com base na métrica do número de meses de importação, é a comparação com outros países.⁵ O gráfico 4 abaixo faz essa comparação com 32 países, a partir dos dados fornecidos pelo FMI, os quais incluem os serviços não fatores nas importações e se referem a 2015.

GRÁFICO 4 – RESERVAS EM MESES DE IMPORTAÇÃO – 2015



Fonte: FMI e Banco Central do Brasil.

Os números mostram que o nível de reservas em termos de meses de importação do Brasil é o segundo maior dentre os países considerados, atrás apenas da China. Esse fato reforça a avaliação segundo a qual as reservas do país estão em nível elevado. Mesmo que as reservas equivalassem a quinze meses, nível prevalente antes de as importações caírem fortemente por causa da recessão, o Brasil desceria da segunda para a quarta posição, pouco abaixo do Peru e da Rússia.

3.2 Reservas em relação à dívida externa de curto prazo

Em que pese o uso recorrente que ainda se faz da relação entre reservas e importações, é preciso observar que o indicador parece mais adequado para um contexto no qual predominam as transações com bens e serviços, enquanto as transações com capitais são limitadas. Essa não é mais a situação prevalente há

5 Nesse gráfico e nos demais que comparam o Brasil com outros países, incluem-se as nações com os maiores PIBs aferidos pela paridade do poder de compra, retirando-se da lista os países considerados desenvolvidos e aqueles cuja disponibilidade de dados não permite calcular o nível adequado de reservas, segundo as várias métricas que serão abordadas neste estudo. A única exceção a essa última restrição é a Argentina, que, apesar de não dispor de dados para calcular uma das métricas, foi considerada mesmo assim por conta da sua importância.

pelo menos duas décadas. No presente contexto, ganharam relevância métricas que procuram levar em conta outras variáveis que, a exemplo das importações, também afetam os compromissos em divisas dos países, notadamente as que dizem respeito às transações com capitais (empréstimos, investimentos, depósitos, etc.).⁶

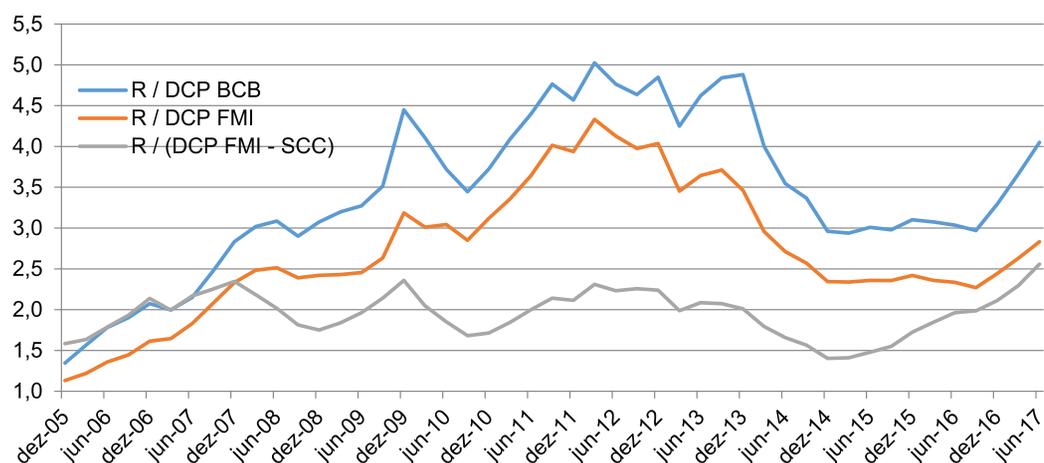
Entre essas métricas, a mais citada é conhecida como Greespan-Guidotti. De acordo com esse critério, as reservas devem ao menos se igualar à dívida externa de curto prazo do país, de tal modo que haja garantia de recursos para quitar esse passivo, em caso da ocorrência de problemas com o balanço de pagamentos. Há ainda a regra chamada Greespan-Guidotti expandida, que deduz da dívida externa de curto prazo o saldo das transações correntes do país. A intenção nesse caso é avaliar de modo mais amplo os compromissos externos do país no curto prazo.

O gráfico 5 abaixo mostra a evolução de dezembro de 2005 a junho de 2017 das reservas em relação à dívida externa de curto prazo (DCP) do Brasil, que inclui também a parcela do passivo de longo prazo que vence nos doze meses seguintes. O BCB calcula essa variável, que denomina dívida externa de curto prazo por vencimento residual, com dados trimestrais disponíveis a partir de dezembro de 2005. O gráfico mostra tanto o indicador que inclui as operações intercompanhias na dívida externa de curto prazo, opção preferencial do FMI, como o indicador sem essa inclusão, alternativa adotada pelo BCB.⁷ Em vista da menor abrangência do conceito de dívida, o indicador do BCB é sempre maior que o do FMI. O gráfico 5 inclui ainda a relação entre as reservas e a dívida externa de curto prazo (intercompanhias inclusas), somada ao saldo das transações correntes do Brasil (SCC), no acumulado em doze meses. Esse indicador expandido é maior ou menor que o restrito, a depender do sinal do saldo das transações correntes. Se houver déficit, será menor; se houver superávit, maior.

6 Uma lista desses indicadores ou métricas pode ser vista em International Monetary Fund (2016, p. 23-24). Uma aplicação desses indicadores ao caso do Brasil pode ser encontrada em Damico e Barbosa (2016).

7 A distinção advinda da inclusão ou não das operações intercompanhias se deve à natureza híbrida dessas operações, algo entre empréstimo e investimento direto, já que tanto credor como devedor integram o mesmo grupo econômico. Como o saldo dessas operações relativo a junho de 2017 ainda não está disponível, foi necessário estimá-lo, a partir da extrapolação da evolução verificada nos trimestres anteriores.

GRÁFICO 5 – RESERVAS (R) EM RELAÇÃO À DÍVIDA EXTERNA DE CURTO PRAZO (DCP) E AO SALDO EM CONTA CORRENTE (SCC)



Fonte: Banco Central do Brasil.

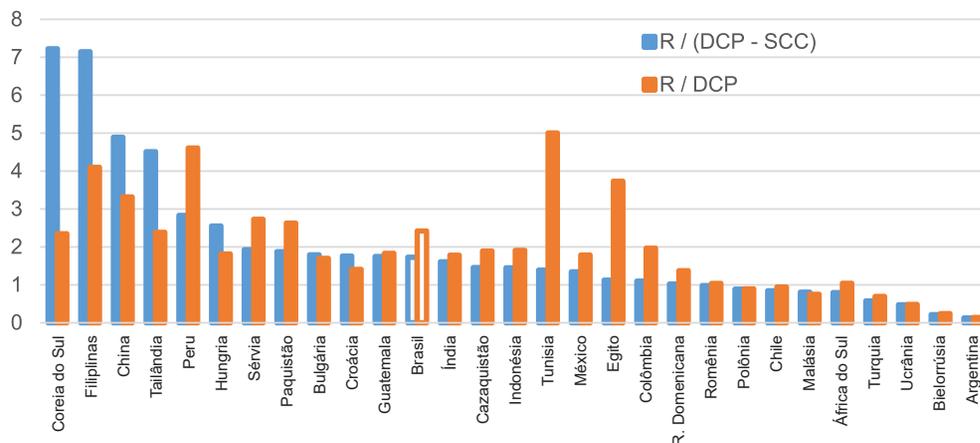
Conforme se pode ver, a relação entre as reservas e as métricas, calculadas de acordo com os conceitos do BCB e do FMI, evoluíram de modo similar do final de 2005 a junho de 2017. No período de forte acumulação de reservas, até 2012, os indicadores aumentaram bastante, pois a dívida de curto prazo não subiu na mesma intensidade. Os dois indicadores alcançaram o nível máximo em março de 2012, o equivalente a 5 e a 4,3, respectivamente. Ao longo de 2014, os indicadores caíram pronunciadamente por causa do forte aumento da dívida externa de curto prazo dos bancos e das operações intercompanhias. Após a queda, os indicadores alcançaram o patamar em que se mantiveram até setembro de 2016: 3,0 pelo indicador do BCB e 2,3 de acordo com o indicador do FMI. Daí em diante os indicadores voltaram a subir por conta do aumento das reservas e da diminuição da dívida de curto prazo, chegando, em junho, a 4,0 e 2,8.

Já quanto ao indicador expandido, que leva em conta o saldo das transações correntes, o valor mais alto, 2,4, foi alcançado cedo, ao final de 2009. Nos anos seguintes, até o final de 2013, oscilou em torno de 2,0. Daí em diante, o indicador caiu até alcançar 1,5 em setembro de 2015, mas depois passou a subir até os atuais 2,6, recorde da série. O movimento dos últimos anos se deveu em grande medida à trajetória do déficit em conta corrente. Conforme visto, em caso de déficit, esse indicador posiciona-se abaixo dos demais. Em 2008, as transações correntes do Brasil voltaram a ser deficitárias, depois de alguns anos de saldo positivo. Nos anos seguintes, o déficit cresceu rapidamente, o que impediu que o indicador expandido subisse mesmo com o forte aumento das reservas. De 2012 em diante, como as reservas se mantiveram relativamente estáveis, o indicador acompanhou o déficit nas transações correntes, que alcançou o auge em 2014 e depois passou a cair de modo pronunciado.

Enfim, tomando-se por base a métrica Greespan-Guidotti, restrita ou expandida, as reservas estiveram acima do nível adequado em todo o período considerado, já que os três indicadores sempre se mantiveram acima da unidade. Em junho de 2017, vale repetir, as reservas correspondiam a 4,0 vezes o nível adequado, de acordo com o conceito do BCB; ou a 2,8 vezes, utilizando-se o conceito do FMI; e ao recorde de 2,6 com base na métrica expandida.

Como na métrica calculada com base no número de meses de importação, aqui também vale comparar a situação do Brasil com a de outros países. O gráfico 6 abaixo faz essa comparação com outros 28 países,⁸ dados relativos a 2015. São apresentadas as versões restrita e expandida da regra Greespan-Guidotti. A restrita corresponde à relação entre reservas e dívida externa de curto prazo no conceito do FMI; e a segunda, à relação entre reservas e o mesmo conceito de dívida, deduzido do saldo em conta corrente. Os países foram ordenados em ordem decrescente, com base nesse último indicador. Em vista do número de países e de variáveis envolvidas, só foi possível calcular os indicadores até o final de 2015. É preciso considerar que os indicadores do Brasil subiram desde então, conforme visto.

GRÁFICO 6 – RESERVAS (R) EM RELAÇÃO À DÍVIDA EXTERNA DE CURTO PRAZO (DCP) E AO SALDO EM CONTA CORRENTE (SCC) – 2015



Fonte: Banco Central do Brasil.

De acordo com o gráfico 6, o Brasil ocupa a décima segunda posição, se o critério for o indicador que considera o saldo em conta corrente. Quando o indicador leva em conta apenas a dívida externa de curto prazo, o país ocupa a sétima colocação. A posição mais abaixo, quando se utiliza o primeiro critério,

8 Em relação ao grupo utilizado no gráfico 4, Iraque, Marrocos, Angola e Rússia foram desconsiderados, pois os respectivos números distam em demasia dos demais.

deve-se ao elevado déficit em conta corrente, de US\$ 59,4 bilhões, verificado em 2015. Pela mesma razão, países superavitários como China, Tailândia, Coreia do Sul e Filipinas ganham posições. Vale observar que o déficit em conta corrente do Brasil caiu para apenas US\$ 14,3 bilhões, nos doze meses encerrados em junho do ano corrente. Se esse déficit tivesse prevalecido em 2015, a sua posição subiria para a sexta. De qualquer modo, mesmo levando-se em conta que o Brasil não está na dianteira, não se pode perder de vista que, segundo tais métricas, as reservas atuais correspondem a pelo menos o dobro do nível considerado adequado.

3.3 Reservas em relação aos meios de pagamento ampliados

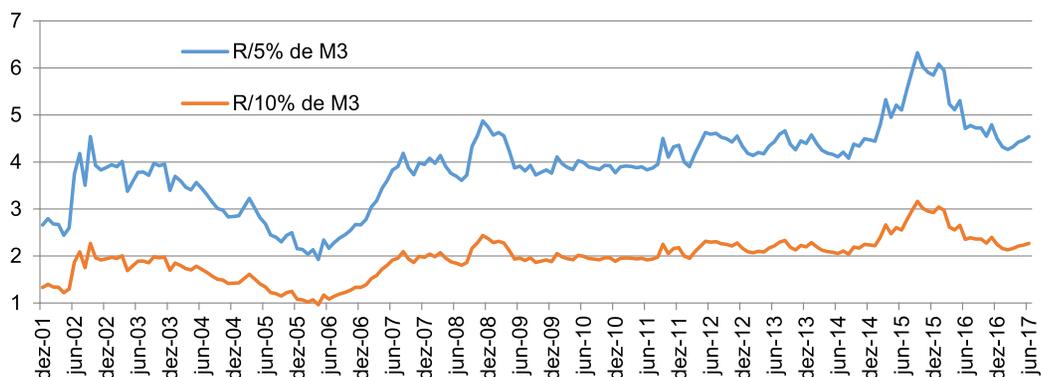
Outra métrica utilizada procura levar em conta a possibilidade de saída de capital por iniciativa dos residentes, fenômeno observado em muitas experiências de países em desenvolvimento com crises cambiais. Nesse caso, a variável considerada é algum meio de pagamento ampliado que mensure o tamanho dos ativos líquidos detidos pelos residentes que possam ser rapidamente utilizados para retirar capital do país. Usualmente, avalia-se que um percentual do agregado situado em 5% pode ser convertido para esse fim. A métrica é própria para países com sistema financeiro mais desenvolvido e controle restrito da saída de capital.

O gráfico 7 mostra a evolução das reservas internacionais do Brasil em relação a 5% e a 10% dos meios de pagamento ampliados, conforme série divulgada pelo BCB com a denominação de M3.⁹ Esse agregado é composto em grande medida pelos meios de pagamento tradicionais, somados aos depósitos de poupança, títulos de emissão privada, principalmente depósitos a prazo nos bancos, e cotas dos fundos de investimentos, com a exclusão dos papéis privados detidos por esses fundos para evitar dupla contagem.¹⁰

9 Utiliza-se a taxa de câmbio livre de compra do dólar americano do final de cada mês para converter o M3 de real para dólar, tornando-o comparável à unidade das reservas.

10 Optou-se pelo M3, pois, aparentemente, o M3 é o conceito utilizado pelo FMI quando informa os dados dos meios de pagamento ampliados (*broad money*) relativos ao Brasil. Quando se converte o M3 informado pelo BCB para dólar, a diferença em relação ao dado informado pelo FMI não chega a 2% em cada um dos anos do período 2011 a 2015.

GRÁFICO 7 – RESERVAS (R) EM RELAÇÃO A PERCENTUAL DOS MEIOS DE PAGAMENTO AMPLIADOS (M3)



Fonte: Banco Central do Brasil.

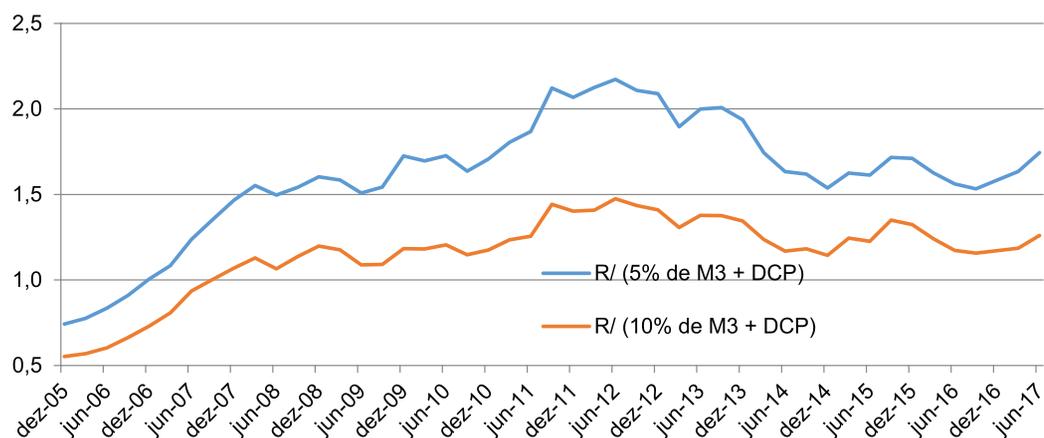
De acordo com o gráfico 7, desde meados de 2007, as reservas internacionais correspondem a aproximadamente duas e quatro vezes os montantes equivalentes a 5% e a 10% do M3, respectivamente. No caso dos 5% do M3, mesmo no início da década passada, as reservas já estavam bem acima do nível apontado como adequado, o que sugere não ser esse um indicador apropriado para o Brasil, do mesmo modo que o nível equivalente a três ou seis meses de importações. Quanto aos 10% do M3, as reservas superaram definitivamente esse montante em meados de 2006.

A forte oscilação dos indicadores verificada a partir de 2015 se deveu aos movimentos da taxa de câmbio, já que o M3 precisou ser aferido em dólar para ser comparado com as reservas. Em junho de 2017, os indicadores chegaram a 4,5 e 2,3, considerados 5% e 10% do M3, respectivamente.

Há ainda outro indicador mais conservador que combina métricas, a exemplo do Greenspan-Guidotti expandido. Desta feita, no denominador, adiciona-se a determinado percentual dos meios de pagamento ampliados a dívida externa de curto prazo.¹¹ O gráfico 8 mostra a evolução desse indicador, considerando-se o conceito do FMI de dívida de curto prazo e, novamente, 5% e 10% do M3.

11 Essa métrica foi inicialmente proposta em Wijnholds e Kapteyn (2001).

GRÁFICO 8 – RESERVAS (R) EM RELAÇÃO A PERCENTUAL DOS MEIOS DE PAGAMENTO AMPLIADOS (M3) E À DÍVIDA EXTERNA DE CURTO PRAZO (DCP)



Fonte: Banco Central do Brasil.

Com base no indicador que utiliza o percentual de 5% do M3, as reservas alcançaram o nível desejável em dezembro de 2006 e, desde o final de 2007, mantiveram-se entre 50% e 100% acima desse nível. Já com o percentual de 10% do M3, o nível adequado foi alcançado em setembro de 2007. Após isso, as reservas alojaram-se entre o nível desejado e 50% acima desse nível. Em junho de 2017, os números estavam em 1,7 e 1,3, respectivamente.

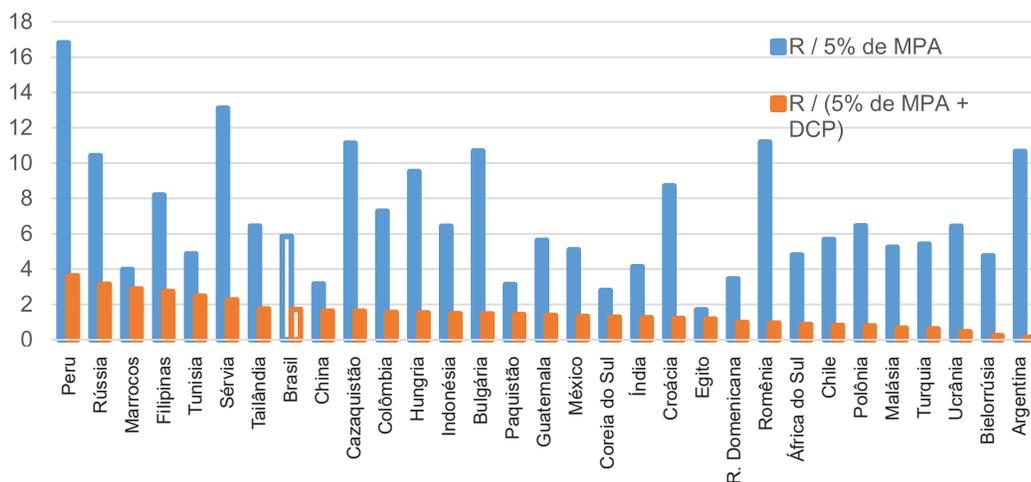
Vê-se, portanto, que, recorrendo-se ao indicador com 10% do M3, as reservas estavam apenas cerca de 30% acima do nível adequado, ao término do período abordado. Contudo, há que se considerar ser pouco provável que o Brasil seja vitimado por fuga de capital correspondente a 10% do M3, além de não conseguir, ao mesmo tempo, rolar a totalidade da dívida de curto prazo. Esse percentual deve ser visto como um limite máximo para retratar situação extrema.

O gráfico 9 abaixo compara o Brasil com outros trinta países, classificados em ordem decrescente com base na relação entre as reservas e a dívida externa de curto prazo, somada a 5% dos meios de pagamento ampliados (MPA), dados relativos a 2015.¹² Com base nesse indicador, o Brasil situa-se na oitava posição. O gráfico ilustra também o indicador sem a inclusão da dívida externa de curto prazo, o que reposiciona o Brasil na décima sexta posição.¹³

12 Iraque e Angola foram excluídos por destoarem em demasia dos demais países.

13 A inclusão dos meios de pagamento ampliados na análise, variável não diretamente ligada às transações comerciais e financeiras dos países, dificultou uma compreensão mais intuitiva do posicionamento dos países. De modo geral, parece que as maiores economias, como China, Índia, Brasil, Coreia do Sul, México e Indonésia, situam-se mais embaixo quando a referida variável é considerada.

GRÁFICO 9 – RESERVAS (R) EM RELAÇÃO A PERCENTUAL DOS MEIOS DE PAGAMENTO AMPLIADOS (MPA) E À DÍVIDA EXTERNA DE CURTO PRAZO (DCP) – 2015



Fonte: FMI e Banco Central do Brasil.

3.4 Reservas em relação à métrica do FMI

Por fim, cabe considerar a métrica desenvolvida pelo FMI como produto da discussão sobre o nível adequado de reservas empreendida pelo órgão pelo menos desde 2011. A referida métrica, denominada ARA (*Assessing Reserve Adequacy*), informa o nível adequado de reservas e equivale à soma de quatro componentes, cada qual com seu peso. Esses componentes e seus respectivos pesos retratam os riscos potenciais associados ao balanço de pagamentos, identificados a partir da experiência passada com crises cambiais vividas pelos países em desenvolvimento.

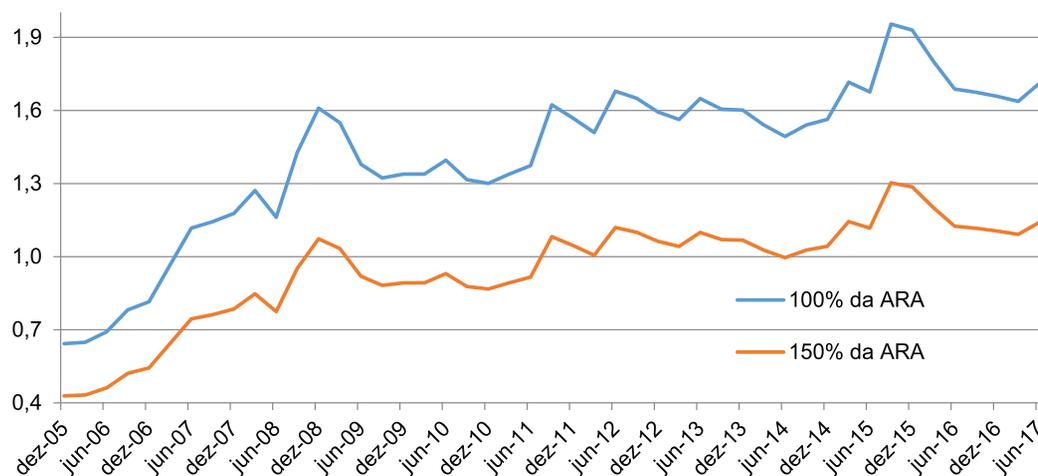
As quatro variáveis consideradas são: 1) exportações, para refletir a potencial perda com a queda da demanda externa e/ou nos termos de troca; b) meio de pagamento ampliado (*broad money*), para captar a possibilidade de fuga de capital dos residentes por meio da liquidação de ativos domésticos; c) dívida externa de curto prazo, para considerar o risco de rolagem desse passivo; e d) outras obrigações, para capturar outros canais de potencial perda de capital, notadamente as aplicações em títulos e ações feitas pelos investidores não residentes. Os pesos são de 5% para as duas primeiras variáveis e 30% e 15% para as duas últimas, respectivamente.¹⁴ As importações e o déficit em conta corrente são considerados indiretamente, já que financiados por meio da dívida externa de curto prazo e das outras obrigações. O FMI considera que reservas entre 100% e 150% da ARA

14 Se a taxa de câmbio do país não for fluante, os pesos passam a ser de 10% para as duas primeiras variáveis e de 30% e 20% para as duas últimas, respectivamente.

são adequadas para fins precaucionais. A margem reflete as incertezas inerentes a estimativas dos riscos advindos de problemas no balanço de pagamentos.

O gráfico 10 mostra a evolução das reservas do Brasil em relação ao nível adequado de reservas do final de 2005 a junho de 2017, com base na métrica ARA do FMI. O gráfico mostra também as reservas em relação à ARA acrescida de 50%.

GRÁFICO 10 – RESERVAS EM RELAÇÃO À ARA/FMI



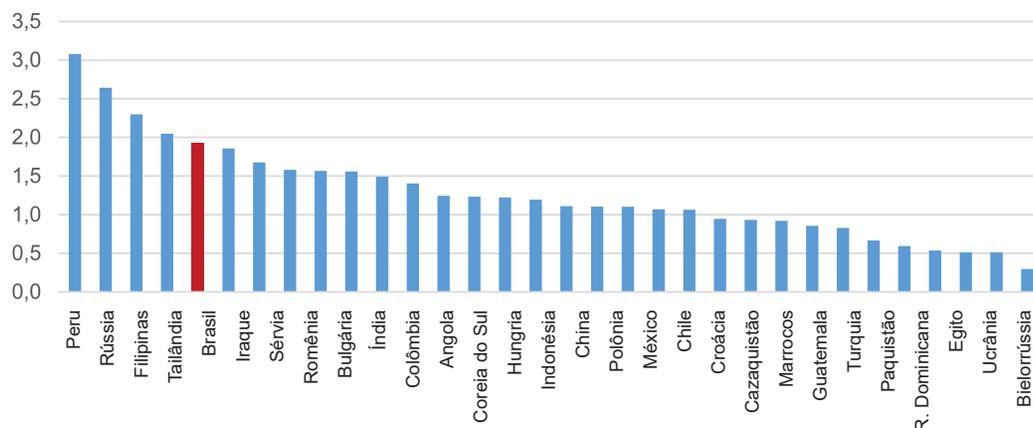
Fonte: FMI e Banco Central do Brasil.

Com base no gráfico 10, é possível ver que as reservas ultrapassaram o nível adequado no segundo trimestre de 2007, quando estavam em US\$ 120 bilhões, aproximadamente. Nos anos seguintes, as reservas subiram acentuadamente até suplantarem em 50% o nível adequado, no terceiro trimestre de 2011, ocasião em que chegaram a US\$ 350 bilhões. Daí em diante, ocorreram oscilações, mais por conta do nível adequado do que das reservas, que se mantiveram relativamente estáveis. Em junho de 2017, as reservas e o excedente estavam aproximadamente no mesmo patamar de 2012, US\$ 377,2 bilhões e US\$ 156,8 bilhões, respectivamente.

Quando se consideram as reservas em relação à ARA acrescida de 50%, as reservas só ultrapassaram definitivamente esse agregado em setembro de 2011. Desde então, a diferença se manteve positiva, mas abaixo dos US\$ 50 bilhões, em grande parte do período. Em junho de 2017, estava em US\$ 46,6 bilhões. Vale observar, no entanto, que o nível de reservas dado pela regra da ARA acrescida de 50% é desejável apenas para situações extremas, de baixa probabilidade, a exemplo do que já foi dito em relação à métrica que corresponde à soma de 10% do M3 com a dívida externa de curto prazo.

Já a comparação do Brasil com outros 31 países pode ser vista no gráfico 11, com base nos dados de 2015, disponibilizados pelo FMI.¹⁵ Conforme se pode perceber, considerando-se a ordem decrescente da relação entre as reservas e a ARA, o Brasil ocupa a quinta posição, número muito próximo ao verificado na Tailândia, cujas reservas equivalem a cerca de duas vezes o nível adequado.

GRÁFICO 11 – RESERVAS EM RELAÇÃO À ARA/FMI – 2015



Fonte: FMI e Banco Central do Brasil.

A essa altura, cabe reunir as informações relativas às várias métricas anteriormente apresentadas para o Brasil, síntese essa contida na tabela 1 abaixo. Nela são apresentados tanto os níveis adequados de reservas apontados pelas diferentes métricas, como a sua relação com o nível de reservas, ambos os valores relativos a junho de 2017. Percebe-se que as diferentes métricas fornecem números bastante distintos para o nível adequado de reservas do país. Descartando-se a métrica correspondente a três meses de importação, as demais indicam que as reservas atuais correspondem a algo entre 1,1 e 4,5 vezes o nível adequado.

15 O próprio órgão apresenta em sua página eletrônica a planilha com os dados primários requeridos para o cálculo da ARA, bem como a própria ARA em valor absoluto e em relação às reservas (<<http://www.imf.org/external/np/spr/ara/>>). As estatísticas necessárias ao cálculo do nível adequado para o Brasil foram retiradas do BCB. O FMI não calcula a ARA da Argentina, por conta da falta de informações sobre as outras obrigações.

TABELA 1 – MÉTRICAS PARA O NÍVEL ADEQUADO DE RESERVAS INTERNACIONAIS DO BRASIL

junho de 2017		
Métrica	nível adequado (US\$ bilhões)	reservas / nível adequado
Meses de importação		
três meses	52,6	7,2
seis meses	105,1	3,6
doze meses	210,3	1,8
Greespan-Guidotti		
dívida externa de curto prazo – BCB	93,1	4,0
dívida externa de curto prazo – FMI	133,1	2,8
dívida menos saldo das transações correntes	147,5	2,6
Meios de pagamento ampliados		
5% do M3	83,1	4,5
10% do M3	166,2	2,3
5% do M3 mais dívida externa de curto prazo	216,2	1,7
10% do M3 mais dívida externa de curto prazo	299,3	1,3
ARA FMI		
100%	220,4	1,7
150%	330,6	1,1

Fonte dos dados primários: BCB e FMI. Elaboração da IFI.

Essa questão será retomada no capítulo 5 deste estudo, mas cabe adiantar que a dispersão das métricas não subsidia adequadamente a decisão a respeito da melhor política de reservas para o país. O que se pode afirmar com boa dose de certeza é que, de fato, o Brasil parece deter reservas em montante superior ao recomendado por razões puramente precaucionais.¹⁶ Foge ao escopo deste estudo, mas é o caso de se avaliar se atuaram ou atuam outros objetivos que justifiquem essa situação ou se a posse de elevado montante de reservas não tem um fim em si mesmo, mas resulta do efeito colateral de outro objetivo, a exemplo da interferência na definição da taxa de câmbio para promover ou não prejudicar as exportações.¹⁷

16 Outros estudos referendam essa afirmação. Ver, por exemplo, Vonbun (2013) e Fernandes (2016). Esses trabalhos concluem que as reservas já excediam o nível adequado em 2007.

17 Ver a respeito Garcia (2006). O autor afirma ser esse o caso de alguns países asiáticos, entre os quais a China. Quanto ao Brasil, o autor entende que suas características não se alinham às características comuns aos países que seguem essa estratégia, não sendo, portanto, conveniente persegui-la.

4 Custo de carregamento das reservas internacionais

As reservas acarretam benefícios e custos para o país que as detém. Parte dos benefícios decorre do já comentado ganho com a blindagem do país contra os efeitos perniciosos de crises no balanço de pagamentos. O problema desse componente é a dificuldade em quantificá-lo. É possível supor que os acréscimos desse benefício sejam decrescentes com o aumento no nível de reservas, até se tornarem nulos. Esse deve ser o caso quando as reservas estiverem muito acima do nível adequado fornecido pelas métricas disponíveis. Nessa situação, a análise pode ficar restrita aos custos e benefícios quantificáveis sem maiores distorções, desde que sejam avaliados a partir do nível adequado de reservas.

Feito esse comentário, cabe analisar os benefícios quantificáveis e os custos decorrentes da posse de reservas.

4.1 Rendimento das reservas internacionais

O componente quantificável dos benefícios são os rendimentos da aplicação das reservas no sistema financeiro internacional. Assim como as reservas, esses rendimentos são originalmente denominados em dólar. São em boa medida determinados pela taxa de juros internacional, especialmente em um horizonte de prazo mais longo, já que, no curto prazo, os rendimentos estão também sujeitos a outros fatores.

O Relatório de Gestão das Reservas Internacionais divulgado anualmente pelo BCB fornece dados importantes sobre a gestão das reservas do Brasil.¹⁸ No período 2006 a 2015, foram aplicados de 71,8% a 91,2% do saldo total em papéis soberanos (de emissão de governos de países desenvolvidos) e, de 77,4% a 90%, em ativos denominados em dólar, com prazo médio da carteira entre 1,6 e 3 anos. Portanto, a gestão foi bastante conservadora em todo o período, o que resultou em risco baixo, mas em rendimento também baixo, sobretudo levando-se em conta a trajetória da taxa de juros internacional, como se verá adiante.

O gráfico 12 abaixo mostra a evolução do rendimento, como percentual das reservas internacionais do Brasil, em dólar, no acumulado em doze meses. O gráfico cobre o período que vai do final de 2005 até junho de 2017 e, portanto,

18 Esses relatórios podem ser encontrados em: <<https://www.bcb.gov.br/?id=GESTAORESERVAS&ano=2016>>.

inclui a fase de acentuado acúmulo de reservas que se deu até 2012. Diferentemente do cálculo usual, não se utiliza aqui a taxa de juros internacional para estimar o rendimento das reservas. Optou-se por calcular o retorno diretamente a partir dos montantes obtidos a título de rendimentos informados pelo BCB.¹⁹

Abstraindo-se as oscilações, observa-se no gráfico 12 que o rendimento das reservas acompanhou a evolução da taxa de juros internacional. Essa taxa subiu entre 2004 e 2007 por conta do aquecimento da economia mundial e, em seguida, caiu, vertiginosamente, como resposta à crise econômica internacional, mantendo-se desde então em patamar muito abaixo do seu padrão histórico.

GRÁFICO 12 – RENDIMENTO EM DÓLAR DAS RESERVAS



Fonte: Banco Central do Brasil.

Seguindo a mesma direção, ainda que com certa defasagem, o rendimento das reservas apontado no gráfico permaneceu acima de 5% de 2006 a 2009. Em seguida, até 2012, oscilou entre 1% e 5%. Desde então, tem-se mantido próximo de zero, na maior parte do tempo, no terreno negativo. Vale lembrar que o início dessa fase de rendimento nulo ou negativo coincidiu com o término do período

19 Os dados foram retirados da tabela especial intitulada “Demonstrativo de variação das reservas internacionais” (<<http://www.bcb.gov.br/htms/Infecon/seriehistresint.asp>>). Considerou-se como rendimento a soma da remuneração das reservas e das variações por preço e por paridade. À exceção de 2005, no seu relatório de gestão, quando calculado o rendimento das reservas, o BCB parece considerar também a conta de juros e não apenas a remuneração das reservas, o que significa incluir os juros pagos relativos aos empréstimos tomados pelo país para compor as reservas nos anos iniciais da década passada. Neste estudo, porém, esses juros não são considerados, embora a sua inclusão, ou não, só tenha relevância até 2007. A propósito, mesmo levando-se em conta essa opção, não se logrou chegar exatamente ao rendimento divulgado no referido relatório, a partir dos valores dos rendimentos fornecidos pelo próprio BCB em sua tabela especial. De qualquer modo, as diferenças foram muito pequenas em todo o período considerado.

de acumulação de reservas, ao final de 2012, quando elas estavam próximas de US\$ 380 bilhões.

As oscilações, bem como o rendimento negativo das reservas, devem-se, em boa medida, aos efeitos de outros fatores, que não a remuneração das reservas propriamente dita. Em relação à paridade, um desses outros fatores, a perda de rendimento se dá com a desvalorização frente ao dólar das outras moedas nas quais as reservas estão aplicadas, notadamente euro, iene, libra esterlina, dólar canadense, dólar australiano e ouro. Em 2015, por exemplo, o rendimento em dólar das reservas foi negativo em 1,6%, pois a remuneração de 0,6% não compensou as mudanças de paridade que afetaram o retorno negativamente em 2,2%.

4.2 Custo de carregamento das reservas internacionais

Quanto ao custo advindo do carregamento das reservas internacionais, usualmente emprega-se o conceito de custo de oportunidade para mensurá-lo. Nessa perspectiva, o custo de carregamento corresponde ao retorno esperado do uso alternativo dos recursos públicos empregados na compra das reservas. Dito de outro modo, é o custo por não aproveitar a oportunidade de utilizar os recursos em destino alternativo.

Em países com dívida pública muito elevada, o custo desse passivo é uma boa medida do custo de carregamento das reservas, já que esse gasto pode ser evitado se o governo utilizar os recursos para resgatar a dívida pública, em vez de empregá-los na compra de reservas. Se as reservas já foram adquiridas no passado, vale o mesmo raciocínio, pois o governo poderia vender as reservas existentes para utilizar os recursos obtidos no abatimento da dívida, deixando, assim, de arcar com os custos da parcela abatida. Portanto, o custo da dívida pública é o custo da oportunidade perdida ao se optar pelo carregamento de reservas, em vez de se utilizar os recursos na redução do endividamento público.

Se o custo da dívida pública for empregado para quantificar o custo de carregamento das reservas, esse custo corresponde à incidência da taxa de juros paga pelo governo sobre montante equivalente às reservas. Tal procedimento retrata a decisão de manter as reservas, em vez de abater dívida e deixar de arcar com os custos do passivo.

Caso a dívida pública seja basicamente externa, essa taxa de juros corresponde à taxa paga pelo governo no sistema financeiro internacional, aproximadamente equivalente à taxa que remunera as reservas, acrescida do *spread* da intermediação financeira. Se, no entanto, a dívida pública for basicamente interna, a taxa de juros empregada é a taxa paga pelo governo no sistema financeiro doméstico.

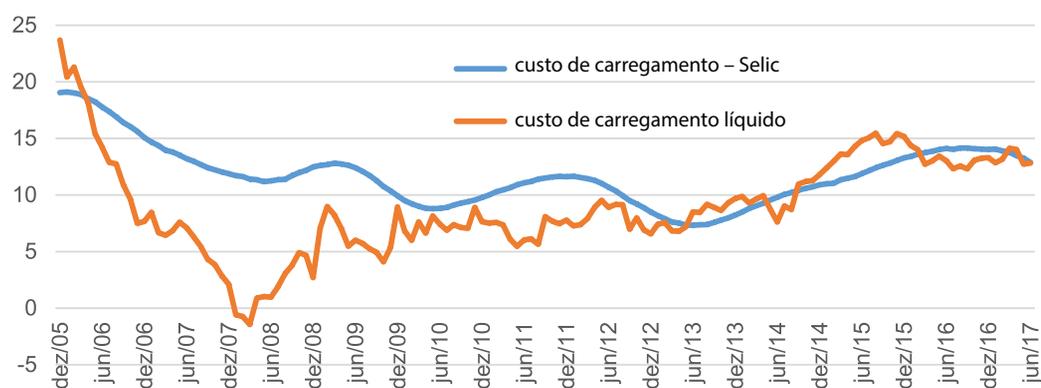
Aplicada essa formulação ao caso do Brasil, a taxa Selic parece ser a mais apropriada para mensurar o custo de carregamento das reservas internacionais. Tal fato se deve a alguns fatores. Em primeiro lugar, a Dívida Bruta do Governo Geral (DBGG) estava em 73,1% do PIB ao final de junho, sendo que mais de 95% desse total correspondia à dívida interna. Na verdade, a dívida externa do governo geral não chegava a 20% das reservas internacionais, no mesmo mês.

Em segundo lugar, ainda em junho deste ano, 45,3% da DBGG era corrigido pela Selic, seguida bem de longe pela correção prefixada e por índices de preços, com cerca 25,2% e 21,9% de participação cada um, respectivamente. Em terceiro lugar, a acumulação de reservas no Brasil foi financiada com o aumento das operações compromissadas realizadas pelo BCB, operações essas inteiramente corrigidas pela Selic. Caso se opte por vender as reservas e utilizar os recursos obtidos no abatimento da DBGG, isso seria feito por meio da redução das referidas operações.²⁰

O gráfico 13 abaixo mostra a taxa Selic acumulada nos últimos doze meses, do final de 2005 até junho de 2017, como representação do custo de carregamento das reservas internacionais. O gráfico mostra ainda o custo de carregamento líquido que resulta do custo de carregamento deduzido do rendimento das reservas, tal qual apresentado no gráfico 12.

GRÁFICO 13 – CUSTO DE CARREGAMENTO DAS RESERVAS

% - acumulado em doze meses



Fonte: Banco Central do Brasil.

20 Operacionalmente, o BCB adquiriu as reservas no mercado de câmbio. Essas aquisições foram financiadas com a venda ao mercado de títulos públicos da carteira do BCB, com compromisso de recompra futuramente, transação conhecida como operação compromissada. A eventual opção pelo uso das reservas para resgatar a dívida pública se daria por meio do processo reverso ao descrito acima. As reservas seriam resgatadas no sistema financeiro internacional, vendidas no mercado de câmbio no Brasil, e os recursos assim obtidos, utilizados no resgate das operações compromissadas.

Como seria de se esperar, o custo de carregamento acompanhou os ciclos de alta e baixa da Selic decididos pelo Comitê de Política Monetária (Copom), com o intuito principal de levar a inflação para o centro da meta. De 19%, ao final de 2005, o custo de carregamento caiu continuamente para cerca de 12%, ao final de 2007, mantendo-se entre 9% e 12% até meados de 2012. Reiniciou então novo ciclo de queda até chegar a 8% ao final de 2013. Daí em diante, a trajetória foi de aumento, culminando nos 14% ao longo de 2016. No ano corrente, o custo tem caído por conta das reduções na Selic promovidas pelo Copom. Em junho, o custo chegou a 12,9% e deverá cair ainda mais até o final do ano.

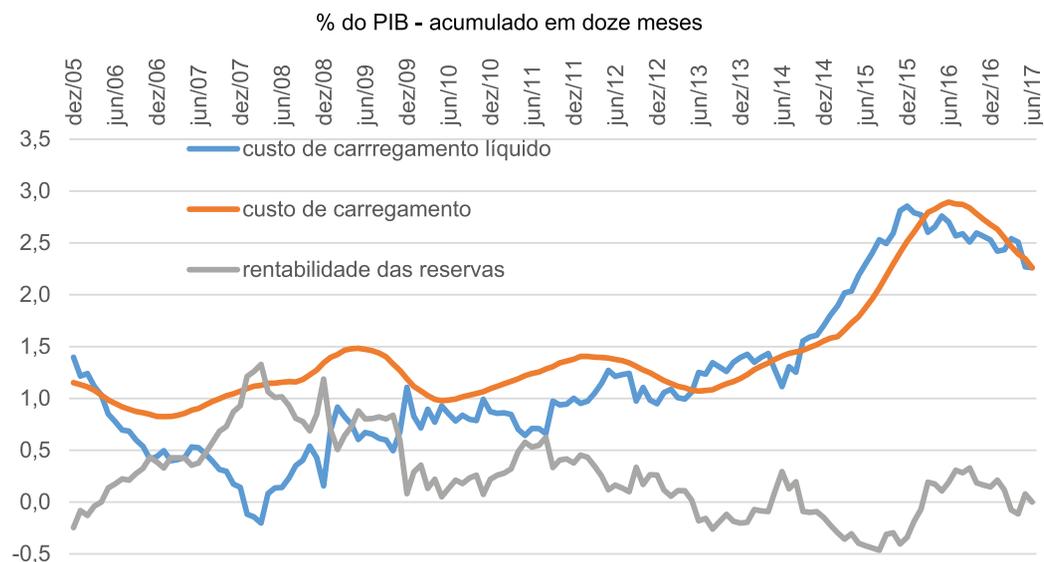
É nítido no gráfico que o custo de carregamento líquido das reservas foi positivo em praticamente todo o período considerado. A forte queda até 2007 se deveu ao efeito conjugado do aumento do rendimento das reservas e da redução da Selic. A tendência após isso foi o persistente aumento do custo líquido, primeiramente por conta da redução do rendimento e, depois, também por causa do aumento da Selic. Registre-se em particular o aumento a partir de 2013, quando se iniciou novo ciclo de aumentos na Selic, ao mesmo tempo que a taxa de juros internacional se manteve em seu patamar ineditamente baixo, o que aproximou bastante as trajetórias do custo e do custo líquido.

Até agora, os custos e os rendimentos das reservas foram expressos em taxas. Cabe agora mostrar os valores dessas variáveis. Esses valores usualmente são expressos em percentual do PIB para que possam ser relativizados em função do tamanho da economia. O gráfico 14 abaixo mostra as mesmas variáveis dos gráficos 12 e 13, mas agora retratadas como proporção do PIB, no acumulado dos doze últimos meses. Por isso, quando se comparam esses gráficos, os movimentos das curvas são similares, dispensando a necessidade de explicá-los novamente. O relevante aqui é observar a evolução do tamanho dos custos e do rendimento das reservas, que é o mais importante quando se trata de contas públicas.

De acordo com o gráfico, constata-se que o custo de carregamento ficou a maior parte do tempo entre 1% e 1,5% do PIB, mas no biênio 2015-2016, o custo avançou para mais de 2,5% do PIB. Além da já apontada correção da Selic, contribuiu para esse evento a desaceleração do aumento nominal do PIB, como decorrência da acentuada queda real dessa variável no referido biênio. Já as reduções da Selic iniciadas ao final de 2016, somadas a um desempenho menos sofrível do PIB, levaram à redução do custo para 2,3% do PIB em junho de 2017, com tendência de queda, como se verá.

É possível ver também que o fraco desempenho do rendimento das reservas nos últimos anos fez com que o custo de carregamento e o custo líquido caminhassem praticamente juntos até chegar ao patamar atual de cerca de 2,3% do PIB.

GRÁFICO 14 – CUSTO DE CARREGAMENTO DAS RESERVAS



Fonte: Banco Central do Brasil.

Vale lembrar uma vez mais que o nível de reservas chegou a quase US\$ 380 bilhões ao final de 2012, coroando o processo de acumulação iniciado em 2006. Tal nível de reservas, mantido praticamente intacto até o presente, juntamente com o elevado custo de carregamento e o acentuado incremento de 21,6 pontos percentuais de PIB da DBGG do final de 2013 a junho de 2017, fortaleceu a posição dos que defendem a venda de parte das reservas e a utilização dos recursos para o abatimento da dívida pública.²¹

4.3 *Custo de carregamento líquido e variação cambial*

O rendimento das reservas, do modo apresentado até aqui, desconsidera as variações da taxa de câmbio. Como as reservas são denominadas em dólar, se a taxa de câmbio cai (valorização cambial), as reservas passam a valer menos em reais; se a taxa de câmbio sobe (desvalorização cambial), o valor em real das reservas aumenta. Assim, se a variação cambial for considerada no rendimento das reservas, esse rendimento sobe quando há desvalorização cambial e cai quando há valorização cambial. Como visto anteriormente, o custo de carregamento quase sempre supera o rendimento das reservas. Já a desvalorização cambial pode mais

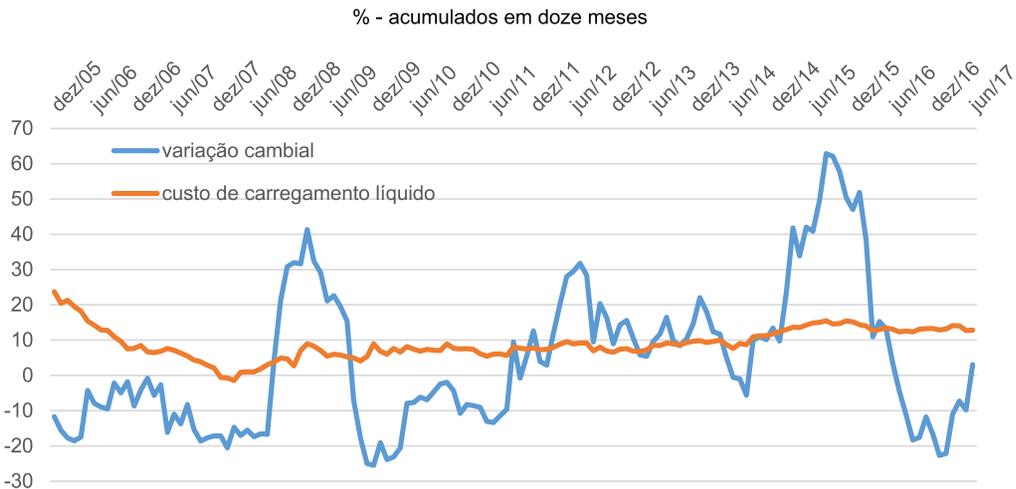
21 O aumento da DBGG foi e continua sendo tão pronunciado que as possíveis consequências econômicas negativas desse endividamento descontrolado trazem muitas preocupações. Assim, a externalidade positiva que atualmente resultaria do controle e abatimento da dívida representa um benefício não quantificável, a se somar à Selic no cômputo do custo de carregamento das reservas. A respeito da evolução e outros aspectos da DBGG, ver Pellegrini (2017).

que compensar essa diferença, do mesmo modo que a valorização cambial pode elevá-la ainda mais.

Há quem desconsidere a taxa de câmbio nesses cálculos, pois essa variável oscila muito ao longo do tempo, ainda mais em um país instável como o Brasil, o que dificulta uma avaliação adequada do rendimento das reservas. Ademais, se a taxa de câmbio oscilar em torno de algum preço, o rendimento não será alterado, considerado um período maior de tempo, e nada terá acontecido se as reservas não forem vendidas. O problema é que, em meio às oscilações, as variações da taxa de câmbio podem indicar ajustes definitivos de preço, devendo, pois, serem considerados no rendimento das reservas.

O gráfico 15 abaixo mostra a variação cambial nos últimos doze meses do final de 2015 a junho de 2017, juntamente com o custo de carregamento líquido das reservas, tal qual apresentado nos gráficos 13 e 14.

GRÁFICO 15 – CUSTO DE CARREGAMENTO LÍQUIDO DAS RESERVAS E VARIAÇÃO CAMBIAL



Fonte: Banco Central do Brasil.

Como se nota, a variação cambial oscilou de modo acentuado no período, ora abaixo, ora acima do custo de carregamento líquido. Vale destacar as variações com a crise econômica internacional entre o final de 2008 e meados de 2009, e com os acontecimentos políticos nacionais ocorridos no biênio 2015-2016. Todavia, é perceptível a tendência de valorização da taxa de câmbio de 2006 até meados de 2011 (variação cambial negativa), bem como a tendência de desvalorização daí em diante, à exceção de 2016, quando parte da forte desvalorização cambial de 2015 foi revertida.²²

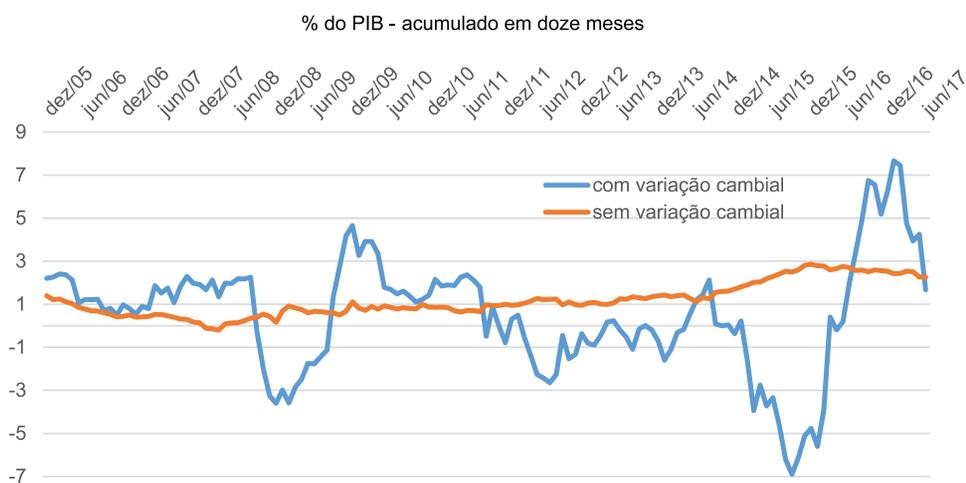
22 As séries com as médias da taxa de câmbio nos últimos 12, 24 e 36 meses, expressas graficamente, mostram com clareza parábolas de boca para cima, sendo o ponto mínimo de cada curva em agosto de 2011, fevereiro e abril de 2012, respectivamente.

Antes de meados de 2011, é fácil perceber que em grande parte do tempo a variação do câmbio não apenas não compensava o custo líquido, como se somava a ele para tornar ainda mais custosa a política de acumulação de reservas.²³ Vale dizer, nesse período, além do custo de carregamento superar o rendimento das reservas em dólar, a valorização cambial diminuiu o valor em real das reservas. Entretanto, de meados de 2011 em diante, na maior parte do tempo, a desvalorização cambial compensou integralmente o custo líquido de carregamento das reservas.

Em relação ao ano em curso e aos anos futuros, o que se pode afirmar com boa dose de certeza é que o custo de carregamento continuará acima do rendimento das reservas. Mesmo que se considerem as reduções da Selic promovidas pelo Copom, ainda não há sinais evidentes de que a taxa de juros internacional subirá muito acima do seu atual patamar ineditamente baixo. Entretanto, o custo de carregamento líquido das reservas, consideradas as variações cambiais, dependerá em grande medida do que acontecerá com a taxa de câmbio.

O gráfico 16 abaixo mostra o custo de carregamento líquido das reservas, com e sem a inclusão da variação cambial, como percentual do PIB, no acumulado dos últimos doze meses. A curva sem variação cambial já foi analisada nos comentários ao gráfico 14. Vale agora compará-la com a curva que inclui a variação cambial. Essa curva reflete os movimentos da taxa de câmbio, embora o tamanho do custo que informa dependa também do custo de carregamento líquido.

GRÁFICO 16 – CUSTO DE CARREGAMENTO LÍQUIDO DAS RESERVAS



Fonte: Banco Central do Brasil.

23 O elevado custo verificado até meados de 2011 ilustra bem o duplo impacto que a acumulação de reservas exerce sobre a dívida pública. Em um primeiro momento, o endividamento sobe, pois, conforme visto, as aquisições são financiadas por meio do aumento do saldo das operações compromissadas. Nesse momento, a dívida bruta aumenta, mas não a líquida, pois há elevação das reservas. No segundo momento, porém, entra em ação o custo de carregamento das reservas que também é financiado com aumento da dívida pública. Nesse caso, tanto a dívida bruta como a líquida sobem, pois não há contrapartida em aumento de ativo.

Percebe-se pelo gráfico a intensidade das mudanças do custo de carregamento líquido impostas pela variação cambial. É emblemático nesse sentido o ocorrido de meados de 2014 a meados de 2016, período em que se observou forte desvalorização cambial, seguida de reversão de parte da desvalorização anterior. Com isso, em 2015, o custo de carregamento líquido, com variação cambial, foi negativo (isto é, houve ganho) em 4,8% do PIB (em setembro chegou a 6,9% do PIB), enquanto, em 2016, esse custo chegou a 6,2% do PIB positivos. Diante desse quadro de instabilidade, é difícil antever ao certo qual será o custo de carregamento das reservas. Essa é uma variável-chave para se decidir ou não pelo uso de parte das reservas para apoiar a política de controle do endividamento público. Quanto maior o custo, maior o incentivo a utilizar as reservas para esse fim e vice-versa.²⁴

4.4 *Custo de carregamento líquido e custo das operações de swap cambial*

O BCB aumentou enormemente as operações de *swap* cambial com o mercado de 2013 a 2015. Diante do tema ora tratado, cabe investigar como essa política impacta a análise da evolução das reservas e seu custo de carregamento.

As operações de *swap* cambial consistem na troca de risco e rentabilidade de um determinado valor (valor nominal), durante o período especificado no contrato, usualmente alguns meses. Nas operações que o BCB realizou nos últimos anos, ele se comprometeu a pagar a desvalorização cambial do período contratado, mais juros (cupom cambial), enquanto o mercado se comprometeu a pagar a Selic. Os acertos são feitos diariamente, em dinheiro, de acordo com a diferença. Se a soma da desvalorização cambial com o cupom cambial for maior que a Selic no período, o BCB paga ao mercado a diferença; se for menor, o mercado paga ao BCB a diferença.

Como se pode ver, a operação serve para transferir o risco cambial para o BCB, sendo útil para os que possuem compromisso em dólar. Como seria de se esperar, a demanda por essas operações aumentou com a maior incerteza em relação à taxa de câmbio e à perspectiva de desvalorização cambial, a partir de meados de 2013. O valor nominal dos contratos passou de R\$ 4,2 bilhões ao final de 2012 para R\$ 175,4 bilhões em 2013, R\$ 285 bilhões em 2014 e R\$ 426,8 bilhões

24 Mesmo que o custo líquido, com variação cambial, tenda a zero ao longo do tempo, há que se considerar a instabilidade gerada nas finanças públicas por tal oscilação da taxa de câmbio. As regras que regem as transferências dos resultados do BCB para o Tesouro também não ajudam. Ver a respeito o Relatório de Acompanhamento Fiscal da Instituição Fiscal Independente (IFI) relativo a abril de 2017, p. 18-32 (<http://www2.senado.leg.br/bdsf/bitstream/handle/id/529486/RAF_abr17_pt3.pdf?sequence=10>).

em 2015. Isso quer dizer que o BCB se comprometeu a pagar a incidência sobre R\$ 426,8 bilhões, da diferença entre a Selic e a variação cambial, somada ao cupom cambial.

No biênio 2013-2014, a diferença entre a desvalorização cambial e a Selic não foi elevada. Com isso, as perdas do BCB também não foram pronunciadas: R\$ 2,4 e R\$ 10,7 bilhões, respectivamente. Entretanto, em 2015, as perdas chegaram a R\$ 102,7 bilhões, já que não apenas o valor nocional aumentou, como houve acentuada desvalorização cambial nesse ano. Em 2016, ocorreu o oposto, pois, conforme visto, parte da desvalorização cambial do ano anterior foi revertida. Com isso, o BCB teve ganhos de R\$ 83,8 bilhões em 2016 e só não teve mais pois os contratos que venciam não foram integralmente renovados e o valor nocional encerrou 2016 em R\$ 85,5 bilhões.²⁵ No primeiro semestre de 2017, esse valor manteve-se no mesmo patamar e os lucros foram de R\$ 8,3 bilhões.

Qual a relação entre os *swaps* cambiais e as reservas? As operações evitam que a demanda por proteção contra variações cambiais seja satisfeita diretamente no mercado de câmbio. No limite, se o BCB não oferecesse a proteção por meio dos *swaps* ou algo parecido, a demanda equivalente ao valor nocional em dólar das operações poderia ser canalizada para o mercado de câmbio e, em última instância, a demanda seria atendida por meio de redução equivalente das reservas.

Entretanto, dificilmente essa situação-limite ocorreria na prática, por dois motivos. Em primeiro lugar, a critério do BCB, parte da demanda por proteção no mercado de câmbio poderia rebater em desvalorização cambial extra e não apenas em redução das reservas. Em segundo lugar, do ponto de vista de quem quer se proteger da variação cambial, a compra de divisas e as operações de *swap* não são substitutas perfeitas.²⁶ Assim, na ausência dos *swaps*, provavelmente haveria redução das reservas, mas em montante inferior ao valor nocional em dólar dessas operações.

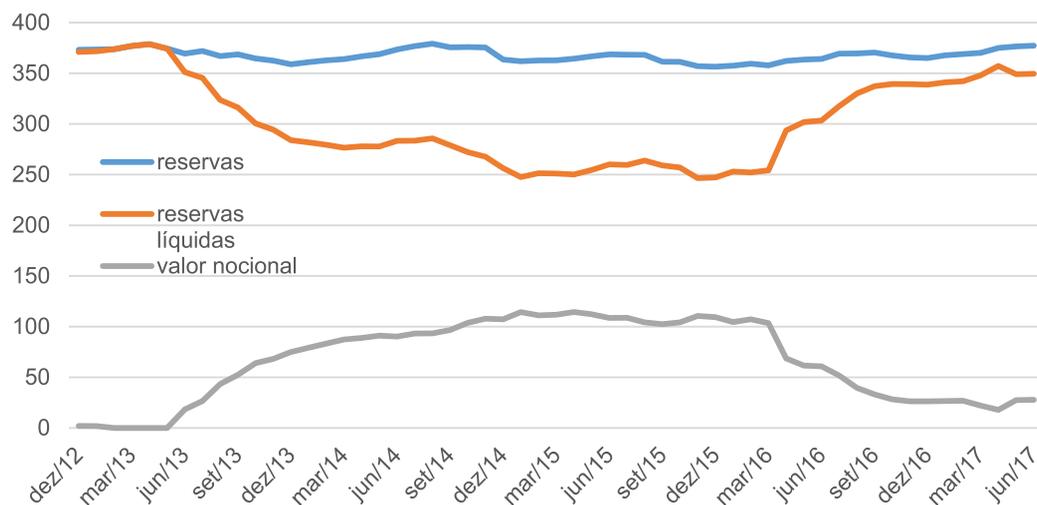
O gráfico 17 abaixo mostra as reservas, o valor nocional em dólar das operações de *swap* e a diferença entre os dois, a que se denomina reservas líquidas. Essa última informação mostra qual teria sido a evolução das reservas se não houvesse as operações de *swap* e toda a demanda por proteção fosse atendida por meio da redução de reservas.²⁷ Abordam-se apenas os últimos anos, quando as operações passaram a ser utilizadas com intensidade.

25 Os ganhos e perdas anunciados se referem ao regime de competência. Se for utilizado o critério de caixa, as perdas de 2015 e os ganhos de 2016 foram de R\$ 89,7 bilhões e R\$ 75,6 bilhões, respectivamente.

26 A compra de divisas obriga a dar um destino para essas divisas adquiridas e a desembolsar valor muito superior ao que resulta apenas do pagamento dos ajustes estipulados nos *swaps*.

27 As informações relativas às operações de *swap* cambial podem ser encontradas nas “Notas econômico-financeiras para a imprensa – Política Fiscal, Quadro XLII”, disponíveis na página eletrônica do BCB (<<http://www.bcb.gov.br/html/infecon/notas.asp?idioma=p>>).

GRÁFICO 17 – RESERVAS LÍQUIDAS (US\$ BILHÕES)



Fonte: Banco Central do Brasil.

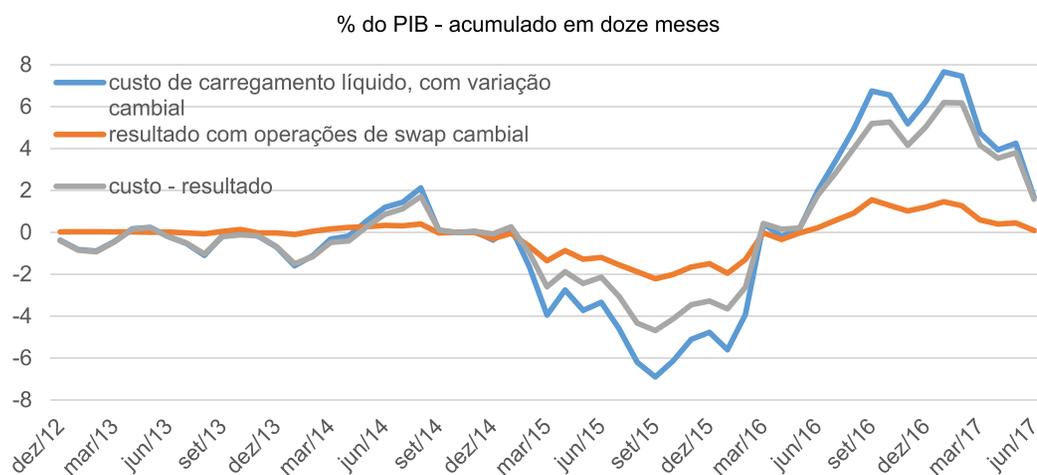
Observa-se a acentuada queda das reservas líquidas em 2013 e 2014, queda essa que chegou a mais de US\$ 100 bilhões em 2014, tendo assim permanecido em 2015. Já em 2016, reverteu-se parte significativa da queda anterior, e as reservas líquidas terminaram o ano em apenas US\$ 26,2 bilhões abaixo das reservas, nível em que permaneceram até junho de 2017.

As operações de *swap*, na intensidade que foram feitas, também apresentam consequências para a avaliação dos custos de carregamento das reservas. Se, mesmo com as ressalvas anteriormente feitas, houver a opção por avaliar as reservas em termos líquidos, cabe considerar o resultado do BCB com as operações de *swap* cambial, juntamente com o custo de carregamento líquido das reservas.

Conforme visto, o resultado com as operações de *swap* tende a ser negativo com a desvalorização cambial e positivo com a valorização cambial, exatamente o contrário do que ocorre com o custo de carregamento líquido das reservas, com variação cambial. A desvalorização cambial, que eleva o valor em real das reservas e reduz o custo de carregamento líquido, com variação cambial, gera, ao mesmo tempo, perdas nas operações de *swap*. Na prática, ao fazer essas operações, o BCB transfere ao mercado parte dos ganhos que tem como detentor das reservas, ao assumir para si o risco cambial. Em caso de valorização cambial, o BCB tem perdas em razão da redução do valor em real das reservas, parcialmente compensadas pelos ganhos com os *swaps*.²⁸

28 Vale observar que, nas operações com *swap*, as perdas ou ganhos são automaticamente realizados, o que significa dizer que afetam o déficit público de imediato. Já as perdas e ganhos com o efeito da taxa de câmbio sobre o valor em real das reservas não produzem esse efeito, a menos que as reservas sejam alienadas.

O gráfico 18 mostra a evolução do custo de carregamento líquido das reservas, com variação cambial, tal qual apresentada no gráfico 16, só que agora acompanhado da evolução do resultado com as operações de *swap* cambial. O gráfico contém ainda o referido custo deduzido do resultado, operação que informa o custo de carregamento líquido das reservas, já computada a variação cambial e o resultado das operações com *swap* cambial. Todos os dados são aferidos no acumulado dos últimos doze meses, como proporção do PIB.

GRÁFICO 18 – RESULTADO COM OPERAÇÕES DE *SWAP* CAMBIAL

Fonte: Banco Central do Brasil.

É possível perceber que a inclusão do resultado na análise *suaviza* a evolução do custo de carregamento líquido, pois a desvalorização cambial provoca efeitos opostos em cada uma dessas variáveis. As situações observadas em 2015 e 2016 mostram isso com muita clareza. Em 2015, ano da desvalorização cambial, o custo de carregamento líquido, sem levar em conta os *swaps*, foi menor que o custo quando consideradas essas operações, pois elas deram prejuízo. Já em 2016, ano da valorização, ocorreu situação inversa por força do resultado positivo com os *swaps*.

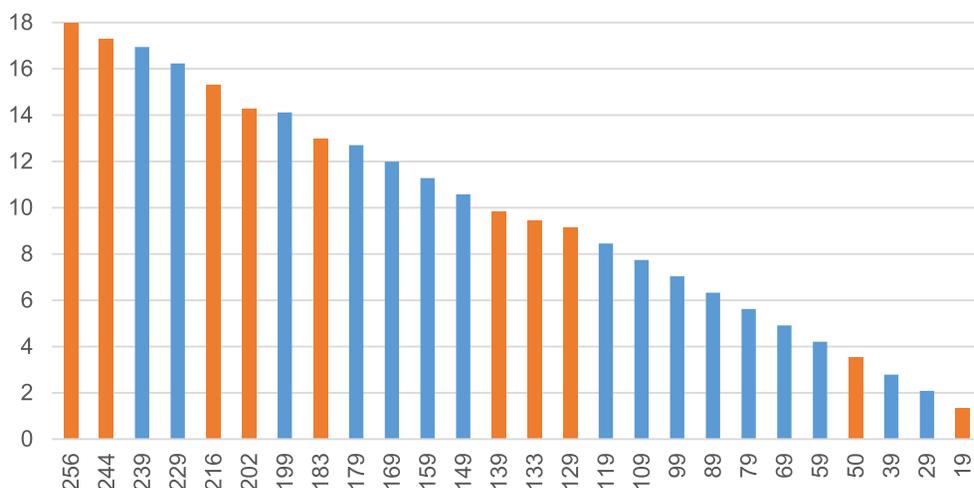
Conforme visto, o valor nominal das operações de *swap* caiu significativamente em 2016, mas estabilizou-se no primeiro semestre do corrente ano. A tendência dependerá da incerteza quanto à evolução da taxa de câmbio. Se essa trajetória for previsível, o valor nominal deverá seguir em rota de queda e a questão abordada neste tópico do estudo perderá importância. Caso a incerteza aumente, será preciso ver se o BCB atenderá a demandado mercado por proteção cambial, o que levaria a uma situação similar à de 2015.

5 *Vender as reservas internacionais para abater a dívida pública?*

Cabe agora juntar os achados dos capítulos anteriores desse estudo, vale dizer, o nível adequado de reservas segundo as métricas apresentadas e o custo líquido de carregamento das reservas. A possível existência de reservas em excesso, conjugada com seus custos líquidos, permite inferir que o excedente deveria ser vendido e os recursos assim obtidos utilizados no resgate de parte da dívida pública.

Mas há alguns problemas que dificultam a avaliação da decisão a ser tomada. Em primeiro lugar, paira a dúvida sobre o nível adequado de reservas, já que as métricas disponíveis apontam para níveis muito distintos, conforme sintetiza a tabela 1 deste estudo. Tal fato dificulta bastante a identificação de um valor, ainda que aproximado, do excedente de reservas que poderia ser vendido sem trazer riscos para o país, em caso de problemas no balanço de pagamentos. Diante dessa dúvida, o gráfico 19 abaixo mostra vários níveis hipotéticos de reservas excedentes e o correspondente equivalente em real, como proporção da DBGG, dados de junho de 2017.²⁹

GRÁFICO 19 – RESERVAS EXCEDENTES COMO % DA DÍVIDA BRUTA DO GOVERNO GERAL (DBGG)



Fonte: Banco Central do Brasil.

Nota: Barras cor de laranja indicam as reservas excedentes relativas às diferentes métricas.

²⁹ Duas métricas foram excluídas por apontarem níveis de adequação muito baixos (5% do M3 e três meses de importação). Vale observar também que foram consideradas as reservas líquidas do valor nocional dos *swaps* cambiais. Os valores utilizados nos cálculos são os seguintes, todos relativos a junho de 2017: US\$ 377,2 bilhões de reservas; R\$ 91,7 bilhões de valor nocional; R\$ 3,31 de taxa de câmbio; e R\$ 4.674,6 bilhões de DBGG.

A ideia subjacente ao gráfico é a venda do excedente, para diferentes níveis adequados de reserva, e o uso dos recursos assim obtidos no resgate da DBGG. As barras destacadas referem-se às métricas apresentadas na referida tabela 1. Por exemplo, segundo a métrica do FMI (100% da ARA), o nível adequado de reservas é US\$ 220,4 bilhões. Considerando-se reservas líquidas de *swaps* de US\$ 349,5 bilhões, o excedente é de US\$ 129 bilhões. Convertido em real, o montante resultante corresponde a 9,1% da DBGG.³⁰ Esses dois últimos números aparecem no eixo horizontal e vertical do gráfico, respectivamente. A depender da métrica escolhida, com seu consequente excedente, o abatimento a que se pode chegar da dívida pública varia de 18,1% da DBGG, no caso da métrica equivalente a seis meses de importação, a apenas 1,3% da DBGG, se a métrica for a do FMI, com 150% da ARA. É importante observar que o abatimento da dívida, seja qual for, ocorre uma única vez. Entretanto, há que se considerar ainda a eliminação do custo do carregamento das reservas vendidas que evita novos aumentos do endividamento ao longo do tempo, como se verá adiante.

Um possível modo de encarar a dívida quanto à métrica apropriada é experimentar a venda de montante moderado de reservas para, em seguida, avaliar as consequências. Por exemplo, US\$ 60 bilhões são compatíveis com todas as métricas, à exceção das duas mais rigorosas (5% do M3 mais a dívida de curto prazo e 150% da métrica do FMI). Conforme visto, são as duas métricas que levam em conta a possibilidade de situações extremas. Embora US\$ 60 bilhões correspondam a apenas 4,2% da DBGG, o que não representa uma contribuição decisiva para o controle da dívida pública, pode-se cogitar a venda de outro montante de reservas, a depender da experiência inicial.

Além da dívida quanto ao nível adequado de reservas e seu consequente excedente, há também a incerteza quanto ao custo de carregamento líquido esperado dessas reservas. Quanto maior o custo esperado, mais recomendável é a providência. Vale observar que a venda de reservas ajuda a controlar a DBGG de modo direto, por conta do abatimento desse passivo, mas também, de modo indireto, via redução do custo de carregamento das reservas que é continuamente financiado com endividamento público. O problema é a enorme dificuldade em antever esse custo, diante da imprevisibilidade da variação cambial.

O custo de carregamento das reservas, conforme visto no quarto capítulo deste trabalho, é dado pela diferença entre a Selic e o rendimento das reservas, ajustada pela variação cambial. A diferença entre os dois primeiros estabelece um patamar para o custo, mais ou menos equivalente à Selic, pois o rendimento das

30 Exercício similar ao que se faz aqui pode ser visto em Bacha (2016). Segundo o artigo, na ocasião, as reservas e o valor nominal das operações de *swap* cambial estariam em US\$ 373 bilhões e US\$ 113 bilhões, respectivamente, resultando em reservas líquidas de US\$ 260 bilhões. Bacha escolhe então como nível adequado de reservas o equivalente a seis meses de importação, o que resulta em US\$ 150 bilhões. Como consequência, o excedente a ser vendido para uso no abatimento da dívida pública seria de US\$ 110 bilhões.

reservas tem sido em média muito baixo ou nulo, nos últimos anos. Já a variação cambial é a grande incógnita, pois oscila em demasia. Pode ocorrer desvalorização superior à diferença entre a Selic e o rendimento das reservas, tornando o custo de carregamento negativo, a exemplo do que ocorreu em 2015. Mas também pode ocorrer valorização, que se acrescenta a essa diferença, elevando ainda mais o custo, situação vivida em 2016.³¹ A discrepância entre os dois períodos ilustra o grau de incerteza que cerca a decisão de vender parte das reservas.

Pode-se conjecturar que a taxa de câmbio já está mais alinhada com os fundamentos da economia e, daqui por diante, seguirá trajetória mais estável. Como consequência, o custo de carregamento líquido das reservas dependerá basicamente da Selic e do rendimento das reservas. Entretanto, o alinhamento é apenas uma possibilidade. A instabilidade pode perdurar, ainda que não na mesma intensidade do ocorrido nos últimos dois anos.

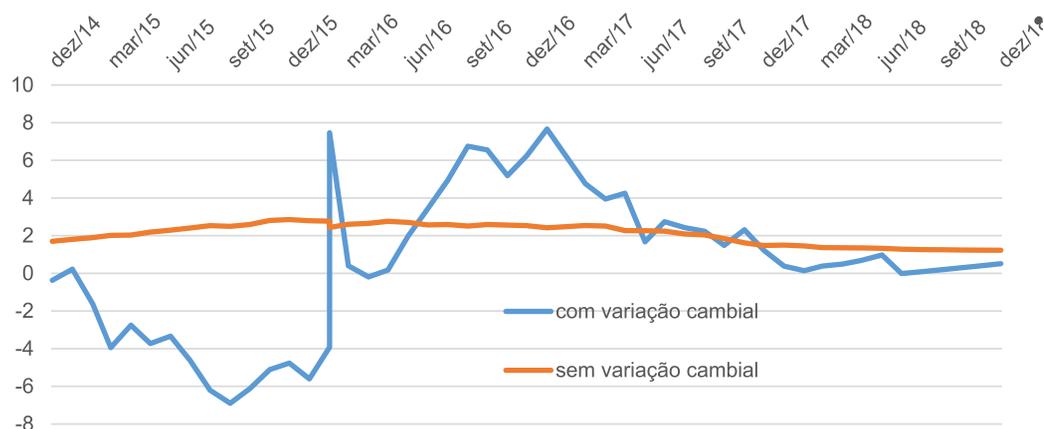
Com o intuito de avançar na análise, cabe um exercício de projeção do custo de carregamento líquido das reservas para o segundo semestre deste ano e para 2018, a partir de algumas suposições e previsões para Selic, taxa de câmbio e PIB.³² O gráfico 20 mostra a projeção do custo líquido com e sem variação cambial, no acumulado dos últimos doze meses, como percentual do PIB. É a mesma informação contida no gráfico 16, só que agora restrita ao período de dezembro de 2014 a dezembro de 2018.

Com base nas projeções utilizadas para as variáveis relevantes, o custo de carregamento líquido das reservas, sem variação cambial, cairá de 2,3% do PIB em junho de 2017 para 1,5% do PIB ao final de 2017 e para 1,2% do PIB ao final de 2018. A queda se deve à redução esperada para a Selic, seguindo o curso de distensão da política monetária iniciado em outubro de 2016, com fundamento na queda da inflação em direção à meta estabelecida. De 2019 em diante, o custo dependerá da evolução do PIB e da Selic, bem como da taxa de juros internacional que condiciona a remuneração das reservas.

31 Apenas para recordar os números vistos no capítulo 4 deste trabalho, em 2015, a diferença entre o custo de carregamento e o rendimento das reservas foi de 15,2%, mas a desvalorização cambial chegou a 47%; já em 2016, a diferença foi de 13,3%, enquanto a valorização cambial alcançou 16,5%. Em relação ao PIB, o custo em cada um desses dois anos chegou a 4,8% negativos e a 6,2% positivos, respectivamente. Sem considerar a variação cambial, os custos foram de 2,8% do PIB, em 2015, e 2,5% do PIB, em 2016, ambos positivos.

32 Para 2017 e 2018, respectivamente, o Boletim Focus de 28 de julho de 2017 prevê Selic de 8% e 7,75%, ambas em final de período, crescimento real do PIB de 0,34% e 2%, e IPCA de 3,4% e 4,2%, servindo essas duas últimas variáveis para calcular o PIB nominal acumulado em doze meses. Já em relação à taxa de câmbio, a previsão do Boletim Focus de 2017 é de R\$ 3,3 e R\$ 3,43 ao final de 2017 e 2018, respectivamente. As variáveis foram distribuídas linearmente ao longo dos meses até chegar aos valores previstos para o período. Outras três suposições foram feitas: ausência de ganhos ou perdas nas operações de *swaps*; remuneração mensal das reservas igual à média verificada no período 2012-06/2017, o que significa dizer que oscilações de preço e paridade se compensarão ao longo do tempo; e reservas internacionais vigentes ao final de junho de 2017, acrescidas mensalmente da remuneração.

GRÁFICO 20 – PROJEÇÃO DO CUSTO DE CARREGAMENTO LÍQUIDO DAS RESERVAS DE 7/2017
A 12/2018, % DO PIB – ACUMULADO EM DOZE MESES



Fonte: Banco Central do Brasil.

Considerando-se a variação cambial, o custo líquido cairá de 1,7% do PIB, em junho de 2017, para 1,2% do PIB, ao final de 2017, e para 0,5% do PIB, ao final de 2018. A queda decorre da desvalorização cambial suave prevista para o restante de 2017 e 2018. Pela mesma razão, o custo com variação cambial cairá abaixo do custo sem variação cambial, no início de 2018. Mas como a desvalorização será cada vez menor, os dois custos tenderão a se encontrar em algo como 1,2% do PIB, depois de 2018.

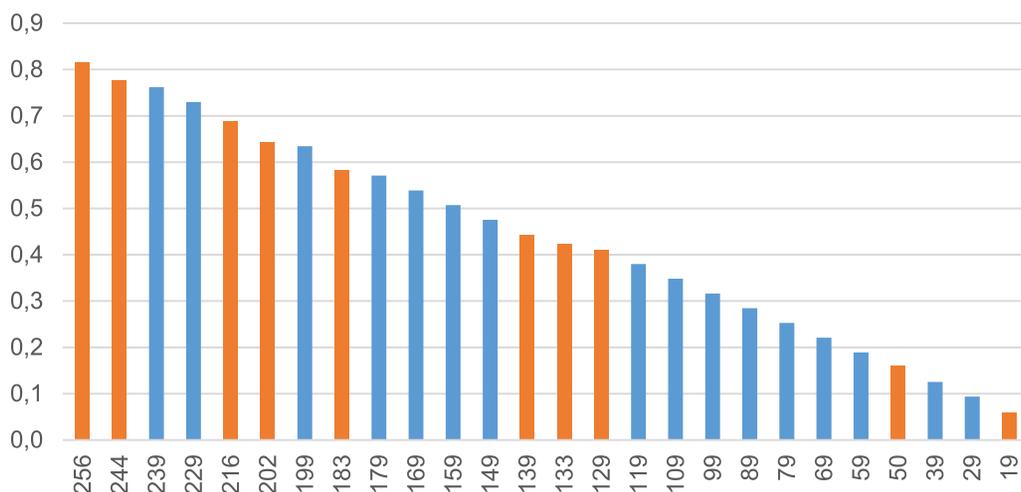
Dado esse cenário-base, torna-se possível avaliar com maior precisão a venda de reservas para uso no abatimento da dívida pública. O ganho advindo dessa providência corresponde justamente ao custo de carregamento líquido, considerada a variação cambial. Trata-se de ganho, pois o governo central deixa de arcar com esse custo, desde que, é claro, os recursos sejam empregados no abatimento da dívida pública.

Segundo o cenário traçado, esse custo tenderá para cerca de 1,2% do PIB depois de 2018. Tome-se, portanto, esse percentual como base, embora outros pudessem ser também empregados no exercício. Trata-se de um número considerável, equivalente à metade do déficit primário anual do setor público previsto para o biênio 2017-2018. Entretanto, ele se refere ao estoque total de reservas. O certo é levar em conta apenas os custos das reservas excedentes, de acordo com a opção que se faça entre as métricas do nível adequado de reservas. Tome-se novamente a opção pela venda de US\$ 60 bilhões, 16% do estoque de reservas. Os custos associados a esse montante também correspondem a 16% do custo avaliado para o total das reservas. Assim, prevalecendo o cenário apontado e tomando-se por base o custo de carregamento líquido do total das reservas de 1,2% do PIB ao

ano, a redução de custo com a venda dos US\$ 60 bilhões seria de 0,2% do PIB. Esse seria o ganho fiscal anual, em termos de custo de carregamento, com a venda de tal montante de reservas.

O gráfico 21 abaixo dispõe vários níveis de excedente de reservas com o respectivo ganho, caso elas sejam vendidas para o abatimento da dívida pública. Tal qual o gráfico 19, as barras destacadas se referem às várias métricas dispostas na tabela 1. Por exemplo, segundo a métrica do FMI (100% da ARA), o excedente de reservas é de US\$ 129 bilhões. A venda de tal montante de reservas redundaria em ganho correspondente a 0,4% do PIB. A depender da métrica escolhida, com seu consequente excedente, o ganho varia de 0,8% do PIB, se for a métrica equivalente a seis meses de importação, a apenas 0,06% do PIB, se for a do FMI, com 150% da ARA.

GRÁFICO 21 – GANHO COM A VENDA DE RESERVAS EXCEDENTES
(% DO PIB – ACUMULADO EM DOZE MESES)



Fonte: Banco Central do Brasil.

Seja qual for o ganho com a venda de parte das reservas, é oportuno tecer três comentários sobre ele. Quanto ao primeiro, não custa reforçar, o gráfico 21 foi inteiramente montado com base na previsão de custo de carregamento líquido do total das reservas, inclusive variação cambial, de 1,2% do PIB, no acumulado de doze meses. Na condição de previsão, o percentual está sujeito a alterações, em função da trajetória seguida por variáveis-chaves como Selic, PIB e, sobretudo, taxa de câmbio, que pode se distanciar significativamente do número previsto.

Em relação ao segundo comentário, em termos de controle de endividamento, o ganho se soma ao abatimento da dívida retratado no gráfico 19, possibilitado pela venda de reservas. A diferença é que o ganho, dado pelo custo de carregamento com as reservas vendidas, atua de modo a evitar novos aumentos da dívida ao longo do tempo, enquanto o abatimento reduz a dívida de imediato.

Por fim, o terceiro comentário visa reforçar a importância do ajuste fiscal como principal instrumento para controlar o endividamento. Dada a dimensão do desequilíbrio das contas públicas, a venda de parte das reservas é apenas um complemento ao ajuste fiscal, assim como outros possíveis ativos potencialmente alienáveis. Há inclusive quem entenda ser conveniente se desfazer de parte das reservas apenas quando o ajuste fiscal estiver encaminhado.³³

Viu-se que as incertezas a respeito do nível adequado e do custo de carregamento dificultam a decisão a respeito da venda de parte das reservas para abater a dívida pública. Entretanto, existem ainda dois possíveis obstáculos para que a providência surta os efeitos esperados.

Quanto ao primeiro, o exercício acima tratou a taxa de câmbio como variável exógena. Dito de outro modo, o BCB foi considerado um tomador de preço no mercado de câmbio, quando, na verdade, a tentativa de vender montante relevante de reservas tenderia a valorizar a taxa de câmbio. A decisão de acumular divisas de 2006 a 2012, além do nível recomendado por questões prudenciais, deve ter sido orientada pela necessidade de evitar valorização cambial ainda mais pronunciada do que a ocorrida no período. Deixar de levar isso em conta seria desistir da estratégia que tanto custou em termos de aumento da dívida pública, liberando agora a valorização cambial que se represou antes. Ademais, além dos possíveis efeitos sobre a economia, a valorização cambial também diminuiria o valor em real das reservas vendidas e o impacto final sobre a diminuição da dívida pública.

Se a intenção for evitar ou dirimir o efeito sobre a taxa de câmbio, o BCB teria que realizar as vendas de reservas consideradas excedentes de acordo com janelas de oportunidades que aparecessem, nas quais demandas extras de dólar pudessem absorver as vendas, sem valorizar a taxa de câmbio. Nesse caso, as vendas na dimensão requerida teriam que ser graduais. O gradualismo requerido se ajusta também à recomendada parcimônia na escolha do montante de reservas a ser vendido, tendo em vista a incerteza em relação ao nível adequado de reservas. Reforça também o fato de que a venda de reservas é coadjuvante diante do protagonismo do ajuste fiscal na busca do controle do endividamento público.

Quanto ao segundo obstáculo, os recursos gerados pela venda de divisas precisariam ser efetivamente destinados ao abatimento da dívida pública. Tal

33 É o caso de Chachamovitz (2016).

destino não é algo que se possa garantir com segurança. Operacionalmente, a venda de divisas provocaria escassez de liquidez no mercado e tendência a aumento da Selic acima do estipulado pelo Copom para controlar a inflação. Para evitar isso, o BCB supriria a liquidez faltante por meio do resgate de operações compromissadas. Como o saldo dessas operações entra no cômputo da DBGG, esse indicador também cairia.

Ocorre que, sem o firme compromisso com o uso dos recursos gerados pela venda das reservas no abatimento da dívida pública, o espaço aberto pela redução das operações compromissadas poderia ser usado para colocar mais títulos públicos no mercado, destinados a financiar gastos primários. Do mesmo modo que existem propostas no sentido de usar reservas para abater a dívida pública, há também sugestões de usos alternativos. Sempre seria possível argumentar que o retorno de usos alternativos supera a Selic, mesmo que esta seja somada a ganhos menos quantificáveis que o país possa ter ao conter a trajetória de rápido aumento do endividamento público.

Em caso de opção por uso alternativo, a venda de ativos estaria financiando gastos em vez de resgatar a dívida pública. Esse seria o pior cenário. A dívida líquida do setor público subiria e a preocupação com a trajetória da DBGG seria ainda maior, pois seria passada a mensagem de que os ativos não servem para abater a dívida, mas, sim, financiar gastos. Enfim, a venda de reservas somente beneficiaria a economia se destinada à redução da dívida pública. A queda no endividamento, por sua vez, contribuiria para a redução dos juros reais, o que tenderia a impulsionar os investimentos privados e, em última análise, o crescimento econômico.

Referências

- BACHA, E. Pau nas reservas? Que má ideia! **O Globo**, 12 jan. 2016.
- CHACHAMOVITZ, S. S. Reservas internacionais: seguro ou ameaça? In: BACHA, E. (org.). **A crise fiscal e monetária brasileira**. Rio de Janeiro: Civilização Brasileira, 2016.
- DAMICO, A. B.; BARBOSA, F. H. Considerações sobre o nível ótimo de reservas internacionais no Brasil. **Destaque DEPEC – Bradesco**, ano XIII, n. 157, 16 set. 2016.
- FERNANDES, F. T. Banco Centrais e Tesouros sob políticas monetárias experimentais. In: BACHA, E. (org.). **A crise fiscal e monetária brasileira**. Rio de Janeiro: Civilização Brasileira, 2016.
- GARCIA, M. G. P. Qual o nível adequado de reservas cambiais? **Valor Econômico**, 4 ago. 2006.
- JEANNE, O.; RANCIÉRE, R. **The optimal level of international reserves for emerging market economies: formulas and applications**. IMF Working Paper, n. 229, Oct. 2006.
- INTERNATIONAL MONETARY FUND. **Guidance note on the assessment of reserve adequacy and related considerations**. Washington: International Monetary Fund, June 2016.
- PELLEGRINI, J. A. **Dívida pública brasileira: evolução, mensuração, composição e sustentabilidade**. Núcleo de Estudos e Pesquisas/Conleg/Senado. Textos para Discussão, n. 226, fev. 2017.
- VONBUN, C. **Reservas internacionais revisitadas: novas estimativas de patamares ótimos**. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea). Textos para Discussão, n. 1.885, out. 2013.
- WIJNHOLDS, J. O. B.; KAPTEYN, A. **Reserve adequacy in emerging market economies**. IMF Working Papers, n. 143, Sep. 2001.



Tema

Equilíbrio e Transparência Fiscal

Equilíbrio e Transparência Fiscal – 2º Lugar

*Helder Ferreira de Mendonça**

*Joseph David Barroso Vasconcelos de Deus***



*Transparência fiscal a partir do erro
de previsão do balanço orçamentário:
uma análise para o caso brasileiro*

* *Professor Titular do Departamento de Economia da Universidade Federal Fluminense (UFF) e Pesquisador nível 1B do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq)*

** *Doutor em Economia pela Universidade Federal Fluminense (UFF) e Professor da Universidade Federal do Ceará (UFC)*

Resumo

A visão de transparência fiscal utilizada neste estudo está relacionada à perspectiva de até que ponto o déficit orçamentário não pode ser escondido do público. Em geral, o gerenciamento da política fiscal depende em grande extensão das previsões orçamentárias feitas pelo governo e pelos previsores privados. Portanto, os erros de previsão fiscal podem ser entendidos como uma medida de transparência que é importante para explicar a sustentabilidade da dívida pública, pois a baixa qualidade das previsões pode representar possíveis fontes de déficit. Nesse contexto, uma relevante questão é se as previsões orçamentárias são acuradas. Em particular, se as previsões são eficientes, se existe um viés e quais são os principais determinantes desse viés.

Este estudo analisa a transparência fiscal no Brasil por meio da qualidade das previsões orçamentárias e, em particular, os fatores que determinam o erro de previsão fiscal. Para tanto, é feita uma análise sobre as condições de viés, a eficiência e a precisão dos dados de previsão fiscal, bem como sobre as condições de assimetria que capturam a tendência a subestimar ou superestimar as previsões. Ademais, os determinantes dos erros de previsão fiscal são analisados levando-se em conta as dimensões econômica, política e institucional. É importante destacar que este tipo de análise é viável para o caso brasileiro devido ao fato de o Banco Central do Brasil (BCB) disponibilizar expectativas de mercado não somente de variáveis fiscais, mas também de outras variáveis para diferentes horizontes preditivos que podem afetar os erros de previsão fiscal. Em suma, este estudo contribui para a análise sobre a transparência fiscal a partir de elementos que caracterizam o Pilar III do código de transparência fiscal do FMI.

Os resultados obtidos indicam que as previsões do balanço orçamentário e de crescimento econômico são otimistas, o que, por sua vez, representa uma fonte para um gerenciamento da política fiscal que incorra em viés de déficit. Em suma, há falta de transparência ou presença de opacidade. Além disso, as previsões para horizontes temporais mais longos tendem a aumentar o viés preditivo e sofrerem de menor qualidade dos dados. O viés nas previsões de crescimento representa uma importante fonte para explicar os erros de previsão fiscal. Em particular, diferentemente do caso de países desenvolvidos, as flutuações cíclicas da economia bem como os ciclos eleitorais têm grande impacto sobre as previsões fiscais. Em nível institucional, a *accountability*, que mede o poder de transparência e influência da população sobre o governo, mostra-se relevante para a prática de projeções orçamentárias não viesadas.

Palavras-chave: Nível adequado de reservas. Custo de carregamento das reservas. Dívida pública.

Sumário

1 INTRODUÇÃO	63
2 CARACTERÍSTICAS DO ERRO DE PREVISÃO FISCAL COMO MEDIDA DE TRANSPARÊNCIA	65
2.1 Sobre a mensuração do erro de previsão fiscal	67
2.2 Determinantes do erro de previsão fiscal	72
2.2.1 Fatores Políticos	73
2.2.2 Fatores econômicos	74
2.2.3 Fatores institucionais e de governança	75
3 QUALIDADE DA TRANSPARÊNCIA E DETERMINANTES DA OPACIDADE NO CASO BRASILEIRO	77
3.1 Qualidade e acurácia das previsões fiscais e de crescimento econômico	80
3.2 Determinantes do erro de previsão fiscal no Brasil	86
4 CONCLUSÃO	92
REFERÊNCIAS	93
APÊNDICE	99

Lista de figuras

Figura 1 – Erro de previsão do balanço orçamentário do governo (ano corrente, 1 ano à frente, 2 anos à frente e horizonte fixo)	79
Figura 2 – Erro de previsão de crescimento econômico (ano corrente, 1 ano à frente, 2 anos à frente e horizonte fixo)	80

Lista de tabelas

Tabela 1 – Propriedades dos erros de previsão por horizonte preditivo	84
Tabela 2 – Rigidez de informação em previsões fiscais e de crescimento econômico	85
Tabela 3 – Erros de previsão – função perda assimétrica por horizonte preditivo	86
Tabela 4 – Estimativa do erro de previsão do balanço orçamentário do governo (fatores econômicos)	89
Tabela 5 – Estimativas do erro de previsão do balanço orçamentário do governo (fatores econômicos, políticos, institucionais e de governança)	91
Tabela 6 – Fonte dos dados e descrição das variáveis	99
Tabela 7 – Testes de raiz unitária (ADF, PP e KPSS)	100
Tabela 8 – Estimativas do erro de previsão do balanço orçamentário do governo (fatores econômicos incluindo CAPB)	101
Tabela 9 – Estimativas do erro de previsão do balanço orçamentário do governo (fatores econômicos, institucionais e de governança)	102

1 Introdução

A transparência fiscal permite um debate mais bem informado entre os formuladores de políticas e o público sobre o desenho e os resultados da política fiscal. De acordo com Kopits e Craig (1998), a transparência nas operações do governo é considerada uma condição prévia importante para o equilíbrio fiscal. Em geral, há a visão de que mais transparência leva a menores déficits orçamentários e torna mais fácil a realização de uma política de disciplina fiscal e de controle de gastos (ALT; LASSEN, 2006).

O código de transparência fiscal do Fundo Monetário Internacional (FMI) é o padrão internacional para a divulgação de informações sobre finanças públicas. O código foi publicado pela primeira vez em 1998 e atualizado em 2007 e em 2014. O código abrange os quatro pilares da transparência fiscal (FMI, 2016):

- Pilar I – sobre os relatórios fiscais – estes devem oferecer informações relevantes, abrangentes, oportunas e confiáveis sobre a posição financeira e o desempenho do governo.
- Pilar II – sobre a previsão fiscal e orçamentária – deve haver uma declaração clara dos objetivos orçamentários e das intenções políticas do governo, juntamente com projeções abrangentes, oportunas e credíveis da evolução das finanças públicas.
- Pilar III – sobre a análise e a gestão de riscos fiscais – os riscos para as finanças públicas devem ser divulgados, analisados e gerenciados, e a tomada de decisões fiscais em todo o setor público tem de ser efetivamente coordenada.
- Pilar IV – sobre a gestão da receita de recursos – deve haver um quadro transparente para a propriedade, contratação, tributação e utilização dos recursos naturais.

Em suma, a transparência fiscal pode ser entendida como a abertura ao público sobre a estrutura e as funções governamentais, as intenções de política fiscal, as contas do setor público e as projeções. Além disso, representa o acesso imediato a informações confiáveis, abrangentes, oportunas, compreensíveis e internacionalmente comparáveis sobre atividades governamentais para que o eleitorado e o mercado financeiro possam avaliar com precisão a posição financeira do governo e os verdadeiros custos e benefícios das atividades governamentais (KOPITS; CRAIG, 1998).

De acordo com Poterba e Von Hagen (1999), os orçamentos que são facilmente acessíveis ao público no processo de formulação de políticas e que apresentam informações consolidadas são transparentes. Além disso, Alesina e Perotti (1996)

destacam que relatórios não transparentes apresentam previsões otimistas sobre variáveis econômicas e, em especial, sobre o balanço orçamentário. Conforme destacado pelo FMI (2016), a perda de confiança do mercado em governos com déficits subestimados ou ocultos depois da crise econômica global de 2008 ressaltou a importância da transparência fiscal para a estabilidade financeira e econômica.

A visão de transparência fiscal utilizada neste estudo está relacionada à perspectiva de até que ponto o déficit orçamentário não pode ser escondido do público (ver ALT; LASSEN, 2006). Em geral, o gerenciamento da política fiscal depende em grande extensão das previsões orçamentárias feitas pelo governo e pelos previsores privados. Portanto, os erros de previsão fiscal podem ser entendidos como uma medida de transparência que é importante para explicar a sustentabilidade da dívida pública, pois a baixa qualidade das previsões pode representar possíveis fontes de déficit. Nesse contexto, uma importante questão é se as previsões orçamentárias são acuradas. Em particular, se as previsões são eficientes, se existe um viés, e quais são os principais determinantes desse viés.

Em suma, este estudo analisa a transparência fiscal no Brasil por meio da qualidade das previsões orçamentárias, em particular, os fatores que determinam o erro de previsão fiscal. Para tanto, é feita uma análise sobre as condições de viés, eficiência e precisão dos dados de previsão fiscal, bem como sobre as condições de assimetria que capturam a tendência a subestimar ou superestimar as previsões. Ademais, os determinantes dos erros de previsão fiscal são analisados levando-se em conta as dimensões econômica, política e institucional. É importante destacar que este tipo de análise é viável para o caso brasileiro devido ao fato de o Banco Central do Brasil (BCB) disponibilizar expectativas de mercado não somente de variáveis fiscais, mas também de outras variáveis para diferentes horizontes preditivos que podem afetar os erros de previsão fiscal. Em suma, este estudo contribui para a análise sobre a transparência fiscal a partir de elementos que caracterizam o Pilar III do código de transparência fiscal do FMI.

O presente estudo apresenta uma contribuição à literatura sobre transparência fiscal por meio do erro de previsão fiscal em diferentes aspectos. Os dois mais importantes são:

- i. o caso brasileiro representa um ambiente macroeconômico que combina regime de câmbio flutuante, regime de metas para a inflação e a busca pelo equilíbrio fiscal, o que, por sua vez, permite checar se os erros de previsão fiscal (falta de transparência) seguem comportamento similar àquele observado para outros países estudados na literatura; e
- ii. a análise empírica no presente estudo supera a tradicional limitação de dados para a análise dos erros de previsão em uma economia emergente devido às informações disponíveis no Sistema Gerenciador de Séries Temporais do BCB (SGST/BCB).

As evidências apresentadas neste estudo sugerem que as previsões do balanço orçamentário e de crescimento econômico são otimistas, o que, por sua vez, representa uma fonte para um gerenciamento da política fiscal que incorra em viés de déficit. Em suma, há falta de transparência ou opacidade. Além disso, as previsões para horizontes temporais mais longos tendem a crescer o viés preditivo e sofrerem de menor qualidade dos dados. O viés nas previsões de crescimento econômico representa uma importante fonte para explicar os erros de previsão fiscal. Em particular, diferentemente do caso de países desenvolvidos, as flutuações cíclicas da economia bem como os ciclos eleitorais têm um importante impacto sobre as previsões fiscais. No nível institucional, a *accountability*, que mede o poder de transparência e influência da população sobre o governo, se mostra relevante para a prática de projeções orçamentárias não viesadas.

Esta monografia possui mais três partes. O capítulo 2 faz breve revisão da literatura sobre o erro de previsão fiscal como medida de transparência fiscal e de seus determinantes. O capítulo 3 apresenta uma medida para os erros de previsão do balanço orçamentário e também de crescimento econômico para a economia brasileira baseado nos horizontes preditivos ano corrente, 1 ano à frente e 2 anos à frente. Ademais, é feita uma análise da qualidade, da acurácia e da eficiência das previsões. Por fim, o capítulo realiza a análise dos principais determinantes do erro de previsão fiscal no Brasil por meio de modelos econométricos. O capítulo 4 apresenta as conclusões.

2 Características do erro de previsão fiscal como medida de transparência

Erro de previsão, viés de implementação ou planejamento no processo orçamentário e hiato fiscal são nomenclaturas encontradas na literatura de finanças públicas para se referir à diferença entre previsão (ou planejamento) do orçamento fiscal de um determinado ano e a sua efetiva execução.

O orçamento fiscal é o documento oficial elaborado pelo governo (seja na esfera nacional, seja na estadual ou na municipal) que determina as despesas a serem executadas pela política fiscal do período seguinte, juntamente com as receitas necessárias para o seu devido financiamento. De maneira a manter o equilíbrio das contas públicas, os gestores orçamentários procuram igualar os gastos públicos ao montante de receitas que serão arrecadadas dos contribuintes.

Em geral, o processo orçamentário é constituído de quatro etapas principais (VON HAGEN; HARDEN, 1995):

- i. Fase governamental – que diz respeito à elaboração do orçamento pelo governo com a devida submissão ao parlamento.
- ii. Fase parlamentar – que discute as propostas apresentadas na etapa anterior e culmina com o documento formal (na maioria dos países corresponde a um projeto de lei) para execução prática.
- iii. Fase de implementação – em que o plano é posto em execução; e
- iv. Fase de controle – utilizada para a prestação de contas do resultado final do orçamento.¹

Considerado importante elemento de caráter político, o orçamento muitas vezes sofre manipulações dos seus gestores na tentativa de adequá-lo em benefício dos seus interesses. Além do mais, o aparato legal e institucional que legislam sobre as fases de elaboração, implementação e revisão do orçamento também são variáveis capazes de alterar o comportamento das finanças públicas (VON HAGEN, 1992; ALESINA; PEROTTI, 1996). Entretanto, não somente os elementos de caráter político e institucional são os responsáveis pelo desvio dos valores contidos no orçamento e em sua real execução. Visto que o orçamento fiscal constitui um elemento de planejamento do governo, os insumos necessários à sua elaboração provêm de previsões de variáveis macroeconômicas referentes ao período da execução orçamentária. Previsões de inflação, balanço de pagamentos e, sobretudo, de crescimento econômico dão sustentabilidade às projeções de recursos que o governo terá disponíveis para gastar no ano fiscal seguinte. Dessa maneira, a qualidade das previsões e, por conseguinte, da transparência torna-se fundamental para a saúde orçamentária de um país (JONUNG; LARCH, 2006).

Diferentes pesquisadores têm levantado questionamentos a respeito dos erros de previsão do balanço orçamentário do governo.² Em geral, a literatura tem sido segmentada em três grandes grupos:

- i. os estudos que debatem os melhores métodos e ferramentas de previsão (por exemplo, BRETSCHEIDER et al., 1989; BAGUESTANI; MCNOWN, 1992; WILLMAN et al., 2000; ATHANASOPOULUS et al., 2011; GUILLÉN et al., 2015);
- ii. os estudos que discutem a hipótese de fraca racionalidade com base na acurácia (não viés e eficiência) dos dados (por exemplo, NORDHAUS; DURLAUF, 1984; NORDHAUS, 1987; FEENBERG et al., 1989; HOLDEN; PEEL, 1990; CAMPBELL; GHYSELS, 1995; MELLISS; WHITTAKER, 1998; PONS, 2000; ÖLLER; BAROT, 2000); e

1 Beetsma et al. (2011) preferem tratar as duas primeiras fases pelo nome de “fase de planejamento” no intuito de facilitar a análise orçamentária.

2 Uma ampla revisão da literatura é apresentada por Wallis (1989) e por Leal et al. (2008).

- iii. os estudos que procuram verificar a hipótese de forte racionalidade das previsões geradas com base nos fatores determinantes dos erros de previsão (por exemplo, PLESKO, 1988; GENTRY, 1989; AUERBACH, 1995, 1999; JENNES; ARABACKYJ, 1998; STRAUCH; HALLERBERG; VON HAGEN, 2004; BRUCK; STEPHAN, 2006; PINA; VENES, 2011).

Em adição à literatura mencionada acima, as metodologias que fazem uso de dados revisados (*ex post*) e de dados em tempo real (*real-time*) são frequentemente colocadas em avaliação na análise dos erros de previsão fiscal (ver, por exemplo, BEETSMA et al., 2011; CIMADOMO, 2012). A conclusão que tem ganhado maior força é a de que o uso de dados em tempo real importa para algumas questões de política econômica que envolva o uso de previsão, bem como que os resultados fiscais divergem quando comparados com dados revisados.

Dados revisados têm preocupado os economistas há muitos anos.³ Conforme apontado por Koenig, Dolmas e Piger (2003), os gestores de política econômica têm de basear as suas decisões em dados preliminares (estimativas temporais baseadas em informações limitadas) e parcialmente revistos, uma vez que os dados mais recentes são normalmente os menos confiáveis, pois representam um indicador ruidoso para valores finais. Sob essa perspectiva, Stark e Croushore (2002) concluem que em estudos no qual a previsão possui papel relevante é adequado fazer uso de dados em tempo real em vez de dados finais revisados.

Os dados em tempo real refletem a informação disponível ao gestor de política econômica no momento em que as suas decisões são tomadas. No entanto, embora a literatura reconheça o potencial do uso de dados em tempo real, há ainda uma grande dificuldade, sobretudo para o caso de economias emergentes, de encontrar bases de dados que permitam o uso dessa metodologia. No caso brasileiro, o uso de dados em tempo real é possível por meio da coleta de informações a partir do Relatório Focus divulgado pelo BCB.

2.1 Sobre a mensuração do erro de previsão fiscal

A adequação da execução orçamentária ao seu planejamento tem como referência uma literatura que envolve os modelos de resposta fiscal (BIHN; MCGILLIVRAY, 1993; FEENY; MCGILLIVRAY, 2010). O objetivo do tomador de decisões fiscais é a maximização da sua utilidade, que é obtida quando se atinge o equilíbrio das contas públicas. A utilidade será maior quanto mais próximos os elementos do orçamento estiverem dos respectivos valores planejados. Ou seja:

$$U = \alpha - \sum_{j=1}^k \frac{\beta_j}{2} (E_j - E_j^*)^2 - \sum_{m=1}^n \frac{\gamma_m}{2} (R_m - R_m^*)^2, \quad (2.1)$$

3 Ver Croushore (2011).

onde: U representa a utilidade do tomador de decisão fiscal; s são os gastos públicos agregados atuais; j a k representam os diferentes agregados de gastos; R são as receitas agregadas atuais; m a n representam os diferentes agregados de receitas; E_j^* e R_m^* são os correspondentes valores planejados de gastos e receitas; α é uma constante que representa o valor máximo irrestrito de utilidade do tomador de decisão; e β e γ representam respectivamente parâmetros de sensibilidade de gastos e receitas. Os termos entre parênteses capturam o desvio dos gastos e das receitas em relação ao que foi planejado. Portanto, à medida que há um aumento nesses desvios a consequência é uma redução da utilidade do tomador de decisão fiscal.

Lledó e Poplawski-Ribeiro (2013) fazem uma analogia entre o modelo de resposta fiscal e o problema de erro de previsão fiscal. De acordo com essa visão, uma função perda de bem-estar é representada pela desutilidade que as autoridades fiscais têm em se desviar do valor planejado. Em outras palavras, o bem-estar referente às decisões fiscais será maior quanto menor for a diferença entre o realizado e o planejado, isto é, o erro de previsão. Tal relação pode ser expressa como:

$$U = \alpha - \sqrt{(B_t - B_t^*)^2} = \alpha - |B_t - B_t^*|, \quad (2.2)$$

em que B_t é o balanço orçamentário geral atual (ou realizado) para o período t ; B_t^* é o correspondente balanço orçamentário planejado (objetivo) para o mesmo período; e α seria o nível máximo de utilidade irrestrita do tomador de decisão fiscal que é alcançado somente quando o orçamento realizado é exatamente igual ao planejado.

Em suma, o erro de previsão fiscal reduz a utilidade do tomador de decisão fiscal e, portanto, mostra a importância de se obter sempre previsões acuradas e eficientes que evitem o viés. A medida do erro de previsão fiscal corresponde, em geral, à diferença entre o balanço orçamentário executado (observado) e o balanço orçamentário previsto. Logo:

$$e_t = B_t - B_t^{t-1}, \quad (2.3)$$

onde: e_t significa o erro de previsão para o ano t ; B é o balanço orçamentário; o subscrito t refere-se ao ano de aplicação do orçamento; e o superescrito refere-se ao ano de elaboração da previsão orçamentária. Logo, B_t^{t-1} representa a previsão do balanço orçamentário feita no ano $t-1$ para a execução no ano t .

Para uma análise mais detalhada do balanço orçamentário, este pode ser decomposto nos seus elementos de gastos e receitas, isto é:

$$e_t = (R_t - R_t^{t-1}) - (D_t - D_t^{t-1}), \quad (2.4)$$

onde: R significa as receitas arrecadadas pelo governo; D são as despesas; e os sobrescritos e subscritos são, como na equação anterior, utilizados para se referir aos respectivos anos de elaboração e aplicação.

Duas metodologias distintas se confrontam na tentativa de oferecer a melhor explicação para os erros de previsão fiscal. Ambas são bastante utilizadas na estimação de regras fiscais, mas têm ganhado aplicabilidade em outros estudos que envolvem desempenho da política fiscal. A primeira delas é a análise que utiliza dados *ex post*, isto é, dados revisados pelas instituições que os elaboram e que têm pouco poder de captar a conjuntura no momento em que os planos são elaborados. A segunda consiste em uma análise baseada em dados em tempo real, metodologia que utiliza dados que estão disponíveis no momento em que as decisões estão sendo tomadas pelos seus responsáveis.

A metodologia de dados *ex post* para calcular o erro de previsão tem maior utilização devido à facilidade em se encontrar uma base de dados. Artis e Marcellino (2001), por exemplo, calculam o erro de previsão de variáveis fiscais subtraindo o valor atual (revisado) do valor previsto. O intuito deles é verificar a acurácia, eficiência e tendenciosidade das previsões fiscais dos países do G7 feitas por três grandes instituições internacionais (FMI, OCDE e Comissão Europeia).

A análise do desempenho das previsões orçamentárias e de crescimento econômico para o período de 1991 a 2002 na Europa, bem como os seus determinantes, é tratada com dados *ex post* por Strauch, Hallerberg e Von Hagen (2004). Os autores definem o erro de previsão como o valor atual (em dados revisados) menos o valor previsto (previsão retirada dos programas de convergência e estabilidade de diversos países europeus). O erro de previsão médio (EM), o erro absoluto médio (EAM) e a raiz do erro quadrático médio (REMQ) são calculados e testados estatisticamente quanto à sua acurácia e eficiência em diversos horizontes de tempo para países da União Europeia. Os resultados mostram que diferenças emergem para o viés nas projeções orçamentárias entre os países. Alguns países apresentam um viés cauteloso (baixo), enquanto outros têm um viés otimista (ou seja, quando as projeções orçamentárias são superestimadas em grande magnitude).

Com o objetivo de encontrar os determinantes dos erros de previsão do balanço orçamentário para dezessete países que compõem a OCDE, Brück e Stephan (2006) fazem uso de dados *ex post* publicados pela Comissão Europeia. O erro de previsão de 1 ano à frente do déficit é calculado como o valor do déficit “Y” previsto no ano t para o período $t+1$ menos o valor do déficit (ou superávit) atual do período $t+1$, isto é:

$$e_{t+1,t} = Y_{t+1,t} - Y_{t+1}. \quad (2.5)$$

Uma análise mais detalhada de erros de previsões em variáveis orçamentárias que também faz uso da metodologia *ex post* é desenvolvida por Von Hagen (2010). Nesse trabalho é possível encontrar duas importantes contribuições:

- i. cálculo do erro de previsão não somente para o balanço orçamentário geral, mas também de cada um de seus elementos (receitas e despesas), todos como razão do PIB, além de calcular ainda o erro de previsão para o crescimento do PIB real; e
- ii. análise dos erros de previsão para diferentes horizontes de tempo (ano atual $t = 0$, 1 ano à frente $t = 1$, e 2 anos à frente $t = 2$). As projeções para quinze países europeus correspondentes ao período de 1998 a 2004 são retiradas dos relatórios dos Programas de Estabilidade e Crescimento (PEC) e dos Programas de Convergência submetidos uma vez por ano pelos países que formam a União Europeia, enquanto os dados revisados (ou *ex post*) são retirados do anexo estatístico da *European Economy* publicada em 2007. A fórmula de cálculo do erro de previsão é semelhante às supramencionadas:

$$\mu_t^X = X_t - X_t^P, \quad (2.6)$$

em μ_t que é o erro de previsão do período t ; X_t é o valor *ex-post* da variável de interesse (balanço geral, receita, despesa ou crescimento econômico); e X_t^P é o valor previsto da variável de interesse para diferentes horizontes de previsões (ano corrente, um ano à frente e dois anos à frente).

Seguindo ainda a literatura que faz uso de dados *ex post*, Pina e Venes (2011) contribuem para a análise do erro de previsão do balanço orçamentário do governo geral e utilizam como fonte de dados as previsões e dados revisados contidos nas notificações do Procedimento de Déficit Excessivo (*Excessive Déficit Procedure* – EDP) submetidas duas vezes ao ano à Comissão Europeia.

A partir de uma análise para a política monetária nos Estados Unidos, Orphanides (1997) é o responsável pelos estudos seminais quanto à utilização de dados em tempo real. O emprego dessa metodologia foi expandido para a análise de política fiscal em duas linhas principais de pesquisa:

- i. estimação de uma função de reação fiscal presentes nos trabalhos de Forni e Momigliano (2004); Cimadomo (2012); Marinheiro (2008); Pina (2009); e Lewis (2009); e
- ii. identificação dos determinantes dos erros de previsões orçamentárias e outras previsões macroeconômicas encontrados em trabalhos como os de Beetsma et al. (2009, 2010, 2011) e Lledó e Poplawski-Ribeiro (2013).

A principal vantagem da utilização de dados em tempo real é que eles se aproximam do conjunto de informações disponíveis ao gestor de políticas quando este elabora os seus planos e os implementa. Os dados de previsões e de primeiro lançamento (dados que informam até que ponto o orçamento já foi executado) são coletados de uma base feita por agências internacionais ou governamentais referente ao ano de sua publicação. Enquanto isto, os dados *ex post* são resultados de revisões com base em novas informações que estão disponíveis somente depois que as decisões são tomadas. Dessa maneira, os dados revisados podem incluir mais informações do que aquelas que as autoridades realmente têm quando formulam suas políticas econômicas, o que representa um viés quando se avaliam as implicações das previsões sobre a política econômica.

Uma base de dados homogênea adequada para a análise de viés de previsão e implementação de política fiscal em tempo real é muitas vezes difícil de encontrar, pois é necessário encontrar relatórios com publicações periódicas informando previsões fiscais para anos posteriores, bem como dados sobre a execução orçamentária no momento em que é realizada. Na Europa, por exemplo, a facilidade de adquirir dados em tempo real deve-se ao Pacto de Estabilidade e Crescimento formalizado na Convenção de Amsterdã em 1997 como passo importante para a União Monetária e que obriga os países que formam a União Europeia a submeterem previsões e estimativas de sua situação fiscal, além de outras variáveis macroeconômicas importantes.

Uma comparação do erro de previsão calculado com dados em tempo real e com dados revisados (*ex post*), ambos com aplicação à estimação de uma função de reação fiscal, é fornecida por Forni e Momigliano (2004). Seus resultados são coerentes com a ideia de que existe diferença na aplicação das duas metodologias:

- i. os resultados obtidos a partir da aplicação de dados em tempo real indicam que durante a década de 1990 a política fiscal dos países da União Europeia e da OCDE reagiram de forma intensa e contracíclica às condições macroeconômicas adversas; e
- ii. os resultados oriundos do uso de dados *ex post* revelam que a reação da política fiscal às condições cíclicas adversas é mais fraca e não tem significância.

Dessa forma, os autores supraditos concluem que a confiança na informação avaliada pelos tomadores de decisão em tempo real é importante para a estimação de políticas passadas, enquanto os dados revisados *ex post* podem significar uma base equivocada para tal análise.

Beetsma, Giuliodori e Wierds (2009) fazem uma aplicação de dados em tempo real para analisar como que os orçamentos planejados e as suas respectivas execuções são determinados em diferentes horizontes de tempo em países

da União Europeia.⁴ Os dados são retirados dos relatórios submetidos anualmente ao Programa de Estabilidade e Convergência dos anos de 1998 a 2007. O erro de previsão é medido para duas etapas do processo orçamentário: o erro de planejamento e o erro de implementação. A mensuração do erro de previsão é obtida a partir do ajustamento orçamentário, medida pelo superávit (ou déficit) orçamentário. O erro de planejamento (Ep) e o erro de implementação (Ei) são obtidos por:

$$Ep = S_{t+1}^t - S_{t,e}^t \quad (2.7)$$

$$Ersur_t^{t+1} = (S_{t+1}^{t+1} - S_t^{t+1}) - (S_{t+1}^t - S_t^t), \quad (2.8)$$

em que S refere-se ao ajustamento do superávit (ou déficit); o subscrito representa o ano de aplicação da variável; e o sobrescrito diz respeito ao ano em que foi lançada (ou publicada) a estimativa. Por exemplo, S_t^t é a estimativa da variável de interesse lançada em Novembro/Dezembro para o corrente ano (dado de lançamento primário, isto é, sem revisão) e S_{t+1}^t corresponde à previsão do ano $t+1$ divulgada no ano t .

Vistas a existência do erro de previsão fiscal e as diferentes formas de medi-lo, a questão que se torna relevante é saber o que leva ao seu surgimento, isto é, descobrir quais são os seus determinantes. Esta é a discussão da próxima seção.

2.2 Determinantes do erro de previsão fiscal

Os determinantes do erro de previsão fiscal ganham suporte em uma literatura de política econômica que vincula agrupamentos de variáveis econômicas, políticas e institucionais ao desempenho fiscal. Em resumo, o que se pretende é verificar quais elementos impactam nas decisões de qualquer uma das etapas de planejamento, implementação ou revisão do orçamento fiscal. A hipótese que surge a partir dessa verificação é que esses elementos, por causarem alterações no orçamento, são os possíveis fatores determinantes do viés de previsão fiscal.⁵

4 Um estudo semelhante é aplicado por Beetsma et al. (2010) para análise dos determinantes do planejamento fiscal e dos erros de implementação de um país desenvolvido.

5 Além do viés de previsão fiscal, há outros estudos que tentam verificar os determinantes do viés de previsão de outras variáveis econômicas relevantes, como, por exemplo, o crescimento do PIB. Ver, por exemplo, Strauch, Hallerberg e Von Hagen (2004) e Von Hagen (2010).

2.2.1 Fatores Políticos

A indisciplina fiscal pode ter um efeito negativo sobre um governo tornando-o mal avaliado e sujeito à pressão popular dos seus eleitores. Dessa maneira cria-se um incentivo para apresentar um cenário de responsabilidade com as contas públicas, mesmo que seja somente um panorama ilusório criado por meio de projeções viesadas capazes de maquiagem as ingerências fiscais.

É bastante comum em anos de eleição (ciclos eleitorais) que um político tente mostrar uma imagem de que a economia vai bem, pois nesse período ele passará por uma avaliação popular, seja para se reeleger, seja para eleger um sucessor.⁶ Como bem observam Brück e Stephan (2006), as previsões do balanço orçamentário em países europeus são significativamente viesadas em períodos próximos às eleições, fato também confirmado por Pina e Venes (2011), que classificam o ato como motivação oportunista.

O efeito dos ciclos eleitorais sobre o orçamento é ilustrado de maneira adequada por Strauch, Hallerberg e Von Hagen (2004). Na busca de estimular a economia em períodos próximos às eleições, o governo pode fazer expansão de gastos mediante uma previsão otimista de receitas ilusórias e, então, resultar em um balanço orçamentário final diferente do que havia sido previsto antes. Esses casos são mais frequentes em ambientes em que o regimento fiscal é flexível e as punições para tais atos são brandas. Em muitos países há leis que limitam os gastos públicos em anos de eleição política, como, por exemplo, a Lei de Responsabilidade Fiscal que entrou em vigor no Brasil em 2002. Sustentada nessa argumentação é que o ciclo eleitoral se apresenta como uma variável relevante na explicação de erros de previsão fiscal.

Um governo formado por uma fragmentada coalizão também contribui para o aumento do déficit público (ROUBINI; SACHS, 1989). Cada partido da coalizão pretende adquirir uma parcela cada vez maior dos recursos para gastar com seus grupos de interesses. Conforme observado por Hahn, Kamlet e Mowery (1996) e por Besley e Case (2003), a concorrência dentro da coalizão faz crescer as pressões para aumentar gasto e gerar possíveis déficits orçamentários, algo que estaria menos propenso a acontecer em governos formados por um só partido. Indicadores de forma e fragmentação do governo são utilizados para capturar os governos de coalizão e os governos minoritários.⁷

6 Lewis-Beck (1990) compartilha a ideia de que os candidatos a cargos políticos conseguem reeleição quando a economia passa por um bom momento e, por outro lado, apuram maus resultados junto aos eleitores quando a economia passa por dificuldades. Diante disso, o representante político tem motivação para apresentar um cenário econômico favorável (ex.: disciplina fiscal, estabilidade da moeda, baixo desemprego e elevado crescimento econômico) que lhe dê vantagem perante os eleitores.

7 Um exemplo pode ser visto em Armingeon et al. (2006).

Ideologia dos partidos políticos é outro elemento levado em consideração no comportamento do orçamento fiscal. As hipóteses traçadas por Brück e Stephan (2006) indicam que governos de esquerda preferem manter o nível de atividade (empregos) aos custos da estabilidade de preços, o que implica maior dificuldade de prever as receitas tributárias. O oposto ocorre com governos de direita. Entretanto, Fabrizio e Mody (2006) argumentam que a tradicional distinção esquerda-direita tem efeitos ambíguos sobre o orçamento, e, por esse motivo, preferem adicionar ao efeito ideológico mais dois componentes: a centralização fiscal e o nacionalismo. Governos com inclinação partidária de direita, não nacionalistas e centralizadores das finanças públicas tendem a apresentar um quadro orçamentário mais conservador (favorável ao equilíbrio fiscal). O oposto ocorre quando essas características não estão presentes.

2.2.2 Fatores econômicos

As projeções viesadas de crescimento econômico (erros de previsões do crescimento do PIB) são, talvez, a principal variável apontada na literatura quando se quer explicar os erros de previsão fiscal, pois o PIB age como um estabilizador automático no balanço orçamentário por alterar a arrecadação das receitas.

Uma projeção de crescimento econômico muito otimista na fase de planejamento fiscal pode criar uma situação ilusória positiva (de maior superávit ou menor déficit) por superestimar as receitas ou subestimar gastos. Esse quadro favorece o representante político, pois ele pode *ex-ante* elevar os gastos planejados sem com isso passar a imagem de irresponsabilidade com as contas públicas, ao passo que, *ex post*, ele atribui o erro de previsão do PIB às condições aleatórias ruins do ciclo econômico (ALESINA; PEROTTI, 1996). Uma solução para esse problema é atribuir às autoridades independentes do governo a função de construir as previsões de variáveis macroeconômicas que servirão de base para o orçamento fiscal (JONUNG; LARCH, 2006).

Dentre outros fatores econômicos capazes de criar impactos sobre as projeções orçamentárias, as condições cíclicas da economia medidas pelo hiato do produto são consideradas importantes para o estágio de planejamento orçamentário (STRAUCH; HALLERBERG; VON HAGEN, 2004). Situações de incerteza são geradas pelos ciclos econômicos e induzem ao viés de previsão se o público esperar melhores condições econômicas em épocas de fracasso ou, também, por serem otimistas em excesso nas épocas de *boom* econômico.

O estoque inicial da dívida pública também exerce pressão sobre o orçamento. O argumento mais comum expõe que quanto maior for o estoque da dívida, maior é o esforço fiscal para conter gastos (aumento do superávit ou redução do

déficit) na tentativa de reduzir o acúmulo do desequilíbrio fiscal. Contudo, um segundo argumento é dado por Lledó e Poplawski-Ribeiro (2013), que acreditam que maiores estoques de dívida pública implicam maiores desvios da execução fiscal em relação ao planejado, pois mudanças nos *spreads* de taxa de juros ou abruptas mudanças no próprio estoque de dívida poderiam impedir uma correta previsão das variáveis fiscais. Há ainda a hipótese de que maiores estoques da dívida possam reduzir o erro de implementação caso haja crescimento da liquidez no mercado de títulos que facilite, dessa maneira, o aprimoramento da execução fiscal (GÓMEZ-PUIG, 2006).

O efeito da inflação sobre o orçamento é explicado por Lledó e Poplawski-Ribeiro (2013). A hipótese existente nesse caso é a de que o erro de previsão do índice de preços pode afetar a execução orçamentária de três formas diferentes:

- i. via aumento do nível de impostos, em que tal aumento não é completamente ajustado ou com ajuste de somente uma defasagem de inflação;
- ii. via receitas de senhoriagem; e
- iii. via efeitos sobre o real custo do serviço da dívida nominal.

O resultado de testes empíricos realizados por Lledó e Plopawasky-Ribeiro (2013) levando em conta dados de países da África Subsaariana não detectou significância estatística para a relação entre inflação e orçamento. Por outro lado, Fabrizio e Mody (2006) encontram significância estatística da variável inflação na estimação de uma função de reação fiscal aplicada para um grupo de dez países europeus. Os resultados mostram que uma maior taxa de inflação está associada com um maior superávit primário. Ou seja, é possível que a inflação reduza o valor real dos gastos públicos sem comprometer as receitas.

2.2.3 Fatores institucionais e de governança

O processo orçamentário está sujeito a uma série de regras de elaboração e execução que compõe o seu desenho institucional. A forma de governança fiscal e o grau de rigidez de regras incidentes sobre o orçamento são importantes elementos institucionais que impactam no balanço das contas públicas.

As fases do orçamento fiscal, em geral, sofrem de um problema relacionado às externalidades geradas pelo interesse comum sobre os recursos orçamentários. Isto significa que os impostos são arrecadados de um público em geral e os gastos dos recursos arrecadados beneficiam apenas um grupo específico definido pelo gestor orçamentário. Dessa forma, os tomadores de decisão (*decision-makers*) não internalizam totalmente os custos marginais do financiamento e, portanto, têm incentivos a apresentar propostas com níveis excessivos de gastos e déficit (VON

HAGEN, 2010). A solução para resolver esse tipo de problema é alcançada via desenho do processo orçamentário com a criação de uma forma de governança fiscal (ou arranjo institucional) capaz de fazer os tomadores de decisão envolvidos internalizar os custos marginais.

A forma de governança é separada em duas modalidades mais comuns:⁸

- i. contratos – a determinação de como distribuir os recursos públicos advém de uma negociação coletiva (em geral, no parlamento) entre os tomadores de decisão que, por sua vez, assumem o compromisso de cumprir o objetivo fiscal acordado; e
- ii. delegação – a decisão sobre as despesas orçamentárias entre as mais diversas rubricas ministeriais, bem como o controle na execução, é centralizada no ministro das Finanças (ou no primeiro-ministro).

No primeiro caso, os custos da externalidade são revelados e são internalizados por meio do processo de negociação dos objetivos fiscais, enquanto no segundo caso os custos são internalizados pelo ministro das Finanças, que é o único responsável pelo sucesso ou pelo fracasso do orçamento como um todo. Strauch, Hallerberg e Von Hagen (2004) admitem também a possibilidade de que as duas formas de governança podem ser misturadas sob governos minoritários. Nesse caso, um ministro das Finanças com apoio majoritário no parlamento pode centralizar o processo dentro do governo, mas a aprovação final passaria pela negociação de contratos fiscais com os partidos-chave de oposição.

Von Hagen (2010) resume as principais hipóteses de como os tomadores de decisão agem diante da forma de governança. Um governo que opera sob um processo orçamentário do tipo contrato deveria ter suas projeções para o balanço orçamentário e receitas viesados para baixo (isto é, erro de previsão positivo), pois na fase de execução o uso de maiores receitas do que aquelas previstas é mais fácil de negociar do que o corte de gastos, caso as projeções sejam maiores que o valor efetivo correspondente. Por outro lado, um governo que opera sob o regime de delegação tem mais força de ajustar o orçamento sem os custos de negociação política e, portanto, tem menor razão para viesar as previsões. Os resultados de testes empíricos realizados por Strauch, Hallerberg e Von Hagen (2004), Annett (2006), Von Hagen (2010) e Pina e Venes (2011), todos utilizando dados dos países da União Europeia, confirmam a existência de efeitos da forma de governança fiscal nos erros de previsão fiscal ou função de reação fiscal.⁹

8 Para maiores detalhes sobre essas duas formas de governança, ver Hallerberg e Von Hagen (1999) e Hallerberg, Strauch e Von Hagen (2007).

9 Os coeficientes da forma de governança do tipo “contrato” são estatisticamente significantes e positivos em estimações de uma função de reação fiscal ou de uma função de erro de previsão. Isso mostra que um governo que opere sob a forma de contrato tende a ser mais cauteloso em suas previsões de modo a não depender de negociações do parlamento para realizar corte de gastos imprevistos.

Além da forma de governança, há autores que tentam capturar o impacto institucional sobre os erros de previsão fiscal utilizando-se de indicadores de qualidade institucional e regulatória. Fabrizio e Mody (2006), por exemplo, constroem um índice de qualidade geral das instituições orçamentárias que levam em consideração as regras e os mecanismos que dirigem as três etapas do processo orçamentário (planejamento, aprovação e execução). Lledó e Plopawasky-Ribeiro (2013), por sua vez, preferem utilizar os indicadores de capacidade institucional fornecidos por Dabla-Norris et al. (2010) e os indicadores de governança do Banco Mundial fornecidos por Kaufmann, Kraay e Mastruzzi (2011).¹⁰ Os resultados empíricos de ambos os trabalhos apontam para a importância da qualidade institucional na explicação do erro de previsão fiscal.

3 Qualidade da transparência e determinantes da opacidade no caso brasileiro

O erro de previsão fiscal, que representa uma medida da falta de transparência ou de opacidade, é essencial para explicar a sustentabilidade da dívida pública e, por conseguinte, para o sucesso da gestão da política econômica.¹¹ Em específico, o erro de previsão fiscal é uma ferramenta indispensável para avaliar o comprometimento do governo com o equilíbrio fiscal.¹² A forma mais utilizada para mensurar o erro de previsão fiscal consiste no desvio entre valor realizado do balanço orçamentário para o ano “t” (B_t) e o previsto do balanço orçamentário (B_t^P), ou seja:

$$e_t = B_t - B_t^P. \quad (3.1)$$

Um erro de previsão representa uma situação em que há falta de transparência. Entretanto, um erro de previsão positivo possui uma interpretação distinta de um erro de previsão negativo. O caso de um erro de previsão positivo indica

10 Kaufmann, Kraay e Mastruzzi (2011) concentram sua atenção em seis indicadores de governança: (i) “Voz e prestação de contas”, que mede a participação do público no processo de escolha política; (ii) “Estabilidade política e ausência de violência/terrorismo”, que captura a probabilidade de desestabilização política por meios inconstitucionais ou de violência; (iii) “Efetividade do governo”, que mensura a percepção da qualidade dos serviços públicos, a independência do governo de pressões políticas e a credibilidade das ações do governo; (iv) “Qualidade regulatória”, que captura a percepção da regulação relevante ao desenvolvimento do setor privado; (v) “Regra de lei”, que se atém a medir a confiança dos agentes nas regras da sociedade e na qualidade dos contratos; e (vi) “Controle de corrupção”, que captura a extensão em que o poder público é utilizado para ganhos privados, incluindo as formas de corrupção.

11 Para uma análise da relação entre a sustentabilidade da dívida pública e a política econômica, ver Blanchard (1984), Hamilton e Flavin (1986), Auerbach, Gokhale e Kotlikoff (1994), Bohn (1998), Blanchard e Perotti (2002) e Ghosh et al. (2013).

12 Quanto à relevância do erro de previsão fiscal, ver Artis e Marcelino (2001), Pina e Venes (2011) e Merola e Pérez (2013).

situações em que as projeções subestimam o valor atual em caso de superávit ou superestimam o valor atual em caso de déficit. Em outras palavras, configura-se em uma situação de prudência fiscal em que o orçamento executado saiu-se melhor do que o previsto. O contrário é observado no caso de erro de previsão negativo, em que se verifica a falta de prudência do responsável pela gestão do orçamento público.

As previsões para um dado ano “ t ” são obtidas mensalmente por uma média das previsões diárias divulgadas pelo BCB com base nas expectativas de agentes de mercado.¹³ Dessa maneira, para cada ano “ t ” são utilizados doze lançamentos mensais (vintage), em que $v = 1, 2, 3, \dots, 12$ significam os meses de lançamento de janeiro, fevereiro, março, e assim por diante, até o mês de dezembro. Para os dados de resultado, são coletados os últimos lançamentos (dados revisados) do balanço orçamentário também disponibilizado pelo departamento econômico (Depec) do BCB.¹⁴

Dado que a extensão das previsões se altera no tempo de acordo com o período de lançamento, uma segunda medida do erro de previsão que considera previsões de horizonte fixado pode ser calculada.¹⁵ Esta última considera que o hiato temporal de previsão diminui à medida que a data de previsão se aproxima do evento previsto no decorrer dos lançamentos dos dados. Assim, a medida do erro de previsão corresponde a:

$$e_t = B_t - F_{y_0, m, y_1}^{fh}(B), \quad (3.2)$$

onde B_t representa os dados de resultado, e F_{y_0, m, y_1}^{fh} é a previsão de horizonte fixado do balanço orçamentário para o ano “ t ” publicada no lançamento ($m = 1, 2, 3 \dots, 12$) do ano anterior “ $t - 1$ ”. Com base em Dovern, Fritsche e Slacalek (2012), uma aproximação para previsões de horizontes fixados para os próximos doze meses ($X_1 = 12$, 1 ano à frente) é obtida como uma média ponderada de previsões de eventos fixados para o ano corrente e o ano seguinte, isto é:

$$F_{y_0, m, y_1}^{fh}(B) = F_{y_0, m, 12}^{fh}(B) = \left(\frac{12 - m + 1}{12} \right) F_{y_0, m, y_0}^{fe}(B) + \left(\frac{m - 1}{12} \right) F_{y_0, m, y_{0+1}}^{fe}(B), \quad (3.3)$$

onde $F_{y_0, m, y_0}^{fe}(B)$ é a previsão de evento fixado feita no “ m ” lançamento no ano y_0 para o ano y_0 (previsão ano corrente).

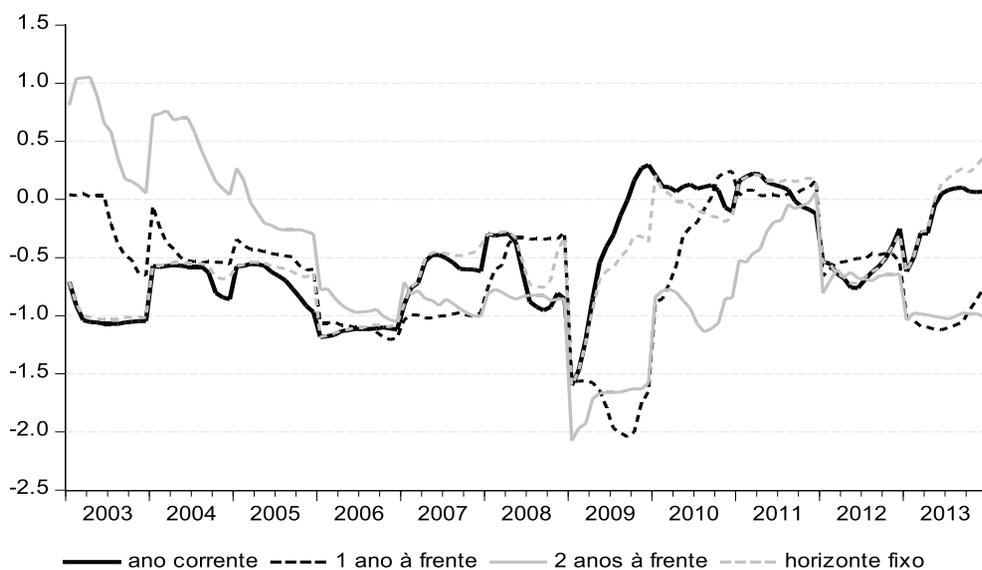
13 Os agentes privados fazem previsões orçamentárias para avaliar o desempenho fiscal e tomar suas decisões com base na qualidade das finanças públicas (LEAL et al., 2008).

14 Alguns autores como De Castro, Pérez e Rodríguez-Vives (2013) estudam os erros de revisão dos dados fiscais.

15 Para maiores detalhes sobre a metodologia de previsões de eventos fixados e horizonte fixado, ver Clements (1997), Dovern, Fritsche e Slacalek (2012), Patton e Timmermann (2011) e Knüppel e Vladu (2016).

De maneira a analisar o erro de previsão fiscal para a economia brasileira, a análise empírica é baseada em dados mensais disponíveis no SGT/BCB para o período de 2003 a 2013. A primeira observação levada em consideração é janeiro de 2003, pois a partir desse ano é possível obter maiores informações sobre expectativas de diferentes variáveis macroeconômicas. Em resumo, a amostra é composta de 132 erros de previsão (onze anos com doze observações mensais) para cada horizonte de previsão considerado neste estudo.

Com base nas medidas da equação 3.1, os erros de previsão fiscal para a economia brasileira são computados para diferentes horizontes preditivos. A previsão para o ano “ t ” pode ter sido feita no ano “ t ” (previsão feita para ano corrente), no ano “ $t-1$ ” (previsão feita para 1 ano à frente), e no ano “ $t-2$ ” (previsão feita para 2 anos à frente). Cabe ressaltar ainda a forma de horizonte fixo em 1 ano (doze meses à frente) calculada de acordo com as equações 3.2 e 3.3. Como mostrado na figura 1, independentemente do horizonte de tempo em consideração, uma instabilidade é observada no decorrer do tempo que pode ser explicada por fatores econômicos, políticos e institucionais.¹⁶ É possível ver que depois de 2009, devido ao impacto da crise financeira global, há uma deterioração do cenário fiscal brasileiro (crescimento nos erros de previsão negativos).

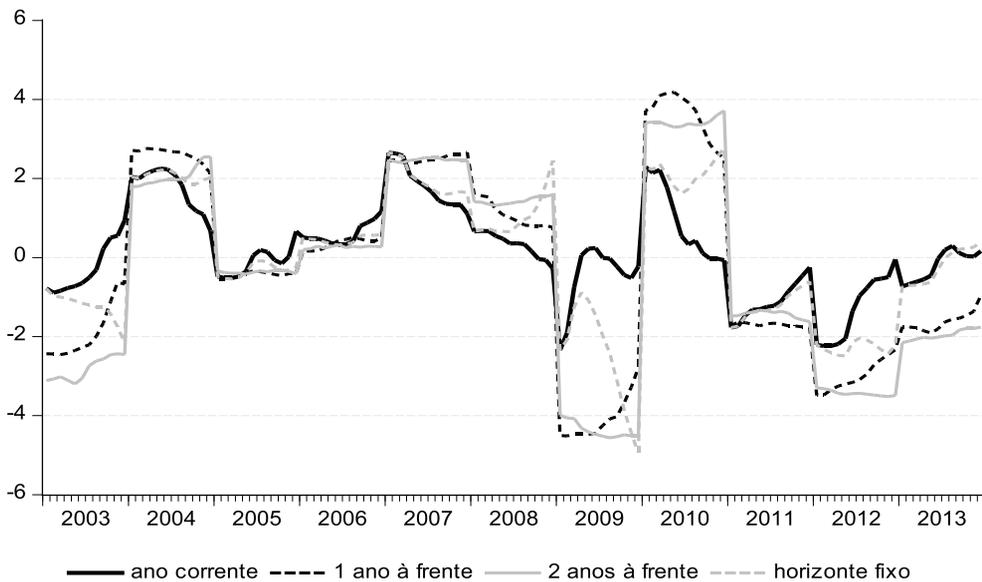


Fonte: Elaboração dos autores.

FIGURA 1 – ERRO DE PREVISÃO DO BALANÇO ORÇAMENTÁRIO DO GOVERNO (ANO CORRENTE, 1 ANO À FRENTE, 2 ANOS À FRENTE E HORIZONTE FIXO)

16 Para estudos que analisam os fatores determinantes do erro de previsão do balanço orçamentário, ver Bruck e Stephan (2006), Jonung e Larch (2006), Leal et al. (2008), Pina e Venes (2011), Merola e Pérez (2013).

Dentre os fatores econômicos que determinam os erros de previsão fiscal, os erros de previsão de crescimento econômico são importantes, pois essa variável reflete a operação dos estabilizadores automáticos. Ou seja, as projeções do balanço orçamentário levam em conta as previsões de crescimento para estimar as receitas orçamentárias (ARTIS; MARCELLINO, 2001; STRAUCH; HALLERBERG; VON HAGEN, 2004). A partir das informações disponíveis no SGST/BCB, nós calculamos os erros de previsão de crescimento econômico com base na mesma metodologia que mensura os erros de previsão fiscal (ano corrente, 1 ano à frente, 2 anos à frente e horizonte fixo). A figura 2 mostra que os erros de previsão de crescimento econômico não são estáveis no decorrer do tempo e que, com exceção de 2010, os erros de previsão negativos são persistentes após a crise financeira global.



Fonte: Elaboração dos autores.

FIGURA 2 – ERRO DE PREVISÃO DE CRESCIMENTO ECONÔMICO
(ANO CORRENTE, 1 ANO À FRENTE, 2 ANOS À FRENTE E HORIZONTE FIXO)

3.1 Qualidade e acurácia das previsões fiscais e de crescimento econômico

A qualidade das previsões é analisada a partir das usuais medidas estatísticas que envolvem os erros de previsão: Erro Médio (EM), Erro Médio Absoluto (EMA), Raiz Quadrada do Erro Médio (RQEM) e Erro Percentual Médio Absoluto (EPMA). O EM revela a magnitude e a direção das projeções e assim indica a orientação fiscal. O erro médio positivo indica uma postura de prudência nas previsões por parte da instituição previsora, enquanto o erro médio negativo sinaliza uma

postura negligente em que a instituição previsora foi otimista em relação ao valor realizado, o que pode levar à ocorrência de déficits e elevação da dívida pública. As outras estatísticas (EMA, RQEM e EPMA) capturam a precisão das projeções, isto é, quanto maiores os seus valores, menos precisas são as projeções realizadas.¹⁷ As estatísticas são calculadas da seguinte forma:

$$EM = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N e_t^h; \quad EMA = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N |e_t^h|; \quad (3.4)$$

$$RQEM = \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{t=1}^N (e_t^h)^2}, \quad e \quad EPMA = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left| \frac{e_{t+h}}{B_{t+h}} \right|$$

onde: N é número de observações para cada horizonte de tempo $t+h$, B_{t+h} é o resultado do balanço orçamentário para $t+h$.

De maneira a testar se as previsões são acuradas, um teste-padrão de não viés e eficiência por estimar é adotado (ver HOLDEN; PEEL, 1990):¹⁸

$$Y_t = \alpha + \beta F_t + u_t, \quad (3.5)$$

onde: Y_t é a série de resultado, F_t é a série de expectativas, α e β são parâmetros desconhecidos, e u_t é o termo de erro.

Uma condição suficiente para as previsões serem não viesadas é testada sobre a hipótese conjunta de $\alpha = 0$ e $\beta = 1$, e a condição de não correlação é verificada pelo teste LM. Em adição a essa abordagem, também é adotada a sugestão feita por Öller e Barot (2000) de testar ambos os tipos de erros sistemáticos (não viés e não correlação) de forma simultânea. O teste é obtido por meio da regressão do erro de previsão com uma constante e várias defasagens do erro de previsão quanto forem necessários para tornar os resíduos um ruído branco:

$$e_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^p \gamma_i e_{t-i} + u_t, \quad (3.6)$$

onde: $i=1,2$.¹⁹ Teste para viés e autocorrelação pode ser realizado, respectivamente, como um teste “t” para $\gamma_0=0$, e um teste “F” para quaisquer outros valores de γ diferentes de 0.

Ainda no sentido de verificar a qualidade dos dados, a condição de racionalidade é geralmente colocada em investigação. De acordo com Nordhaus (1987), as expectativas racionais implicam que sucessivas revisões de previsão de um

17 Não há um consenso na literatura que identifique a melhor medida para avaliar a qualidade das previsões. Para uma análise de diferentes medidas que levam em conta os erros de previsão, ver Armstrong e Collopy (1992), Fildes (1992) e Tofallis (2015).

18 De acordo com Pons (2000), uma previsão é considerada acurada se ela for não viesada e eficiente.

19 Para aplicações macroeconômicas, Öller e Barot (2000) recomendam a inclusão de uma ou duas defasagens do erro de previsão (ou seja, $i = 1, 2$).

mesmo evento devem ser não correlacionadas. De maneira a testar a rigidez de informação, as revisões são definidas a partir de previsões atualizadas trimestralmente. Considere a revisão como sendo: $e_{i,t} = X_{i,t}^f - X_{i+1,t}^f$, onde i representa o período (vintage) em que a previsão foi feita, X^f a previsão da variável, e “ t ” o ano para qual foi feita a previsão. Para cada horizonte de tempo ($h = 2, 1$ e ano corrente) é definido um $i = 4, 3, 2$ e 1 , representando, respectivamente, as diferenças entre as previsões dos trimestres de janeiro a março, abril a junho, julho a setembro e outubro a dezembro do ano de lançamento. Portanto, o teste de rigidez de informação é obtido por meio de:

$$e_{i,t}^h = \sigma_1 + \sigma_2 e_{i+1,t}^h + \mu_t, \quad (3.7)$$

onde: $e_{i,t}$ é a revisão, $h = 2, 1, 0$ representa, respectivamente, 2 anos à frente, 1 ano à frente, e ano corrente. O teste de rigidez de informação (não correlação) pode ser realizado por meio de um teste F para a hipótese nula $\sigma_1 = \sigma_2 = 0$.²⁰

Em geral, uma função perda padrão (erro quadrático médio – MSE) é usada para representar os objetivos do previsor, e nessa especificação é fácil computar as propriedades de não viés e ausência de correlação serial (ELLIOTT; KOMUNJER; TIMMERMANN, 2005). Entretanto, essa forma funcional é difícil de justificar apenas por razões econômicas. De acordo com Artis e Marcelino (2001) e Pina e Venes (2011), os objetivos do previsor tendem a ser politizados. Ou seja, desvios positivos e negativos dos valores previstos são usados estrategicamente de maneira que o previsor pode estar associado a uma função perda assimétrica. Além disso, há a possibilidade de que muitas das rejeições de otimização da previsão possam ser simplesmente impulsionadas pela suposição de falha da função perda quadrática (MSE) em vez da ausência de racionalidade de previsão *per se* (ELLIOTT; KOMUNJER; TIMMERMANN, 2005). Portanto, diante de uma possível função perda assimétrica, aquelas propriedades convencionais dos erros de previsão, que são condições suficientes para acurácia no caso de função perda simétrica, não são mais válidas. Nesse contexto, baseado em Granger (1999), há não viés e não correlação quando $\delta_0 = 0$ e $\delta_1 = 0$ na seguinte regressão:

$$c'(e_h) = \delta_0 + \delta_1 f_h + u_h, \quad (3.8)$$

onde: $c'(e_h)$ é a primeira derivada da função perda e f_h é a previsão para o período h .

Além disso, de maneira a testar a assimetria nos erros de previsão, uma função perda quadrática assimétrica que atribui diferentes ponderações para erros de previsão positivos e negativos (função “quad-quad”), tal como proposto por Artis e Marcellino (2001) e por Pina e Venes (2011), é adotada. Portanto:

20 Dado que , e o teste requer que a revisão de previsão seja feita contra a revisão anterior, o resultado é reportado estabelecendo como variável dependente .

$$c(e) = \begin{cases} ae_j^2, e \leq 0 \\ be_i^2, e > 0 \end{cases} \quad (3.9)$$

onde: a é o peso atribuído a erros de previsão negativos (previsões otimistas) e b é o peso atribuído a erros de previsão positivos (previsões prudentes). A estimação desses parâmetros deve cumprir com a condição de não viés de $c'(e)$, assim nós assumimos a preferência do previsor (razão dos dois coeficientes = b/a) tal que a média amostral de $c'(e)$ é zero. Quando $b/a > 1$, há uma mais alta perda para erros de previsão positivos e assim os previsores preferem tender para o lado otimista das previsões. Quando $b/a < 1$, há uma mais alta perda para erros de previsão negativos e assim os previsores preferem seguir previsões prudentes. Finalmente, uma razão b/a próxima a 1 sugere adequação de que o previsor segue uma função perda simétrica.

A qualidade das previsões para ambos os erros de previsão fiscal e de crescimento é mostrada na tabela 1 para todos os horizontes preditivos considerados e também para a amostra inteira de previsões.

Em relação ao erro de previsão fiscal, um EM negativo é observado em todos os casos. Essa observação significa que as instituições de previsão não foram prudentes nas suas previsões e, conseqüentemente, construíram um cenário otimista que cria uma superestimação do quadro fiscal. Portanto, é observada falta de transparência (opacidade). Esse resultado é também observado pelas estatísticas do EMA, RQEM, e EPMA. Como esperado, quanto maior o horizonte preditivo, mais baixa é a qualidade das previsões (o valor das estatísticas de precisão cresce). Em geral, as estatísticas do erro de previsão de crescimento econômico são similares àquelas observadas para o erro de previsão fiscal. No entanto, o EM positivo observado para o horizonte preditivo do ano corrente sugere uma projeção prudente para o horizonte de curto prazo. Em relação à acurácia das previsões, os testes de não viés e autocorrelação propostos por Holden e Peel (1990) e reportados em Acurácia 1 (tabela 1) rejeitam a hipótese de não viés e não correlação para os erros de previsão fiscal, e assim a propriedade de fraca eficiência não é observada. Isso significa que há uma tendência de superestimar ou subestimar as previsões sistematicamente sobre o tempo. Em relação aos erros de previsão de crescimento econômico, embora a presença de viés não seja observada para os horizontes de 1 e 2 anos à frente, existe autocorrelação e, portanto, a fraca eficiência é também rejeitada. Esses resultados são, em alguma extensão, confirmados pelo teste proposto por Öller e Barot (2000) e reportados em Acurácia 2 (tabela 1).

Os resultados para o teste de rigidez de informação estão reportados na tabela 2. Para grande parte dos trimestres de revisão de previsão analisados nos

diferentes horizontes temporais, o coeficiente de “ σ_2 ” positivo e estatisticamente significativo demonstra evidência de correlação positiva entre as revisões para ambas as variáveis, balanço orçamentário e crescimento. Dessa maneira, como assinalado por Nordhaus (1987), a hipótese de eficiência dos dados é rejeitada, e a correlação positiva sugere uma clara tendência para previsões suavizadas, isto é, os agentes previsores incorporam lentamente em suas previsões as informações que estão sendo disponibilizadas.

TABELA 1 – PROPRIEDADES DOS ERROS DE PREVISÃO POR HORIZONTE PREDITIVO

ERRO DE PREVISÃO FISCAL									
Horizonte	EM	EMA	RQEM	EPMA	Obs.	Acurácia 1		Acurácia 2	
						Não viés	Não corr.	Não viés	Não corr.
Ano corrente	-0.520	0.576	0.688	19.769	132	606.380***	225.734***	-1.721*	701.953***
1 ano à frente	-0.841	0.863	1.085	61.783	132	398.478***	202.993***	-2.038**	384.627***
2 anos à frente	-1.060	1.069	1.357	85.727	132	252.044***	225.768***	-2.012**	502.781***
Amostra Total	-0.799	0.829	1.069	54.820	396	485.975***	1290.800***	-3.187***	1305.393***

ERRO DE PREVISÃO DE CRESCIMENTO ECONÔMICO									
Horizonte	EM	EMA	RQEM	EPMA	Obs.	Acurácia 1		Acurácia 2	
						Não viés	Não corr.	Não viés	Não corr.
Ano corrente	0.173	0.887	1.154	47.039	132	12.170***	404.132***	0.633	325.438***
1 ano à frente	-0.317	2.156	2.477	333.825	132	1.438	174.413***	-0.730	397.147***
2 anos à frente	-0.794	2.314	2.698	456.829	132	3.955	224.021***	-0.909	288.458***
Amostra Total	-0.297	1.769	2.200	273.681	396	8.601**	1018.457***	-0.708	1054.424***

Fonte: Elaboração dos autores.

Nota: “Obs.” é o número de observações. Acurácia 1 é o teste baseado em Holden e Peel (1990), onde “Não viés” reporta o chi-quadrado no teste de Wald para a hipótese nula $\alpha = 0$ e $\beta = 1$ (equação 3.5), e “Não corr.” reporta a estatística “F” para o teste LM. Acurácia 2 é o teste baseado em Öller e Barot (2000), onde “Não viés” é a estatística “t” para erros de previsão médios iguais a zero, e “Não corr.” reporta a estatística “F” para hipótese nula $\gamma_1 = \gamma_2 = 0$ na equação 3.6. (*), (**), e (***) denotam a rejeição da hipótese nula aos níveis de significância de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

TABELA 2 – RIGIDEZ DE INFORMAÇÃO EM PREVISÕES FISCAIS E DE CRESCIMENTO ECONÔMICO

Horizonte	Previsão do balanço orçamentário do governo				Previsão de crescimento econômico			
	σ_1	σ_2	Estatística F	R ²	σ_1	σ_2	Estatística F	R ²
Ano Corrente								
$e_{1,t}^0$	0.001 (0.025)	0.566** (0.228)	3.613* (0.066)	0.330 (0.104)	-0.166** (0.066)	0.550*** (0.104)	46.310*** (0.066)	0.392 (0.104)
$e_{2,t}^0$	0.009 (0.020)	0.382** (0.158)	3.228* (0.084)	0.442 (0.094)	0.015 (0.084)	0.193* (0.094)	3.536* (0.084)	0.056 (0.094)
$e_{3,t}^0$	0.001 (0.051)	0.670** (0.260)	3.804** (0.193)	0.448 (0.121)	-0.020 (0.193)	0.149 (0.121)	11.667*** (0.121)	0.018 (0.121)
1 ano à frente								
$e_{1,t}^1$	0.072 (0.048)	0.329 (0.449)	1.959 (0.090)	0.044 (0.324)	-0.080 (0.090)	0.756** (0.324)	3.373* (0.324)	0.377 (0.324)
$e_{2,t}^1$	0.012 (0.010)	0.286* (0.165)	2.048 (0.061)	0.541 (0.456)	0.034 (0.061)	1.287** (0.456)	4.151* (0.456)	0.451 (0.456)
$e_{3,t}^1$	0.012 (0.036)	0.799** (0.263)	5.318** (0.052)	0.555 (0.329)	-0.053 (0.052)	-0.088 (0.329)	0.527 (0.329)	0.005 (0.329)
2 anos à frente								
$e_{1,t}^2$	0.031 (0.032)	0.427 (0.385)	5.319** (0.032)	0.068 (0.243)	-0.026 (0.032)	0.456* (0.243)	4.289** (0.243)	0.121 (0.243)
$e_{2,t}^2$	0.011 (0.015)	0.151 (0.187)	0.646 (0.018)	0.119 (0.046)	-0.015 (0.018)	0.409*** (0.046)	40.961*** (0.046)	0.486 (0.046)
$e_{3,t}^2$	0.004 (0.017)	0.446** (0.158)	6.510** (0.040)	0.302 (0.585)	-0.053 (0.040)	1.026* (0.585)	1.574 (0.585)	0.268 (0.585)

Fonte: Elaboração dos autores.

Nota: A rigidez de informação é um teste baseado em Nordhaus (1987), onde a estatística “F” reporta o teste F para hipótese nula = 0 (equação 3.7). Erros-padrão robustos entre parênteses. (*), (**) e (***) denotam a rejeição da hipótese nula nos níveis de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Seguindo Artis e Marcellino (2001), a estimação dos pesos atribuídos aos erros de previsão permite computar a razão b/a . Os resultados da tabela 3 mostram um fator assimétrico (razão b/a) muito maior que 1 e que é crescente quanto maior for o horizonte preditivo.²¹ Portanto, o previsor tem um incentivo a lançar previsões orçamentárias oportunistas, criando erros de previsão negativos (subestimados). Em relação ao erro de previsão de crescimento econômico, a razão b/a é menor que 1 para o ano corrente (0.67) e assim superestimções são desejáveis. Entretanto, para horizontes mais longos, os fatores assimétricos são maiores que 1 e assim a superestimção é menos desejável.

21 Esses altos valores são também observados por Strauch, Hallerberg e Von Hagen (2004) para a França (1991-2002).

TABELA 3 – ERROS DE PREVISÃO – FUNÇÃO PERDA ASSIMÉTRICA POR HORIZONTE PREDITIVO

ERRO DE PREVISÃO FISCAL				
Horizonte	b/a	Não corr.	Frac a eficiência	
			δ_0	δ_1
Ano corrente	19.766	0.48	4.25***	-6.29***
1 ano à frente	77.889	0.16	-1.12	-0.32
2 anos à frente	253.274	0.35	-2.34**	1.67*
Amostra total	55.725	4.67**	-0.18	-1.07
ERRO DE PREVISÃO DE CRESCIMENTO ECONÔMICO				
Horizonte	b/a	Não corr.	Frac a eficiência	
			δ_0	δ_1
Ano corrente	0.673	0.04	-1.70*	2.43**
1 ano à frente	1.344	0.01	1.10	-1.03
2 anos à frente	2.044	0.07	3.89***	-3.92***
Amostra total	1.404	0.09	1.09	-0.80

Fonte: Elaboração dos autores.

Nota: “Não corr.” é o Teste (LM(2)) para não correlação de $c'(e)$. Fraca eficiência reporta o teste “t” para $\delta_0 = 0$ e $\delta_1 = 0$ na equação 3.8. b/a próximo a 1 corresponde à perda quadrática simétrica. (*), (**) e (***) denotam a rejeição da hipótese nula nos níveis de significância de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Em resumo, muitos dos resultados indicam que o previsor atribui uma mais alta perda para previsões excessivamente prudentes. A hipótese de fraca eficiência não pode ser rejeitada para ambos os erros de previsão fiscal e de crescimento econômico para projeções de 1 ano à frente e para a amostra total. Portanto, é possível observar uma melhoria nos resultados quando comparados com aqueles referentes à função perda simétrica apresentados na tabela 1.

3.2 Determinantes do erro de previsão fiscal no Brasil

De maneira a analisar os determinantes do erro de previsão do balanço orçamentário do governo, uma primeira dimensão que leva em conta os fatores econômicos é considerada. Por ser um país emergente, há a possibilidade de ocorrer uma persistência dos erros de previsão e , como consequência, o valor defasado do erro da previsão fiscal (e_{t-1}^F) é considerado uma variável explanatória. Em outras palavras, é possível observar se há um efeito *backward-looking* nas previsões. A introdução do erro de previsão de crescimento econômico (e^G) no modelo é justificável, pois, como apontado por Artis e Marcellino (2001), essa variável reflete a operação de estabilizadores automáticos. Em particular, devido ao fato de as previsões do balanço orçamentário considerarem as previsões de crescimento econômico para estimação das receitas, é esperado que um maior e^G cause maior e^F (sinal do coeficiente positivo).

O hiato do produto é uma importante variável de controle na análise dos determinantes do erro de previsão do balanço orçamentário do governo, pois é esperado que o erro de previsão fiscal seja maior em períodos anteriores a uma queda na atividade econômica e que seja menor durante a aceleração econômica. Como *proxy* para o hiato do produto (GAP), este estudo usa o Índice de Atividade Econômica (IBC-Br) disponível pelo SGST/BCB. Pelo fato de o hiato do produto representar um controle para o ciclo durante o estágio de planejamento orçamentário, uma relação positiva com e^F é esperada.

Conforme identificado pela literatura sobre gerenciamento de dívida pública, existe um limite prudencial para a razão dívida pública/PIB. Portanto, de maneira a observar os efeitos da dívida pública (*DEBT*) sobre o erro de previsão do balanço orçamentário do governo, e assim o grau de estresse fiscal a que o governo está sujeito, é considerado no modelo a variável dívida do governo geral bruta (% PIB) disponível no SGST/BCB.²² Para o caso de um país onde o governo não é comprometido com a responsabilidade fiscal, tal como observado na economia brasileira nos últimos anos, uma relação positiva entre *DEBT* e e^F é provável. Nesse contexto, o modelo básico é obtido por meio de:²³

$$e_t^F = \alpha_0 e_{t-1}^F + \alpha_1 e_t^G + \alpha_2 GAP_{t-1} + \alpha_3 DEBT_{t-1} + \varepsilon_t. \quad (3.10)$$

Embora o uso de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) seja um método simples para estimar a equação 3.10, como observado por Fabrizio e Mody (2006), variáveis orçamentárias podem conduzir a um sério problema de causalidade reversa e assim os resultados poderiam ser viesados e ineficientes. Com o objetivo de reduzir a possibilidade de endogeneidade nas regressões, os regressores foram defasados em um período. Entretanto, o fato de as séries terem frequência mensal pode ainda causar dúvidas em relação à endogeneidade nas regressões. Portanto, este estudo faz uso de uma análise mais robusta baseada no Método de Momentos Generalizados (GMM).

De acordo com Wooldridge (2001), para obter um estimador GMM mais eficiente do que o MQO, deve haver alguma restrição sobre as variáveis instrumentais. Portanto, a estatística “J” é calculada para cada modelo como um teste de sobreidentificação das condições de momento. Além do mais, como usual, as variáveis instrumentais usadas na regressão são os regressores defasados.²⁴

22 Em relação à literatura sobre esse tema, ver Blanchard et al. (1990), Cohen (1997), Perotti (1999), Pattillo, Poirson e Ricci (2002), Reinhart, Rogoff e Savastano (2003).

23 De acordo com Afonso e Silva (2012), erros de previsão de inflação () são um potencial determinante dos erros de previsão fiscal, pois mais alta inflação pode influenciar o balanço orçamentário por meio de um sistema de indexação de tributação imperfeito. Além disso, com base numa metodologia do FMI, nós consideramos o Balanço Primário Ajustado Ciclicamente (CAPB) como um regressor no modelo (ver tabela 8, no apêndice). Entretanto, ambas as variáveis não se mostraram estatisticamente significantes, e assim foram removidas do modelo.

24 Para eliminar qualquer possibilidade de distorcer os resultados, o máximo de defasagens aplicadas para cada instrumento foi 9. Além disso, o número de instrumentos usados para todos os modelos é menor do que 18% em relação ao total de observações.

Ademais, além das estimações em um estágio, são feitas estimações para estimadores GMM em dois estágios, fazendo uso da correção de Windmeijer (2005) para tratar do viés sobre os erros-padrão decorrente de pequenas amostras.

Dado que este estudo faz uso de séries de tempo (frequência mensal), um pré-requisito para obter estimações confiáveis é que as séries sejam estacionárias.²⁵ Portanto, de maneira a verificar se as séries possuem raiz unitária, os testes Augmented Dickey-Fuller (ADF) e Phillips-Perron (PP) foram realizados.^{26, 27} Os resultados denotam que todas as séries são $I(0)$.

Em geral, independentemente dos métodos (GMM1 ou GMM2), o resultado das estimações²⁸ revela que o coeficiente do erro de previsão fiscal defasado é significativo e positivo e, portanto, sugere a presença de um efeito *backward-looking*. Em relação ao coeficiente do erro de previsão de crescimento econômico, um efeito positivo e significativo é observado, o que indica que o viés nas previsões do PIB é transmitido para as previsões orçamentárias, pois as previsões de crescimento econômico se traduzem em choques sobre as receitas orçamentárias. Um positivo e significativo coeficiente do hiato do produto revela que ciclos econômicos são relevantes para explicar os erros de previsão fiscal. Finalmente, embora o sinal da dívida bruta do governo geral (% PIB) seja positivo, não há significância estatística que confirme que uma irresponsabilidade fiscal é significativa para aumentar os erros de previsão do balanço orçamentário do governo.

Até agora, este estudo levou em conta apenas fatores econômicos como determinantes do erro de previsão fiscal. No entanto, além deles, fatores políticos, institucionais e de governança são relevantes para explicá-lo, como veremos a seguir.

25 A fonte dos dados e a descrição das variáveis utilizadas neste estudo encontram-se na tabela 6, no apêndice.

26 Ver tabela 7, no apêndice.

27 Quando há diferença de resultado em relação à ordem de integração da série a partir dos testes ADF e PP, o teste Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) também é realizado.

28 Ver tabela 4.

TABELA 4 – ESTIMATIVA DO ERRO DE PREVISÃO DO BALANÇO ORÇAMENTÁRIO DO GOVERNO (FATORES ECONÔMICOS)

Regressores	GMM1	GMM2
<i>Constante</i>	-1.583 (0.709)	-1.708 (1.150)
e_{t-1}^F	0.810*** (0.059)	0.748*** (0.108)
e_t^G	0.035* (0.019)	0.056* (0.032)
GAP_{t-1}	0.007*** (0.002)	0.009** (0.004)
$DEBT_{t-1}$	0.010 (0.007)	0.008 (0.010)
<i>Adj R²</i>	0.833	0.820
<i>Obs</i>	123	123
<i>J-Estatística</i>	4.828	5.282
<i>Prob J-Estatística</i>	0.939	0.948
<i>Instrumentos</i>	16	17

Fonte: Elaboração dos autores.

Nota: Níveis de significância marginal: (***) denota 0.01, (**) denota 0.05, e (*) denota 0.10. GMM1 – estimação GMM em 1 estágio – Erros-padrão robustos (Newey-West) estão entre parênteses. GMM2 – estimação GMM em 2 estágios – Erros-padrão robustos (Windmeijer) estão entre parênteses. Prob J-Estatística reporta o respectivo p-valor do teste J.

Dentre os fatores políticos que induzem a erros de previsão do balanço orçamentário do governo, ciclos eleitorais são tradicionalmente considerados na literatura.²⁹ Como apontado por Rogoff (1990), é comum que em períodos próximos a eleições exista um crescimento nas despesas públicas como tentativa de influenciar a escolha de seu sucessor. Nesse contexto, o modelo incorpora duas possibilidades para avaliar o efeito dos ciclos eleitorais:

- i. uma variável *dummy* (*ELE*) igual a 1 para anos em que há eleições para governadores de estado, presidente da República, e 0 para os demais anos;
- ii. de acordo com De Castro, Pérez e Rodríguez-Vives (2013), Franzese (2000, 2002) e Mink e De Haan (2005), uma transformação das variáveis originais para medir a proximidade das eleições pode ser computada como uma variável contínua. Para o caso quando a eleição ocorrerá no ano corrente “t”, o indicador (*ELEC*) em “t” é o resultado de: $ELEC = [(M-1)+d / D/12]$,

29 Ver Strauch, Hallerberg e Von Hagen (2004), Jonung e Larch (2006), Brück e Stephan (2006), Pina e Venes (2011).

onde M é o mês da eleição, d é o dia da eleição e D é o número de dias existentes naquele mês. Para o ano antes do ano eleitoral, o indicador é resultado de $ELEC = [12 - (M - 1) - d/D]/12$. Para os demais anos, o indicador é igual a zero ($ELEC = 0$). De acordo com essa visão, é esperado que o coeficiente estimado seja negativo devido ao fato de que a proximidade das eleições conduziria o governo a um déficit orçamentário mais elevado.

Em relação às medidas de governança capazes de afetar os erros de previsão fiscal, o índice de *Voice e Accountability* (VA), disponível nos Indicadores de Governança Mundial, é particularmente útil para esta análise, pois ele captura a percepção de até que ponto os cidadãos de um país podem participar da escolha do seu governo e, assim, serem capazes de julgar a condução política dos seus representantes (KAUFMANN; KRAAY; MASTRUZZI, 2011). Esse índice tem uma escala entre -2,5 a 2,5. Valores mais elevados indicam uma melhor governança.

Além do indicador supracitado para governança, o modelo também considera a porcentagem da população que desaprova a forma de governar (DWG), variável esta disponível no Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea). Essa variável é interessante para a análise porque a desaprovação da população pode representar menos capacidade do governo para induzir erros de previsão fiscal.

Portanto, uma forma abrangente para analisar o erro de previsão do balanço orçamentário do governo é dada por meio das seguintes equações:

$$e_t^F = \beta_0 e_{t-1}^F + \beta_1 e_t^G + \beta_2 GAP_{t-1} + \beta_3 DEBT_{t-1} + \beta_4 ELE + \xi_t^0, \quad (3.11)$$

$$e_t^F = \beta_5 e_{t-1}^F + \beta_6 e_t^G + \beta_7 GAP_{t-1} + \beta_8 DEBT_{t-1} + \beta_9 ELEC_t + \xi_t^1, \quad (3.12)$$

$$e_t^F = \beta_{10} e_{t-1}^F + \beta_{11} e_t^G + \beta_{12} GAP_{t-1} + \beta_{13} DEBT_{t-1} + \beta_{14} VA_t + \xi_t^2, \quad (3.13)$$

$$e_t^F = \beta_{15} e_{t-1}^F + \beta_{16} e_t^G + \beta_{17} GAP_{t-1} + \beta_{18} DEBT_{t-1} + \beta_{19} DWG_t + \xi_t^3. \quad (3.14)$$

O resultado das estimações referentes às equações supracitadas é apresentado na tabela 5. Em geral, os sinais dos coeficientes e a significância estatística estão em consonância com aqueles resultados observados nas estimações anteriores para o modelo básico. Em relação às novas variáveis introduzidas no modelo, é observado que os coeficientes das variáveis ELE e $ELEC$ são significantes e negativos. Portanto, como apontado por Bruck e Stephan (2006) e por Pina e Venes (2011), há evidências de que o ciclo eleitoral tende a criar um viés nas previsões orçamentárias. Os coeficientes de VA e DWG são negativos e significantes, o que, por sua vez, está de acordo com a ideia de que quanto maior o poder

de governança e capacidade de monitoramento da população, menor será o viés nas previsões orçamentárias.³⁰

TABELA 5 – ESTIMATIVAS DO ERRO DE PREVISÃO DO BALANÇO ORÇAMENTÁRIO DO GOVERNO (FATORES ECONÔMICOS, POLÍTICOS, INSTITUCIONAIS E DE GOVERNANÇA)

Regressores	Equação (3.11)		Equação (3.12)		Equação (3.13)		Equação (3.14)	
	GMM1	GMM2	GMM1	GMM2	GMM1	GMM2	GMM1	GMM2
<i>Constante</i>	-1.636** (0.704)	-1.636 (1.251)	-1.536** (0.713)	-1.536 (1.252)	-1.086 (0.701)	-0.982 (0.920)	-1.719** (0.829)	-1.719 (1.194)
e_{t-1}^F	0.751*** (0.054)	0.751*** (0.078)	0.762*** (0.055)	0.762*** (0.079)	0.749*** (0.072)	0.753*** (0.104)	0.745*** (0.077)	0.745*** (0.107)
e_t^G	0.047*** (0.018)	0.047* (0.027)	0.049*** (0.017)	0.050* (0.025)	0.051** (0.020)	0.050* (0.027)	0.063*** (0.021)	0.063** (0.029)
GAP_{t-1}	0.008*** (0.002)	0.008* (0.004)	0.008*** (0.002)	0.008* (0.004)	0.008*** (0.002)	0.007** (0.004)	0.007** (0.003)	0.007* (0.004)
$DEBT_{t-1}$	0.008 (0.007)	0.008 (0.012)	0.007 (0.007)	0.007 (0.012)	0.004 (0.007)	0.003 (0.008)	0.013 (0.008)	0.013 (0.012)
<i>ELE</i>	-0.129*** (0.034)	-0.129*** (0.049)						
<i>ELEC</i>			-0.135** (0.036)	-0.135** (0.060)				
VA_t					-0.602** (0.265)	-0.617* (0.350)		
DWG_t							-0.006** (0.003)	-0.006* (0.004)
<i>Adj R²</i>	0.838	0.838	0.834	0.834	0.822	0.823	0.810	0.810
<i>Obs</i>	123	123	123	123	123	123	123	123
<i>J-Estatística</i>	6.116	6.116	7.013	7.013	5.477	5.708	5.493	5.493
<i>Prob J-Estatística</i>	0.942	0.942	0.957	0.957	0.993	0.991	0.963	0.963
<i>Instrumentos</i>	19	19	21	21	22	22	19	19

Fonte: Elaboração dos autores.

Nota: Níveis de significância marginais: (***) denota 0.01, (**) denota 0.05 e (*) denota 0.10. GMM1 – estimação GMM em 1 estágio – Erros-padrão robustos (*Newey-West*) estão em parênteses. GMM2 – estimação GMM em 2 estágios – Erros-padrão robustos (*Windmeijer*) estão em parênteses. Prob J-Estatística reporta o respectivo p-valor do teste J.

30 Outros indicadores de governança (Qualidade Regulatória – RGQ e *Rule of Law* – RLW) do Banco Mundial foram considerados como variação das equações 3.13 e 3.14 (ver tabela 9 no apêndice). Em geral, embora a maioria dos coeficientes não apresente significância estatística, o sinal negativo está em linha com os resultados apresentados na tabela 5.

4 Conclusão

O quadro fiscal das economias emergentes é marcado pela instabilidade recorrente das finanças públicas, o que acaba comprometendo a credibilidade fiscal e a gestão da política fiscal. Nessas condições, a análise em relação ao lançamento de previsões orçamentárias viesadas e que, portanto, representam uma situação de falta de transparência é essencial na busca de uma gestão adequada da política fiscal para alcançar a sustentabilidade da dívida pública. Nesse contexto, este estudo utilizou dados da economia brasileira para analisar a qualidade e a eficiência dos erros de previsão do balanço orçamentário do governo. Além disso, foi explorada a análise dos determinantes do erro de previsão fiscal a partir das dimensões econômica, política, institucional e de governança. Por fim, vale destacar que esta é a primeira análise para a economia brasileira que faz uso de uma base de dados que considera as expectativas orçamentárias disponíveis do BCB, e os resultados fornecidos neste estudo ajudam a preencher a falta de investigação sobre esse assunto em países emergentes.

As evidências apresentadas para o Brasil mostram que os dados de previsão fiscal, bem como aquelas observadas por uma extensa literatura para o caso europeu, apresentam baixa qualidade e acurácia. Além disso, observa-se que o erro de previsão fiscal está sujeito a uma persistência (efeito *backward-looking*), bem como sofre efeitos de um viés nas previsões de crescimento econômico. Ao contrário dos estudos que se concentraram nos países europeus, as flutuações cíclicas da economia brasileira têm influência significativa no erro de previsão fiscal. Em linha com a literatura, os ciclos eleitorais representam uma fonte de previsões superestimadas (otimistas). Finalmente, a força institucional e de governança apoiada pela pressão popular é crucial para suprimir motivações oportunistas nas previsões orçamentárias.

A análise desenvolvida neste estudo cria elementos importantes para o debate sobre a condução da política fiscal. Em primeiro lugar, aumentar a eficiência institucional proporcionando maior responsabilidade e transparência em relação ao orçamento em países emergentes seria capaz de reduzir as motivações políticas oportunistas sobre as previsões orçamentárias, pois promover-se-ia uma maior visibilidade pública para o viés de previsão e, assim, aumentar-se-ia o custo político de trapacear. A solução geralmente dada por outros estudos é o uso de agências previsoras independentes.³¹ Em segundo lugar, fazer previsões orçamentárias com dados ajustados ciclicamente pode reduzir o efeito dos ciclos econômicos sobre

31 Entretanto, como apontado por Merola e Pérez (2013), embora algumas instituições previsoras privadas lancem dados mais acurados, elas estão sujeitas aos mesmos problemas das agências de previsão do governo.

o erro de previsão fiscal, especialmente quando identificada a presença do efeito *backward-looking*. Em terceiro lugar, é importante fortalecer os quadros jurídicos e institucionais para evitar o viés causado pelos ciclos eleitorais. Em geral, é claro que em países emergentes como o Brasil, os dados das previsões fiscais estão sujeitos a pressões oportunistas que são diferentes daquelas observadas nos países europeus, devido à falta de fortes fundamentos macroeconômicos.

Referências

- AFONSO, A.; SILVA, J. **The fiscal forecasting track record of the European Commission and Portugal**. Instituto Superior de Economia e Gestão. DE Working Papers 37/2012/DE/UECE, 2012. 46 p.
- ALESINA, A.; PEROTTI, R. **Budget deficits and budget institutions**. IMF Working Papers, n. 96/52, 1996.
- ALT, J. E.; LASSEN, D. D. Fiscal transparency, political parties, and debt in OECD countries. **European Economic Review**, 50(6), p. 1.403-1.439, 2006.
- ANNETT, A. **Enforcement and the stability and growth pact: how fiscal policy did and did not change under Europe's fiscal framework**. IMF Working Paper, n. 06/116, 2006.
- ARMINGEON, K. et al. **Comparative political data set 1960-2004**. 2006. Institute of Political Science, University of Berne. Disponível em: <http://www.ipw.unibe.ch/content/team/klaus_armingeon/comparative_political_data_sets/index_ger.html>. Acesso em: 20 maio 2017.
- ARMSTRONG, J. S.; COLLOPY, F. Error measures for generalizing about forecasting methods: empirical comparisons. **International Journal of Forecasting**, 8(1), p. 69-80, 1992.
- ARTIS, M.; MARCELLINO, M. Fiscal forecasting: the track record of the IMF, OCDE and EC. **Econometrics Journal**, 4(1), p. S20-S36, 2001.
- ATHANASOPOULUS, G. et al. Model selection, estimation and forecasting in VAR models with short-run and long-run restrictions. **Journal of Econometrics**, 164(1), p. 116-129, 2011.
- AUERBACH, A. J.; GOKHALE, J.; KOTLIKOFF, L. J. Generational accounting: a meaningful way to evaluate fiscal policy. **Journal of Economic Perspectives**, 8(1), p. 73-94, 1994.
- AUERBACH, A. J. Tax projections and the budget: lessons from the 1980's. **American Economic Review**, 85(2), p. 165-169, 1995.
- _____. On the performance and use of government revenue forecasts. **National Tax Journal**, 52(4), p. 767-782, 1999.
- BAGUESTANI, H.; MCNOWN, R. Forecasting the federal budget with time series models. **Journal of Forecasting**, 11(1), p. 127-139, 1992.

BEETSMA, R.; GIULIODORI, M.; WIERTS, P. Planning to cheat: EU fiscal policy in real time. **Economic Policy**, 24(60), p. 753-804, 2009.

BEETSMA, R. et al. **Fifty years of fiscal planning and implementation in the Netherlands**. DNB Working Papers 260, 2010.

BEETSMA, R. et al. From first-release to *ex post* fiscal data: exploring the sources of revision errors in the EU. **Tinbergen Institute Discussion Papers**, 11-080/2, 2011.

BESLEY, T.; CASE, A. Political institutions and policy choices: evidence from the United States. **Journal of Economic Literature**, 41(1), p. 7-73, 2003.

BINH, T.; MCGILLIVRAY, M. Foreign aid, taxes and public investment: a comment. **Journal of Development Economics**, 41(1), p.173-176, 1993.

BLANCHARD, O. Current and anticipated deficits, interest rates and economic activity. **European Economic Review**, 25(1), p. 7-27, 1984.

BLANCHARD, O. J. et al. The sustainability of fiscal policy: new answers to an old question. **OECD Economic Studies**, n. 15, p. 7-36, Autumn 1990.

BLANCHARD, O.; PEROTTI, R. An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output. **Quarterly Journal of Economics**, 117(4), p. 1.329-1.368, 2002.

BOHN, H. The behavior of U.S. public debt and deficits. **Quarterly Journal of Economics**, 113(3), p. 949-963, 1998.

BRETSCHNEIDER, S. I. et al. Political and organizational influences on the accuracy of forecasting state government revenues. **International Journal of Forecasting**, 5(3), p. 307-319, 1989.

BRÜCK, T.; STEPHAN, A. Do Eurozone countries cheat with their budget deficit forecasts? **Kyklos**, 59(1), p. 3-15, 2006.

CAMPBELL, B.; GHYSELS, E. Federal budget projections: a nonparametric assessment of bias and efficiency. **Review of Economics and Statistics**, 77(1), p. 17-31, 1995.

CIMADOMO, J. Fiscal policy in real time. **The Scandinavian Journal of Economics**, 144(2), p. 440-465, 2012.

CLEMENTS, M. P. Evaluating the rationality of fixed-event forecasts. **Journal of Forecasting**, n. 16, p. 225-239, 1997.

COHEN, D. **Growth and external debt: a new perspective on the African and Latin American tragedies**. CEPR Discussion Paper, n. 1.753, 1997.

CROUSHORE, D. Frontiers of real-time data analysis. **Journal of Economic Literature**, 49(1), p. 72-100, 2011.

DABLA-NORRIS, E. et al. **Budget institutions and fiscal performance in low-income countries**. IMF Working Paper, n. 10/80, Mar. 2010.

DE CASTRO, F.; PÉREZ, J. J.; RODRÍGUEZ-VIVES, M. Fiscal data revisions in Europe. **Journal of Money, Credit and Banking**, 45(6), p. 1.187-1.209, 2013.

- DOVERN, J.; FRITSCH, U.; SLACALEK, J. Disagreement among forecasters in G7 countries. **Review of Economics and Statistics**, 94(4), p. 1.081-1.096, 2012.
- ELLIOTT, G.; KOMUNJER, I.; TIMMERMANN, A. Estimation and testing of forecast rationality under flexible loss. **Review of Economic Studies**, 72(4), p. 1.107-1.125, 2005.
- FABRIZIO, S.; MODY, A. Can budget institutions counteract political indiscipline? **Economic Policy**, 21(48), p. 689-739, 2006.
- FEDELINO, A.; IVANOVA, A.; HORTON, M. **Computing cyclically adjusted balances and automatic stabilizers**. Technical Notes and Manuals. Washington, DC: International Monetary Fund, Fiscal Affairs Department, 2009.
- FEENBERG, D. R.; GENTRY, W.; GILROY, D.; ROSEN, H. S. Testing the rationality of state revenue forecasts. **Review of Economics and Statistics**, 71(2), p. 300-308, 1989.
- FEENY, S.; MCGILLIVRAY, M. Aid and public sector fiscal behaviour in failing states. **Economic Modelling**, 27(5), p. 1.006-1.016, 2010.
- FILDES, R. The evaluation of extrapolative forecasting methods. **International Journal of Forecasting**, 8(1), p. 81-98, 1992.
- FORNI, L.; MOMIGLIANO, S. Cyclical sensitivity of fiscal policies based on real-time data. **Applied Economics Quarterly**, 50(3), p. 299-326, 2004.
- FUNDO MONETÁRIO INTERNACIONAL (FMI). **How does the IMF encourage greater fiscal transparency?** Washington, DC: International Monetary Fund, Sept. 2016. Factsheet.
- FRANZESE, R. J. Electoral and partisan manipulation of public debt in developed democracies, 1956-1990. In: STRAUCH, Rolf; VON HAGEN, Jürgen (Ed.). **Institutions, politics and fiscal policy**. Dordrecht: Kluwer Academic Press, 2000. p. 61-83.
- _____. Electoral and partisan cycles in economic policies and outcomes. **Annual Review of Political Science**, 5(1), p. 369-421, 2002.
- GENTRY, W. M. Do state revenue forecasters utilize available information? **National Tax Journal**, 42(4), p. 429-439, 1989.
- GHOSH, A. R. et al. Fiscal fatigue, fiscal space and debt sustainability in advanced economies. **Economic Journal**, 123(566), p. F4-F30, 2013.
- GÓMEZ-PUIG, M. Size matters for liquidity: evidence from EMU sovereign yield spreads. **Economic Letters**, 90(2), p. 156-162, 2006.
- GRANGER, C. Outline of forecast theory using generalized cost functions. **Spanish Economic Review**, 1(2), p. 161-173, 1999.
- GUILLÉN, O. T. C. et al. Forecasting multivariate time series under present-value model short- and long-run co-movement restrictions. **International Journal of Forecasting**, v. 31, p. 862-875, 2015.
- HAHM, S.; KAMLET, M.; MOWERY, D. The political economy of deficit spending in nine industrialized parliamentary democracies. **Comparative Political Studies**, 29(1), p. 52-77, 1996.

HALLERBERG, M.; VON HAGEN, J. Electoral institutions, cabinet negotiations, and budget deficits within the European Union In: POTERBA, James; VON HAGEN, Jürgen (Ed.). **Fiscal institutions and fiscal performance**. Chicago: University of Chicago Press, 1999. p. 209-232.

HALLERBERG, M.; STRAUCH, R.; VON HAGEN, J. The design of fiscal rules and forms of governments in EU countries. **European Journal of Political Economy**, 23(2), p. 338-359, 2007.

HAMILTON, D.; FLAVIN, M. A. On the limitations of government borrowing: a framework for empirical testing. **American Economic Review**, 76(4), p. 808-819, 1986.

HOLDEN, K.; PEEL, D. A. On testing for unbiasedness and efficiency of forecasts. **Manchester School**, 63(2), p. 120-127, 1990.

JENNES, B.; ARABACKY, N. Budget forecasting records of the federal and provincial governments. **Monthly Economic Review**, Canada, XVII, n. 1, 1998.

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

KAUFMANN, D.; KRAAY, A.; MASTRUZZI, M. The Worldwide Governance Indicators: methodology and analytical issues. **Hague Journal on the Rule of Law**, 3(2), p. 220-246, 2011.

KNÜPPEL, M.; VLADU, A. L. **Approximating fixed-horizon forecasts using fixed-event forecasts**. Deutsche Bundesbank Discussion Papers, n. 28/2016, 2016.

KOENIG, E. F.; DOLMAS, S.; PIGER, J. The use and abuse of real-time data in economic forecasting. **Review of Economics and Statistics**, 85(3), p. 618-628, 2003.

KOPITS, G.; CRAIG, J. **Transparency in government operations**. IMF Occasional Paper, n. 158, 1998.

LEAL, T. et al. Fiscal forecasting: lessons from the literature and challenges. **Fiscal Studies**, 29(3), p. 347-386, 2008.

LEWIS, J. **Fiscal policy in Central and Eastern Europe with real-time data**: cyclicity, inertia and the role of EU accession. Working Paper De Nederlandsche Bank, n. 214/2009, 2009.

LEWIS-BECK, Michael S. **Economics & elections**: the major Western democracies. Ann Arbor: University of Michigan Press, 1990.

LLEDÓ, V.; POPLAWSKI-RIBEIRO, M. Fiscal policy implementation in Sub-Saharan Africa. **World Development**, 46(C), p. 79-91, 2013.

MARINHEIRO, C. The stability and growth pact, fiscal policy institutions and stabilization in Europe. **International Economics and Economic Policy**, 5(1-2), p. 189-207, 2008.

MELLISS, C; WHITTAKER, R. The treasury forecast record: some new results. **National Institute Economic Review**, 164(1), p. 65-79, 1998.

MEROLA, R.; PÉREZ, J. J. Fiscal forecast errors: governments versus independent agencies? **European Journal of Political Economy**, 32(C), p. 285-299, 2013.

MINK, M.; DE HAAN, J. **Has the stability and growth pact impeded political budget cycles in the European Union?** CESifo Working Paper Series, 1532, 2005.

NORDHAUS, W. D.; DURLAUF, S. **Empirical tests of the rationality of economic forecasters: a fixed horizons approach.** Cowles Foundation Discussion Paper, n. 717-r, p. 1-40, 1984.

NORDHAUS, W. D. Forecasting efficiency: concepts and applications. **Review of Economics and Statistics**, 69(4), p. 667-674, 1987.

ÖLLER, L.; BAROT, B. The accuracy of European growth and inflation forecasts. **International Journal of Forecasting**, 16(3), p. 293-215, 2000.

ORPHANIDES, A. Monetary policy rules based on real-time data. **American Economic Review**, 91(4), p. 964-985, 1997.

PATTILLO, C.; POIRSON, H.; RICCI, L. **External debt and growth.** IMF Working Paper 02/69, 2002.

PATTON, A. J.; TIMMERMANN, A. Predictability of output growth and inflation: a multi-horizon survey approach. **Journal of Business & Economic Statistics**, 29(3), p. 397-410, 2011.

PEROTTI, R. Fiscal policy in good times and bad. **Quarterly Journal of Economics**, 114(4), p. 1.399-1.436, 1999.

PINA, A. **Elusive counter-cyclicality and deliberate opportunism?:** fiscal policy from plans to final outcomes. Bank of Portugal Working Paper, n. 6, Apr. 2009.

PINA, A. M.; VENES, N. The political economy of EDP fiscal forecasts: an empirical assessment. **European Journal of Political Economy**, 27(3), p. 534-546, 2011.

PLESKO, G. A. The accuracy of government forecasts and budget projections. **National Tax Journal**, 41(4), p. 483-501, 1988.

PONS, J. The accuracy of IMF and OECD forecasts for G-7 Countries. **Journal of Forecasting**, 19(1), p. 53-63, 2000.

POTERBA, J. M.; VON HAGEN, J. Introduction. In: POTERBA, J. M.; VON HAGEN, J. (Ed.). **Fiscal institutions and fiscal performance.** Chicago: University of Chicago Press, 1999.

REINHART, C.; ROGOFF, K.; SAVASTANO, M. Debt intolerance. **Brookings Papers on Economic Activity**, 34(1), p. 1-74, 2003.

ROGOFF, K. Equilibrium political budget cycles. **The American Economic Review**, 80(1), p. 21-36, 1990.

ROUBINI, N.; SACHS, J. Government spending and budget deficits in the industrial democracies. **Economic Policy**, 4(8), p. 99-132, 1989.

STARK, T.; CROUSHORE, D. Forecasting with a real-time data set for macroeconomists. **Journal of Macroeconomics**, 24(4), p. 507-531, 2002.

STRAUCH, R.; HALLERBERG, M.; VON HAGEN, J. **Budgetary forecasts in Europe:** the track record of stability and convergence programmes. ECB Working Paper, n. 307, 2004.

- TOFALLIS, C. A better measure of relative prediction accuracy for model selection and model estimation. **Journal of the Operational Research Society**, 66(8), p. 1.352-1.362, 2015.
- VON HAGEN, J. Sticking to fiscal plans: the role of institutions. **Public Choice**, 144(3), p. 487-503, 2010.
- _____. Budgeting procedures and fiscal performance in the European communities. **Economic Papers**, n. 96. Brussels: Commission of the European Communities, Directorate General for Economic Affairs, 1992.
- VON HAGEN, J.; HARDEN, I. Budget processes and commitment to fiscal discipline. **European Economic Review**, 39(3-4), p. 771-779, 1995.
- WALLIS, K. F. Macroeconomic forecasting: a survey. **Economic Journal**, 99(1), p. 28-61, 1989
- WILLMAN, A. et al. The BOF5 macroeconomic model of Finland, structure and dynamic microfoundations. **Economic Modelling**, 17(2), p. 275-303, 2000.
- WINDMEIJER, F. A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators. **Journal of Econometrics**, 126(1), p. 25-51, 2005.
- WOOLDRIDGE, J. M. Applications of generalized method of moments estimation. **Journal of Economic Perspectives**, 15(4), p. 87-100, 2001.

Apêndice

TABELA 6 – FONTE DOS DADOS E DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS

Nome da Variável	Descrição da Variável	Fonte dos Dados
e^F	Erro de previsão do balanço orçamentário do governo (previsão de horizonte fixado para os próximos 12 meses).	Desenvolvido pelos autores, SGST/BCB
e^G	Erro de previsão de crescimento econômico (previsão de horizonte fixado para os próximos 12 meses).	Desenvolvido pelos autores, SGST/BCB
GAP	O hiato do produto é o Índice de Atividade Econômica (IBC-Br). Este índice (mensal) é uma medida da evolução anterior da atividade econômica. Incorpora estimativas para a agricultura, indústria e setor de serviços, bem como impostos sobre produtos. É um indicador que incorpora a trajetória das variáveis consideradas como <i>proxies</i> para o desempenho dos três principais setores da economia.	SGST/BCB
DEBT	Dívida Bruta do Governo Geral (% PIB).	SGST/BCB
ELE	Eleições – variável <i>dummy</i> igual a 1 para os anos eleitorais para governador de estado, presidentes e Congresso Nacional, e 0 para os demais anos.	Desenvolvido pelos autores
ELEC	Eleições Contínua – índice que captura a proximidade das eleições.	Desenvolvido pelos autores, baseado em Franzese (2000, 2002) e em Mink e De Haan (2005)
VA	Índice de <i>voice e accountability</i> – captura a percepção da extensão em que os cidadãos do país estão aptos a participar da seleção de seus representantes políticos.	Worldwide Governance Indicators
RGQ	Índice de qualidade regulatória – capta percepções da capacidade do governo de formular e implementar políticas e regulamentos sólidos.	Worldwide Governance Indicators
RLW	Índice de <i>rule of law</i> – capta percepções sobre a medida em que os agentes confiam nas regras da sociedade e as respeitam, em particular, a qualidade da execução dos contratos, os direitos de propriedade, a polícia e os tribunais, bem como a probabilidade de crime e violência.	Worldwide Governance Indicators
DWG	Maneira de governar – desaprova. Pesquisa de aprovação do governo federal e suas políticas, por quatro a cinco dias consecutivos através de 2.002 entrevistas domiciliares pessoais aplicadas a uma amostra estratificada de eleitores com 16 anos ou mais, cobrindo o território nacional.	Ipea
e^I	Erro de previsão de inflação (previsão de horizonte fixado para os próximos 12 meses)	Desenvolvido pelos autores, SGST/BCB
CAPB	Balanco Primário Ajustado Ciclicamente	Desenvolvido pelos autores, baseado na metodologia do FMI – Fedelino, Ivanova e Horton (2009) – e SGST/BCB.

Fonte: Elaboração dos autores.

Nota: BCB – Banco Central do Brasil; SGST – Sistema de Gerenciamento de Séries Temporais; Ipea – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.

TABELA 7 – TESTES DE RAIZ UNITÁRIA (ADF, PP E KPSS)

Séries	ADF					
	Lags	I/T	Teste	Valores críticos		
				1%	5%	10%
e^F	0		-1.663	-2.582	-1.943	-1.615
e^G	0		-3.612	-2.582	-1.943	-1.615
GAP	12	I+T	-2.620	-4.037	-3.448	-3.149
DEBT	6	I	-2.590	-3.483	-2.885	-2.579

Séries	PP					
	Band	I/T	Teste	Valores críticos		
				1%	5%	10%
e^F	4		-1.622	-2.582	-1.943	-1.615
e^G	1		-3.663	-2.582	-1.943	-1.615
GAP	6	I+T	-6.828	-4.029	-3.444	-3.147
DEBT	4	I	-3.029	-3.481	-2.883	-2.578

Séries	KPSS					
	Band	I/T	Teste	Valores críticos		
				1%	5%	10%
GAP	9	I	-1.400	0.739	0.463	0.347

Fonte: Elaboração dos autores.

Nota: Tendência (T) e Intercepto (I) são incluídos com base no critério de Schwarz. ADF – a escolha final do lag foi feita com base no critério de Schwarz. PP e KPSS – método de estimação é o Bartlett Kernel e o Newey West Bandwidth é usado.

TABELA 8 – ESTIMATIVAS DO ERRO DE PREVISÃO DO BALANÇO ORÇAMENTÁRIO DO GOVERNO

(FATORES ECONÔMICOS INCLUINDO CAPB)

<i>Regressores</i>	<i>GMM1</i>	<i>GMM2</i>
<i>Constante</i>	-3.073** (1.504)	-3.073* (1.787)
e_{t-1}^F	0.542*** (0.160)	0.542** (0.224)
e_t^G	0.046* (0.025)	0.046* (0.028)
GAP_{t-1}	0.013** (0.005)	0.013* (0.007)
$DEBT_{t-1}$	0.020 (0.013)	0.020 (0.014)
	0.022 (0.034)	0.022 (0.038)
<i>CAPB</i>	-0.027 (0.016)	-0.027 (0.025)
<i>Adj R²</i>	0.773	0.773
<i>J-Estatística</i>	3.561	3.561
<i>Prob J-Estatística</i>	0.614	0.614
<i>Instrumentos</i>	12	12

Fonte: Elaboração dos autores.

Nota: Níveis de significância marginal: (***) denota 0.01, (**) denota 0.05 e (*) denota 0.10. GMM1 – estimação GMM em 1 estágio – Erros-padrão robustos (Newey-West) estão entre parênteses. GMM2 – estimação GMM em 2 estágios – Erros-padrão robustos (Windmeijer) estão entre parênteses. Prob J-Estatística reporta o respectivo p-valor do teste J.

TABELA 9 – ESTIMATIVAS DO ERRO DE PREVISÃO DO BALANÇO ORÇAMENTÁRIO DO GOVERNO
(FATORES ECONÔMICOS, INSTITUCIONAIS E DE GOVERNANÇA)

Regressores	Equação A.3.1		Equação A.3.2	
	GMM1	GMM2	GMM1	GMM2
<i>Constante</i>	-0.781 (0.868)	-1.445 (1.710)	-2.208*** (0.613)	-2.208* (1.147)
e_{t-1}^F	0.944*** (0.067)	0.840*** (0.103)	0.824*** (0.048)	0.824*** (0.063)
e_t^G	0.019** (0.009)	0.032 (0.020)	0.030** (0.011)	0.030 (0.019)
GAP_{t-1}	0.006** (0.002)	0.007 (0.005)	0.009*** (0.002)	0.009** (0.004)
$DEBT_{t-1}$	0.001 (0.009)	0.008 (0.016)	0.014** (0.006)	0.014 (0.010)
<i>RGQ</i>	-1.002** (0.491)	-0.092 (0.539)		
<i>RLW</i>			-0.105 (0.155)	-0.105 (0.269)
<i>Adj R²</i>	0.791	0.822	0.827	0.827
<i>Obs</i>	120	120	123	123
<i>J-Estatística</i>	7.296	9.941	8.172	8.172
<i>Prob J-Estatística</i>	0.979	0.906	0.994	0.994
<i>Instrumentos</i>	23	23	27	27

Fonte: Elaboração dos autores.

Nota: Níveis de significância marginal: (***) denota 0.01, (**) denota 0.05 e (*) denota 0.10. GMM1 – estimação GMM em 1 estágio – Erros-padrão robustos (Newey-West) estão entre parênteses. GMM2 – estimação GMM em 2 estágios – Erros-padrão robustos (Windmeijer) estão entre parênteses. Prob J-Estatística reporta o respectivo p-valor do teste J.

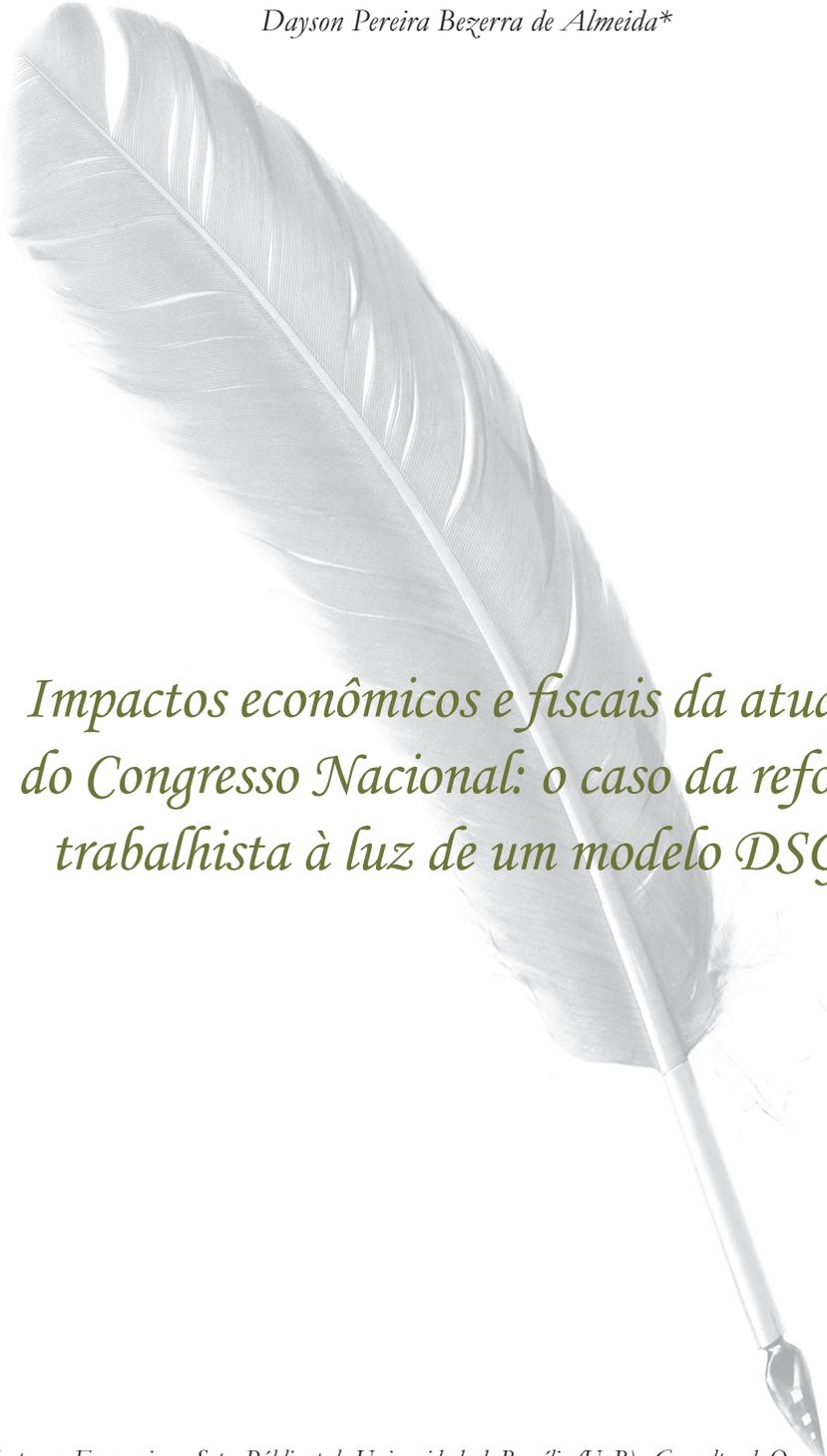


Tema

Equilíbrio e Transparência Fiscal

Equilíbrio e Transparência Fiscal – 3º Lugar

*Dayson Pereira Bezerra de Almeida**



*Impactos econômicos e fiscais da atuação
do Congresso Nacional: o caso da reforma
trabalhista à luz de um modelo DSGE*

* *Mestre em Economia no Setor Público pela Universidade de Brasília (UnB) e Consultor de Orçamento e Fiscalização Financeira da Câmara dos Deputados.*

Resumo

Reformas estruturais sujeitas ao crivo parlamentar, como ocorre com a reforma trabalhista, têm recebido especial atenção em diversos países desde a crise financeira global. Vislumbra-se que as referidas reformas são essenciais na promoção de um crescimento econômico robusto e equilibrado. Nesse contexto, a atuação congressual ganha ainda mais centralidade no desenho do ambiente econômico das nações, reforçando a necessidade de se garantir uma legislação racional e eficiente. Como forma de explicitar os reflexos das decisões do Poder Legislativo sobre a sociedade, bem como ilustrar a utilidade potencial da avaliação de impacto de proposições legislativas, este estudo buscou avaliar os impactos econômicos e fiscais da reforma trabalhista proposta pelo Poder Executivo ao Congresso Nacional (PROJETO DE LEI nº 6.787/2016). Para tanto, lançou-se mão de modelo dinâmico estocástico de equilíbrio geral (DSGE) em que o mercado de trabalho contempla mecanismo de fricções na busca por emprego (*search and matching*). As alterações estruturais promovidas pela reforma foram modeladas como uma queda nos parâmetros correlatos ao custo incorrido pelas firmas para a admissão de trabalhadores e ao poder de barganha do empregado; a magnitude do choque derivou de metodologia que mensura o grau de rigidez da legislação trabalhista do país. Os resultados indicam que a queda nos custos de produção decorrente da reforma incentiva a criação de postos de trabalho, o que eleva o produto agregado. Assim, a reforma traria efeitos benéficos à economia nacional, com redução de desemprego e inflação, ao lado do crescimento do PIB potencial. Ademais, a posição fiscal do governo melhoraria em resposta ao aumento do emprego e da massa salarial: estimou-se incremento de receitas administradas e redução de despesas com benefícios ao segurado em situação de desemprego. Tal conclusão ilustra a relevância de mensurar eventuais efeitos sobre o equilíbrio das contas públicas advindos de normas de cunho regulatório.

Palavras-chave: Avaliação de impacto legislativo. Reforma trabalhista. DSGE.

Sumário

1 INTRODUÇÃO	111
2 CONGRESSO NACIONAL E AVALIAÇÃO DE IMPACTO LEGISLATIVO	112
2.1 Congresso Nacional: legislação e ambiente econômico	113
2.2 Avaliação de impacto das proposições legislativas	114
3 REFORMA TRABALHISTA: MOTIVAÇÃO, TEORIA E EXPERIÊNCIA INTERNACIONAL	118
4 MODELO	121
4.1 Modelagem DSGE	121
4.2 Search and matching em modelos DSGE	122
4.3 Famílias	125
4.4 Firms e mercado de trabalho	126
4.5 Salários	127
4.6 Fechando o modelo	128
4.7 Calibração	129
4.8 Estimação dos efeitos da reforma trabalhista	130
5 RESULTADOS	132
5.1 Impactos econômicos	132
5.2 Impactos fiscais	133
6 CONSIDERAÇÕES FINAIS	135
REFERÊNCIAS	137

Lista de figuras

Figura 1 – Trajetória de transição ao novo equilíbrio após reforma	135
--	-----

Lista de tabelas

Tabela 1 – Calibração	130
Tabela 2 – Efeito na receita administrada pela RFB pela variação de 1 p.p.	134
Tabela 3 – Previsão de arrecadação de receitas administradas pela RFB	134
Tabela 4 – Estimativa de incremento na arrecadação	134

1 Introdução

“Decisões congressuais sempre afetaram e foram afetadas pelas condições econômicas” (REISCHAUER, 1983, p. 38). Com efeito, como um corpo político que deve refletir os interesses da sociedade, o Congresso Nacional apoia-se na realidade social e econômica ao desempenhar sua função legislativa e, ao mesmo tempo, pretende operar modificações em tal realidade a partir da edição de normas jurídicas.

Entre as diversas maneiras pelas quais a presença do Congresso se faz sentir no cotidiano da população, basta rememorar que é do Poder Legislativo a competência para autorizar a arrecadação de receitas e a realização de despesas – balizando, portanto, a execução política fiscal do país. Também é tarefa do Poder Legislativo a instituição de normas de cunho regulatório, a partir das quais se conformam as mais distintas instituições e arranjos sociais.

Consciente do potencial transformador da atuação congressual, a sociedade tem voltado, cada vez mais, sua atenção para as decisões levadas a termo no Parlamento. Contudo, embora o controle e o grau de escrutínio sobre a legislação de caráter primordialmente fiscal – naturalmente premida pela restrição orçamentária de curto prazo do governo e pela necessidade de se assegurar a sustentabilidade intertemporal das contas públicas – tenham evoluído ao longo do tempo, é ainda pertinente a constatação de que “as externalidades da regulação [incluídas às pertinentes aos reflexos fiscais de tais regramentos] [...] não têm sido examinadas no momento da edição da norma. [...] Não há foco institucional acerca dos custos ou benefício da regulação” (NADEL, 1983, p. 239).

Nesse contexto, a avaliação de impacto de proposições legislativas desponta como valiosa ferramenta em auxílio ao preenchimento da lacuna em questão. A incorporação da sistemática informa o debate público e qualifica a produção legislativa, uma vez que os *policymakers* estarão de posse de informações relevantes sobre os prováveis impactos – sociais, econômicos, fiscais, ambientais – que deverão advir da proposição em análise.

Como forma de explicitar os reflexos das decisões do Poder Legislativo sobre a realidade econômica, bem como ilustrar a utilidade potencial da avaliação de impacto de proposições legislativas, a presente pesquisa dedica-se a estudo de caso cujo objeto, por sua relevância, ganhou notoriedade no Brasil nos últimos meses: a reforma trabalhista proposta pelo Poder Executivo (PROJETO DE LEI 6.787/2016).

Ao propor a reforma trabalhista, o país segue tendência observada em diversos países desde a eclosão da crise financeira global. Nações ao redor do

mundo, diante de alto desemprego e baixas taxas de crescimento – justo o que se observa no cenário nacional, em boa medida –, recorrem a reformas estruturais com vistas a superar esse panorama. Reformas trabalhistas buscam, em última análise, o aumento de produtividade, competitividade e emprego, ao lado da redução dos custos de ajustamento da mão de obra.

De modo a dar consecução ao objetivo de pesquisa acima declarado, isto é, avaliar os impactos econômicos e fiscais decorrentes da reforma trabalhista, lançou-se mão de modelo estilizado dinâmico estocástico de equilíbrio geral, em que o mercado de trabalho é descrito por mecanismo de *search and matching*. Seguindo Anand e Khera (2016) e Cacciatore e Fiori (2016), o choque estrutural promovido pela reforma trabalhista foi modelado como uma queda nos parâmetros correlatos ao custo incorrido pelas firmas para admissão de trabalhadores e ao poder de barganha do empregado.

O exercício de simulação empreendido teve como foco variáveis macroeconômicas de interesse, como taxa de desemprego, PIB e inflação. Os resultados indicam que a reforma traria efeitos benéficos à economia do país, com redução de desemprego e inflação, ao lado de crescimento do PIB potencial. Ademais, a posição fiscal do governo experimentaria melhora em resposta ao aumento do emprego e da massa salarial: estimou-se incremento de receitas administradas e redução de despesas com benefícios ao segurado em situação de desemprego. Nesse sentido, o trabalho descortina os ganhos de tomar em consideração eventuais impactos de normas regulatórias sobre as finanças governamentais.

A par desta introdução, que constitui o capítulo 1, o texto subdivide-se em mais cinco capítulos. No segundo, oferece-se breve revisão sobre o relevante papel congressional na formatação do ambiente econômico do país, do que decorre a necessidade de avaliações de impacto das proposições legislativas. O capítulo 3 aborda a reforma trabalhista em sua motivação, bem como os fundamentos teóricos e as experiências empíricas que a justificam. Em seguida, o texto dedica-se ao detalhamento do modelo utilizado para levar a termo a pesquisa. O quinto capítulo expõe os resultados alcançados e, por fim, apresentam-se as considerações finais.

2 Congresso Nacional e avaliação de impacto legislativo

O capítulo que ora se inicia oferece, de passagem, referências que asseveram a centralidade do Poder Legislativo, exercido pelo Congresso Nacional, na formação e no funcionamento da economia do país. Disso decorre a necessidade

de qualificar a intervenção legislativa – e seus efeitos na sociedade – mediante o instrumental oferecido pela avaliação de impacto das proposições legislativas. As seções adiante discorrem sucintamente sobre os temas.

2.1 Congresso Nacional: legislação e ambiente econômico

O Poder Legislativo, materializado no Congresso Nacional, é o “locus preferencial que detém a responsabilidade de produzir leis que traduzam as linhas gerais da atuação governamental” (TORRENS, 2013, p. 192): a teor do art. 48 da Constituição Federal, “cabe ao Congresso Nacional [...] dispor sobre todas as matérias de competência da União” (BRASIL, 1988).

É do Congresso Nacional, entre outras, a incumbência de prescrever regras acerca do sistema tributário e arrecadação, bem como sobre planos e orçamentos anuais. Desse modo, ao conservar o monopólio da definição de receita e despesa públicas na esfera federal, o Congresso desponta como ator precípua no desenho da política fiscal do governo.

Naturalmente, o Congresso Nacional, no desempenho de sua função legislativa, não se limita à relevante tarefa de tratar sobre entradas e saídas de recursos dos cofres públicos; aliás, como reclama a doutrina contemporânea, para além de guiar o leme da política fiscal, o Poder Legislativo “tem que estar em condições de realizar, mediante a lei, intervenções, que impliquem diretamente uma alteração na situação da comunidade” (SILVA, 2010, p. 146). Disso decorre que

a lei não deve ficar numa esfera puramente normativa, mas deve influir na realidade social. Isto é, não pode ser simplesmente lei de arbitragem, lei que arbitra, simplesmente, os conflitos interindividuais ou intersubjetivos, como ocorria no Estado liberal, apenas visando à manutenção da ordem. Há, também, que ser lei de transformação, *lei destinada a interferir na direção da economia e realizar o desenvolvimento nacional* (SILVA, 2010, p. 146, grifo nosso).

No dizer da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE), a regulação é uma das três principais alavancas do poder do Estado, ao lado de tributação e de dispêndio de recursos. Para a entidade, a regulação “é de crítica importância na formatação do bem-estar de economias e sociedades” (OCDE, 2012, p. 24).

De fato, ao editar regramentos que perpassam as mais diversas facetas das relações em sociedade, entre os cidadãos e destes com o Estado, o Congresso interfere na forma como essa mesma sociedade evolui. No dizer de Meneguim (2011, p. 4):

Uma política de desenvolvimento nacional não passa apenas pelas variáveis macroeconômicas como inflação, juros ou taxa de investimento. É importante considerar também o impacto da legislação e do funcionamento das instituições sobre o comportamento de indivíduos e empresas. [...]. Elas é que, se bem desenhadas, fornecerão os incentivos corretos para que indivíduos e empresas, ao buscarem o melhor para si, também atuem de forma eficiente.

Portanto, conforme asseveram Meneguín e Bugarín (2016, p. 5), “no processo de criação de novas regulações e nas decisões judiciais, deve haver ampla reflexão de custos e benefícios sociais, presentes e futuros, atentando para a eficiência dinâmica da sociedade”.

Tamanha é a importância e notáveis são as consequências que derivam da atuação congressual que, de há muito, estudiosos se debruçam sobre o produto da função legislativa: no caso da política fiscal, a Economia do Setor Público, no âmbito da Ciência Econômica, cuida das questões correlatas às finanças do Estado e seus reflexos sobre a economia dos países; por seu turno, o Direito Econômico é o ramo do Direito que se ocupa das normas jurídicas que regulam a atividade econômica em uma nação.

Há, assim, o reconhecimento da legislação como um instrumento capaz de “estimular o crescimento econômico, criar empregos e salvaguardar o desenvolvimento sustentável” (VERSCHUUREN; GESTEL, 2009, p. 2). Nesse cenário, cresce o escrutínio sobre a ação dos parlamentos, dado que a sociedade se interessa em conhecer os eventuais impactos, em seu cotidiano, das leis em discussão no Poder Legislativo. A estimação de tais impactos, por seu turno, é também matéria que tem despertado particular interesse de governos e pesquisadores ao redor do mundo. A seção seguinte discorre brevemente sobre avaliação do impacto de proposições legislativas.

2.2 Avaliação de impacto das proposições legislativas

No dizer de Verschuuren e Gestel (2009, p. 4), a avaliação de impacto de proposições legislativas consiste na “pesquisa orientada para os futuros e esperados efeitos, diretos e indiretos, da eventual nova legislação, mediante um procedimento estruturado e formal, com a produção de relatório ao final da análise”.¹ Radelli et al. (2006, p. 5), em conceito mais aberto, apresentam a avaliação de impacto regulatório, ou simplesmente avaliação de impacto, como

1 São livres e de responsabilidade do autor desta monografia as traduções de excertos dos trabalhos de Verschuuren e Gestel (2009), Radelli et al. (2006), Fichtner e McLaughlin (2015), Anderson et al. (2014), Charpe e Kühn (2012) e Baas e Belke (2014).

uma avaliação sistemática, obrigatória e consistente dos aspectos social, econômico e político de regulamentos ou de outros tipos de instrumentos legais e políticos propostos, com o fim de (i) informar decisões políticas previamente à edição do ato, ou (ii) avaliar impactos externos da legislação e de práticas administrativas .

Hoppe (2009) defende que o prévio exame dos potenciais impactos da legislação sobre a economia e a sociedade qualifica e informa o debate público e a tomada de decisão política. Provido de tal análise, o processo político deve ser capaz de alcançar resultados (leis) dotados de maior racionalidade.

Na mesma linha, consoante Fichtner e McLaughlin (2015, p. 10):

Uma maior completude das informações acerca do impacto das ações congressuais informará os cidadãos e permitirá que membros do Congresso compreendam melhor como suas ações irão afetar seus eleitores. [...] Sem uma avaliação do impacto da legislação [...] um grande número de políticas imprudentes ou mal concebidas pode ser adotado e acarretar danosas consequências, resultando não apenas em perdas econômicas, mas também na erosão da confiança pública na capacidade do governo em desempenhar seu papel de uma maneira eficiente e justa.

Vê-se que a motivação subjacente é a busca de uma legislação tão eficiente quanto possível, ao tempo em que classe política e eleitorado estão inteiramente informados sobre os reais reflexos da norma sobre a sociedade. Daí a apontada necessidade de se elaborarem avaliações de impacto das proposições legislativas; afinal, “importantes decisões congressuais não podem ser adotadas na ausência de informação completa e adequada no que diz respeito aos seus efeitos sobre a economia e o orçamento” (FICHTNER; MCLAUGHLIN, 2015, p. 10).

A literatura oferece, também, o rol de objetivos e potenciais benefícios que decorreriam da prática em discussão, em linha com a motivação acima apontada (WATSON et al., 2007):

1. melhorar a qualidade das proposições legislativas ao facilitar, no desenho da política pública, uma abordagem mais sistemática, coerente e baseada em evidência, além de proporcionar uma análise mais detalhada, equilibrada e abrangente dos prováveis impactos sociais, econômicos e ambientais da norma em debate;
2. oferecer auxílio efetivo no processo de tomada de decisão, provendo, em particular, informações relevantes sobre a racionalidade envolvida na intervenção proposta, bem como habilitando os *policymakers* a avaliar *trade-offs* e comparar diferentes cenários;
3. servir como valiosa ferramenta de comunicação, alimentando o debate interno ao governo e tornando o processo de elaboração de políticas mais aberto e transparente ao público externo.

Acerca dos passos, ou etapas, que devem conformar o processo de avaliação de impacto, Meneguín (2010) apresenta a seguinte lista aberta:

- a. definir o problema que se pretende enfrentar com a proposição legislativa;
- b. estipular os objetivos da proposição, naturalmente correlacionados ao problema objeto da intervenção regulatória;
- c. apresentar e avaliar possíveis opções aplicáveis à situação-problema;;
- d. examinar eventuais limitações jurídico-normativas pertinentes à implementação da nova legislação; e
- e. identificar e estimar os impactos decorrentes da proposição, do ponto de vista qualitativo e quantitativo – etapa à qual o presente estudo é mais aderente.

No que concerne à natureza mesma dos impactos que decorrem da atividade legislativa, no que interessa à presente pesquisa, pode-se seccioná-los em fiscais e não fiscais. Seguindo a taxonomia de Fichtner e McLaughlin (2015, p. 11), os primeiros compreendem custos diretos ao governo, que “podem ser medidos a partir de mudanças nas receitas e despesas federais”. No segundo grupo agregam-se custos de *compliance* e impactos de disposições regulatórias, que derivam de leis não diretamente pertinentes à tributação ou orçamento e dizem respeito aos reflexos da intervenção legislativa sobre o ambiente de negócios e a economia do país, não limitados, portanto, à política fiscal ou à máquina administrativa do Estado. É de se ressaltar, contudo, que tais regramentos de cunho regulatório podem ter efeitos fiscais de segunda ordem, conforme se demonstrará ao final desta pesquisa.

Em relação ao impacto fiscal das proposições legislativas, vale registrar que “o controle do impacto financeiro e orçamentário de proposições e emendas que aumentem a despesa ou reduzam a receita é parte inerente ao processo legislativo na maioria das democracias ocidentais” (SANTA HELENA, 2009, p. 124). No Brasil, trata-se de tarefa historicamente desempenhada pela Comissão de Finanças e Tributação (CFT) da Câmara dos Deputados – o Regimento Interno da citada casa legislativa traz, pelo menos desde 1915, previsão nesse sentido (BRASIL, 1915).

Em poucas palavras, o objetivo do exame de compatibilidade e adequação consiste em conciliar os processos legislativos ordinário e orçamentário, de modo a aferir a capacidade da lei de meios em absorver os impactos derivados da vontade política do legislador – daí a importância de se conhecer, de antemão, o impacto fiscal da proposição em exame.

Nos moldes atuais, o exame da adequação e compatibilidade orçamentária e financeira das proposições, levado a efeito na CFT, tem como pilares disposições

estabelecidas pela Lei de Responsabilidade Fiscal (Lei Complementar nº 101/2000), tendo em vista o equilíbrio das contas públicas. Assim, a proposição que patrocinar criação de despesa ou renúncia de receita pública deve estar instruída com a estimativa dos impactos orçamentário e financeiro, demonstrar a origem dos recursos requeridos e atender à neutralidade fiscal. Na esteira da presente crise econômica experimentada pelo país, o Novo Regime Fiscal (Emenda Constitucional nº 95, de 2016) valorizou ainda mais a preocupação com os efeitos da legislação sobre as finanças públicas, elevando a patamar constitucional a obrigatoriedade de se elaborarem estimativas de impacto nos casos de criação de despesas obrigatórias ou de renúncia de receitas (BRASIL, 2016a).

Por outro lado, quando as atenções se voltam aos efeitos não fiscais, decorrentes de normas de cunho regulatório, há que se reconhecer que o Congresso Nacional não implementou sistemática de avaliação do impacto de proposições legislativas que possa evidenciar as consequências econômicas da proposição a ser editada – muito embora, como frisado anteriormente, leis aprovadas pelo Congresso impactem efetivamente a economia e, eventualmente, a própria execução da política fiscal do governo.

Referindo-se ao Congresso norte-americano, Fichtner e McLaughlin (2015) apontam que faltam àquele corpo legislativo meios para antecipar os reflexos econômicos de muitas leis, dado que, embora impactos fiscais sejam contabilizados em profundidade, a legislação que tem reflexos orçamentários diretos (sobre receita ou despesa) representa apenas uma pequena parcela do conjunto de normativos governamentais que, de fato, interferem no ambiente econômico.

Argumentam os autores que ações governamentais – regulações, em particular – possuem efeitos similares àqueles derivados da tributação ou do gasto público, de modo que não se podem negligenciar suas consequências. Segundo os estudiosos, custos de *compliance* e disposições regulatórias “podem criar um peso significativo sobre o desenvolvimento econômico” (FICHTNER; MCLAUGHLIN, 2015, p. 13).

A realidade congressual descrita pela referida literatura estadunidense replica-se no caso brasileiro, bem como as conclusões que apontam a necessidade e os benefícios esperados a partir da avaliação do impacto de proposições legislativas.

A execução de tal atividade, contudo, é tarefa desafiadora. Conforme reconhecem Fichtner e McLaughlin (2015, p. 30-31), quando se cuida da implementação de avaliações de impacto, “é mais fácil falar do que fazer. [...] estimar as consequências econômicas da legislação pode ser intimidante [...] [e, em alguns casos] pode ser de tal modo complexo a ponto de requerer modelos econômicos de larga escala”.

O presente estudo busca oferecer contribuição nesse sentido. Para avaliar o potencial impacto econômico – e fiscal, em um segundo momento, dados os

efeitos mediatos da proposta e a relevância do debate acerca do equilíbrio das contas públicas no atual cenário – da legislação editada pelo Congresso, selecionou-se tema dotado de apelo popular, que recebeu significativa parcela da atenção da mídia nos últimos meses: a reforma trabalhista proposta pelo Poder Executivo. Como instrumento, recorreu-se a modelo dinâmico estocástico de equilíbrio geral, estilizado e calibrado para a economia brasileira. Objeto e ferramenta de estudo são apresentados nas seções adiante.

3 Reforma trabalhista: motivação, teoria e experiência internacional

Nos exatos termos da Exposição de Motivos nº 36/2016, do Ministério do Trabalho e Emprego, o Poder Executivo apresentou ao Congresso Nacional, em dezembro de 2016, projeto de lei com vistas a alterar o Decreto-Lei nº 5.452/1943 (Consolidação das Leis do Trabalho – CLT), para

aprimorar as relações de trabalho no Brasil, por meio da valorização da negociação coletiva entre trabalhadores e empregadores, atualizar os mecanismos de combate à informalidade da mão de obra no país, regulamentar o art. 11 da Constituição Federal, que assegura a eleição de representante dos trabalhadores na empresa, para promover-lhes o entendimento direto com os empregadores, e atualizar a Lei n.º 6.019, de 1974, que trata do trabalho temporário (BRASIL, 2016b).

Como pano de fundo, observa-se um cenário de grave crise econômica e altas taxas de desemprego ao longo dos últimos anos – contexto que catalisou a elaboração da reforma, cujo objetivo, em última análise, é aumentar a competitividade da economia e impulsionar a criação de postos de trabalho.

Reformas estruturais – institucional, do sistema financeiro, tributária e a própria reforma trabalhista, entre outras – têm-se tornado presença marcante no atual debate político. Desde a crise financeira global,

em muitos países, medíocre crescimento e alto desemprego acinzentam o panorama. Com menos opções políticas, *policymakers* estão aumentando o foco no papel complementar de políticas estruturais na promoção de crescimento econômico durável e rico em geração de emprego. Em particular, o G-20 tem enfatizado a função essencial de reformas estruturais para garantir um crescimento robusto, sustentável e equilibrado (IMF, 2015, p. 1).

É justo afirmar, destarte, que o Brasil, ao empreender a reforma em comento, segue tendência reformista observada ao redor do mundo. A esse respeito,

Anderson et al. (2014, p. 1) assim se pronunciam: “Em particular, importantes reformas do mercado de trabalho, voltadas à redução dos custos de ajustamento da mão de obra e à promoção do emprego, têm sido implementadas na Grécia, na Itália, na Espanha e em Portugal”.

Do ponto de vista teórico, a preocupação com o refinamento da legislação que regula o mercado de trabalho justifica-se, dado que “ao provocar distorções na maneira com que unidades de produção [firmas] reagem ao ambiente econômico, políticas trabalhistas podem levar uma economia a exibir menor produtividade” (LAGOS, 2001, p. 4). Em verdade, conforme assevera Lagos (2001), a regulamentação sobre as relações de trabalho tem implicações não apenas sobre a produtividade total de fatores (*Total Factor Productivity*, ou TFP, em inglês), mas também sobre a taxa de desemprego e a criação e destruição de postos de trabalho. Entre outras consequências, o autor demonstra, por exemplo, que “políticas que dificultam a demissão tornam firmas menos dispostas a encerrar relações de trabalho improdutivas e buscar outras melhores, reduzindo a produtividade média dos postos de trabalho e, conseqüentemente, a TFP” (LAGOS, 2001, p. 37).

A análise empírica indica que tais reformas, flexibilizando normativos de proteção ao emprego (*Employment Protection Legislation*, ou EPL, em inglês), estão positivamente associadas ao crescimento da produtividade em economias emergentes ou avançadas. É que, em poucas palavras:

Limitações à flexibilidade podem impedir ajustamentos tempestivos requeridos após choques, enfraquecendo a resiliência da economia. Por exemplo, a rigidez no mercado de trabalho (especialmente com relação à fixação de salários, benefícios ao desempregado e custos de demissão) pode contribuir para elevados números de desemprego e baixo crescimento da produtividade (IMF, 2015, p. 13).

No mesmo sentido, Anderson et al. (2014) apontam o crescimento da produtividade do trabalho em seguimento a reformas no setor, e indicam, como antecipado, a materialização de reflexos fiscais advindos da mudança no regimento trabalhista. Em estudo acerca dos ganhos esperados sobre emprego e crescimento na zona do euro em decorrência de reformas estruturais, estimam impacto positivo de 3% sobre o Produto Interno Bruto (PIB) real, no longo prazo. Especificamente:

Competitividade e produtividade do trabalho na zona do euro melhorariam no longo prazo. [...] Haveria redução no custo unitário do trabalho, reforçada pelo declínio no salário real resultante da maior oferta de trabalhadores. Com mais trabalhadores disponíveis para produção, a demanda das firmas por capital também cresceria, e o investimento seria permanentemente mais alto. [...] As implicações fiscais seriam positivas [...] [pois] o declínio do gasto com seguro-desemprego acarretaria uma queda no nível de endividamento governamental (ANDERSON et al., 2014, p. 9).

Os autores argumentam que “a legislação de proteção ao emprego (EPL) encoraja relações de trabalho estáveis, mas pode também dificultar o processo de realocação, com impacto negativo sobre a produtividade” (2014, p. 7). Bassanini, Nunziata e Venn (2009) reforçam que estritas leis trabalhistas reduzem o crescimento da produtividade.

A literatura aponta, ademais, a necessidade de se melhor compreender os efeitos de choques no mercado de trabalho para os ciclos econômicos, especialmente no que diz respeito a perturbações no poder de barganha dos trabalhadores. Em breve revisão bibliográfica, Charpe e Kühn (2012) apresentam os seguintes estudos empíricos sobre o tema: Gali, Smets e Wouters (2011) destacam que choques sobre o *mark up* dos salários contribuem sensivelmente para flutuações do produto e são o principal determinante de variações no emprego (e desemprego) – em um horizonte de quarenta trimestres, tais choques respondem por 17% da variação do produto e explicam 80% da flutuação observada no nível de emprego; Christoffel, Kuester e Linzert (2009), em conclusão análoga, apontam a relevância dos choques sobre o poder de barganha do trabalhador como fenômeno explicativo de variações na inflação e no produto: perturbações dessa natureza respondem por 8% dos movimentos no produto, no curto prazo, e por 16% das mudanças mensuradas no longo prazo.

Ainda segundo Charpe e Kühn (2012, p. 3),

Na literatura de ciclos de negócios (*business cycles*), o ajustamento do salário real é um importante determinante do desemprego. Em modelos nekeynesianos que incorporam rigidez na busca de emprego (*search and matching frictions*) e barganha sobre a distribuição da renda do trabalho, um declínio no salário real aumenta o produto e o emprego. A principal razão é que salários mais baixos aumentam a demanda das firmas por trabalho. Como as firmas se apropriam de uma parcela maior do excedente gerado por um vínculo empregatício (*match*) adicional, há incentivo ao oferecimento de mais postos de trabalho. Segue daí uma forte reação do lado da oferta, elevando o produto.

O movimento oposto, isto é, um aumento do *mark up* de salários ou do poder de barganha do empregado é geralmente associado a maior desemprego. Por exemplo, um aumento excessivo no *mark up* salarial é apontado como a principal causa do desemprego e da inflação observados nos Estados Unidos na década de 1970 e início dos anos 1980, além de ter contribuído para o aumento na taxa de desemprego observado em 2011 (GALI; SMETS; WOUTERS, 2011).

As evidências empíricas apresentadas convergem no sentido de que a literatura, habitualmente, modela o episódio de uma reforma trabalhista como um choque negativo no *mark up* salarial – ver, por exemplo, Clancy e Merola (2014). Na mesma toada, e seguindo Anand e Khera (2016) e Cacciatore e Fiori (2016),

o presente estudo admite, como escolha de modelagem dos efeitos macroeconômicos advindos da alteração legislativa, uma redução nos parâmetros estruturais relacionados: (i) ao custo incorrido pelas firmas para admissão de trabalhadores e (ii) ao poder de barganha do empregado. O próximo capítulo detalha o modelo.

4 Modelo

Superadas as breves exposições acerca da relevância da atuação congressual no desenho do ambiente econômico do país e, por conseguinte, da necessidade de incorporar a avaliação de impacto de proposições legislativas à discussão política no Parlamento, bem como a apresentação dos motivos, fundamentos e implicações econômicas pertinentes à realização de reformas trabalhistas em diversos países, o presente capítulo dedica-se a detalhar o modelo adotado para alcançar o objetivo que balizou o desenvolvimento desta pesquisa, isto é, levar a termo a avaliação de impacto da reforma trabalhista sobre a economia nacional.

4.1 Modelagem DSGE

Consoante Huntley e Miller (2009, p. 1), os avanços na modelagem econômica ocorridos na última década “resultaram em modelos que podem gerar resultados que, no mais das vezes, replicam com precisão a dinâmica real da economia”. Referidos como modelos do tipo dinâmico estocástico de equilíbrio geral (*Dynamic Stochastic General Equilibrium*, ou DSGE, em inglês), eles buscam explicar fenômenos macroeconômicos a partir do uso de princípios microeconômicos e são usualmente empregados no estudo de eventos e na análise de cenários decorrentes de mudanças no ambiente e na política econômica. Por exemplo, modelos DSGE “têm-se tornado ferramentas cada vez mais populares entre Bancos Centrais e outras instituições governamentais na análise de políticas” (CLANCY; MEROLA, 2014, p. 5).

As características do modelo, explicitadas pela sigla que o nomeia, podem ser assim resumidas: o modelo é (i) dinâmico, pois considera a economia ao longo do tempo, em vez de num momento isolado; (ii) estocástico, ao incorporar aleatoriedade que permite a ocorrência de eventos inesperados; (iii) de equilíbrio, quando assume que oferta e demanda inevitavelmente se igualam; (iv) geral, dado que inclui todos os mercados em uma economia, em oposição ao estudo de mercados específicos (USA, 2010).

Entre as vantagens do uso de tal ferramenta, pode-se apontar:

1. a versatilidade do modelo: ao unir avanços da economia computacional a tradicionais séries econômicas, o modelo é capaz de estimar parâmetros estruturais da economia, variáveis latentes e choques que geram flutuações econômicas, além de oferecer projeções e servir como laboratório para a produção de experimentos com o objetivo de analisar e antecipar prováveis efeitos de mudanças na política (HUNTLEY; MILLER, 2009);
2. a consistência interna: modelos DSGE formalizam o comportamento de agentes econômicos a partir de microfundamentos e expectativas racionais; como resultado, são menos vulneráveis à crítica de Lucas – ou seja, não confiam inteira e unicamente em dados históricos para antecipar os efeitos de uma dada mudança na política econômica (CLANCY; MEROLA, 2014).

Tendo em conta as vantagens acima enumeradas, o modelo DSGE desponta como escolha natural diante do objetivo declarado desta pesquisa, a saber, avaliar o impacto econômico da reforma trabalhista discutida pelo Congresso. Evidentemente, o tratamento dado pelo modelo ao mercado de trabalho é de fundamental importância, uma vez que os canais de transmissão dos efeitos da reforma residem primordialmente em tal bloco. A seção seguinte explicita a abordagem adotada (*search and matching*), após brevíssima recapitulação acerca de como evoluiu a modelagem macroeconômica do mercado de trabalho nas últimas décadas.

4.2 Search and matching em modelos DSGE

O modelo de *search and matching* resulta de teoria microfundamentada para estudar a dinâmica do mercado de trabalho e pode ser combinado com modelos igualmente microfundamentados (tal como o DSGE) que se dediquem a investigar inflação e demanda agregada. Previamente à caracterização de tal modelo e para melhor compreendê-lo, é útil discorrer, de passagem, acerca da antecedente pesquisa que resultou em tal *framework* como escolha dominante em termos de modelagem econômica do mercado de trabalho nos dias atuais.²

Até a década de 1970, o estudo do mercado de trabalho apresentava clara divisão teórica: de um lado, a visão clássica, que se apoiava em argumentos de cunho microeconômico para explicar as relações entre os agentes e, como resultado, valorizava as forças que livremente conduzem o mercado para um ponto de equilíbrio; noutro giro, a corrente de cunho keynesiano, mais inclinada

² A narrativa é forte e inteiramente baseada em Krause e Lubik (2014).

a argumentos macroeconômicos derivados da observação empírica e dotada de forte crença nas imperfeições presentes no mercado de trabalho.

O modelo clássico tradicional assume que o mercado de trabalho sempre alcança o equilíbrio, em um ambiente de competição perfeita. Nele, a oferta de mão de obra decorre da preferência das famílias entre lazer e consumo, devendo este último ser pago com renda gerada pelo trabalho. A demanda por mão de obra, de seu lado, deriva do nível ótimo escolhido pelas firmas, que resolvem um problema de maximização de lucros em face das restrições tecnológicas. Assim, para um dado salário, trabalhadores e empresas escolhem oferta e demanda correspondentes; caso as quantidades ofertadas e demandadas não se equivalham, o equilíbrio é restaurado mediante quedas ou aumentos salariais – contratações, demissões e ajustes na força de trabalho não acarretam custo algum.

Não há espaço para desemprego – exceto se imposta, de modo arbitrário, rigidez salarial –, pois o salário de equilíbrio sempre iguala o produto marginal do trabalho e a taxa marginal de substituição entre lazer e consumo. O modelo, portanto, não consegue captar o comportamento cíclico dos fluxos naturais de trabalhadores entre a situação de emprego e desemprego.

As ideias keynesianas, por outro lado, partem do pressuposto de que preços e salários são rígidos, do que decorre desemprego e não neutralidade monetária. A curva de Phillips, então, é usada para capturar o relacionamento entre as variáveis econômicas em um ambiente cujo ajuste de preços e salários ocorre lentamente: assumindo-se inflação constante, chega-se à taxa natural de desemprego.

A principal fragilidade dessa abordagem reside na ausência de base principiológica, dado que ela é derivada puramente de relações empíricas observadas até a década de 1960. Além disso, as expectativas dos agentes econômicos não teriam influência sobre o comportamento futuro das variáveis de interesse.

Como tentativa de reconciliar o equilíbrio competitivo presente no modelo clássico com a rigidez de preços e salários de modelos keynesianos, a abordagem neoclássica – surgida no final dos anos 1970 – incorpora a ideia de expectativas racionais dos agentes e estuda as flutuações macroeconômicas a partir de princípios microeconômicos, introduzindo a noção de informação imperfeita. Nesse *framework*, agentes observam as condições econômicas de modo imperfeito e fixam os preços com base em suas crenças acerca de tais condições, dando espaço à não neutralidade monetária.

No início dos anos 1980, a macroeconomia neoclássica evoluiu com o desenvolvimento de modelos de ciclo real de negócios (*Real Business Cycle*, ou RBC, em inglês) que explicavam a maioria das flutuações econômicas a partir de choques tecnológicos. Ao mesmo tempo, economistas keynesianos – que posteriormente passaram a ser referidos por neokeynesianos – conceberam modelos

microfundamentados em que a presença de custos de menu, racionalidade imperfeita ou contratos prefixados justificaria, do ponto de vista teórico, a rigidez de preços e salários empiricamente observada. Em ambas as abordagens (RBC e modelos neokeynesianos), contudo, o mercado de trabalho era tratado como competitivo, deixando-se o desemprego fora do modelo, no mais das vezes.

A agenda de pesquisa, portanto, chegou ao modelo de *search and matching* motivada pela busca de uma teoria em que o desemprego fosse um resultado de equilíbrio.

A literatura de *search and matching* é dominada pela contribuição seminal de Diamond, Mortensen e Pissarides. Os autores formalizaram a ideia comumente aceita da existência de atrito no mercado de trabalho (KRAUSE; LUBIK, 2014): trabalhadores procuram emprego, firmas buscam trabalhadores; na presença de informação imperfeita sobre as características dos agentes envolvidos, o processo que envolve a celebração do vínculo empregatício (*match*) torna-se custoso.

Para o trabalhador, a busca por emprego dá-se num cenário em que existe concorrência de outros ofertantes de mão de obra, podendo haver escassez de vagas ou mesmo ausência de demanda por suas habilidades específicas. Ao mesmo tempo, caso decida não engajar-se no mercado de trabalho, o trabalhador pode receber benefícios como seguro-desemprego e/ou se dedicar a atividades domésticas.

Firmas, de seu lado, enfrentam custos para contratar novos empregados, tais como despesas com divulgação de vagas abertas e com seleção de candidatos, entre outros. À semelhança do que ocorre no lado da oferta, firmas também experimentam competição de outras firmas no processo de contratação, podendo haver escassez de trabalhadores aptos ao emprego.

Uma função do tipo Cobb-Douglas, que relaciona a formação de vínculos empregatícios à quantidade de vagas e ao esforço do trabalhador na busca por emprego, captura tais interações e representa a dificuldade dos agentes para encontrar um parceiro adequado, servindo-se para ilustrar o atrito no mercado de trabalho (HERTWECK, 2010). Das decisões tomadas por ofertantes e demandantes, o desemprego surge, então, como resultado de equilíbrio (KRAUSE; LUBIK, 2014).

Com relação à dinâmica salarial, esta resulta do processo de barganha entre trabalhadores e firmas, em que ambos são monopolistas:

Em cada período, firmas e trabalhadores barganham acerca do salário real, independentemente se o vínculo entre ambos é novo ou preexistente. O salário é fixado de acordo com uma negociação de Nash. Ao final, trabalhador e firma partilham o superávit conjunto (BAAS; BELKE, 2014, p. 11).

O referido superávit surge precisamente do fato de que o processo de *search and matching* é custoso, de maneira que ambos os lados se beneficiam ao evitar a busca por novos parceiros (KRAUSE; LUBIK, 2014).

A abordagem descrita é formalizada em três equações, que capturam a dinâmica do emprego, a criação de vagas e o salário agregado. Tais equações, ao lado dos demais blocos do modelo nekeynesiano com rigidez no mercado de trabalho, são explicitadas adiante, seguindo Krause e Lubik (2007), com ligeiras modificações.³

4.3 Famílias

Famílias maximizam sua utilidade (U) ao longo do ciclo de vida, escolhendo seqüências de consumo (C_t) e de liquidez provida pela posse de moeda (M_t), conforme

$$U = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[\frac{C_t^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} + \chi \log \frac{M_t}{P_t} \right] \quad (1)$$

sujeitas à restrição orçamentária dada por

$$C_t + \frac{M_t}{P_t} + \frac{B_t}{P_t} = W_t + \frac{M_{t-1}}{P_t} + R_{t-1} \frac{B_{t-1}}{P_t} + bu_t + \Pi_t + T_t \quad (2)$$

com W_t equivalendo ao salário e bu_t representado a renda dos membros da família em situação de desemprego (u_t). Π_t são lucros agregados e T_t , transferências do governo. A taxa de juros paga pelos títulos (B_t) é dada por R_t .

A cesta de $i \in [0,1]$ bens diferenciados consumidos pela família é agregada segundo uma função de elasticidade de substituição constante (*Constant Elasticity of Substitution*, ou CES, em inglês):

$$C_t = \left(\int C_{it}^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} di \right)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}}, \quad \varepsilon > 1 \quad (3)$$

Denota-se por P_{it} o preço de cada bem i , no período t . Assim, o preço P_t da cesta de consumo da família e a função demanda para cada bem de consumo (C_{it}) são, respectivamente:

$$P_t = \left(\int P_{it}^{1-\varepsilon} di \right)^{\frac{1}{1-\varepsilon}} \text{ e } C_{it} = (P_{it}/P_t)^{-\varepsilon} C_t$$

3 Assumiu-se que: (i) a probabilidade de destruição de vínculos é exógena; (ii) a função de reação da autoridade monetária é dada por uma regra de Taylor.

4.4 Firmas e mercado de trabalho

Firmas em concorrência monopolista produzem cada um dos bens de consumo diferenciados, usando unicamente trabalho (n_{it}) como insumo no processo produtivo. O nível de produção depende, ainda, da produtividade agregada (A_t) – comum a todas as firmas e que segue um processo autorregressivo de primeira ordem: $A_t = \rho_A A_{t-1} + \sigma_A$. Chega-se, assim, à seguinte função de produção, que denota o produto total da firma i no período t :

$$Y_{it} = A_t n_{it} \quad (4)$$

Como antecipado, a criação e o preenchimento de postos de trabalho estão sujeitos à rigidez determinada pelas condições agregadas do mercado. De acordo com o modelo de *search and matching*, o fluxo de novos vínculos empregatícios, ou *matches*, formados em cada período, é capturado pela função de *matching*:

$$m(u_t, v_t) = \varpi u_t^\eta v_t^{1-\eta}, \quad 0 < \eta < 1 \quad (5)$$

onde: ϖ é um parâmetro que capta a eficiência do processo; $u_t = 1 - n_t$ é a quantidade de trabalhadores desempregados, à procura de vagas; η indica a elasticidade da função de *matching*; e, v_t , o número total de vagas anunciadas, com $v_t = (\int v_{it} di)$, sendo v_{it} o número de vagas postadas pela firma i no período t .

A probabilidade de que uma vaga anunciada seja preenchida no próximo período é $q(\theta_t) = m(u_t, v_t) / v_t$, sendo $\theta_t = v_t / u_t$ o atrito no mercado de trabalho, ou *tightness*. Para cada firma, então, o número de novas contratações em $t + 1$ é $v_{it} q(\theta_t)$.

Com a probabilidade exógena de destruição de vínculos empregatícios dada por ρ , o emprego total na firma i evolui de acordo com a seguinte dinâmica:

$$n_{it+1} = (1 - \rho_{it+1})(n_{it} + v_{it} q(\theta_t)) \quad (6)$$

A firma escolhe o preço de seu produto, o número de trabalhadores e de vagas anunciadas com vistas a maximizar o valor presente descontado dos lucros reais:

$$\Pi_{it} = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \frac{\lambda_t}{\lambda_0} \left[\frac{P_{it}}{P_t} Y_{it} - W_{it} - c v_{it} - \frac{\psi}{2} \left(\frac{P_{it}}{P_{it-1}} - \pi \right)^2 Y_t \right] \quad (7)$$

sujeita à demanda pelo bem produzido (C_{it}), à função de produção (4) e à lei de movimento do emprego (6).

Em (7), o primeiro termo entre colchetes é a receita real da firma, enquanto o subsequente $W_{it} = w_t n_{it}$ corresponde à sua folha de salários; o custo total por vaga anunciada é representado por $c > 0$; o último termo captura os custos, aproximados por uma função quadrática, incorridos pela firma para reajustar seus preços a uma taxa distinta da inflação de equilíbrio, $\pi = P_t / P_{t-1}$, com $\psi \geq 0$.

As condições de primeira ordem em relação a emprego, vagas anunciadas e preço são:

$$\xi_t = \varphi_t A_t - w_t + E_t \beta \left(\frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \right) (1 - \rho_{t+1}) \xi_{t+1} \quad (8)$$

$$\frac{c}{q(\theta_t)} = E_t \beta \left(\frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \right) (1 - \rho_{t+1}) \xi_{t+1} \quad (9)$$

$$1 - \psi(\pi_t - \pi) \pi_t + E_t \beta \left(\frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_0} \right) \left[\psi(\pi_{t+1} - \pi) \pi_{t+1} \frac{Y_{t+1}}{Y_t} \right] = \varepsilon (1 - \varphi_t) \quad (10)$$

onde ξ são multiplicadores de Lagrange com respeito às restrições de emprego e produção, nessa ordem. ξ dá o valor do trabalhador para a firma, e φ é a contribuição de uma unidade adicional de produto para a receita total, igualando-se ao custo marginal. (9), então, indica que o custo do anúncio de novas vagas iguala-se ao benefício de contar com o trabalhador adicional. A equação (10) determina a dinâmica da inflação em função do custo marginal φ e, em sua forma linearizada, consiste na Curva de Phillips: se a inflação esperada é maior que a inflação de equilíbrio π , as firmas elevam seus preços em t .

Combinando-se (8) e (9), obtém-se a condição para criação de empregos:

$$\frac{c}{q(\theta_t)} = E_t \beta \left(\frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \right) (1 - \rho_{t+1}) \left[\varphi_{t+1} A_{t+1} - w_{t+1} + \frac{c}{q(\theta_{t+1})} \right] \quad (11)$$

4.5 Salários

Salários são determinados de acordo com uma barganha de Nash, de modo que trabalhador e firma partilhem o superávit oriundo do *match*, com uma parcela $0 < \alpha < 1$ destinada ao trabalhador. A condição de otimalidade é dada por

$$H - F = \frac{\alpha}{1 - \alpha} J \quad (12)$$

Em que H é o valor, para o trabalhador, de estar empregado, e F , o valor de estar desempregado (logo, $H - F$ dá o superávit do trabalhador). J traduz o valor marginal, para a firma, de contar com a posição de trabalho preenchida. Usando as condições de primeira ordem da firma e (11), podem-se derivar expressões para H , F e J , na seguinte conformidade:

$$H_t = w_t + E_t \beta \left(\frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \right) [(1 - \rho_{t+1}) H_{t+1} + \rho_{t+1} F_{t+1}] \quad (13)$$

O valor de estar empregado é, então, dado pelo salário auferido no período (w_t), somado ao valor descontado de continuar empregado no próximo período

(com probabilidade $1 - \rho$), mais o valor descontado de encontrar-se a situação de desemprego no próximo período, F_{t+1} , com probabilidade ρ .

A situação de desemprego corresponde ao valor de

$$F_t = b + E_t \beta \left(\frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \right) \left[\theta_t q(\theta_t) (1 - \rho_{t+1}) H_{t+1} + (1 - \theta_t q(\theta_t) (1 - \rho_{t+1})) F_{t+1} \right] \quad (14)$$

O desempregado, portanto, recebe b em virtude de trabalho doméstico, mais o valor descontado do desemprego no período seguinte e a alternativa descontada de conseguir uma posição no mercado de trabalho, com probabilidade $\theta_t q(\theta_t) (1 - \rho_{t+1})$.

O valor do *match* para a firma, por seu turno, é

$$J_t = \varphi_t A_t - w_t + E_t \beta \left(\frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \right) (1 - \rho_{t+1}) J_{t+1} \quad (15)$$

Similarmente, uma vez preenchida a posição de trabalho, a firma recebe a receita derivada da unidade adicional da produção do trabalhador menos o salário a ele pago, somado ao valor descontado da continuidade do vínculo.

Substituindo (13), (14) e (15) na condição de otimalidade (12), alcança-se expressão para o salário real pago ao trabalhador:.

$$w_t = \alpha(\varphi_t A_t + c\theta_t) + (1 - \alpha)b \quad (16)$$

4.6 Fechando o modelo

A função de reação do Banco Central é dada por uma Regra de Taylor, na seguinte conformidade:

$$\frac{R_t}{R} = \left(\frac{R_{t-1}}{R} \right)^{\rho_R} \left[\left(\frac{\pi_t}{\pi} \right)^{\phi_\pi} \left(\frac{Y_t}{Y} \right)^{\phi_Y} \right]^{1-\rho_R} z_R \quad (17)$$

R , π e Y correspondem à taxa de juros, inflação e produto no estado estacionário, nessa ordem. Φ_π e Φ_Y são parâmetros escolhidos pela autoridade monetária que dão a magnitude da resposta a desvios da inflação e do produto em relação aos respectivos níveis de equilíbrio no longo prazo. ρ_R é um parâmetro que suaviza a trajetória da taxa de juros e, z_R , um choque discricionário da política monetária, com média zero e distribuição normal.

A restrição orçamentária do governo é dada por

$$\frac{M_t - M_{t-1}}{P_t} + \frac{B_t}{P_t} - \frac{R_{t-1} B_{t-1}}{P_t} + T_t = 0 \quad (18)$$

Por fim, segue a restrição agregada de recursos da economia:

$$C_t = Y_t - cv_t - \frac{\psi}{2} \left(\frac{P_t}{P_{t-1}} - \pi \right)^2 Y_t \quad (19)$$

4.7 Calibração

Os parâmetros estruturais do modelo foram tratados como fixos (calibrados), seguindo estudos anteriores aplicados à economia brasileira, quando disponíveis. Assim, a taxa de desconto intertemporal (β), o coeficiente de aversão ao risco relativo (σ) e a elasticidade de substituição entre bens de consumo (ϵ) foram definidas conforme Castro et al. (2011), que desenvolveram um modelo analítico estocástico bayesiano (*Stochastic Analytical Model with a Bayesian Approach*, ou SAMBA) para a economia nacional. Também do modelo SAMBA foram obtidos os valores para os parâmetros relacionados à função de reação do Banco Central (ρ_R , Φ_π e Φ_Y) e a inflação no estado estacionário (π), assumida como 4.5% a.a. dada a política monetária em vigor.

A elasticidade da função de *matching* (η) foi calculada segundo Hall e Schulhofer-Wohl (2015) utilizando-se dados do Sistema Nacional de Empregos – Sine (BRASIL, 2016c) entre 2000 e 2014 para aproximar as grandezas relativas a número de trabalhadores em busca de emprego, número de vagas postadas e quantidade e probabilidade de *matches*. A eficiência do processo (ω) foi assumida unitária, também na esteira de Hall e Schulhofer-Wohl (2015). Por seu turno, a probabilidade exógena de destruição de vínculos (ρ) advém de Krause e Lubik (2014).

Para a renda oriunda do desemprego (b), adotou-se valor estabelecido em Nagypál (2006), que, similarmente, serviu de fonte para c , o custo total por vaga anunciada. Ψ , parâmetro relacionado ao custo de ajustamento de preços, que governa o grau de rigidez nominal da economia, foi escolhido de forma a aproximar o intervalo médio de quatro trimestres observado para ajustamento de preços no Brasil (CASTRO et al., 2011). Como usual na literatura, fixou-se em 0.5 a parcela do superávit destinada ao trabalhador como resultado da barganha (α) (KRAUSE; LUBIK, 2007). A tabela 1 adiante sumariza o exposto.

TABELA 1 – CALIBRAÇÃO

Parâmetro	Valor	Parâmetro	Valor
β	0.989	η	0.15
σ	1.3	ω	1
ε	11	ρ	0.1
ρ_R	0.79	b	0.4
Φ_π	2.43	c	0.05
Φ_Y	0.16	ψ	50
π	1.011	α	0.5

Fonte: Elaboração do autor.

4.8 Estimação dos efeitos da reforma trabalhista

Como antecipado, de modo a mensurar os efeitos decorrentes da reforma trabalhista, adotou-se como estratégia a simulação de choques permanentes sobre os seguintes parâmetros estruturais da economia: a parcela do superávit destinada ao trabalhador como resultado da barganha (α) e o custo incorrido pela firma por vaga anunciada (c).

A magnitude do choque promovido pela reforma, de seu lado, foi aproximada tendo por base o conjunto de indicadores da Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE) voltado a mensurar diversos fatores que influenciam o grau de rigidez do mercado de trabalho, tais como procedimentos e custos envolvidos na contratação e dispensa de trabalhadores permanentes ou temporários – trata-se dos indicadores relacionados à legislação de proteção ao emprego (*Employment Protection Legislation*, ou EPL).

Conforme aquela organização,

Para cada país, a legislação de proteção ao emprego (EPL) é descrita mediante 21 itens básicos, que podem ser classificados em três grandes grupos: (i) proteção a trabalhadores regulares contra demissão individual; (ii) regulação de formas temporárias de emprego; e (iii) exigências adicionais, específicas para o caso de demissões coletivas (OCDE, 2014, p. 1).

Entre tais indicadores, há aqueles relativos a procedimentos e motivação necessários para se proceder à dispensa de um trabalhador, à duração do aviso prévio, ao prazo máximo de um vínculo empregatício temporário, aos custos relacionados à demissão, ao prazo prescricional para reclamações trabalhistas, apenas para citar alguns.

Uma vez convertidos em uma escala cardinal, segundo metodologia própria, os indicadores são agregados em índices-síntese, seguindo a atribuição de pesos definida pela entidade (OCDE, 2014).

Os últimos dados disponíveis na base de dados da OCDE colocam o Brasil na quinta posição entre os países com a regulamentação mais rígida no que diz respeito ao trabalho temporário – 4,1, em uma escala de 0 a 6 (da menos para a mais rígida legislação) – atrás da Venezuela, da Turquia, do Uruguai e do Panamá, nessa ordem (OCDE, 2015). O índice, combinado com aqueles correlatos à legislação afeta a vínculos permanentes e a procedimentos para dispensa do trabalhador, resulta em um índice agregado que atinge 2,58, na mesma escala em que 6 representa a legislação mais estrita.

Lançando-se mão da metodologia utilizada pela OCDE para sintetizar o grau de rigidez da legislação trabalhista, e incorporando-se as mudanças introduzidas pela reforma em análise, observa-se que o índice agregado pós-reforma deve atingir 2,02, isto é, a intervenção legislativa provocaria uma queda de 22% no grau de rigidez das normas que regulamentam as relações no mercado de trabalho. O movimento em questão resulta, portanto, do conjunto das disposições contempladas pela reforma, dentre as quais se destacam as seguintes:⁴

- a. previsão da transferência de atividades da empresa a terceiro prestador de serviços (terceirização) (arts. 4-A a 5-D);
- b. estabelecimento: (i) do princípio da intervenção mínima como balizador das atividades da Justiça do Trabalho (art. 8º); (ii) de responsabilização ao litigante de má-fé (art. 793-A);
- c. inclusão de normas voltadas ao aumento da produtividade do trabalhador, a exemplo de teletrabalho (arts. 75-A a 75-E), banco de horas (arts. 59 e 59-B) e remuneração por produtividade (art. 611-A);
- d. maior flexibilidade para a promoção do término do vínculo contratual: dispensa imotivada (art. 477-A) e extinção por acordo (art. 484-A); e
- e. ampliação da possibilidade de celebração do contrato de trabalho em regime de tempo parcial (art. 58-A) ou intermitente (art. 443).

A reforma, então, torna mais maleáveis os procedimentos de formação e extinção de vínculos empregatícios, além de dar mais espaço para a negociação salarial em bases individuais e reduzir, entre outros, os custos de demissão. No modelo adotado para a avaliação do potencial impacto da intervenção legislativa, tais mudanças refletem-se em uma perturbação permanente nos parâmetros estruturais de interesse (α e c). Conforme anteriormente descrito, estima-se a

4 A referência aos artigos toma por base a versão do texto (redação final) aprovada pelo Plenário da Câmara dos Deputados (BRASIL, 2017a).

magnitude do choque em 22% do valor de equilíbrio dos parâmetros em questão, adotando-se como paradigma o momento pré-reforma trabalhista.

5 Resultados

Neste capítulo comentam-se os resultados da simulação empreendida com o uso do modelo descrito no capítulo anterior. Os impactos decorrentes da reforma trabalhista sobre variáveis econômicas de interesse, como taxa de desemprego, PIB, inflação e juros foram estimados a partir da utilização de modelo DSGE em que o mercado de trabalho é descrito pelo mecanismo de *search and matching*. As conclusões alcançadas são objeto da primeira seção adiante. A seção posterior dedica-se a um exercício de avaliação dos impactos fiscais advindos da reforma trabalhista, utilizando como insumo a magnitude do choque sobre o desemprego, conforme estimada pelo modelo DSGE.

5.1 Impactos econômicos

A figura 1 (ao final do capítulo) ilustra os efeitos de uma queda permanente no poder de barganha do trabalhador e nos custos por vaga anunciada pela firma. A economia experimenta uma transição entre o estado anterior à reforma e o novo equilíbrio. No longo prazo, verifica-se aumento do PIB e do número de vagas anunciadas, bem como redução de desemprego, juros e inflação.

A diminuição no poder de barganha do trabalhador reduz o salário real e, conseqüentemente, os custos para a produção. Isso incentiva a criação de postos de trabalho, diminuindo o desemprego e elevando o produto agregado da economia. O aumento na demanda por trabalho promove a recuperação do salário real ao nível pré-reforma. Estima-se queda de 3 p.p. na taxa média de desemprego e elevação de 0.7 p.p. no PIB de equilíbrio, ou produto potencial, no horizonte de dois anos – valores em linha com resultados obtidos em estudos realizados para outros países (CACCIATORE; FIORI, 2016; ANAND; KHERA, 2016).

Após ligeiro salto imediatamente após o choque estrutural decorrente da reforma – explicado pela rigidez de preços e pelo comportamento otimizador das famílias, que suavizam o repasse da perda salarial para o nível de consumo – inflação e juros seguem trajetória benigna, estabilizando-se em níveis inferiores aos observados no equilíbrio anterior, à semelhança das conclusões alcançadas por Cacciatore, Duval e Fiori (2012). A queda nos custos de produção reduz inflação e

juros em cerca de 0.3 p.p. ao ano, o que significaria uma inflação pouco abaixo de 4.2% a.a. no estado estacionário, quase 10% inferior à meta vigente.

5.2 Impactos fiscais

Os impactos econômicos anteriormente explicitados, especialmente no que diz respeito à redução do desemprego, têm claros reflexos de segunda ordem sobre as finanças do governo. O aumento do número de pessoas empregadas alivia a pressão do lado da despesa pública, pois reduz a demanda pelo seguro-desemprego pago pelo Estado – dada a menor quantidade de cidadãos elegíveis – e, ao mesmo tempo, tem efeitos positivos sobre a arrecadação governamental. Mediante o uso de *framework* simplificado que considera unicamente o efeito quantidade (redução do desemprego) estimado pelo modelo de *search and matching*, ao lado da sensibilidade de despesas e receitas públicas a parâmetros e critérios correlatos ao número de pessoas desocupadas, propõe-se um exercício de estimação com o objetivo de mensurar, ainda que parcialmente, o impacto fiscal das alterações legislativas promovidas pela reforma trabalhista.

O Projeto de Lei Orçamentária para 2017, PLOA 2017 (BRASIL, 2016d) previu, em informações complementares, uma despesa de R\$ 36,3 bilhões no exercício com o pagamento de seguro-desemprego a cerca de 600 mil beneficiários por mês – em média, o benefício seria pago por 4,2 meses, e o valor médio equivaleria a 1,28 salário mínimo (R\$ 1.209,07). No mês de março de 2017 – quando a taxa de desemprego atingiu 13,7% (BRASIL, 2017b) –, estimou-se que 727.152 pessoas receberiam o benefício, ou 5,13% da massa de desempregados.

O declínio estimado em 3 p.p. na taxa de desemprego em virtude da reforma trabalhista equivaleria a cerca de 3,1 milhões de pessoas a menos nessa situação, uma vez atingido o novo equilíbrio. Assumindo-se que o choque no modelo estilizado aproximar-se-ia de forma razoável da magnitude do movimento observado na economia real, e tendo em conta a proporção de beneficiários acima indicada, tal declínio no número de desempregados acarretaria uma redução de R\$ 9,7 bilhões ao ano com despesas de seguro-desemprego, considerando-se o montante a ser despendido em 2017 como paradigma.

Do lado da receita, a reforma também traz potenciais ganhos para as finanças estatais, considerando-se o aumento da parcela da população ocupada e, por conseguinte, da massa salarial do país.

Anote-se que, segundo o Anexo de Riscos Fiscais do Projeto de Lei de Diretrizes Orçamentárias para 2018, PLDO 2018 (BRASIL, 2017c), a elasticidade da receita arrecadada pela Receita Federal do Brasil (RFB) em relação a variações na massa salarial é dada pela seguinte tabela:

TABELA 2 – EFEITO NA RECEITA ADMINISTRADA PELA RFB PELA VARIAÇÃO DE 1 P.P.

Parâmetro	Receita administrada pela RFB	
	Exceto previdenciária	Previdenciária
Massa salarial	0.09%	0.71%

Fonte: PLDO 2018 (BRASIL, 2017c)

Por sua vez, o Projeto de Lei Orçamentária para 2017 estimou os seguintes montantes para tais receitas, no biênio 2018-2019:

TABELA 3 – PREVISÃO DE ARRECADAÇÃO DE RECEITAS ADMINISTRADAS PELA RFB

Ano	Receita administrada pela RFB (R\$ milhões)	
	Exceto previdenciária	Previdenciária
2018	954.167	444.024
2019	1.038.900	496.874

Fonte: PLOA 2017 (BRASIL, 2016d)

Assim, o choque de 3 p.p. na taxa de desemprego, transmitido à massa salarial após o retorno do salário real ao patamar pré-reforma, ocasionaria um aumento na arrecadação federal; de acordo com a sensibilidade apresentada na tabela 2 e com os valores previstos na tabela 3, e novamente assumindo que a perturbação modelada aproximar-se-ia daquela experimentada na economia real, o referido aumento alcançaria os seguintes montantes, por exercício:

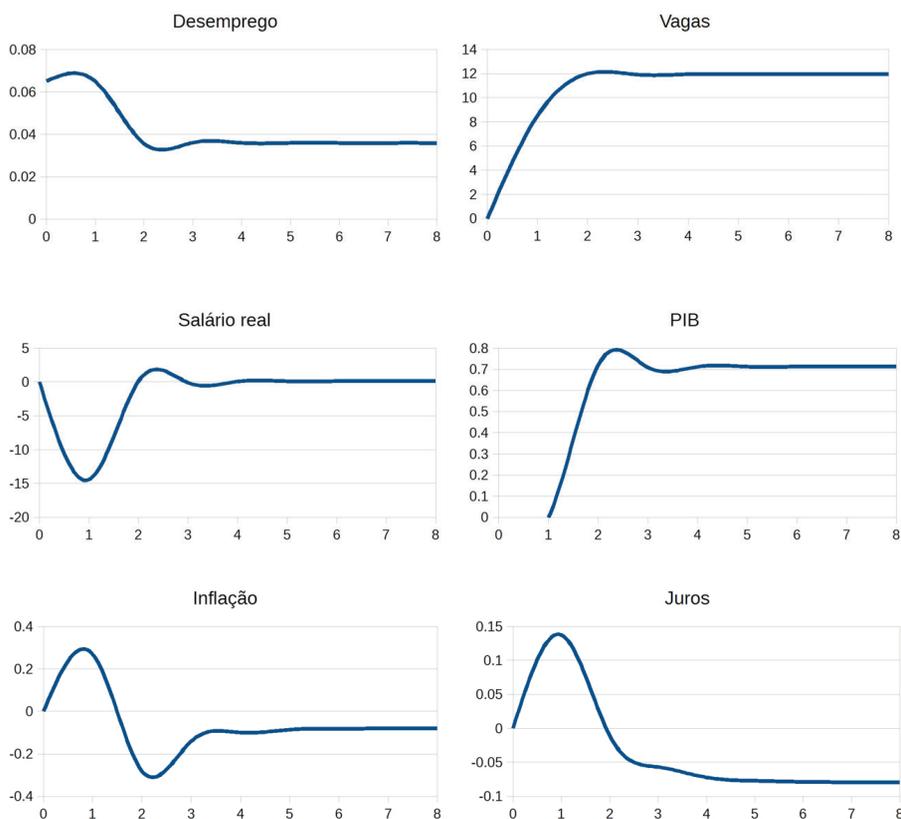
TABELA 4 – ESTIMATIVA DE INCREMENTO NA ARRECADAÇÃO

Ano	Aumento de receita (R\$ milhões)	
	Exceto previdenciária	Previdenciária
2018	2.576	9.457
2019	2.805	10.583

Fonte:

Portanto, combinados os efeitos de redução de despesa com seguro-desemprego e aumento de receitas previdenciárias e não previdenciárias arrecadadas pela RFB, a reforma trabalhista acarretaria um impacto fiscal positivo superior a R\$ 21 bilhões anuais. A título comparativo, o impacto estimado equivaleria a cerca de 1/6 do déficit primário de R\$ 131 bilhões previsto para o setor público consolidado não financeiro em 2018 (BRASIL, 2017c).

FIGURA 1 – TRAJETÓRIA DE TRANSIÇÃO AO NOVO EQUILÍBRIO APÓS REFORMA



Fonte: Elaboração do autor.

Nota: desvio (%) em relação ao estado estacionário pré-reforma, exceto para desemprego, em que é apresentado o desvio em pontos percentuais.

6 Considerações finais

Reconhecendo a relevância da atuação do Congresso Nacional no desenho da política econômica – mediante edição de normas de cunho fiscal ou regulatório – e, por conseguinte, no bom funcionamento da economia do país, esta pesquisa destacou a avaliação de impacto de proposições legislativas como uma ferramenta útil na promoção de um ordenamento jurídico mais eficiente, eficaz e atento aos seus reflexos sobre a sociedade.

Em estudo de caso, propôs-se a avaliação dos impactos econômicos decorrentes da reforma trabalhista, alteração legislativa que atraiu atenção considerável do público durante sua tramitação no Parlamento. Para tanto, lançou-se mão de modelo DSGE em que o mercado de trabalho é descrito pelo mecanismo de

search and matching, com o objetivo de estimar a resposta de variáveis macroeconômicas relevantes – tais como desemprego, PIB e inflação – ao choque estrutural promovido pela inovação legal.

Os resultados (em linha com pesquisas análogas realizadas em outros países) apontam que, decorrida a transição entre o equilíbrio pré-reforma e o novo estado estacionário, a taxa média de desemprego reduz-se em 3 p.p. e a inflação, em 0.3 p.p. ao ano; por seu turno, o PIB potencial experimenta uma elevação de 0.7 p.p. Conclui-se, portanto, à luz do modelo, serem benéficos os efeitos da reforma trabalhista sobre variáveis-chave para mensuração do desempenho econômico da nação. A reforma, assim, caminha no sentido da consecução dos objetivos de aumentar a competitividade da economia e impulsionar a criação de postos de trabalho.

Adicionalmente, tendo em conta a gravidade da situação fiscal experimentada pelo país e os eventuais reflexos fiscais que por vezes são ignorados quando da produção de normas regulatórias, torna-se oportuno o exame dos efeitos da reforma sobre receita e despesa públicas. Nesse diapasão, estima-se que um choque sobre o desemprego de magnitude equivalente à simulada no modelo DSGE ocasionaria uma queda de R\$ 9,7 bilhões ao ano em despesas com seguro-desemprego; no mesmo cenário, as receitas administradas experimentariam um acréscimo superior a R\$ 12 bilhões em cada ano, de modo que o efeito positivo combinado sobre as finanças governamentais perfaria montante superior a R\$ 21 bilhões anuais. Trata-se, então, de externalidade positiva da reforma – dado que sua preocupação central é a modernização das relações de trabalho – que ilustra a importância de considerar, de antemão, prováveis reflexos sobre o equilíbrio fiscal advindos de alterações legislativas não diretamente afetas à receita ou despesa públicas.

Considera-se extensão natural desta pesquisa a investigação dos impactos econômicos e fiscais da reforma trabalhista mediante a adoção de modelo DSGE dotado de maior extensão, com a incorporação de capital, tributação, setor externo e agentes heterogêneos. Tais refinamentos teriam o condão de melhor capturar a magnitude da resposta da economia real em face da perturbação estrutural acarretada pela alteração legislativa.

Referências

- ANAND, R.; KHERA, P. **Macroeconomic impact of product and labor market reforms on informality and unemployment in India**. IMF Working Paper 16/47, Mar. 2016.
- ANDERSON, D. et al. Assessing the gains from structural reforms for jobs and growth. In: SCHINDLER, M.; BERGER, H.; BAKKER, B.; SPILIMBERGO, A. (Ed.). **Jobs and growth: supporting the European recovery**. Washington: International Monetary Fund, 2014. cap. 7.
- BAAS, T.; BELKE, A. **Labor market reforms and current account imbalances: beggarthy-neighbour policies in a currency union?** Centre for European Policy Studies. CEPS Working Document n. 399, Sep. 2014.
- BASSANINI, A.; NUNZIATA, L.; VENN, D. Job protection legislation and productivity growth in OECD countries. **Economic Policy**, v. 24, n. 58, p. 349-402, Apr. 2009.
- BRASIL. Câmara dos Deputados. **Regimento Interno da Câmara dos Deputados: consolidação de todas as disposições aprovadas**. Imprensa Nacional: Rio de Janeiro, 1915.
- _____. Constituição (1988). **Constituição da República Federativa do Brasil de 1988**. Brasília, Distrito Federal. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/constituicao/constituicaocompilado.htm>. Acesso em: 12 ago. 2017.
- _____. Constituição (1988). **Emenda Constitucional nº 95, de 15 de dezembro de 2016**. Altera o Ato das Disposições Constitucionais Transitórias, para instituir o Novo Regime Fiscal, e dá outras providências. Brasília, 2016a. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/constituicao/emendas/emc/emc95.htm>. Acesso em: 12 ago. 2017.
- _____. Ministério do Trabalho. **Exposição de Motivos nº 36, de 22 de dezembro de 2016**. Submete à consideração do Presidente da República proposta de Projeto de Lei que altera o Decreto-Lei n. 5.452, de 1º de maio de 1943 – CLT. Brasília, 2016b.
- _____. **Estatísticas do Sistema Nacional de Empregos (Sine)**. 2016c. Disponível em: <<http://portalfat.mte.gov.br/programas-e-aco-es-2/sistema-nacional-de-emprego-sine/rede-sine/estatisticas-sine/>>. Acesso em: 7 ago. 2017.
- _____. Ministério do Planejamento, Desenvolvimento e Gestão. **Projeto de Lei Orçamentária para 2017 (PL nº 18/2016-CN)**. Informações Complementares encaminhadas pelo Poder Executivo. Brasília, 2016d.
- _____. **Projeto de Lei nº 6.787-B, de 2016**. (Redação Final da Câmara dos Deputados). Altera a Consolidação das Leis do Trabalho (CLT), aprovada pelo Decreto-Lei nº 5.452, de 1º de maio de 1943, e as Leis n.ºs 6.019, de 3 de janeiro de 1974, 8.036, de 11 de maio de 1990, e 8.212, de 24 de julho de 1991, a fim de adequar a legislação às novas relações de trabalho. **Diário da Câmara dos Deputados**, Brasília, 27. abr. 2017a. p. 705-721.
- _____. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNAD Contínua)**. Brasília: jan./mar. 2017b.

_____. Ministério do Planejamento, Desenvolvimento e Gestão. **Projeto de Lei de Diretrizes Orçamentárias para 2018 (PL n. 01/2017-CN)**. Anexo V – Riscos Fiscais. Brasília, 2017c.

CACCIATORE, M.; DUVAL, R.; FIORI, G. **Shor-term gain or pain?: a DSGE model-based analysis of the short-term effects of structural reforms in labour and product markets**. Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE). Economics Department Working Paper n. 948, Mar. 2012.

CACCIATORE, M.; FIORI, G. The macroeconomic effects of goods and labor markets deregulation. **Review of Economic Dynamics**, v. 20, p. 1-24, Apr. 2016.

CASTRO, M. et al. **SAMBA: Stochastic Analytical Model with a Bayesian Approach**. Banco Central do Brasil. Working Paper Series 239. Brasília, Apr. 2011.

CHARPE, M.; KÜHN, S. **Bargaining, aggregate demand and employment**. Dynare Working Papers 13, CEPREMAT, Sep. 2012.

CHRISTOFFEL, K.; KUESTER, K.; LINZERT, T. The role of labor market for euro area monetary policy. **European Economic Review**, v. 53, p. 908-936, Nov. 2009.

CLANCY, D.; MEROLA, R. **EIRE Mod: a DSGE model for Ireland**. Central Bank of Ireland. Research Technical Paper 11/14, Sep. 2014.

FICHTNER, J.; MCLAUGHLIN, P. **Legislative impact accounting: rethinking how to account for policies' economic costs in the federal budget process**. Mercatus Working Paper, June, 2015.

GALI, J.; SMETS, F.; WOUTERS, R. **Unemployment in an estimated new Keynesian model**. NBER Working Papers Series. Working Paper 17084, May 2011.

HALL, R.; SCHULHOFER-WOHL, S. **Measuring job-finding rates and matching efficiency with heterogeneous jobseekers**. NBER Working Papers Series. Working Paper 20939, Feb. 2015.

HERTWECK, M. **Matching in a DSGE framework**. Ph.D Thesis (Economics). European University Institute. Florence, Jan. 2010.

HOPPE, R. *Ex ante* evaluation of legislation: between puzzling and powering. In: VERSCHUUREN, J. (Ed.). **The impact of legislation: a critical analysis of ex ante evaluation**. Leiden-Boston: Martinus Nijhoff Publishers, 2009. p. 81-104.

HUNTLEY, J.; MILLER, E. **Using DSGE models**. Congressional Budget Office Working Paper Series, Nov. 2009.

INTERNATIONAL MONETARY FUND (IMF). **Structural reforms and macroeconomic performance: initial considerations for the Fund**. IMF Staff Report. Washington, 2015.

KRAUSE, M.; LUBIK, T. The (ir)relevance of real wage rigidity in the new Keynesian model with search frictions. **Journal of Monetary Economics**, v. 54, p. 706-727, 2007.

_____. **Modelling labor markets in macroeconomics: search and matching**. The Federal Reserve Bank of Richmond. Working Paper Series. Working Paper 14-19, Dec. 2014.

LAGOS, R. **A Model of TFP**. Working Papers. C.V. New York University. Starr Center for Applied Economics, 2001.

MENEGUIN, F. **Avaliação de impacto legislativo no Brasil**. Brasília: Núcleo de Estudos e Pesquisa da Consultoria Legislativa do Senado Federal. Texto para Discussão n. 70, mar. 2010.

_____. **Como as leis e o Poder Judiciário afetam a economia?** Brasília, fev. 2011. Disponível em: <<http://www.brasil-economia-governo.org.br/2011/02/13/como-as-leis-e-o-poder-judiciario-afetam-a-economia/>>. Acesso em: 12 ago. 2017.

MENEGUIN, F.; BUGARIN, T. **O dilema entre a eficiência de curto prazo e de longo prazo no ordenamento jurídico e o impacto no crescimento econômico**. Brasília: Núcleo de Estudos e Pesquisa da Consultoria Legislativa do Senado Federal. Texto para Discussão, n. 200, jul. 2016.

NADEL, M. Making regulatory policy. In: SCHICK, A. (Ed.). **Making economic policy in Congress**. Washington, DC: American Enterprise Institute for Public Policy Research, 1983. p. 221-256.

NAGYPÁL, E. Amplification of productivity shocks: why don't vacancies like to hire the unemployed? In: BUNZEL, H.; CHRISTENSEN, B. J.; NEUMANN, G. R.; ROBIN, J.-M. (Ed.). **Structural models of wage and employment dynamics: contributions to economic analysis series**. Amsterdã: Elsevier, 2006. p. 481-508.

ORGANIZAÇÃO PARA COOPERAÇÃO E DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO (OCDE). **Regulatory policy and the road to sustainable growth**. 2010. Disponível em: <<https://www.oecd.org/regreform/policyconference/46270065.pdf>>. Acesso em: 12 ago. 2017.

_____. **Calculating summary indicators of EPL strictness: methodology**. Jun. 2014. Disponível em: <<http://www.oecd.org/els/emp/EPL-Methodology.pdf>>. Acesso em: 12 ago. 2017.

_____. **OECD indicators of employment protection**. 2015. Disponível em: <<http://www.oecd.org/els/emp/oecdindicatorsofemploymentprotection.htm>>. Acesso em: 12 ago. 2017.

RADELLI, C. et al. **How to perform the DIADEM data collection**. European Network for Better Regulation (ENBR), July 2006.

REISCHAUER, R. Getting, using and misusing economic information. In: SCHICK, A. (Ed.). **Making economic policy in Congress**. Washington, DC: American Enterprise Institute for Public Policy Research, 1983. p. 38-68.

SANTA HELENA, E. Z. **Competência parlamentar para geração e controle de despesas obrigatórias de caráter continuado e de gastos tributários**. Brasília: Edições Câmara, 2009. 342 p.

SILVA, J. A. Estrutura e funcionamento do Poder Legislativo. **Revista de Informação Legislativa**, ano 47, n. 187, p. 137-154, jul./set. 2010.

TORRENS, A. C. Poder Legislativo e políticas públicas: uma abordagem preliminar. **Revista de Informação Legislativa**, ano 50, n. 197, p. 189-204, jan./mar. 2013.

UNITED STATES OF AMERICA (USA). U. S. House of Representatives. Committee on Science and Technology. Subcommittee on Investigations and Oversight. **Hearing charter: building a science of economics for the real world**. Washington, DC, Jul. 2010.

VERSCHUUREN, J.; GESTEL, R. *Ex ante* evaluation of legislation: an introduction. In: VERSCHUUREN, J. (Ed.). **The impact of legislation: a critical analysis of *ex ante* evaluation**. Leiden-Boston: Martinus Nijhoff Publishers, 2009. p. 3-10.

WATSON, J. P. et al. **Evaluation of the Commission's Impact Assessment System**. Brussels: The Evaluation Partnership, 2007.



Tema

Equilíbrio e Transparência Fiscal

Equilíbrio e Transparência Fiscal – Menção Honrosa

*Sérgio Wulff Gobetti**

*Rodrigo Octávio Orair***

*Frederico Nascimento Dutra****



*Resultado estrutural, ciclos econômicos e os
desafios para avaliar o desempenho fiscal*

** Doutor em Economia pela Universidade de Brasília (UnB) e Técnico de Planejamento e Pesquisa do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea)*

*** Mestre em Economia pela Universidade Estadual de Campinas (Unicamp) e Técnico de Planejamento e Pesquisa do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea)*

**** Graduado em Economia pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS) e Mestrando pela Universidade Federal de Santa Catarina (UFSC)*

Resumo

O presente estudo faz uma revisão das metodologias de ajustamento ao ciclo econômico adotadas no cálculo do “resultado fiscal estrutural”, principal indicador utilizado por organismos internacionais e incipientemente por órgãos oficiais no Brasil para analisar a sustentabilidade e a orientação da política fiscal. Essa revisão e sua aplicação prática se baseiam na recente literatura internacional disseminada por estudos da Comissão Europeia e do Fundo Monetário Internacional (HAVIK et al., 2014; CARNOTT; CASTRO, 2013; LENDVAI et al., 2015; HRISTOV et al., 2017), que tentam superar as fragilidades detectadas na estimativa das duas variáveis-chave do ajustamento cíclico: o PIB tendencial (ou potencial) e as elasticidades receita-PIB.

Com base nesse referencial teórico-empírico, mostramos inicialmente que as estimativas de produto tendencial pelo filtro HP apresentam deficiências insuperáveis (principalmente em conjunturas econômicas de elevada volatilidade) e, alternativamente, adotamos alguns dos principais aprimoramentos da metodologia da função de produção, propostos recentemente pela Comissão Europeia, para estimar os hiatos do produto e para avaliar sua plausibilidade. Em seguida, submetemos as receitas do governo a um ajuste prévio de correção (*tax correction*) e estimamos suas elasticidades com o uso de modelos de correção de erros (MCE), de forma a permitir que a dinâmica de curto prazo pudesse incorporar uma estrutura não linear, a fim de se levar em conta a influência do ciclo econômico nas estimativas.

Os resultados (e testes de estabilidade paramétrica) indicam, em primeiro lugar, que as elasticidades de longo prazo são próximas da unidade e bem menores do que as estimadas por outros estudos semelhantes aplicados ao Brasil, uma vez que estes desconsideraram os efeitos distorcivos causados pelas mudanças na legislação tributária (onerações e desonerações). Em segundo lugar, indicam que, no curto prazo, em “tempos extremos” (elevado hiato do produto, positivo ou negativo), as elasticidades divergem da unidade e alcançam um patamar de 1,5, provendo subsídios à hipótese de que nas recessões (e nos *booms*) as receitas caem (crescem) proporcionalmente mais do que o PIB.

Por fim, como base no produto potencial e nas elasticidades estimadas, mostramos que a atual recessão reduziu ciclicamente as receitas em dois pontos percentuais do PIB e que, estruturalmente, o resultado fiscal deteriorou cerca de 4,8 pontos percentuais do PIB entre 2008 e 2016. Dessa deterioração, cerca de 40% podem ser explicados pela expansão fiscal (segundo metodologia adotada pela Comissão Europeia), mas 51% estão relacionados à quebra estrutural na tendência do PIB.

Ou seja, as estimativas indicam que – além da queda cíclica das receitas e teoricamente reversível numa recuperação econômica – existe um problema mais grave para a sustentabilidade fiscal de longo prazo que é a perda estrutural da capacidade de arrecadação do governo pós-crise econômica. Esse fato, associado à rigidez do gasto público no curto prazo, introduz um desafio substancial para a política fiscal.

Dessa forma, o uso do indicador de resultado estrutural, com os devidos cuidados e os ajustes sugeridos pela recente literatura internacional, pode contribuir para melhor avaliar o desempenho passado e futuro das finanças públicas.

Palavras-chave: Resultado estrutural. Ciclos econômicos. Política fiscal.

Sumário

1 INTRODUÇÃO	151
2 REVISÃO TEÓRICA E HISTÓRICA: POLÍTICA FISCAL E CICLO ECONÔMICO	154
3 CRISE ECONÔMICA E PIB: COMO DECOMPOR CICLO E TENDÊNCIA?	159
3.1 Decomposição pelo filtro HP	160
3.2 Abordagem de função de produção	163
3.3 Avaliação da plausibilidade das estimativas de hiato do produto	168
4 RECEITAS TRIBUTÁRIAS E CICLOS ECONÔMICOS	171
4.1 Base de dados e taxcorrection	175
4.2 Metodologia	181
4.3 Resultados das estimativas de elasticidade	185
5 RESULTADO ESTRUTURAL: NOVAS ESTIMATIVAS E IMPLICAÇÕES	191
5.1 Os componentes cíclicos das receitas tributárias e petrolíferas	194
5.2 As receitas não recorrentes	197
5.3 O resultado estrutural das administrações públicas e outros indicadores	198
5.4 Implicações dos resultados para a política fiscal	201
6 CONSIDERAÇÕES FINAIS	203
REFERÊNCIAS	205
APÊNDICE A	210
Testes de quebra estrutural do PIB	210
APÊNDICE B	211
Modelagem dos estados da economia	211
APÊNDICE C	211
Preço do petróleo	211
Relação determinística entre preço do petróleo e receitas	212

Lista de gráficos

Gráfico 1 – Estimativas do hiato do produto pelo filtro HP em tempo real e com a amostra completa. Valores em % do PIB	161
Gráfico 2 – Estimativas de hiato do produto pela abordagem na função de produção para a economia brasileira: cálculos próprios, Ipea e LCA	168
Gráfico 3 – Carga tributária brasileira no período de 1988 a 2016	173
Gráfico 4 – Ajustes aditivos na receita (% PIB)	178
Gráfico 5 – Desonerações tributárias (% PIB)	179
Gráfico 6 – Receitas atípicas excluídas (% PIB)	180
Gráfico 7 – Variável $F(z_t)$ e recessões identificadas pelo Codace	183
Gráfico 8 – Estimativas recursivas (para frente) da elasticidade de longo prazo	187
Gráfico 9 – Estimativas recursivas (para trás) da elasticidade de longo prazo	188
Gráfico 10 – Perda decorrente da quebra estrutural do PIB potencial	202
Gráfico 11 – Hiato do produto e variáveis de transição para os modelos <i>threshold</i>	211
Gráfico 12 – Preço do petróleo e tendência	211

Lista de tabelas

Tabela 1 – Estimativas de hiato do produto brasileiro pelo filtro HP	162
Tabela 2 – Descrição das variáveis e parâmetros do modelo estimado para a ferramenta de plausibilidade	170
Tabela 3 – Resultados da ferramenta de plausibilidade	171
Tabela 4 – Receitas primárias do governo central (% PIB)	176
Tabela 5 – Receitas dos governos regionais submetidas ao ajuste cíclico (% PIB)	177
Tabela 6 – Estimativas da elasticidade de longo prazo	186
Tabela 7 – Testes de quebra estrutural para as receitas	189
Tabela 8 – Estimativas da elasticidade de longo prazo	189
Tabela 9 – Estimativas da elasticidade de curto prazo	190
Tabela 10 – Resultado primário da administração pública (% PIB)	192
Tabela 11 – Componente cíclico da receita tributária (% PIB)	195
Tabela 12 – Componente cíclico da receita petrolífera tributária	196
Tabela 13 – Eventos não recorrentes excluídos do resultado estrutural (% PIB)	198
Tabela 14 – Resultado estrutural e indicadores fiscais (% PIB)	198
Tabela 15 – Resultado estrutural com diferentes PIBs potenciais (% PIB)	200
Tabela 16 – Medidas de impulso ou esforço fiscal (% PIB)	201
Tabela 17 – Cenários de superávit primário requerido para estabilizar a dívida	203
Tabela 18 – Teste de Quandt-Andrews para a taxa de crescimento do PIB	210
Tabela 19 – Teste de Bai-Perron para a taxa de crescimento do PIB	210

1 Introdução

A profunda crise por qual passou a economia brasileira nos últimos anos abalou de tal forma o equilíbrio das contas públicas que talvez suas consequências ainda não tenham sido completamente absorvidas e compreendidas pelos analistas e formuladores da política fiscal. A abrupta transição de uma fase de crescimento econômico mais acelerado, embora sujeita a oscilações cíclicas, como a que vivemos entre 2007 e 2012, para a fase de desaceleração nos anos 2011-2014, que culminou numa recessão de mais de dois anos em que o Produto Interno Bruto (PIB) encolheu cerca de oito pontos porcentuais e ainda apresenta sinais frágeis de recuperação, produz incertezas significativas sobre como avaliar a política fiscal nesse período e sobre o tamanho do esforço que será necessário para o país voltar a produzir superávits primários compatíveis com a estabilização da dívida pública.

Tanto a avaliação da política fiscal no passado e no presente quanto a calibragem e o monitoramento de metas fiscais no futuro requerem que se analise a natureza do ciclo econômico e seus efeitos sobre o desempenho fiscal. Ou seja, é preciso mensurar quanto do resultado fiscal (ou de suas variações) é explicado pelas condições cíclicas da economia e quanto é “estrutural”. Justamente por isso, cunham-se na literatura como “balanço estrutural” (*structural balance*) os resultados fiscais ajustados aos diferentes ciclos a que uma economia pode estar submetida, como o ciclo econômico em si, os ciclos de preços de *commodities* e outros fatores correlacionados que influenciam as variáveis fiscais, sobretudo as receitas.

Basicamente, o que os modelos de ajustamento cíclico buscam fazer é projetar qual resultado fiscal poderia ser alcançado na ausência desses ciclos. O que impõe estimar o PIB potencial ou tendencial e atribuir como componente cíclico os hiatos do produto efetivo em relação a essa variável não observável, bem como estimar as elasticidades das receitas que potencializam o efeito cíclico sobre cada uma delas.

Uma vez que todos os resultados fiscais estejam ciclicamente ajustados, ou seja, referenciados no PIB potencial e não no PIB efetivo, depreende-se que as variações nos resultados fiscais são indicadores das políticas discricionárias do governo – ou seja, impulsos expansionistas ou contractionistas, dependendo do sinal da variação (negativa ou positiva). Embora a lógica seja razoavelmente simples, a estimação do hiato do produto e dos parâmetros (elasticidades) envolve questões bastante complexas e controversas, principalmente em conjunturas como a da última década (2007-2017), de volatilidade e aparente quebra estrutural no nível e tendência do produto.

Afinal, é preciso distinguir quanto do choque sofrido pela economia é transitório e quanto é permanente, o que é efeito cíclico e o que pode ser uma alteração duradoura, tanto no nível quanto nas taxas de crescimento. Ambos os tipos de choque afetam o resultado fiscal, mas apenas os permanentes ou duradouros (refletidos no PIB potencial ou tendencial) alteram a posição estrutural das finanças públicas. Qual a relevância disso para questões práticas envolvendo a política fiscal?

Em primeiro lugar, se ocorre uma quebra no nível potencial de produto (como é a hipótese desse estudo), os resultados fiscais sofrerão uma redução estrutural independentemente de ações discricionárias da autoridade fiscal. Imaginemos uma guerra, por exemplo, que destrua a capacidade produtiva da economia e reduza seu produto em 20%. Mesmo que o governo não altere as alíquotas dos tributos e seus gastos, o resultado fiscal sofrerá uma piora significativa da noite para o dia, que será interpretada erroneamente como um impulso fiscal expansionista pela metodologia padrão de ajustamento ao ciclo.¹ Ao contrário, se a regressão econômica fosse considerada totalmente temporária ou cíclica, o resultado fiscal ajustado não se alteraria (uma vez que a queda de receita seria considerada momentânea) e, implicitamente, a política fiscal seria interpretada como neutra, como de fato é o caso do exemplo analisado. Ou seja, a hipótese errada sobre a natureza da queda do PIB conduz à conclusão correta sobre a natureza da piora do resultado fiscal, enquanto a hipótese correta sobre o que efetivamente ocorreu com o produto (uma regressão econômica, fruto de destruição de capacidade produtiva) leva a uma interpretação equivocada sobre a orientação da política fiscal.

Desse modo, o presente estudo pretende demonstrar como a metodologia convencional de ajustamento ao ciclo torna-se extremamente vulnerável em momentos de quebra estrutural e, ainda mais, de volatilidade das estimativas de PIB potencial, no qual não há consenso sobre a natureza (demanda *versus* oferta) e persistência dos choques sofridos pelas economias mundiais (APOKIN; IPATOVA, 2016). Isso dificulta tanto a análise sobre a orientação da política fiscal e a mensuração dos impulsos fiscais quanto a comparação entre os resultados fiscais estruturais de antes e depois da crise.

Essa problemática tem produzido um amplo debate na União Europeia e a revisão das metodologias adotadas para mensurar o produto potencial e para monitorar o cumprimento das regras fiscais pelos países membros, como mostra a sequência de estudos produzidos no âmbito da Comissão Europeia desde 2010.² Na prática, como veremos adiante, ao mesmo tempo em que se busca aprimorar

1 Suponhamos que o PIB caia de 100 para 80, que a carga tributária permaneça inalterada em 30% do PIB e que a despesa permaneça inalterada no patamar de 30. Nesse caso, o resultado fiscal inicialmente nulo ($30\% \times 100 - 30 = 0$) se transformará em um substancial déficit ($30\% \times 80 - 30 = -6$).

2 Ver D'Auria et al. (2010), Havik et al. (2014), Lendvai et al. (2015) e, finalmente, Hristov, Raciborski e Vandermeulen (2017), todos desenvolvendo tentativas de aperfeiçoar as estimativas de produto potencial, bem como Carnot e Castro (2015), que apresentam um novo *benchmark* para mensurar o esforço fiscal de cada país.

por dentro a metodologia de estimação do PIB potencial, também se submetem as estimativas a uma ferramenta de avaliação de plausibilidade e aplica-se uma média móvel para se obter uma tendência mais estável que sirva de *benchmark* ou referência para analisar se a política fiscal é expansionista ou contracionista.

Além disso, o debate sobre esse tema tem ensejado a proposição de enfoques alternativos ao “balanço estrutural” para mensurar o impulso fiscal, como a abordagem narrativa de Romer e Romer (2010), que busca medir o sinal e a magnitude dos impulsos pela análise descritiva dos documentos oficiais, dos relatórios nos quais as autoridades fiscais e tributárias enumeram suas medidas discricionárias e seus impactos orçamentários.

Contudo, esse tipo de abordagem alternativa depende da qualidade dos documentos oficiais, de que não superestimem ou subestimem os efeitos das medidas, como é comum acontecer, principalmente em se tratando de projeções *ex-ante* presentes nas propostas orçamentárias. Além disso, não resolve o problema de se mensurar efetivamente a situação estrutural das finanças públicas, necessária para mensurar o esforço fiscal que precisa ser feito para retomar o equilíbrio das contas públicas.

Desse modo, o atual estudo também busca avançar na proposição de uma abordagem mista, que utilize simultaneamente os dados descritivos dos documentos oficiais e procedimentos de ajustamento cíclico para produzir indicadores que sirvam tanto para o monitoramento da política fiscal, quanto para a avaliação dos resultados atuais, sob o ponto de vista da sustentabilidade da dívida pública.

A ideia é que os indicadores produzidos por essa abordagem sejam o mais robustos possível e não conduzam a conclusões que contrastem de forma tão aberrante com o que a intuição econômica mais elementar depreende da realidade. Por exemplo, é implausível que um indicador das receitas ajustadas ao ciclo apresente queda expressiva numa conjuntura como a atual, na qual o ciclo de desonerações tributárias foi interrompido e, em alguma dose, revertido.

Nesse sentido, o presente estudo explora quatro possíveis brechas das metodologias convencionais de ajustamento ao ciclo que podem estar por trás de resultados aparentemente contraintuitivos: 1) as estimativas propriamente ditas do PIB potencial (ou tendencial) e as alternativas para lidar com os problemas identificados na literatura empírica; 2) a possibilidade de variação das elasticidades conforme a posição do ciclo econômico; 3) a dificuldade de identificação dos efeitos cíclicos em receitas não tributárias, como dividendos e *royalties*; 4) os critérios para exclusão (ou redistribuição temporal) de eventos não recorrentes que afetam significativamente os resultados fiscais.

Por fim, a monografia faz considerações sobre os impactos dos resultados obtidos e do modelo proposto para o *design* da política fiscal.

2 Revisão teórica e histórica: política fiscal e ciclo econômico

A disseminação dos procedimentos de ajustamento ao ciclo econômico como método de correção dos resultados fiscais e obtenção de indicadores que forneçam alguma informação sobre a situação estrutural das finanças públicas e sobre a orientação da política fiscal é hoje um fato da realidade. A União Europeia e alguns países latino-americanos (Chile, Colômbia e Peru) adotam formalmente esse tipo de indicador como âncora de seus regimes fiscais, enquanto outros simplesmente o utilizam com o propósito de monitorar os resultados fiscais.

No Brasil, a absorção dessas técnicas nas análises governamentais é bastante recente. Em 2011, o Instituto de Pesquisa Econômica e Aplicada (Ipea) desenvolveu estudos aplicados que acabariam influenciando a adoção de indicadores desse tipo pelo Banco Central, pela Secretaria de Política Econômica (SPE) e pelo próprio mercado. Mais recentemente, o novo Instituto Fiscal Independente (IFI), criado pelo Senado Federal, também passou a fazer uso dessa ferramenta para monitorar a política fiscal.

Contudo, desde o advento da crise internacional de 2008-2009, os indicadores de resultado estrutural ajustado ao ciclo (e as técnicas e pressupostos utilizados para seu cálculo) têm sido submetidos a um forte processo de crítica e revisão a partir de diferentes pontos de vista, ou seja, tanto de referenciais keynesianos, quanto neoclássicos. Para compreender a natureza dessas críticas e os pontos vulneráveis das metodologias empregadas, é importante resgatar a evolução histórica e teórica em torno desse tipo de indicador.

A ideia de monitorar ou ancorar a política fiscal a partir de um conceito de balanço orçamentário ajustado ao ciclo econômico é atribuída originariamente ao economista Gunnar Myrdal, que em 1933 introduziu-a no programa fiscal do governo sueco.³ A proposta de Myrdal era criar uma regra que permitisse ao governo equilibrar seu orçamento ao longo do ciclo econômico, atribuindo à política fiscal um papel estabilizador das flutuações econômicas.

Nos Estados Unidos, nas décadas seguintes, o conceito foi progressivamente integrado a uma meta explícita de crescimento econômico conectada à ideia de pleno emprego da força de trabalho, influenciada pelo pensamento keynesiano. Ou seja, de um arcabouço alicerçado numa relativa neutralidade da política fiscal diante do ciclo econômico, passou-se a um arcabouço que conferia liberdade para

3 Para uma exegese histórica do conceito de orçamento ciclicamente ajustado, ver Constantini (2015).

a ação discricionária do governo e que objetivava sustentar uma taxa de crescimento econômico compatível com a redução do desemprego.

Tanto é assim que o indicador de resultado fiscal ajustado ao ciclo foi cunhado pelos americanos de *high employment budget* e, posteriormente, de *full employment surplus*. A partir da década de 1960, esse indicador passou a ser referenciado numa medida de PIB potencial máximo (ou de plena utilização da capacidade produtiva) relacionada com a taxa de desemprego a partir dos estudos do economista Arthur Okun, que estimou em 4% o nível de desocupação que prevaleceria sob condições de pleno emprego dos fatores de produção.

Segundo Okun (1962), cada ponto porcentual de taxa de desemprego acima de 4% estaria associado, no pós-guerra, a um decréscimo de três pontos percentuais no PIB americano, e a trajetória do produto potencial poderia ser substituída por uma tendência exponencial com taxa de crescimento anual de 3,5%. Na prática, então, o produto potencial era estimado a partir de uma tendência log-linear entre os anos de pico dos ciclos econômicos.

Nos anos 1980, concomitantemente ao processo de crítica dos pressupostos teóricos do keynesianismo e aos avanços nos estudos econométricos sobre a estacionariedade das séries macroeconômicas, o conceito de balanço ajustado ao ciclo foi revisado metodologicamente e novamente acoplado à ideia de maior limitação da discricionariedade da política fiscal. Isso se refletiu, por exemplo, nas técnicas usadas para estimar o PIB potencial, que passaram a se basear em dois métodos alternativos – os filtros estatísticos e a abordagem da função de produção – que, na prática, forneciam uma espécie de média móvel do nível do produto.⁴

Desde então, os diferentes mecanismos de ajuste ao ciclo adotados para decompor os resultados fiscais em componentes cíclicos e estruturais fazem uso de uma dessas duas técnicas para estimar o PIB potencial, ou seja, o ponto de referência para todos os demais cálculos. O que varia e tem evoluído ao longo do tempo são os modelos e os métodos complementares de estimar a relação entre as variáveis fiscais e o ciclo econômico. Alguns modelos mais simples, como os originalmente empregados pelo FMI, assumiam elasticidade unitária (HELLER et al., 1986), mas os modelos mais complexos que se difundiram nas últimas décadas (GIORNO et al., 1995; HAGEMANN, 1999), inclusive o adotado pela Comissão Europeia para monitorar o cumprimento da regra fiscal de redução do déficit, dependem não só de estimativas econométricas desse parâmetro, como são aplicados a diferentes grupos de receita e/ou bases de incidência.

4 Os estudos econométricos da época apontaram que a tendência do PIB seria estocástica e não determinística, o que significava que os choques sobre o ciclo também impactariam a tendência de longo prazo e o produto não reverteria à média. Essa possibilidade contradiz a visão de que o modelo de Lucas é representativo do funcionamento da economia no curto prazo e o modelo de Solow retrataria sua trajetória de longo prazo, como suposto pelos nekeynesianos.

Resumidamente, o conceito de balanço ajustado ao ciclo busca refletir qual seria o resultado fiscal caso a economia não se desviasse de sua tendência e pode ser sintetizado na seguinte equação, segundo Girouard e André (2005):

$$RP^* = T^* - G = \sum_{i=1}^n T_i \times \left(\frac{Y^*}{Y}\right)^{\varepsilon_i} + T_{oil} \times \left(\frac{P^*}{P}\right)^{\varepsilon_{oil}} + T_{\bar{n}-aj} - T_{\bar{n}-rec} - G \quad (1)$$

Ou seja, trata-se do resultado obtido pelo ajuste de determinados grupos i de receitas (T) à tendência do PIB (e dos gastos específicos de seguro-desemprego (G)) a uma espécie de taxa natural de desemprego (\bar{n}). Dividindo-se o resultado pelo PIB potencial ou tendencial, chega-se ao indicador estrutural utilizado para um conjunto de análises de política fiscal.

Adicionalmente, diversos países incorporaram ao cálculo do balanço estrutural ajustes para outros fatores cíclicos capazes de produzir significativos impactos na receita pública, como os preços de petróleo e de outras *commodities* (MARCEL et al., 2001), bem como ajustes de exclusão do que se convencionou chamar na literatura internacional de *one-off measures* ou, como ficou difundido na literatura nacional, “medidas não recorrentes” (SCHETTINI et al., 2011).

Mais recentemente, além disso, os estudos têm-se debruçado sobre um outro problema presente no cálculo dos indicadores de ajustamento ao ciclo: a não linearidade na relação entre variáveis fiscais (como as receitas tributárias) e macroeconômicas (como o PIB). Ou seja, as evidências de que as elasticidades receita-PIB são variáveis e não constantes como suposto na maior parte dos modelos. Fato este atribuído tanto a fatores exógenos, como alterações na legislação tributária, quanto a mudanças de composição relacionadas ao ciclo econômico (produzida pelos diferenciais de resposta da arrecadação sobre bases tributáveis mais sensíveis aos ciclos como o lucro e as importações em relação àquelas bases menos sensíveis) e a transformações estruturais na economia (como a formalização do mercado de trabalho, por exemplo).

Para lidar com o primeiro problema, os estudos têm recomendado promover uma espécie de correção da receita tributária, ou seja, reconstruir a receita que vigoraria na ausência das mudanças na legislação (desonerações ou onerações). Tal procedimento melhora a qualidade das estimativas de elasticidade e, portanto, da decomposição entre componentes cíclicos e estruturais.

Quanto ao segundo tipo de não linearidade, as soluções são mais complexas e envolvem a decomposição das bases tributárias e a estimação de tendências para os diferentes componentes do PIB ou, alternativamente, a estimação e a utilização de elasticidades receita-PIB variáveis (ou de curto prazo) nos cálculos do ajuste cíclico.

Por fim, os métodos de estimativa do PIB potencial ou das tendências relevantes para os diferentes modelos têm sido revisados e confrontados com

uma questão preliminar, anterior a qualquer outra: o que se quer exatamente do indicador de ajustamento ao ciclo?

Os indicadores de ajustamento ao ciclo têm sido utilizados para diferentes finalidades: como parâmetro normativo da política fiscal, como indicador de sustentabilidade fiscal, como medida de impulso fiscal ou de orientação da política fiscal e, ainda, como variável-chave para mensuração dos efeitos da política fiscal sobre o produto. E, como bem pontuava Blanchard (1990), não há como esperar que um único indicador ofereça uma boa resposta a questões tão diferentes.

Cada finalidade pontuada requer um ou mais indicadores específicos, que podem fazer uso do conceito de ajustamento ao ciclo, mas com diferentes *benchmarks* sobre o ponto de referência para o cálculo (PIB potencial, PIB tendencial ou média móvel) e com diferentes modos de abordar o problema da endogeneidade entre as variáveis envolvidas.

Quando o foco é mensurar os efeitos multiplicadores da política fiscal sobre a atividade econômica, o mais apropriado é utilizar um indicador bem restrito de discricionariedade, o mais exógeno possível em relação ao ciclo econômico, evitando que as estimativas sejam contaminadas na presença de medidas anticíclicas (DEVRIES et al., 2011). Por isso, os estudos sobre os episódios de consolidação fiscal focados na confirmação ou contestação da hipótese da contração fiscal expansionista (desde GUAJARDO et al., 2011, a ALESINA et al., 2017) passaram a abandonar o indicador de impulso fiscal derivado do cálculo de balanço ajustado ao ciclo e a adotar a chamada “abordagem narrativa ou histórica” (ROMER; ROMER, 2010) para estimar as medidas discricionárias adotadas pelo governo.

Ao se basear na análise dos documentos oficiais, essa abordagem evita os erros de mensuração indireta da discricionariedade, particularmente quando estamos em momentos extremos do ciclo e os parâmetros de ajustamento são instáveis; ademais, ela permite identificar diretamente as medidas fiscais e selecionar aquelas que efetivamente são exógenas. Essa alternativa, que também pode ser utilizada no cálculo do impulso fiscal amplo (incluindo medidas anticíclicas), é particularmente vantajosa com relação às receitas, em função das dificuldades apontadas em se estimar as elasticidades; contudo, apresenta limitações por depender da qualidade das informações disponíveis e de critérios para definir, no caso das despesas, quanto de sua evolução é efetivamente espontânea e quanto depende de decisões (ou indecisões) legais e discricionárias, dependentes ou não do ciclo.

Para contornar essas dificuldades, a Comissão Europeia (2013) propôs um indicador de esforço fiscal (nesse sentido, uma medida de orientação da política fiscal) que faz uso de uma “abordagem mista”, ou seja, adota o enfoque narrativo (e os documentos oficiais) para mensurar o impulso pelo lado das receitas, mas estima o impulso das despesas por sua variação entre dois períodos, sem excluir

o impacto de possíveis evoluções espontâneas, como é o caso do crescimento dos gastos com benefícios previdenciários fruto de fatores demográficos.

Contudo, ao se apurar a variação das despesas entre dois pontos no tempo, é preciso ponderar ou comparar essa evolução com o crescimento do PIB ou, o que é mais correto, com alguma medida de PIB potencial ou tendencial. Isso significa que, embora essa “abordagem mista” evite as dificuldades de estimar o componente cíclico das receitas por meio de um mecanismo de ajustamento baseado em uma relação não linear entre receitas e produto, ela não escapa da necessidade de se basear em alguma estimativa de PIB potencial ou tendencial.

O problema é: como evitar que a volatilidade nas estimativas de PIB potencial ou tendencial, tal qual verificado atualmente em inúmeras economias, contamine as análises da política fiscal?

Para lidar com essa situação, a Comissão Europeia passou a adotar como referência para mensuração do esforço fiscal de cada país a média móvel das estimativas de PIB potencial, suavizando as mudanças na tendência ao longo do tempo e permitindo que, dessa forma, a política fiscal possa ser avaliada em relação a um *benchmark* mais estável.

Esse tipo de procedimento equivale, na prática, a decompor o componente estrutural do orçamento derivado do ajustamento ao ciclo convencional entre dois subcomponentes: um mais efetivamente discricionário (referenciado na tendência de médio prazo) e um resíduo que pode ser explicado por mudanças de curto prazo da tendência e que não se confunde com o componente cíclico propriamente dito. Dito de outra forma, os resultados fiscais correntes são influenciados pelas oscilações meramente cíclicas, pelas mudanças no PIB potencial e pelas ações discricionárias (ou ausência delas) em termos de gasto e receitas.

Assim como não é correto confundir os efeitos das mudanças no PIB potencial com o componente cíclico, também não é correto embutir esses efeitos na mensuração do impulso fiscal. Ainda mais quando não existe muita certeza sobre a real dimensão do hiato do produto e sobre a persistência dos choques de oferta e demanda sobre a tendência de longo prazo, ponto de que trataremos no próximo capítulo.

Em síntese, essa abordagem sugere que, para determinados propósitos, os resultados fiscais devem ser segregados em mais do que dois componentes: um puramente cíclico, um segundo “estrutural” relacionado à discricionariedade da política fiscal e um terceiro componente “estrutural” também, mas que reflete mudanças no PIB potencial.

Do ponto de vista da sustentabilidade da política fiscal, ambos os componentes estruturais devem ser levados em consideração: de um lado os resul-

tados fiscais futuros dependem das decisões de política fiscal no que se refere a mudanças nos gastos e na tributação, mas também dependem do nível e da taxa de crescimento do PIB potencial (e a relação de causalidade entre essas variáveis nem sempre é direta). O que não é correto é embutir na medida de impulso fiscal os efeitos de ambos os componentes, analisando a orientação da política fiscal pela simples variação do resultado estrutural ajustado ao ciclo entre dois momentos.

Tal procedimento pode ser aceitável em tempos de relativa estabilidade da taxa de crescimento tendencial da economia, em que as oscilações do PIB refletem fenômenos meramente transitórios, mas não em situações de volatilidade e mudanças do produto. Isso significa que os indicadores de ajustamento ao ciclo (e os outros procedimentos relacionados ao cálculo do resultado estrutural, como a identificação de medidas não recorrentes) devem ser adaptados para diferentes objetivos e perguntas que se pretenda responder sobre a política fiscal.

3 Crise econômica e PIB: como decompor ciclo e tendência?

As recessões econômicas estão normalmente associadas a fenômenos transitórios, inerentes aos ciclos da economia. Em 2008, por exemplo, na esteira da crise internacional, a economia brasileira sofreu uma forte e abrupta desaceleração, passando de uma situação em que crescia a uma taxa anualizada de 6% a 7% para uma queda acumulada de 5,5% em apenas dois trimestres. A recessão, entretanto, foi bastante curta se comparada com aquilo a que assistimos na Europa e nos Estados Unidos, e logo no segundo trimestre de 2009 – e ao longo de 2010 – o país retomou o ritmo de expansão anterior.

Embora esse episódio possa ser caracterizado como uma quebra de nível no PIB, a evolução subsequente parece indicar que se tratou de um fenômeno transitório.⁵ Contudo, a esse período de rápida recuperação econômica, seguiu-se outra desaceleração econômica (2011-2014), que culminou numa recessão de pelo menos dois anos (2015-2016). Nesse caso, os testes econométricos indicam que houve uma quebra estrutural na tendência de crescimento do PIB a partir do primeiro trimestre de 2014, e as projeções futuras do mercado sinalizam que a retomada será lenta e se dará a taxas inferiores à média verificada na década passada.⁶

5 Hipótese não rejeitada pelo ajuste de um modelo estrutural de séries temporais, estimado por filtro de Kalman, com um procedimento automático de identificação de quebra na tendência.

6 Os testes de Quandt-Andrews e de Bai-Perron indicam uma quebra estrutural na taxa de crescimento do PIB no primeiro

Em outras palavras, há indícios de que a recessão recente (e outros fatores correlacionados a ela) produziu efeitos permanentes e não apenas transitórios sobre o nível e o ritmo de expansão da atividade econômica. O problema crucial é como mensurar esses impactos permanentes (ou duradouros), com reflexos sobre as finanças públicas, por meio de um indicador de hiato do produto suficientemente robusto.

A estimação dessa variável não observada está longe de ser procedimento trivial, pode ser realizada por diversos **métodos** que fornecem distintas estimativas e cada um possui vantagens e desvantagens. Se o objetivo dessa estimação for avaliar os impactos das oscilações cíclicas sobre as finanças públicas, ou até mesmo subsidiar um indicador de monitoramento fiscal, o ideal é que se opte pelo método mais simples e transparente possível e que, ao mesmo tempo, forneça estimativas estáveis e não enviesadas.

Nas últimas décadas, basicamente duas metodologias predominaram entre as principais instituições públicas e organismos multilaterais: o *filtro HP* e a *abordagem de função de produção*. No entanto, ambas estão sendo submetidas a fortes críticas pela falta de robustez das suas estimativas em períodos de grande volatilidade cíclica como o que vivemos atualmente. Por isso, o presente capítulo será dedicado a apresentar sucintamente esses dois métodos, suas principais limitações e alguns procedimentos da literatura recente para aprimorá-los. Paralelamente, iremos apresentar estimativas do hiato do produto para a economia brasileira que já incorporam esses aprimoramentos metodológicos.

3.1 *Decomposição pelo filtro HP*

O recurso a filtros estatísticos suavizadores para estimar o produto tendencial é um dos métodos mais difundidos na literatura, sendo o mais popular o filtro Hodrick-Prescott – HP (HODRICK; PRESCOTT, 1997), que faz uso de um algoritmo de minimização da soma dos desvios quadráticos em relação a uma tendência. O apelo dessa abordagem é sua simplicidade, transparência e facilidade de ser aplicada em qualquer país com dados de PIB e escassez de outras informações mais complexas, o que explicaria sua difusão entre países emergentes com maior carência de dados como o Brasil (BLAGRAVE et al., 2015).

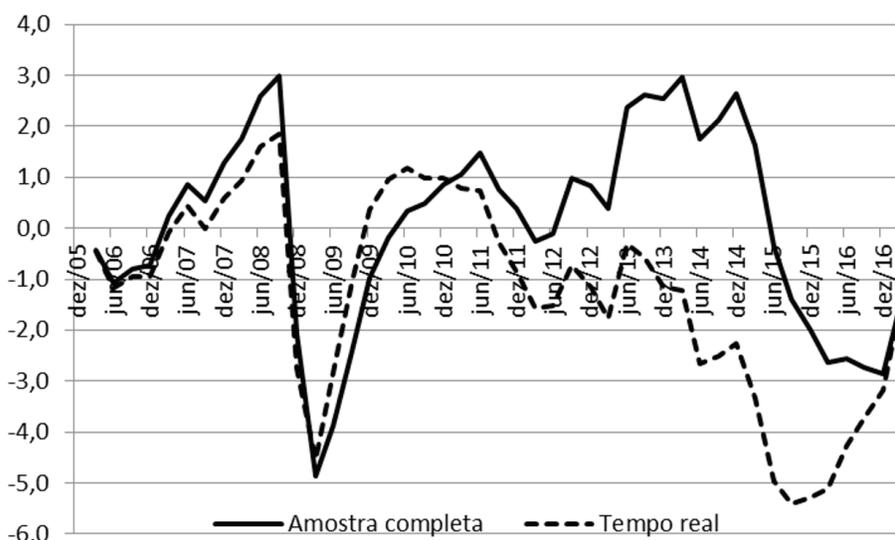
Contudo, a relativa simplicidade do filtro HP convencional traz consigo várias limitações, como a falta de uma estrutura teórica subjacente e, talvez mais graves, problemas derivados das suas propriedades estatísticas, como a imposição de média zero para os hiatos do produto e elevada sensibilidade das estimativas à adição de

trimestre de 2014. Ver Apêndice A.

novos dados. O resultado é o conhecido problema de “final da amostra”, que o torna especialmente inapropriado para prover estimativas em tempo real que, durante conjunturas de elevada volatilidade, tornam-se instáveis e enviesadas (pró-cíclicas), mudando muito com o passar do tempo e exigindo revisões significativas.

O gráfico 1 ilustra bem esses problemas ao permitir comparar duas alternativas de estimativas do hiato do produto extraídas pelo filtro HP para a economia brasileira. A primeira alternativa (amostra completa) considera todas as informações disponíveis até o primeiro trimestre de 2017; enquanto na segunda estimativa (tempo real), o valor do extremo final vai sendo atualizado recursivamente à medida que as informações a partir do terceiro trimestre de 2008 vão sendo adicionadas uma a uma.

GRÁFICO 1 – ESTIMATIVAS DO HIATO DO PRODUTO PELO FILTRO HP EM TEMPO REAL E COM A AMOSTRA COMPLETA. VALORES EM % DO PIB



Fonte: Elaboração dos autores a partir do índice encadeado dessazonalizado do PIB trimestral/IBGE.

A comparação das duas séries deixa visível o baixo desempenho do filtro HP em tempo real e alguns de seus principais problemas, como as substanciais revisões do hiato (até 5% do PIB em 2014), à medida que as observações da forte desaceleração de 2015-2016 são adicionadas, bem como a inversão de sinal, quando as estimativas em tempo real sugeriam um hiato negativo em torno de -1,6% no biênio 2013-2014 e ao final do período passaram a indicar hiatos positivos de 2%.

Em tese, alguns desses problemas poderiam ser dirimidos ou amenizados com alterações na metodologia estatística e/ou ampliação das séries de PIB a

partir de projeções para o médio prazo, mas, na prática, essas soluções tampouco parecem produzir resultados satisfatórios, sobretudo em cenários de elevada volatilidade e incerteza, como o atual. A tabela 1 mostra as estimativas de hiato do produto calculadas pelo filtro HP para diferentes períodos (médias anuais) e para diferentes pontos finais da amostra, iniciando-se por 2013. Além disso, confronta as estimativas do método convencional (HP two-sided) com o modificado (HP one-sided), que não impõem a restrição de simetria (ou seja, soma zero dos hiatos ao longo da amostra) e, portanto, HP1 não é revisado recursivamente (segunda coluna da tabela). Como é possível observar, as revisões do hiato do produto também são expressivas a partir de 2011 e mantêm o problema de sinais errados (por exemplo, o hiato negativo de -1,4% no final de 2014 converteu-se em positivo, de 2,3% a 2,8%).

Note-se que, no presente caso, a situação não muda quando se alonga a série incluindo projeções para o crescimento do PIB a partir de 2018 (em média, 2% ao ano). Ao contrário, à medida que se acrescentam novas informações, as estimativas de PIB tendencial de 2013 e 2014 se tornam mais baixas e as de 2015, mais altas. Apenas para o ano de 2016 em diante, o PIB tendencial não sofre significativa revisão.

TABELA 1 – ESTIMATIVAS DE HIATO DO PRODUTO BRASILEIRO PELO FILTRO HP

Ano (T)	Hiato HP1	Hiato do produto do ano T estimado por HP2 em diferentes momentos (t=T+1, T+2, T+3...)								
		2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021
2010	1,0%	1,0%	0,9%	0,6%	0,4%	0,4%	0,4%	0,5%	0,5%	0,5%
2011	0,1%	1,2%	1,3%	1,2%	0,9%	0,9%	1,0%	1,1%	1,1%	1,1%
2012	-1,2%	-0,3%	0,2%	0,5%	0,4%	0,4%	0,5%	0,6%	0,7%	0,7%
2013	-0,9%	-0,7%	0,5%	1,7%	2,0%	2,0%	2,1%	2,3%	2,3%	2,4%
2014	-2,2%		-1,4%	1,2%	2,3%	2,4%	2,5%	2,6%	2,7%	2,8%
2015	-4,7%			-3,1%	-0,6%	-0,5%	-0,6%	-0,5%	-0,4%	-0,3%
2016	-4,1%				-3,0%	-2,6%	-3,1%	-3,3%	-3,2%	-3,2%
2017	-0,5%					-0,5%	-1,6%	-2,3%	-2,5%	-2,4%
2018	2,0%						0,6%	-0,3%	-0,5%	-0,5%

Fonte: Elaboração dos autores.

Não há o menor sentido econômico em admitir que eventos futuros alterem a interpretação sobre o PIB tendencial simplesmente por uma restrição estatística, que obriga que revisões positivas do hiato no presente sejam compensadas por revisões negativas no passado, de modo que a soma dos hiatos seja zero.

Por esses e por outros motivos, o filtro HP tem sido muito criticado, inclusive por grandes especialistas da econometria mundial, como James Hamilton, e desde os anos 1990 as principais instituições públicas e organismos multilaterais vêm

evitando utilizá-lo para estimar o hiato do produto nas análises de avaliação da política fiscal.⁷

3.2 Abordagem de função de produção

Uma segunda abordagem muito difundida na literatura para estimar o produto tendencial é por meio de métodos que impõem restrições para a estrutura da economia a partir de relações derivadas da teoria econômica. O mais comum é admitir que a estrutura produtiva da economia seja representada por uma função de produção neoclássica e, na sua formulação mais simples, essa abordagem pode ser sumarizada em cinco etapas:

1. *Especificar uma função de produção* que relaciona os insumos dos fatores produtivos capital (K_t) e trabalho (L_t) com o nível de produto (Y_t), em um dado período de tempo t . O mais usual é admitir um conjunto de supostos simplificadores e um formato Cobb-Douglas de modo que a função será dada por: $Y_t = A_t K_t^\alpha L_t^{\alpha-1}$, onde A_t é uma medida da produtividade total dos fatores (PTF) e $(\alpha - 1)$ e α são as respectivas participações da renda do capital e do trabalho no total da renda nacional.
2. *Obter estimativas das variáveis intermediárias*: i) Y_t ; ii) K_t , em que se utiliza uma medida do estoque de capital corrigida pelo nível de utilização da capacidade instalada (Nuci); iii) L_t sendo idealmente as horas trabalhadas da população ocupada (isto é, da população total corrigida pelas taxas de participação no mercado de trabalho e de desemprego); e iv) α e $(\alpha - 1)$, provenientes do sistema de contas nacionais.
3. *Estimar a medida da PTF* por resíduo, combinando-se a função especificada na etapa 1 com as variáveis intermediárias da etapa 2.
4. *Obter estimativas para os níveis tendenciais (ou potenciais) da PTF (A_t^*) e dos insumos dos fatores capital (K_t^*) e trabalho (L_t^*)*. Na maioria dos estudos a abordagem para obter é direta admitindo-se como potencial o nível máximo de utilização da capacidade (isto é, fixando-se a Nuci em 100% ou em um valor próximo desse percentual sob a hipótese de que determinados setores produtivos operam com reservas técnicas). Para as estimativas A_t^* é aplicado algum filtro suavizador para extrair seu componente cíclico, semelhantemente ao que é feito para obter os níveis tendenciais de horas trabalhadas e das taxas de participação vinculadas ao insumo trabalho. Já no caso da taxa de desemprego, especifica-se um processo do tipo curva de Phillips, a ser estimada por modelos multivariados, que

7 Ver recentíssimo artigo de Hamilton (2017), “Why you should never use the Hodrick-Prescott filter”.

postula uma relação negativa entre desemprego cíclico e expectativas de inflação de preços ou salários. Isto é, considera-se que a contrapartida empírica da taxa de desemprego potencial seja dada pela taxa de desemprego não aceleradora da inflação, referida na literatura pelo acrônimo em inglês NAIRU (*Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment*) ou NAWRU (*Non-Accelerating Wage Rate of Unemployment*).

5. *Chega-se às estimativas do produto potencial (Y_t^*) por substituição das variáveis tendenciais/potenciais (A_t^* , K_t^* , L_t^*) estimadas na Etapa 4 na expressão da função de produção.*

Assim, o produto potencial estimado pela abordagem de função de produção pode ser interpretado como o nível de produto que seria produzido caso a economia operasse nos seus níveis potenciais de utilização da capacidade instalada e de emprego. Uma das principais vantagens dessa abordagem deriva da sua fundamentação teórica na relação estrutural entre os fatores de produção e o produto. Isso permite decompor a contribuição de cada fator (e da produtividade) nos movimentos do produto potencial e, por conseguinte, fornece um instrumental simples para analisar os motores do desempenho do produto potencial e para traçar cenários futuros.

Outra vantagem alegada é que a função de produção faz uso de variáveis intermediárias que em tese são mais estáveis (como o estoque potencial de capital, a tendência da PTF e a NAIRU/NAWRU) e, por esse motivo, provê estimativas menos voláteis do hiato do produto que a princípio evitam alguns dos problemas dos filtros estatísticos usuais. São essas as razões que motivaram sua adoção por organismos como OCDE, FMI e a Comissão Europeia para calcular os hiatos do produto que subsidiam seus principais indicadores de monitoramento fiscal. A Comissão Europeia, por exemplo, adota oficialmente a abordagem da função de produção desde 2002 e hoje é considerada a principal metodologia sobre o tema.⁸

Contudo, essas vantagens da abordagem, que se baseia em hipóteses teóricas e gera estimativas mais robustas, dependem, em primeiro lugar, de que os modelos teóricos subjacentes forneçam uma aproximação razoável da realidade. Isto é, a estrutura da economia e o processo de formação das expectativas inflacionárias devem ser bem descritos pelas especificações da função de produção e da curva de Phillips para que tais fundamentos teóricos sejam válidos.⁹ Borio et al. (2014),

8 Ainda que existam algumas variantes nos procedimentos de estimação. Por exemplo, a OCDE utiliza o conceito mais convencional de NAIRU, enquanto a Comissão Europeia optou pela NAWRU, que está relacionada à taxa de crescimento dos custos unitários do trabalho (inflação de salários). A metodologia do FMI difere de país para país, mas a abordagem da função de produção é predominante entre as economias avançadas.

9 Isso implica satisfazer um conjunto de supostos não triviais que muitas vezes são desconhecidos ou negligenciados pelos usuários, entre os quais: retornos constantes de escala e competição perfeita, tais que as elasticidades em relação ao produto dos insumos de capital e de trabalho corresponderão às suas participações na renda nacional, progresso tecnológico exógeno que apenas depende do período de tempo, e hipóteses comportamentais sobre os agentes que dão lugar a diferentes processos de expectativas inflacionárias. Muitos desses supostos são questionados pela teoria

em particular, argumentam que as estimativas podem ser muito sensíveis à má especificação dessas relações econômicas estruturais.

Mesmo se admitíssemos que os modelos de referência escolhidos são os mais adequados, ainda assim a robustez das estimativas do produto potencial dependeria da qualidade dos dados e dos procedimentos estatísticos utilizados para estimar as variáveis intermediárias. A abordagem de função de produção demanda dados bastante suscetíveis a erros de medida e que introduzem ruídos nas séries, a exemplo das estimativas do estoque de capital e da Nuci nos países em desenvolvimento onde não há levantamentos detalhados e confiáveis.

Mais ainda, a experiência recente vem mostrando que os métodos convencionais de estimação das variáveis intermediárias, como a NAIRU/NAWRU e a tendência da PTF, tendem a produzir estimativas voláteis e enviesadas (pró-cíclicas) nas situações de mudanças bruscas no ciclo econômico que acabam transmitindo tais problemas para as séries do produto potencial.¹⁰ Isso suscitou um intenso debate nos países europeus, que utilizam o PIB potencial como variável-chave para monitorar sua regra fiscal, com fortes críticas sobre as limitações da função de produção em produzir estimativas suficientemente estáveis e sobre a fragilidade das medidas fiscais baseadas nessas estimativas.¹¹

Um dos principais legados desse debate é que os diversos organismos multilaterais promoveram uma série de melhorias nos seus arcabouços metodológicos para mitigar as incertezas relativas à abordagem da função de produção. Ou seja, a opção tem sido por reafirmar a metodologia oficial e introduzir uma série de procedimentos com o propósito de buscar estimativas mais confiáveis das variáveis intermediárias que forneçam melhor ancoragem no processo de estimação e, assim, produzam estimativas mais robustas do produto potencial em tempo real. É o caso da metodologia da Comissão Europeia, que vem passando por frequentes revisões nos últimos anos, sendo que as principais estão descritas na sequência:

1. No ano de 2010, o filtro HP utilizado para estimar o nível tendencial da PTF foi substituído por um modelo bivariado no formato de espaço de estados que explora os ciclos comuns entre a PTF e a Nuci e é estimado por meio do filtro de Kalman (D'AURIA et al., 2010). Esse modelo traz uma informação adicional que permite estimar o componente tendencial da PTF controlado pelos comovimentos cíclicos da Nuci.

econômica, tanto na vertente heterodoxa, quanto nos modelos da teoria do crescimento endógeno.

10 Isso ocorre de maneira mais evidente nos estudos que utilizam o próprio filtro HP para estimar a tendência da PTF e da taxa de desemprego.

11 Críticas essas que encontraram eco em pesquisadores e organismos influentes do *mainstream*, como o diretor-executivo do FMI Carlo Cottarelli (COTTARELLI, 2015), o comissário-geral da agência France Stratégie (PISANI-FERRY, 2015) e o Banco Central Alemão (DEUTSCHE BUNDESBANK, 2014), que detectaram uma série de problemas semelhantes aos verificados na aplicação convencional do filtro HP (revisões substanciais dos períodos passados, viés pró-cíclico, mudanças frequentes de sinais, disparidades entre as estatísticas dos diferentes órgãos, etc.).

2. Neste mesmo ano, a NAWRU passou a ser estimada por um modelo bivariado de espaço de estados, contendo uma especificação de curva de Phillips, mas que permite a inclusão de variáveis exógenas de controle (participações do trabalho na renda total, mudanças na produtividade do trabalho, etc.) e de componentes autorregressivos e de média móvel (D'AURIA et al., 2010).
3. Em 2014, a Comissão Europeia ampliou o arcabouço de estimação da NAWRU para cobrir um conjunto mais amplo de supostos sobre as expectativas, tanto a especificação tradicional da curva de Phillips (expectativas adaptativas) quanto a curva de Phillips neokeynesiana (híbrida de expectativas adaptativas e racionais), que são selecionadas de acordo com o melhor ajustamento aos dados de cada país membro (HAVIK et al., 2014).
4. No último relatório de projeções econômicas de 2016 (CE, 2016), foi introduzida nova mudança na metodologia da Nawru prevendo a possibilidade de se utilizar a ancoragem das estimativas de desemprego estrutural, seguindo a metodologia de Orlandi (2012) que faz uso de um modelo multivariado com variáveis de mercado de trabalho (grau de sindicalização, gastos em políticas de mercado de trabalho, etc.).

No entanto, a despeito de todo esse processo de ajuste fino metodológico que deve se manter pelos próximos anos, há o reconhecimento de que a incerteza em relação ao produto potencial nunca será completamente eliminada e que permanecerá sendo uma fonte de preocupação, tal qual explicitado no próprio relatório da Comissão Europeia (HAVIK et al., 2014, p. 47-48). Esse reconhecimento da presença de incertezas e fragilidades inerentes à metodologia é inclusive uma das razões que motivaram a Comissão a introduzir, desde o final de 2016, uma “ferramenta de plausibilidade” que é utilizada para auxiliar na identificação de resultados implausíveis (ou contraintuitivos) e fornecer em alguns casos uma alternativa ao hiato do produto calculado pela função de produção.

Na próxima subseção, apresentaremos essa ferramenta com maiores detalhes. Antes disso, convém discutir alguns resultados da abordagem da função de produção no Brasil e principalmente os cálculos próprios, nos quais implementamos alguns dos recentes avanços metodológicos desenvolvidos no âmbito da Comissão Europeia.

Na literatura brasileira, é possível identificar três recentes estimações com dados do PIB das contas nacionais trimestrais. A primeira é de Areosa (2008), que foi publicado como “Texto para Discussão” do Banco Central. O autor utiliza uma formulação simplificada da função de produção que não exige dados da PTF e dos estoques de capital e de trabalho, cuja estimação é feita por

um modelo que combina uma versão multivariada da função objetivo do filtro HP com a curva de Phillips.¹²

Um segundo estudo é o de Souza-Júnior e Caetano (2013), publicado pelo Ipea, que se destaca pelo esforço próprio de estimação das variáveis intermediárias.¹³ Por outro lado, sua maior limitação é por fazer uso do filtro HP para extrair as tendências da taxa de desemprego e da PTF, procedimento que reconhecidamente transmite instabilidade para a estimativa de produto potencial em situações de grande volatilidade cíclica como a atual. Vale dizer que esse problema também está presente no trabalho de Areosa (2008), que utiliza um filtro HP multivariado.

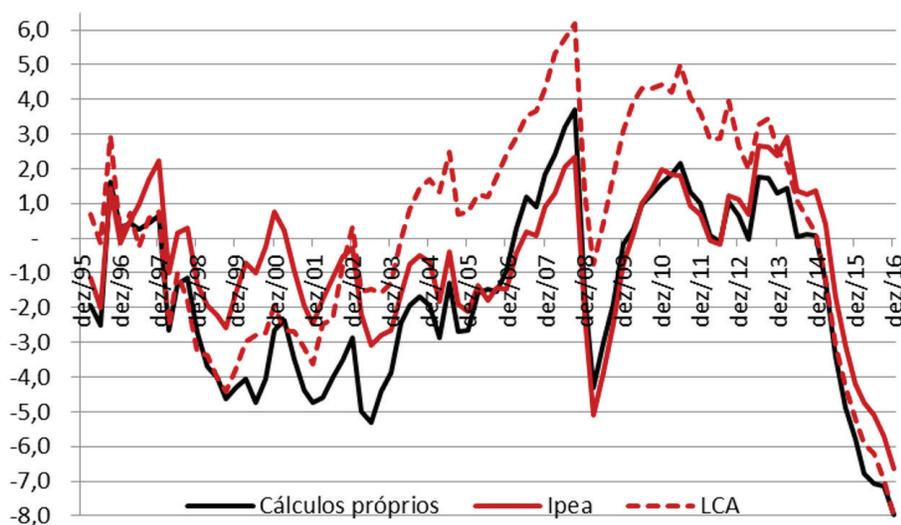
Recentemente houve uma atualização das estimativas da função de produção em uma nota técnica na “Carta de Conjuntura” do Ipea, na qual consta a informação de que foram utilizados procedimentos para minimizar o viés de fim de amostra do filtro HP (Souza-Júnior, 2017, p. 7). Finalmente, novas estimativas do PIB potencial foram apresentadas pelo economista-chefe da área de macroeconomia da LCA Consultores, em um seminário no Instituto Brasileiro de Economia da Fundação Getulio Vargas (FGV/Ibre). Em um breve texto explicativo no *blog* do Ibre, Borges (2017) afirma que a metodologia não faz uso do filtro HP e que está inspirada na metodologia empregada pela Comissão Europeia. Ambas as estimativas do Ipea e da LCA parecem estar utilizando algum tipo de ancoragem das variáveis intermediárias para estimar o hiato do produto, mesmo que as respectivas notas metodológicas não detalhem quais são esses procedimentos. As estimativas de hiato do produto do Ipea e da LCA estão apresentadas no gráfico 2. O gráfico contém ainda nossas estimativas próprias, em que utilizamos o mesmo *software* GAP disponibilizado pela Comissão Europeia e seguimos seus modelos de referência.¹⁴

12 Segue-se a metodologia proposta por Kuttner (1994).

13 Atualização de séries anuais defasadas e desagregação para a frequência trimestral, procedimentos para lidar com descontinuidades, construção de uma medida ampla de Nuci por médias ponderadas de indicadores setoriais, etc.

14 O software está disponível em: <https://ec.europa.eu/commission/index_pt>. O componente tendencial da PTF é extraído por um modelo bivariado, que controla pelo componente cíclico da Nuci, e a estimação da NAWRU considera uma curva de Phillips neokeynesiana com expectativas híbridas. As variáveis são as mesmas utilizadas por Souza-Júnior (2017), a quem agradecemos pelo envio das informações. As únicas exceções é que utilizamos a série de Nuci da FGV (que mostrou resultados mais satisfatórios no modelo bivariado) e incluímos a série de custo real unitário do trabalho, que calculamos a partir das informações das contas nacionais como a diferença da taxa real de crescimento das remunerações *per capita* dos empregados (sendo que os dados não disponíveis de 2015 e 2016 foram estimados aplicando a média histórica sobre o consumo das famílias) em relação à taxa de crescimento da produtividade trabalho (produto real por ocupado). Agradecemos ainda a Bráulio Borges, que também nos enviou suas estimativas de hiato do produto.

GRÁFICO 2 – ESTIMATIVAS DE HIATO DO PRODUTO PELA ABORDAGEM NA FUNÇÃO DE PRODUÇÃO PARA A ECONOMIA BRASILEIRA: CÁLCULOS PRÓPRIOS, IPEA E LCA



Fonte: Cálculos próprios, Souza-Júnior (2017) e Borges (2017).

Elaboração dos autores a partir do índice encadeado dessazonalizado do PIB trimestral das contas nacionais do IBGE.

A análise das três séries no gráfico 2 reforça a ideia de que há um elevado grau de incerteza sobre as estimativas do hiato do produto. As séries apresentam uma convergência no período mais recente (a partir de 2013), que sugere um bom desempenho em tempo real. Mas há períodos anteriores com divergências substanciais. É o caso das estimativas de hiato do produto da LCA muito mais elevadas do que as demais no decênio 2003-2012 ou dos nossos cálculos próprios mais baixos no quadriênio 2000-2004. Tais divergências reforçam a necessidade de se recorrer a instrumentos de validação com a ferramenta de plausibilidade, tal qual faremos na próxima subseção.

3.3 Avaliação da plausibilidade das estimativas de hiato do produto

Em outubro de 2016, o Comitê Econômico e Financeiro da União Europeia aprovou o uso de um mecanismo de avaliação de plausibilidade das estimativas do hiato do produto – a ferramenta de plausibilidade.¹⁵ Seu objetivo não é prover uma alternativa aos hiatos do produto estimados pela metodologia de função de produção, mas sim assegurar que não forneça estimativas implausíveis e assim aprimorar essa metodologia.

15 A metodologia está detalhada em Hristov, Raciborski e Vandermeulen (2017).

A ferramenta de plausibilidade está baseada em um modelo empírico macroeconômico bastante simples e pode ser sintetizada em quatro etapas básicas. Na primeira, estima-se um modelo de regressão por uma equação que explora as correlações entre o hiato do produto (variável resultado) e seus previsores, que incluem uma variável temporal que capta o ciclo econômico global e um conjunto de indicadores cíclicos específicos para cada país (indicadores da Nuci e de confiança, taxa de desemprego, etc.), que são selecionados devido à sua correlação forte e não ambígua com a variável latente que conduz os ciclos econômicos.

Em seguida, os resultados do modelo de regressão são utilizados para construir “intervalos de plausibilidade” a partir das estimativas de previsões dentro da amostra (\widehat{HP}_t) e erro quadrático médio (EQM). Os limites dos intervalos de plausibilidade (inferior e superior) são definidos como $L_t = \widehat{HP}_t \pm Q^m RMSE$, onde Q^m é o m-ésimo quantil da distribuição normal.

Em terceiro lugar, são identificados os hiatos do produto potencialmente “implausíveis” como sendo aqueles que estão fora desses intervalos. Contudo, quanto menor o valor do quantil considerado, maior será a probabilidade de haver um “falso positivo”. Por isto, o critério de identificação define o quantil 90 como referência para a classificação de “potenciais implausíveis” e o quantil 68 para delimitar os casos-limites (*borderline cases*).

Por fim, os potenciais hiatos “implausíveis” dão início a uma investigação mais profunda sobre quais mecanismos econômicos podem explicar a discrepância entre as duas abordagens, e isso conduz à conclusão de que uma das duas estimativas é implausível. Em casos específicos, isso pode levar à substituição dos hiatos implausíveis pela previsão da ferramenta de plausibilidade. Trata-se assim de uma ferramenta bastante simples que se propõe a validar as estimativas plausíveis e, simultaneamente, a dar algum embasamento técnico e limitar a discricionariedade de eventuais revisões das estimativas implausíveis.¹⁶

Nas tabelas 2 e 3 apresentamos os resultados da ferramenta de plausibilidade para os nossos cálculos de hiato do produto pela abordagem de função de produção, que até onde se tem conhecimento é inédita para dados brasileiros. A frequência dos dados é trimestral e o período de estimação adotado é de 2001Q1 a 2017Q1, que foi delimitado em função da disponibilidade de alguns dos indicadores cíclicos. Os resultados identificaram quatorze potenciais valores implausíveis, sendo oito que estão abaixo do limite inferior e seis acima do limite superior. Devido às evidências de que nossas estimativas estão subestimadas nos

16 Uma crítica relevante a essa abordagem é que seus resultados estão sujeitos a uma espécie de viés de confirmação, uma vez que as variáveis exógenas do modelo estão aproximadamente correlacionadas àquelas utilizadas para estimar o próprio hiato do produto pela função de produção. No entanto, Hristov, Raciborski e Vandermeulen (2017) argumentam que essa crítica somente poderia ser integralmente superada se fosse possível observar o verdadeiro valor do hiato do produto (algo que não é possível).

anos 2002-2004, em relação seja às previsões da ferramenta de plausibilidade ou aos resultados dos estudos do Ipea e da LCA, optamos nesse período por substituir os valores implausíveis (e também casos-limites na mesma sequência) pelas suas projeções, como detalhado na tabela 3. Também efetuamos revisões de valores implausíveis nos anos 2012-2014 (e dos valores intermediários na mesma sequência) em virtude das evidências de que nossas estimativas apresentavam variações bruscas pouco condizentes com a evolução das demais variáveis cíclicas. São essas estimativas revisadas que servirão de base para a apuração do resultado estrutural mais adiante.

TABELA 2 – DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS E PARÂMETROS DO MODELO ESTIMADO PARA A FERRAMENTA DE PLAUSIBILIDADE

Variáveis/Estatísticas	Descrição	Parâmetros
Intercepto		-0.284857 (0.110378)**
NUCI	Média trimestral da NUCI da FGV.	0.397120 (0.138530)***
Taxa de desemprego	Taxa de desemprego do Ipea.	-0.885699 (0.190952)***
Taxa de crescimento do PIB (defasado)	Taxa real (anualizada) de crescimento do PIB trimestral das contas nacionais do IBGE.	0.009114 (0.050418)
Índice de confiança	Média trimestral do Indicador de confiança do empresário da FGV.	0.052801 (0.030164)*
Taxa de investimento	Razão entre a formação bruta de capital fixo e o PIB das contas nacionais.	-0.198170 (0.133689)
Preço de commodities	Índice ponderado de preços dos 80 principais produtos da pauta exportadora de Alberola <i>et. al.</i> (2016)	0.021576 (0.006796)***
R2		0.9462

Fonte: Elaboração dos autores.

Nota: Erro-padrão dos coeficientes entre parênteses: * ao nível de 1% de confiança; ** ao nível de 5%; e *** ao nível de 10%.

TABELA 3 – RESULTADOS DA FERRAMENTA DE PLAUSIBILIDADE

Trim- Ano	Hiato	Previsão	Hiato revisito	Limites do Intervalo de Plausibilidade				Trim- Ano	Hiato	Previsão	Hiato revisito	Limites do Intervalo de Plausibilidade			
				Inferior EQM90	Inferior EQM68	Superior EQM68	Superior EQM90					Inferior EQM90	Inferior EQM68	Superior EQM68	Superior EQM90
mar/01	-2,35	-1,71	-2,35	-2,55	-2,02	-1,40	-0,86	mar/09	-4,29	-3,96	-4,29	-4,80	-4,26	-3,65	-3,11
jun/01	-3,50	-3,46	-3,50	-4,31	-3,77	-3,15	-2,62	jun/09	-3,03	-3,13	-3,03	-3,97	-3,43	-2,82	-2,28
set/01	-4,37	-4,72	-4,37	-5,56	-5,03	-4,41	-3,87	set/09	-1,91	-1,75	-1,91	-2,59	-2,05	-1,44	-0,90
dez/01	-4,74	-4,91	-4,74	-5,75	-5,21	-4,60	-4,06	dez/09	-0,18	-0,81	-0,18	-1,66	-1,12	-0,50	0,04
mar/02	-4,58	-4,06	-4,06	-4,91	-4,37	-3,76	-3,22	mar/10	0,26	0,51	0,26	-0,34	0,20	0,82	1,36
jun/02	-4,01	-4,41	-4,41	-5,26	-4,72	-4,10	-3,56	jun/10	0,97	1,30	0,97	0,46	0,99	1,61	2,15
set/02	-3,51	-4,72	-4,72	-5,57	-5,03	-4,42	-3,88	set/10	1,26	1,26	1,26	0,41	0,95	1,57	2,10
dez/02	-2,88	-3,68	-3,68	-4,53	-3,99	-3,37	-2,83	dez/10	1,59	2,11	1,59	1,26	1,80	2,42	2,96
mar/03	-4,98	-2,99	-2,99	-3,84	-3,30	-2,68	-2,15	mar/11	1,82	2,09	1,82	1,25	1,78	2,40	2,94
jun/03	-5,32	-4,29	-4,29	-5,14	-4,60	-3,98	-3,45	jun/11	2,15	2,14	2,15	1,29	1,83	2,45	2,99
set/03	-4,41	-4,47	-4,41	-5,32	-4,78	-4,16	-3,63	set/11	1,35	1,48	1,35	0,63	1,17	1,79	2,32
dez/03	-3,88	-3,11	-3,88	-3,96	-3,42	-2,80	-2,26	dez/11	1,00	1,05	1,00	0,21	0,74	1,36	1,90
mar/04	-2,43	-2,50	-2,43	-3,35	-2,81	-2,19	-1,66	mar/12	0,08	0,97	0,97	0,12	0,66	1,28	1,81
jun/04	-1,93	-2,19	-1,93	-3,03	-2,50	-1,88	-1,34	jun/12	-0,09	1,27	1,27	0,42	0,96	1,57	2,11
set/04	-1,69	-1,28	-1,69	-2,12	-1,58	-0,97	-0,43	set/12	1,03	1,43	1,43	0,59	1,12	1,74	2,28
dez/04	-1,93	-0,98	-0,98	-1,82	-1,29	-0,67	-0,13	dez/12	0,67	1,12	1,12	0,28	0,82	1,43	1,97
mar/05	-2,87	-1,30	-1,30	-2,14	-1,61	-0,99	-0,45	mar/13	-0,04	0,96	0,96	0,11	0,65	1,27	1,81
jun/05	-1,30	-1,85	-1,30	-2,69	-2,16	-1,54	-1,00	jun/13	1,75	1,25	1,25	0,40	0,94	1,56	2,09
set/05	-2,70	-2,49	-2,70	-3,34	-2,80	-2,18	-1,64	set/13	1,73	1,09	1,09	0,24	0,78	1,40	1,94
dez/05	-2,64	-2,81	-2,64	-3,66	-3,12	-2,50	-1,96	dez/13	1,28	1,32	1,32	0,47	1,01	1,62	2,16
mar/06	-1,57	-1,92	-1,57	-2,77	-2,23	-1,61	-1,08	mar/14	1,43	1,34	1,34	0,49	1,03	1,65	2,18
jun/06	-1,48	-1,74	-1,48	-2,59	-2,05	-1,44	-0,90	jun/14	0,05	0,91	0,91	0,06	0,60	1,22	1,76
set/06	-1,54	-1,50	-1,54	-2,35	-1,81	-1,20	-0,66	set/14	0,11	0,13	0,13	-0,72	-0,18	0,44	0,98
dez/06	-0,95	-1,35	-0,95	-2,20	-1,66	-1,04	-0,51	dez/14	0,07	-0,91	-0,91	-1,76	-1,22	-0,60	-0,07
mar/07	0,28	-0,67	0,28	-1,52	-0,98	-0,36	0,18	mar/15	-1,25	-1,96	-1,96	-2,81	-2,27	-1,65	-1,11
jun/07	1,21	-0,01	1,21	-0,85	-0,32	0,30	0,84	jun/15	-3,42	-3,62	-3,42	-4,47	-3,93	-3,31	-2,78
set/07	0,89	0,51	0,89	-0,34	0,20	0,81	1,35	set/15	-4,89	-4,94	-4,89	-5,79	-5,25	-4,63	-4,10
dez/07	1,82	1,28	1,82	0,44	0,97	1,59	2,13	dez/15	-5,77	-5,56	-5,77	-6,40	-5,87	-5,25	-4,71
mar/08	2,40	2,03	2,40	1,18	1,72	2,34	2,87	mar/16	-6,79	-6,42	-6,79	-7,27	-6,73	-6,11	-5,57
jun/08	3,20	2,43	3,20	1,62	2,16	2,78	3,31	jun/16	-7,05	-7,05	-7,05	-7,90	-7,36	-6,74	-6,21
set/08	3,69	2,13	3,69	1,28	1,82	2,44	2,97	set/16	-7,15	-6,86	-7,15	-7,70	-7,17	-6,55	-6,01
dez/08	-1,63	-2,60	-1,63	-3,45	-2,91	-2,29	-1,75	dez/16	-7,98	-8,22	-7,98	-9,06	-8,53	-7,91	-7,37
								mar/17	-7,63	-7,80	-7,63	-8,65	-8,11	-7,49	-6,96

Fonte: Elaboração dos autores.

Nota: As estimativas implausíveis estão destacadas em vermelho e os casos-limite em amarelo.

4 Receitas tributárias e ciclos econômicos

O cálculo das elasticidades, ou seja, da sensibilidade das receitas tributárias às flutuações econômicas é peça-chave para as estimativas do resultado fiscal ajustado ao ciclo econômico. Lembremos que, na equação (1) do primeiro capítulo, a elasticidade ε é o parâmetro que potencializa o efeito do componente cíclico da economia sobre o resultado fiscal. Ou seja, se a elasticidade receita-PIB é unitária, um desvio do produto em relação ao seu nível potencial produzirá um efeito exatamente proporcional sobre a arrecadação do governo, e a arrecadação em proporção do PIB potencial será igual à arrecadação em proporção do PIB efetivo. Mas se a sensibilidade for maior do que a unidade (2, por exemplo), esse efeito será elevado ao quadrado.

A questão é: o que pode explicar que a elasticidade divirja da unidade e, além disso, varie ao longo do tempo, como tem sido verificado em muitos estudos?

A primeira resposta óbvia é que as bases de arrecadação são distintas do PIB (salários, lucros, consumo, importações, faturamento de empresas, dividendos de empresas estatais, *royalties* e outras receitas patrimoniais e taxas que, em alguns casos, têm pouquíssima relação com a atividade econômica) e não são tributadas homogeneamente, de modo que a elasticidade média tende a ser diferente de 1 e variar ao longo do tempo por efeitos de composição. Por essa razão, a Comissão Europeia e a OCDE estimam as elasticidades das receitas em relação às bases de arrecadação e destas em relação ao PIB num processo de duas etapas, o que pode se tornar bastante complexo para países com informações imprecisas sobre algumas das referidas bases, como é o caso brasileiro.

A segunda explicação para a elasticidade variar e diferir da unidade são as mudanças na legislação tributária, que afetam o nível e a composição da carga tributária. Se tributos são criados e alíquotas são majoradas, é de se esperar que a elasticidade receita-PIB seja maior do que a unidade. Assim como a elasticidade será menor do que a unidade durante um período de desonerações tributárias. Por isso, a Comissão Europeia também tem adotado procedimentos de ajuste das séries de receita às medidas tributárias discricionárias (*tax correction*) com o intuito de limpar as bases de dados antes de submetê-las a estimativas econométricas.

No caso brasileiro, tal procedimento de correção das séries de tempo é fundamental se considerarmos o elevado grau de intervenção do governo sobre o sistema tributário nas últimas três décadas, sendo possível identificar claramente duas fases, segundo Orair (2015) – uma de aumento legislado e contínuo da carga tributária entre 1988 e 2004 e outra, em seguida, de predominância de desonerações, principalmente a partir de 2009. Contudo, a carga tributária permaneceu crescendo durante um período de aparente neutralidade tributária (e extinção de um tributo, a CPMF) entre 2005 e 2008 (vide gráfico 3). Tal fato remete a uma terceira possível explicação para a não linearidade entre receitas e PIB: os aumentos ou as quedas extraordinárias de arrecadação em função do ciclo econômico (*shortfall/windfall*).

A intuição por trás dessa explicação é que, durante os períodos de *boom* econômico e/ou financeiro, as receitas teriam aumentos extraordinários em função do aumento de operações tributadas. É o que aparentemente ocorreu no Brasil, em 2007 e 2008, com abertura de capital de empresas, aumento do valor de ativos e realização de ganhos de capital e lucros não operacionais acima do normal. Por outro lado, durante as recessões, também seria possível verificar quedas mais do que proporcionais na arrecadação em função de um efeito composição (mudança

brusca no peso relativo das bases tributárias) e de eventuais reações das empresas às dificuldades financeiras..

GRÁFICO 3 – CARGA TRIBUTÁRIA BRASILEIRA NO PERÍODO DE 1988 A 2016



Fonte: Elaboração dos autores (a partir de AFONSO et al., 2015; RFB, 2017).

No Brasil, especificamente, esse problema pode estar sendo agravado pelos repetidos programas de parcelamento de dívidas tributárias aprovados pelo Congresso nos últimos anos, concedendo condições cada vez mais favoráveis (isenção de multas e juros) para os contribuintes. Essa hipótese tem sido analisada por alguns estudos de auditores da Receita Federal, e as evidências microeconômicas incipientes indicam que os ditos refinanciamentos – estimulados inicialmente pelo próprio governo com o intuito de antecipar no curto prazo algumas receitas – vem influenciando negativamente o pagamento regular de impostos (Faber, 2017), inclusive por empresas que, em tese, não enfrentam problemas de caixa, mas veem nesses programas uma oportunidade de obter vantagens com uma inadimplência provisória planejada.

Em resumo, existem diferentes fatores que podem desviar a elasticidade da unidade, produzir variações do parâmetro ao longo do tempo ou quebras estruturais, o que motivou nos últimos anos a difusão de modelos econométricos não lineares de estimação.

No Brasil, tanto Schettini et al. (2011) quanto a Secretaria de Política Econômica (incluindo a versão mais recente da nota elaborada por Figueiredo,

Lemos e Mello, 2017) desenvolveram uma metodologia de estimação das elasticidades a partir de modelos de componentes não observáveis (filtro de Kalman), baseada na representação de espaço de estados. Nesses trabalhos, os parâmetros estimados são bem mais elevados do que a unidade para determinados componentes da receita (como tributos sobre lucros) e menores para outros, resultando em uma elasticidade média da ordem de 1,3-1,6 e com pequena variância ao longo do tempo. Com abordagem de desagregação das receitas tributárias e suas bases, controlando para os efeitos de outras variáveis além do PIB, Oreng (2012) também estima elasticidades médias bem superiores à unidade (1,48), resultando em expressiva sensibilidade dos resultados fiscais às oscilações cíclicas da economia.

Considerando uma elasticidade de 1,5 e um peso das receitas ajustáveis ao ciclo em torno de 30% do PIB para o Brasil, a semielasticidade dos resultados fiscais às flutuações econômicas chega a 0,45, patamar semelhante à média dos países da OCDE. Isso significa que para cada 1 ponto porcentual de desvio do produto em seu nível potencial, o resultado fiscal se altera em 0,45 ponto porcentual do PIB.

Estudos mais recentes, como o realizado por Ribeiro (2016), entretanto, sugerem que as elasticidades arrecadação-PIB teriam sofrido uma quebra estrutural após a crise internacional de 2008. Utilizando uma abordagem de cointegração, o autor testa a estabilidade das estimativas de elasticidade para diferentes agregados de receitas dividindo a amostra em duas partes (pré e pós-crise) e conclui que a magnitude do parâmetro caiu de 1,6-1,8 para algo bem próximo da unidade (0,9-1,0) – uma espécie de retorno à normalidade.

Contudo, nenhum dos trabalhos anteriormente referidos testou os efeitos das mudanças na legislação tributária e os eventos atípicos sobre os parâmetros estimados, tampouco analisou explicitamente a hipótese de que a não linearidade das elasticidades esteja relacionada aos ciclos econômicos, como será feito no presente estudo. Alternativamente, analisar-se-á a hipótese de que houve quebra estrutural dos parâmetros, com testes que identificam, endogenamente, mudanças no valor estimado para a elasticidade para diferentes partições da amostra.

Em outras palavras, o atual capítulo tentará analisar se a não linearidade das elasticidades está relacionada à falta de correção das séries, a um período extraordinariamente positivo para a economia e para as receitas ou a uma instabilidade paramétrica, decorrente do ciclo econômico ou de outros fatores.

Antes de apresentar a metodologia econométrica aplicada ao cálculo das elasticidades, vamos detalhar na próxima seção as fontes de dados utilizadas e os procedimentos adotados para “aplainar” as séries de receita, ou seja, limpá-las ou ajustá-las para as diferentes medidas de oneração e desoneração tributária.

4.1 Base de dados e taxcorrection

A definição de quais séries (ou série) de receita serão utilizadas para o ajustamento ao ciclo e, portanto, requererão que suas elasticidades sejam estimadas depende previamente da seleção dos tributos cuja base de arrecadação esteja mais diretamente relacionada ao PIB e, principalmente, às suas flutuações de curto prazo. Como o objetivo do trabalho é calcular o resultado fiscal estrutural e os impulsos fiscais do conjunto da administração pública, essa seleção deve se estender também aos governos estaduais e municipais (conjuntamente denominados governos regionais, doravante).

No nível do governo central, a tabela 4 reproduz as receitas primárias anuais (em proporção do PIB) entre 1997 e 2016. Como é possível observar, essas receitas englobam não apenas receitas eminentemente tributárias, mas também receitas patrimoniais, como as advindas de concessões e permissões, dividendos e compensações financeiras, que possuem baixa correlação com a atividade econômica ou estão relacionadas centralmente a outros fatores e precisam ser analisadas separadamente, como no caso dos *royalties* de petróleo e dos dividendos recebidos das empresas estatais.

Além disso, entre os tributos, é possível identificar alguns que possuem pouca relação com o ciclo econômico (como a contribuição previdenciária dos servidores) e/ou possuem caráter regulatório, estando sujeitos a revisões frequentes de alíquotas, como o IOF (Imposto sobre Operações Financeiras), ou incidindo sobre tipos específicos de produtos com alíquotas *ad-rem* (valor fixo por quantidade), como a Cide (Contribuição de Intervenção sobre o Domínio Econômico).¹⁷

17 A Cide é cobrada a partir de uma alíquota fixa (“x” centavos por litro de combustível), que passou anos sem ser revisada e depois foi reduzida a zero durante um período.

TABELA 4 – RECEITAS PRIMÁRIAS DO GOVERNO CENTRAL (% PIB)

Discriminação	1997	2002	2004	2006	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
I. RECEITA TOTAL	16,7%	21,5%	21,4%	22,5%	23,0%	22,1%	23,6%	22,6%	22,0%	22,1%	21,1%	20,8%	21,0%
I.1 - Receita Administrada pela RFB	10,7%	14,8%	14,6%	14,9%	15,0%	13,7%	13,7%	14,4%	13,4%	13,5%	12,8%	12,8%	13,1%
I.1.1 Imposto de Importação	0,5%	0,5%	0,5%	0,4%	0,6%	0,5%	0,5%	0,6%	0,6%	0,7%	0,6%	0,6%	0,5%
I.1.2 IPI	1,7%	1,3%	1,1%	1,1%	1,2%	0,8%	1,0%	0,9%	0,9%	0,8%	0,9%	0,8%	0,7%
I.1.3 Imposto de Renda	3,6%	5,3%	4,7%	5,2%	5,8%	5,4%	5,0%	5,4%	5,1%	5,1%	4,9%	5,0%	5,4%
I.1.4 IOF	0,4%	0,3%	0,3%	0,3%	0,7%	0,6%	0,7%	0,7%	0,6%	0,6%	0,5%	0,6%	0,5%
I.1.5 COFINS	2,0%	3,5%	4,0%	3,8%	3,9%	3,6%	3,6%	3,7%	3,6%	3,8%	3,4%	3,4%	3,3%
I.1.6 PIS/PASEP	0,8%	0,9%	1,0%	1,0%	1,0%	1,0%	1,0%	1,0%	1,0%	1,0%	0,9%	0,9%	0,9%
I.1.7 CSLL	0,8%	0,9%	1,0%	1,2%	1,4%	1,4%	1,2%	1,3%	1,2%	1,2%	1,1%	1,0%	1,1%
I.1.8 CPMF	0,7%	1,4%	1,4%	1,3%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
I.1.9 CIDE Combustíveis	0,0%	0,5%	0,4%	0,3%	0,2%	0,1%	0,2%	0,2%	0,1%	0,0%	0,0%	0,1%	0,1%
I.1.10 Outras	0,1%	0,3%	0,3%	0,2%	0,2%	0,4%	0,4%	0,5%	0,3%	0,3%	0,4%	0,4%	0,6%
I.2 - Incentivos Fiscais	-0,1%	0,0%											
I.3 - Arrecadação previdenciária	4,6%	4,8%	4,8%	5,1%	5,3%	5,5%	5,5%	5,6%	5,7%	5,8%	5,8%	5,8%	5,7%
I.4 - Receitas Não Administradas	1,4%	2,0%	2,0%	2,5%	2,8%	3,0%	4,5%	2,6%	2,8%	2,8%	2,5%	2,2%	2,2%
I.4.1 Concessões e Permissões	0,2%	0,1%	0,1%	0,0%	0,2%	0,1%	0,0%	0,1%	0,0%	0,4%	0,1%	0,1%	0,3%
I.4.2 Dividendos e Participações	0,1%	0,2%	0,2%	0,4%	0,4%	0,8%	0,6%	0,5%	0,6%	0,3%	0,3%	0,2%	0,0%
I.4.3 Contr. Plano Seg Social Servidor	0,1%	0,1%	0,1%	0,2%	0,2%	0,2%	0,2%	0,2%	0,2%	0,2%	0,2%	0,2%	0,2%
I.4.4 Compensações Financeiras	0,0%	0,5%	0,6%	0,8%	0,8%	0,6%	0,6%	0,7%	0,7%	0,7%	0,7%	0,5%	0,4%
I.4.5 Receitas Próprias	0,0%	0,5%	0,3%	0,3%	0,3%	0,3%	0,3%	0,3%	0,4%	0,2%	0,2%	0,2%	0,2%
I.4.6 Contribuição do Salário Educação	0,3%	0,2%	0,2%	0,3%	0,3%	0,3%	0,3%	0,3%	0,3%	0,3%	0,3%	0,3%	0,3%
I.4.7 Complemento para o FGTS	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,1%	0,1%	0,1%	0,1%	0,1%
I.4.8 Operações com Ativos	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	1,9%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
I.4.9 Demais Receitas	0,8%	0,2%	0,4%	0,5%	0,5%	0,7%	0,6%	0,6%	0,6%	0,6%	0,6%	0,6%	0,6%

Fonte: Secretaria do Tesouro Nacional (2017).

Portanto, esses tributos e receitas patrimoniais foram excluídos da base submetida ao cálculo de elasticidade, seguindo o exemplo de outros estudos já referidos. Vale ressaltar que a CPMF, embora apresentasse correlação significativa com o PIB, também foi excluída porque foi extinta ao final de 2007 e porque, durante o período de sua vigência, apresentou evolução bastante linear (sendo possível assumir, nesse caso, elasticidade unitária por definição).

Desse modo, o cálculo das elasticidades para o governo central se restringiu ao agregado das seguintes receitas identificadas na tabela 4: I.1.1. Imposto de Importação; I.1.2. Imposto sobre Produtos Industrializados; I.1.3. Imposto de Renda; I.1.5. Cofins; I.1.6. PIS/Pasep; I.1.7. CSLL; I.1.10. Outras; I.3. Arrecadação previdenciária; e I.4.6. Contribuição do salário educação.

Observe-se que o subgrupo I.1.10., de outras receitas administradas pela Receita Federal, é constituído principalmente da arrecadação proveniente dos programas de parcelamento de dívidas tributárias (denominados genericamente Refis). Em alguns casos, os pagamentos de Refis são lançados diretamente na rubrica do imposto correspondente, mas na maior parte dos casos ingressam nessa conta genérica de “outras receitas” e, posteriormente, são reclassificados por estimativa para a rubrica específica do tributo, numa operação equivalente de “débito” e “crédito”. Isso ocorre especialmente com a chamada série de receita líquida utilizada atualmente pelo Tesouro Nacional para consolidar o resultado fiscal do governo central.

Por isso, a análise desagregada das receitas tributárias pelo quadro do Resultado do Tesouro Nacional (RTN) está suscetível a eventuais perturbações produzidas por essas reclassificações, principalmente na base mensal de comparação. Além disso, essa série é “líquida” de compensações e restituições de impostos, fenômeno e procedimento cujas sistemáticas não têm relação com o ciclo econômico e podem talvez introduzir algum nível de distorção nas estimativas. Para contornar essa problemática e testar eventuais efeitos distorcivos sobre a elasticidade, adotou-se neste estudo a estratégia de utilizar paralelamente a base de receita “bruta” divulgada pela Receita Federal, que não está afetada pelas restituições, e excluir do agregado os parcelamentos de dívidas tributárias submetidas à reclassificação posterior, bem como os tributos, inicialmente.

Por simplificação, as séries de receita bruta e líquida do governo central serão referidas, respectivamente, como RB e RL. Ambas são compostas pela soma das receitas administradas (exclusive tributos mencionados) com a arrecadação previdenciária e o salário educação, cuja base de arrecadação também é a folha de salários.

No nível dos governos regionais, por sua vez, foram selecionadas apenas duas receitas que possuem correlação mais direta e evidente com o ciclo econômico e são relevantes em termos de magnitude para os propósitos do estudo: a do ICMS (estadual) e a do ISS (municipal), ambas trimestralizadas para o período de janeiro de 1997 a março de 2017, a exemplo das receitas federais.¹⁸

TABELA 5 – RECEITAS DOS GOVERNOS REGIONAIS SUBMETIDAS AO AJUSTE CÍCLICO (% PIB)

Ano	1997	2002	2004	2006	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
ICMS	6,26%	7,06%	7,11%	7,16%	7,21%	6,90%	6,97%	6,87%	6,84%	6,93%	6,72%	6,68%	6,66%
ISS	0,59%	0,65%	0,69%	0,79%	0,85%	0,87%	0,89%	0,93%	0,97%	0,95%	0,99%	0,96%	0,92%

Fonte: Elaboração dos autores.

O passo seguinte, anterior ao cálculo das elasticidades, foi promover o que denominamos de *taxcorrection*, ou seja, a harmonização das séries de receita, supondo que a legislação tributária fosse a mesma ao longo de todo o período, sem mudanças de alíquotas e bases de cálculo, nem desonerações. Tal procedimento de ajuste não é nada trivial, dada a dificuldade de captar todas as mudanças na legislação tributária e simular quais seriam (ou teriam sido) seus impactos sobre a arrecadação.

Por isso, adotou-se uma estratégia parcimoniosa, restringindo a correção das séries apenas aos grandes eventos de mudança tributária cujos efeitos seriam mais facilmente estimados, sem risco de erros significativos. Como o período analisado

18 Séries originais obtidas da SPE (2017) e da STN (2017b).

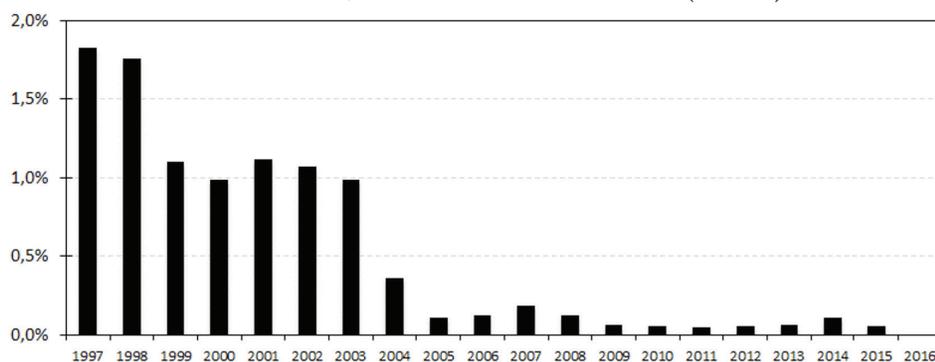
pode ser dividido em duas grandes fases – uma de oneração e aumento da carga tributária impositiva (1997-2004) e outra de predomínio de desonerações (2007-2016), as séries de receita bruta e líquida foram ajustadas de modo a incorporar retroativamente os efeitos de aumentos de impostos e excluir para frente os efeitos das reduções de tributos.

No bloco de onerações, consideraram-se apenas quatro grandes medidas de impacto relacionadas aos tributos inicialmente elencados:

1. Aumento da alíquota da Cofins de 2% para 3% em fevereiro de 1999.
2. Aumento da alíquota da Cofins das instituições financeiras de 3% para 4% em setembro de 2003.
3. Instituição da cobrança de PIS/Cofins sobre produtos importados a partir de maio de 2004 (bem como redução da base de cálculo para o valor aduaneiro em outubro de 2013, compensado com posterior ajuste nas alíquotas a partir de maio de 2015).
4. Majoração das alíquotas de CSLL das instituições financeiras de 9% para 15% em junho de 2008 e de 15% para 20% em outubro de 2015.

O gráfico 4 mostra a magnitude dos ajustes aditivos sobre as receitas federais decorrentes dessas medidas tributárias. As barras sugerem quanto maior seria a carga tributária em cada ano caso a configuração tributária atual estivesse vigorando desde o princípio da série. Os maiores impactos, como era de se esperar, ocorreram entre 1997 e 2004. Note-se que, nesse amplo período, as alíquotas de CPMF sofreram alterações, bem como as do IOF e da Cide, mas tais tributos não entrarão no agregado para o qual serão estimadas as elasticidades, de modo que não se faz necessário, nesse primeiro momento, considerar seu impacto sobre a arrecadação.

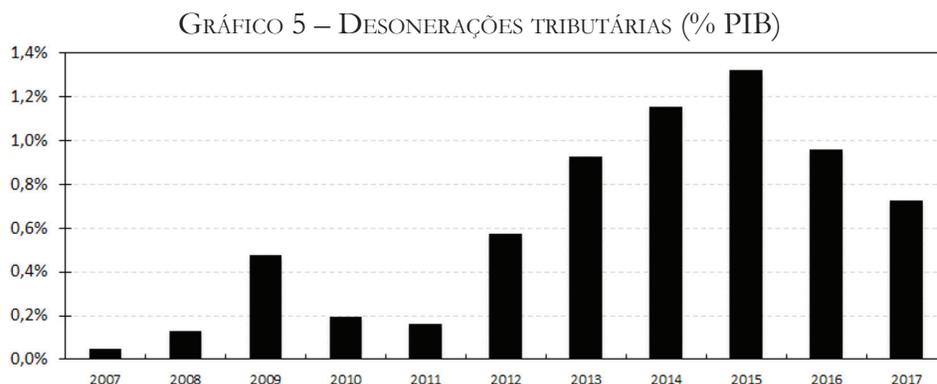
GRÁFICO 4 – AJUSTES ADITIVOS NA RECEITA (% PIB)



Fonte: Elaboração dos autores.

No caso das desonerações, que também devem ser consideradas no *tax correction*, a própria Receita Federal disponibiliza séries detalhando o impacto das principais medidas adotadas desde 2007, identificando a medida específica (ou regime tributário especial criado), a legislação de referência, os tributos envolvidos e o prazo de vigência. Ao todo, mais de 380 medidas foram analisadas individualmente, das quais metade foi considerada de alguma forma no ajuste da base (sendo muitas meras prorrogações de prazo de medidas anteriores).

No caso da desoneração da folha de pagamento, instituída a partir de 2011, foram consideradas as estimativas mensais também feitas pela Receita Federal, que – por sinal, importante frisar – são diferentes dos valores contábeis de compensação do Tesouro ao Regime Geral de Previdência Social (incluídos no RTN nas receitas e despesas).¹⁹ O gráfico 5 sintetiza o valor global das desonerações por ano, a partir de 2007, e mostra seu relevante impacto sobre a arrecadação, mesmo numa abordagem parcimoniosa como a adotada neste estudo.



Fonte: Elaboração dos autores.

No caso dos governos regionais, não se procedeu a nenhum ajuste de *tax correction* pela indisponibilidade de informações suficientes e confiáveis para tal procedimento, uma vez que cada unidade da federação tem autonomia para definir suas alíquotas e porque a carga tributária efetiva ainda é influenciada por mudanças na base de cálculo e mecanismos de crédito presumido.

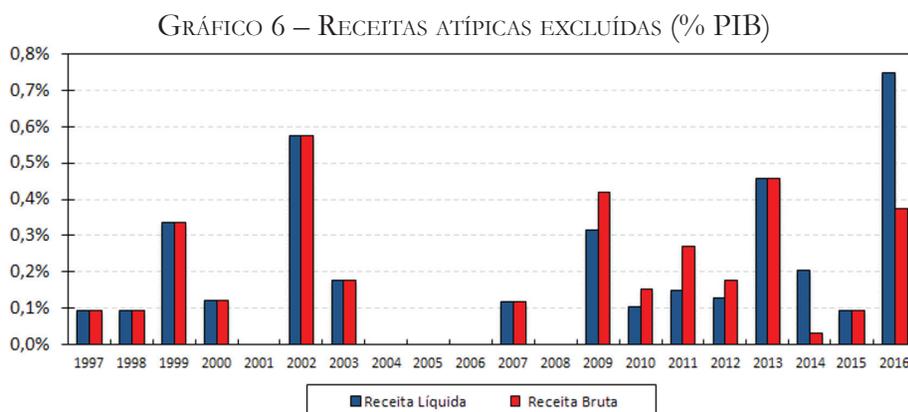
De toda forma, a evolução do ICMS (vide tabela 5) também revela duas fases – de aumento e redução da carga tributária – entre 1997 e 2016, mas não é possível concluir se tal comportamento tem relação com medidas legais ou se reflete mudanças de composição, principalmente por influência das três principais fontes de arrecadação desse tributo – o setor de combustíveis, a energia elétrica e as comunicações, que concentram mais de 40% do bolo arrecadado (CONFAZ, 2017).

¹⁹ A arrecadação previdenciária utilizada neste estudo não inclui o valor contábil dessas compensações e considera as estimativas de renúncia efetiva no *tax correction*.

Os municípios, por sua vez, apresentam crescimento contínuo na arrecadação de ISS desde a entrada em vigor da Lei Complementar n. 16/2003, que ampliou a lista de serviços sujeita à tributação municipal e introduziu a alíquota mínima de 2%, limitando um pouco a guerra fiscal entre as prefeituras. Contudo, não é possível mensurar, de forma “narrativa”, qual seria o impacto dessa mudança sobre a arrecadação, ainda mais considerando que esse impacto parece ser gradual.

Por fim, também foi computado o efeito das chamadas receitas atípicas (ou extraordinárias) sobre a arrecadação federal, dado seu potencial efeito distorcivo sobre a estimativa das elasticidades. Nesse caso, o referencial de ajuste foram planilhas disponibilizadas pela Receita Federal, bem como os relatórios mensais sobre a arrecadação, nos quais é detalhada a origem das receitas atípicas. A definição de quais valores deveriam ser excluídos da base de arrecadação foi feita a partir de critério parcimonioso, a exemplo do realizado pela Secretaria de Política Econômica.

As magnitudes desse ajuste para cada ano estão explicitadas no gráfico 6, sendo possível distinguir algumas diferenças entre a base de receita líquida e bruta devido ao distinto impacto das reclassificações de dívidas tributárias arrecadadas por meio de programas de refinanciamento.



Fonte: Elaboração dos autores.

Entre os ajustes de atipicidade, destacam-se os relativos às receitas extraordinárias obtidas em 2002 por conta de recolhimentos dos fundos de pensão das empresas estatais, as receitas extraordinárias (pagamentos à vista com desconto) obtidas em 2009, 2011, 2012, 2013 e 2014 por meio dos sucessivos Refis e os tributos recolhidos em 2016 sobre a repatriação de recursos do exterior. O impacto desse recolhimento é duas vezes maior sobre a receita líquida do que sobre a receita bruta porque, no segundo caso, a parcela paga a título de juros não entra no agregado previamente definido por estar diluída no item “outras receitas administradas”. Ou seja, a receita líquida considera o item “outros”, enquanto a receita bruta não inclui esse subgrupo da receita administrada.

Desse modo, a partir das duas bases originais de receita bruta e líquida do governo central, ambas somadas às receitas dos governos regionais com ICMS e ISS, e dos valores de ajuste referentes ao *taxcorrection* e à exclusão de eventos atípicos, construíram-se seis séries diferentes, assim definidas:

RL1 = Receita Líquida total sem qualquer ajuste

RB1 = Receita Bruta total sem qualquer ajuste

RL2 = Receita Líquida ajustada pelo *taxcorrection*

RB2 = Receita Bruta ajustada pelo *taxcorrection*

RL3 = Receita Líquida ajustada pelo *taxcorrection* e pela exclusão de atípicas

RB3 = Receita Bruta ajustada pelo *taxcorrection* e pela exclusão de atípicas

São essas séries que servirão de base para as estimativas de elasticidade e testes de quebra estrutural e de estabilidade de parâmetros, conforme metodologia a ser detalhada na próxima seção.

4.2 Metodologia

Os fatos estilizados em relação às séries de receitas tributárias e ao PIB são de que, usualmente, elas apresentam raiz unitária, sendo integradas de ordem 1, ou seja, tornam-se estacionárias após tomarmos a primeira diferença. Aliado a isso, observa-se que há, naturalmente, uma dinâmica em comum entre as receitas e o PIB. Desse modo, torna-se possível especificar um Modelo de Correção de Erros (MCE), com o intuito de obtermos as elasticidades de curto e longo prazo. Esse procedimento é feito em duas etapas. Primeiramente, estima-se a equação de longo prazo, utilizando-se o logaritmo natural das variáveis em nível. O uso do método de mínimos quadrados ordinários, nessa situação, produz estimativas dos parâmetros que são assintoticamente viesadas e com erro-padrão inconsistentes, devido à natureza não estacionária das variáveis. Para evitar o problema de viés, adicionam-se à regressão os *leads* e *lags* da primeira diferença da variável independente, ou seja, a taxa de crescimento do PIB. Esse método é conhecido como *Dynamic Ordinary Least Squares* (DOLS), tendo sido proposto por Stock e Watson (1993). Já para evitar o problema de inconsistência do erro-padrão, utiliza-se a correção proposta por Newey e West (1987). Dessa forma, especifica-se a equação de longo prazo:²⁰

20 Utiliza-se neste trabalho parametrização com $k=1$, devido ao critério de parcimônia e ao número relativamente pequeno de observações para alguns modelos.

$$\ln(R_t) = \alpha + \varepsilon_{LP} \ln(Y_t) + \sum_{j=-k}^k \varnothing_j \Delta \ln(Y_{t-j}) + u_t \quad (2)$$

onde R_t é a receita tributária; α é uma constante; ε_{LP} é a elasticidade receita-PIB de longo prazo; Y_t é o PIB; u_t é o termo de erro; \varnothing_j não tem interpretação econômica direta, servindo apenas para evitar o viés nas estimativas dos parâmetros.

Na segunda etapa, estima-se a equação com a utilização da diferença das variáveis da equação de longo prazo, de forma a obter a elasticidade de curto prazo. Como estimativas desse tipo estariam viesadas, devido à cointegração, seguimos a abordagem usual da literatura²¹ e incluímos, como variável explicativa, o *lag* dos resíduos da equação de longo prazo, especificando a equação de curto prazo:

$$\Delta \ln(R_t) = \beta + \varepsilon_{CP} \Delta \ln(Y_t) + \gamma u_{t-1} + e_t \quad (3)$$

onde β é um intercepto; ε_{CP} é a elasticidade receita-PIB de curto prazo; γ é o termo de velocidade de ajustamento; e e_t é o termo de erro.

A hipótese de não linearidade das elasticidades, devido à influência do ciclo econômico, motiva-nos a especificar um modelo que possa levar em conta esses efeitos na evolução das estimativas dos parâmetros. Para acomodar esse tipo de estrutura, fazemos uma modificação na equação de curto prazo, a fim de incluímos, explicitamente, um indicador para o estado da economia. Dessa forma, ao se adotar um modelo do tipo *smooth transition*, permitimos que haja transições suaves entre os regimes:

$$\begin{aligned} &\Delta \ln(R_t) \\ &= [\beta^R + \varepsilon_{CP}^R \Delta \ln(Y_t) + \gamma^R u_{t-1}] F(z_t) + [\beta^E + \varepsilon_{CP}^E \Delta \ln(Y_t) + \gamma^E u_{t-1}] [1 - F(z_t)] \\ &+ e_t \end{aligned} \quad (4)$$

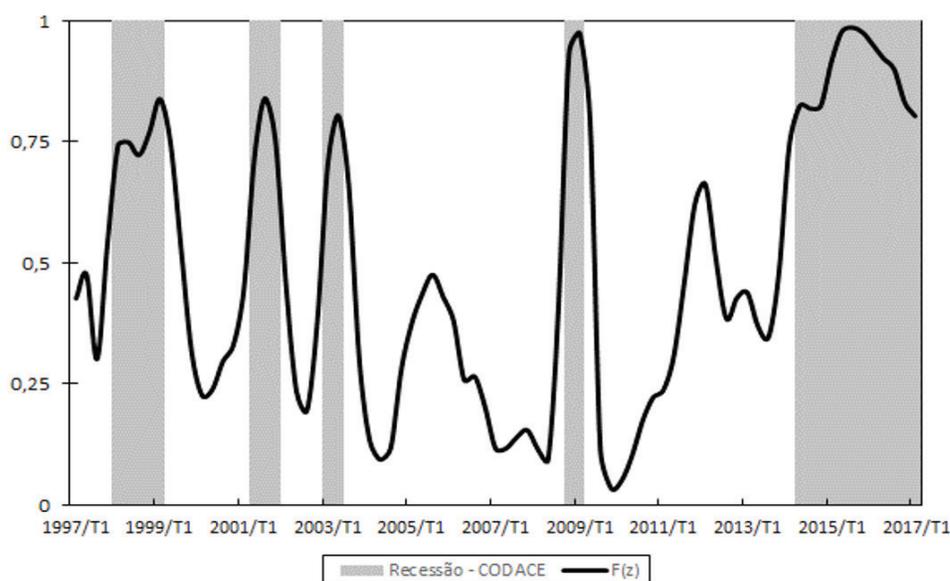
$$F(z_t) = \frac{\exp(-\varphi z_t)}{1 + \exp(-\varphi z_t)} \quad (5)$$

$$\text{var}(z_t) = 1, E(z_t) = 0 \quad (6)$$

onde o sobrescrito dos parâmetros indica em qual regime a economia se encontra, sendo R para recessão e E para expansão. A variável z_t é um índice que sintetiza o estado da economia, sendo calculada como a média móvel centrada da taxa de crescimento do PIB de dois trimestres, normalizada posteriormente, para ter variância unitária e média zero. Essa escolha não é trivial, uma vez que obser-

21 Para abordagens similares, ver Bettendorf e Limbergen (2013), Mourre e Princen (2015), Boschi e d'Addona (2017), entre outros.

vamos que há distintas fórmulas para o seu cômputo na literatura, tais como os trabalhos de Auerbach e Gorodnichenko (2011), Auerbach e Gorodnichenko (2012) e Caggiano et al. (2015). Dessa forma, um valor de $F(z_t)$ próximo à unidade indica uma forte recessão, enquanto que, de forma análoga, se $F(z_t)$ estiver perto de zero, então há um indicativo de forte expansão. Calibramos o valor φ para 1,5, assim como em Auerbach e Gorodnichenko (2011), de forma a obtermos uma evolução de $F(z_t)$ condizente com a classificação dos períodos de recessão identificados pelo Comitê de Datação de Ciclos Econômicos (Codace), vinculado ao Instituto Brasileiro de Economia da Fundação Getúlio Vargas (Ibre/FGV), e em consonância, também, com o critério de que as economias passam, normalmente, 20% do tempo em períodos recessivos.²² Esse fato pode ser observado no gráfico 7, que mostra que há grande aderência de $F(z_t)$ aos ciclos econômicos especificados pelo Codace. Nesse tipo de abordagem, viabiliza-se uma análise que não fica restrita a uma dicotomia entre regimes, uma vez que há possibilidade de a economia se encontrar em um estado intermediário do ciclo econômico. Em outras palavras, permite-se que a economia transite de forma suave entre esses dois estados.

GRÁFICO 7 – VARIÁVEL $F(z_t)$ E RECESSÕES IDENTIFICADAS PELO CODACE

Fonte: Elaboração dos autores.

22 Esse critério é utilizado em Auerbach e Gorodnichenko (2011), implicando que $P[F(z_t) > 0,8] = 0,2$.

Alternativamente, especificamos um modelo não linear do tipo *threshold*²³, similar ao trabalho de Bettendorf e Limbergen (2013), de tal forma que o indicador do ciclo econômico diferencia entre tempos “bons” e “ruins” (para o sinal do hiato do produto²⁴) e entre tempos “normais” e “extremos” (para o sinal do quadrado do hiato do produto²⁵):

$$\Delta \ln(R_t) = [\beta^- + \varepsilon_{CP}^- \Delta \ln(Y_t) + \gamma^- u_{t-1}] I(z_t) + [\beta^+ + \varepsilon_{CP}^+ \Delta \ln(Y_t) + \gamma^+ u_{t-1}] [1 - I(z_t)] + e_t \quad (7)$$

onde um sobrescrito negativo indica tempos “ruins” ou “normais” e um positivo indica tempos “bons” ou “extremos”; $I(z_t)$ é uma função indicadora, ou seja, só assume valores 0 ou 1, dependendo do sinal da variável escolhida para a definição do estado da economia.

Para prosseguirmos com uma análise de instabilidade paramétrica, temos que pontuar, primeiramente, que há várias formas de se testar a hipótese de estabilidade dos parâmetros de uma regressão econométrica, sendo que um dos primeiros testes remonta ao trabalho de Chow (1960). Ele consiste em estimar os parâmetros da regressão para dois subconjuntos da amostra, de forma a se obter uma estatística F e, assim, testar a hipótese de quebra estrutural. Entretanto, a desvantagem é que sua implementação exige que o pesquisador estabeleça *a priori* a data da quebra. Dois testes que assumem que essa data é desconhecida são os de Quandt-Andrews e Bai-Perron.

O teste de Quandt-Andrews surgiu como forma de resolver o problema de datação da quebra do teste de Chow (1960). Quandt (1960) propôs uma abordagem alternativa, na qual se assume que a data da quebra é desconhecida, e, posteriormente, Andrews (1993) derivou a distribuição dessas estatísticas de teste e Hansen (1997) os p-valores assintóticos. Assim, o teste de Quandt-Andrews consiste em realizar o teste de Chow para cada observação da amostra, excluindo-se um percentual do início e do final da amostra,²⁶ e tendo como hipótese nula a ausência de quebra estrutural.

O teste de Bai-Perron baseia-se nos trabalhos de Bai e Perron (1998, 2003) e assume que, diferentemente do teste de Quandt-Andrews, há possibilidade de haver múltiplas quebras estruturais, identificadas endogenamente. Portanto,

23 Modelo econométrico no qual a não linearidade dos parâmetros depende de um limiar de uma variável observável. No nosso caso, esse limiar é zero, ou seja, o que importa para a dinâmica dos coeficientes do modelo é o sinal da variável *threshold*.

24 Hiato estimado por função de produção, sendo que um sinal positivo indica um estado “bom” da economia, enquanto um hiato negativo indica um estado “ruim”.

25 Utiliza-se o sinal da série do quadrado do hiato, diferenciado pela sua média amostral, como parâmetro para a definição do estado da economia. Ou seja, um sinal positivo indica uma variância grande do hiato (“extremo”), enquanto valores negativos indicam um estado “normal” da economia. Ver séries do modelos *threshold* no Apêndice B.

26 Os testes conduzidos neste trabalho excluem 15% dos dados do início e do final da amostra.

de forma sequencial, testa-se a hipótese nula de haver “n” quebras, sendo que a hipótese alternativa é de que há “n+1”. O teste para quando não se rejeita a hipótese nula para um determinado “n”.

A abordagem recursiva serve para testar a estabilidade dos coeficientes de uma regressão – no caso desse trabalho, a elasticidade de longo prazo – de forma iterativa. Assim, a análise recursiva “para frente” consiste em estimar uma regressão para a equação de longo prazo do MCE para uma amostra com T ²⁷ observações iniciais, adicionando-se um trimestre a cada iteração, até se chegar ao final da amostra. De forma análoga, a análise “para trás” consiste em estimar essa mesma equação, porém com apenas as observações do final da amostra. Incorpora-se à equação, então, um trimestre de cada vez, até que se complete toda a mostra.

4.3 Resultados das estimativas de elasticidade

Nesta seção, analisamos os resultados das estimativas para elasticidades, bem como os testes de estabilidade desse parâmetro. Podemos observar, pela tabela 6, que há uma substancial diferença da elasticidade de longo prazo quando consideramos inicialmente uma partição *ad hoc* da amostra, em 2004, ano em que ocorre a inflexão na política tributária. Isso ocorre para todas as especificações distintas de receita consideradas, sendo que todos os parâmetros são estatisticamente significativos.

De 1997 a 2004/T2 (período de aumento da oneração tributária), observa-se que a elasticidade ficou maior que 2 para todas as receitas. Já para o período posterior, ela ficou próxima à unidade. Quando consideramos toda a amostra, ou seja, de 1997 a 2016, constatamos que a elasticidade fica em torno de 1,23.

27 Estimam-se as equações, nessas duas abordagens, com $T = 12$.

TABELA 6 – ESTIMATIVAS DA ELASTICIDADE DE LONGO PRAZO

Série de receita	1997/T3 - 2004/T2	2004/T3 - 2016/T4	1997/T3 - 2016/T4
RL1	2,2449*** (0,2636)	1,0115*** (0,0580)	1,2878*** (0,0498)
RB1	2,2363*** (0,2475)	0,9738*** (0,0599)	1,2576*** (0,0503)
RL2	2,0123*** (0,1997)	1,1041*** (0,0459)	1,2385*** (0,0357)
RB2	2,0084*** (0,1801)	1,0662*** (0,0491)	1,2096*** (0,0364)
RL3	2,0657*** (0,1784)	1,0663*** (0,0495)	1,2372*** (0,0378)
RB3	2,0516*** (0,1639)	1,0258*** (0,0502)	1,2085*** (0,0386)

Fonte: Elaboração dos autores.

Notas: Erro-padrão dos coeficientes entre parênteses.

* Significativo ao nível de 10%.

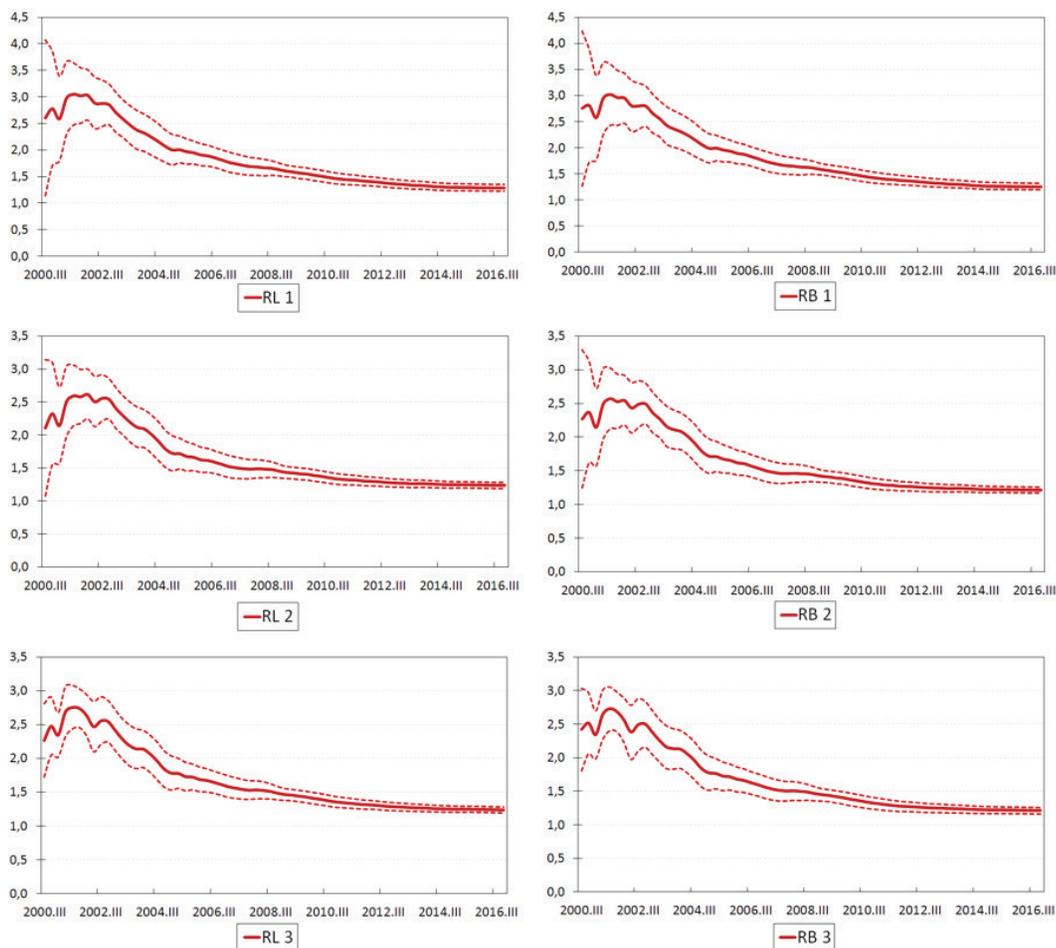
** Significativo ao nível de 5%.

*** Significativo ao nível de 1%.

Essas discrepâncias nas estimativas das elasticidades indicam a princípio que, mesmo submetendo as receitas a um ajuste para as medidas tributárias (ou seja, tentando expurgar o efeito da ação discricionária do governo sobre as séries), essa correção pode não ter sido completa, implicando que o parâmetro do período anterior a 2004 seja bem superior.

Adicionalmente, para se testar a hipótese de mudança do parâmetro ao longo do tempo, podemos analisar as estimativas recursivas para esse período. O gráfico 8 sugere que há evidência de queda da elasticidade para todos os seis grupos de receita. Ao olharmos pela ótica contrária, ou seja, como a elasticidade evoluiu considerando um acréscimo de observações passadas, a partir do gráfico 9, também verificamos uma possível instabilidade desse coeficiente.

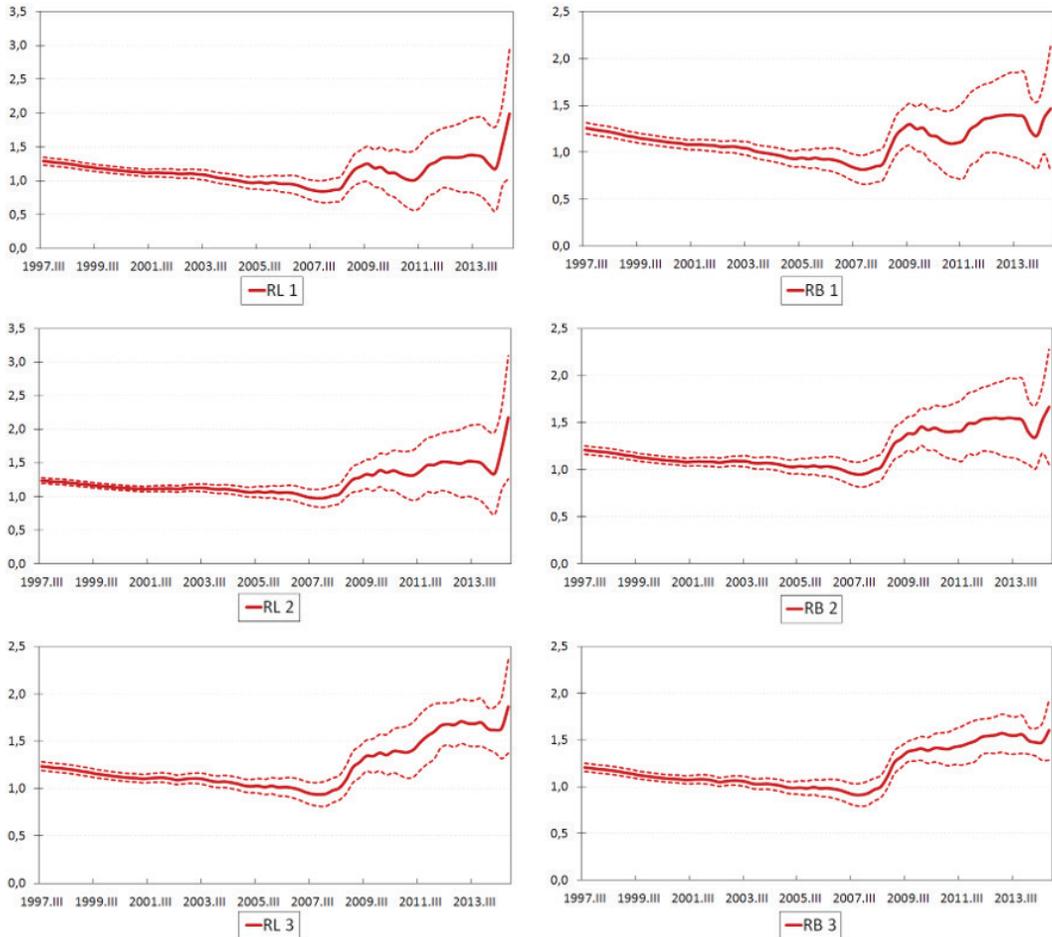
GRÁFICO 8 – ESTIMATIVAS RECURSIVAS (PARA FRENTE) DA ELASTICIDADE DE LONGO PRAZO



Fonte: Elaboração dos autores.

Nota: A linha sólida corresponde à estimativa pontual do coeficiente. As linhas pontilhadas representam o intervalo de confiança de 95%.

GRÁFICO 9 – ESTIMATIVAS RECURSIVAS (PARA TRÁS) DA ELASTICIDADE DE LONGO PRAZO



Fonte: Elaborado pelos autores.

Nota: A linha sólida corresponde à estimativa pontual do coeficiente. As linhas pontilhadas representam o intervalo de confiança de 95%.

Ou seja, a partir da análise das estimativas recursivas foi possível notar um indício de que houve quebra estrutural da elasticidade de longo prazo, tanto pelo problema já apontado de uma eventual imperfeição (ou incompletude) no procedimento de *taxcorrection* no início da amostra ou talvez por algum evento ou instabilidade no período recente, relacionado com a crise econômica.

Note-se que a elasticidade no período bem recente também parece ser maior, quando olhamos para o gráfico 9, que mostra o parâmetro estimado para trás. Contudo, isso também poderia se dever ao pequeno tamanho da amostra quando consideramos, por exemplo, os anos de 2009 a 2016.

Para podermos explorar melhorar esse tópico, ou seja, averiguar possíveis quebras estruturais na elasticidade, recorreremos aos testes de Quandt-Andrews e Bai-Perron. A tabela 7 aponta para a hipótese de quebra em 2003/T1 e 2009/T3.

TABELA 7 – TESTES DE QUEBRA ESTRUTURAL PARA AS RECEITAS

Série de receita	Teste de Quandt-Andrews	Teste de Bai-Perron
RL1	2001/T2 ***	2001/T2, 2009/T2 ***
RB1	2001/T2 ***	2001/T2, 2009/T2 ***
RL2	2003/T1 ***	2003/T1, 2009/T3 ***
RB2	2001/T2 ***	2001/T2, 2010/T1 ***
RL3	2003/T1 ***	2003/T1, 2009/T3 ***
RB3	2003/T1 ***	2003/T1, 2009/T3 ***

Fonte: Elaboração dos autores.

Notas: * Significativo ao nível de 10%.

** Significativo ao nível de 5%.

*** Significativo ao nível de 1%.

Estimando novamente as elasticidades, considerando as possíveis datas de quebra como referência para as partições da amostra, observamos, pela tabela 8, que há grandes diferenças ao considerar 2003/T1 como data de quebra. Entretanto, considerando 2009/T3 como trimestre de quebra, para amostra de 2003/T2 a 2016/T4, não constatamos uma disparidade considerável na elasticidade. A elasticidade média para o subperíodo 2003/T2 e 2009/T3 é 1,28, enquanto para o subperíodo de 2009/T4 a 2016/T4 é de 1,36, ambas maiores do que a média global de 1,10 para o período inteiro entre 2003 e 2016.

TABELA 8 – ESTIMATIVAS DA ELASTICIDADE DE LONGO PRAZO

Série de receita	1997/T3 - 2003/T1	2003/T2 - 2016/T4	2003/T2 - 2009/T3	2009/T4 - 2016/T4
RL2	2,4042*** (0,1203)	1,1334*** (0,0381)	1,3007*** (0,0583)	1,3204*** (0,1015)
RB2	2,3622*** (0,1152)	1,0902*** (0,0395)	1,2514*** (0,0634)	1,3856*** (0,0819)
RL3	2,4239*** (0,1412)	1,1089*** (0,0418)	1,3080*** (0,0600)	1,3444*** (0,1130)
RB3	2,3782*** (0,1498)	1,0652*** (0,0416)	1,2554*** (0,0649)	1,3922*** (0,0735)

Fonte: Elaboração dos autores.

Notas: Erro-padrão dos coeficientes entre parênteses.

* Significativo ao nível de 10%.

** Significativo ao nível de 5%.

*** Significativo ao nível de 1%.

Por fim, testamos se haveria variabilidade dos parâmetros de acordo com o ciclo econômico. Na tabela 9, verificamos que a elasticidade de curto prazo para o modelo linear se mantém perto da unidade. Já para o modelo *smooth transition*, as elasticidades não são significativas e com sinal não esperado (negativo para expansão). Ou seja, ao considerarmos os estados da economia como função do crescimento econômico, não há diferença nas elasticidades.

Para o modelo *threshold*, notamos que, mesmo sendo estatisticamente significativos os coeficientes ao considerarmos recessão e expansão, não há diferenças relevantes entre as estimativas. Já para o modelo que considera tempos normais e extremos (ou seja, seleciona momentos em que o valor absoluto do hiato do produto é mais elevado, independentemente do sinal), as diferenças são mais acentuadas. Desse modo, a não linearidade das elasticidades, no curto prazo, parece estar mais associada à variância do ciclo econômico do que à posição em si na qual se encontra a economia.

De fato, em períodos extremos a própria composição da arrecadação tributária sofre mudanças, principalmente pela maior volatilidade dos lucros e da produção industrial, o que confere aos resultados coerência com a intuição econômica.

TABELA 9 – ESTIMATIVAS DA ELASTICIDADE DE CURTO PRAZO

Série de receita	Linear	Smooth Transition		Threshold			
		Recessão	Expansão	Recessão	Expansão	Normais	Extremos
RL2	0,9890*** (0,2475)	0,4450 (0,4826)	0,0974 (0,7857)	1,0010*** (0,2829)	1,1150* (0,6488)	0,9479*** (0,3038)	1,2774*** (0,4681)
RB2	0,9723*** (0,2343)	0,4030 (0,4514)	-0,1055 (0,7348)	1,0086*** (0,2679)	0,9373 (0,6156)	0,8599*** (0,2841)	1,4224*** (0,4371)
RL3	1,0844*** (0,2157)	0,5597 (0,4008)	-0,0691 (0,6582)	1,0757*** (0,2451)	1,0651* (0,5707)	0,9550*** (0,2642)	1,3952*** (0,4048)
RB3	1,0103*** (0,2121)	0,4335 (0,3919)	-0,3678 (0,6398)	1,0048*** (0,2394)	0,8895 (0,5592)	0,8377*** (0,2532)	1,4740*** (0,3879)

Fonte: Elaboração dos autores.

Notas: Erro-padrão dos coeficientes entre parênteses. Utilizou-se a amostra completa para estas estimativas, ou seja, de 1997/T3 a 2016/T4.

* Significativo ao nível de 10%.

** Significativo ao nível de 5%.

*** Significativo ao nível de 1%.

Em resumo, os resultados mostram que há uma clara quebra de parâmetro em 2003, o que se deve provavelmente às mudanças tributárias não capturadas pelo *taxcorrection* antes dessa data e que no período posterior a elasticidade de longo prazo parece ter maior estabilidade em torno de 1,1 (nitidamente inferior à encontrada nos outros já mencionados), embora sujeita a desvios de curto prazo para cima em momentos extremos de *boom* econômico ou recessão. Ou seja, não

há indícios de que as elasticidades de curto prazo sejam diferentes entre recessão e expansão, mas entre tempos normais e extremos (de maior volatilidade).

Além disso, confirma-se a importância do procedimento de *taxcorrection* para se ter a correta elasticidade a utilizar em procedimentos de ajuste cíclico.

5 Resultado estrutural: novas estimativas e implicações

O resultado fiscal estrutural é um indicador de monitoramento da política fiscal que foi desenvolvido no final dos anos 1990 a partir do conceito largamente difundido de balanço ajustado ao ciclo econômico, admitindo alguns aperfeiçoamentos na metodologia: a incorporação de outros fatores cíclicos no ajuste, como o preço de *commodities* para países cujas receitas são dependentes de recursos minerais,²⁸ e a exclusão de eventos não recorrentes ou extraordinários (ou *one-off measures*, como é tratado na literatura internacional).²⁹

Desse modo, partindo da equação (1) anteriormente definida para obter o resultado ajustado ao ciclo, seria ainda preciso expurgar o efeito de eventos não recorrentes e eventualmente introduzir um ajuste para outros fatores que podem distorcer a percepção sobre a verdadeira posição fiscal do governo, como uma queda/aumento acentuada(o) de receitas de *royalties* em função da volatilidade do preço do petróleo, por exemplo.

No caso brasileiro, Schettini et al. (2011), Oreg (2012) e Figueiredo, Lemos e Mello (2017) utilizam essa abordagem mais ampla para estimar o balanço estrutural e assim será feito neste capítulo.³⁰ Outra característica comum desses estudos, que será replicada aqui, é desconsiderar os eventuais efeitos cíclicos sobre as despesas de seguro-desemprego. Desse modo, a equação (1) pode ser reescrita da seguinte forma para o cálculo do resultado estrutural:

$$RP^* = T^* - G = \sum_{i=1}^n T_i \times \left(\frac{Y^*}{Y}\right)^{\varepsilon_i} + T_{oil} \times \left(\frac{P^*}{P}\right)^{\varepsilon_{oil}} + T_{\tilde{n}-aj} - T_{\tilde{n}-rec} - G \quad (1.A)$$

onde o sobrescrito e “oil” se referem às receitas petrolíferas, “ñ-aj” às receitas não ajustáveis e “ñ-rec” às receitas não recorrentes.

28 Vide o caso do Chile, pioneiro em 2001 nesse tipo de metodologia (MARCEL et al., 2001).

29 Ver Bornhorst et al. (2011) e Joumard et al. (2008).

30 A diferença é que, ao invés de ajustar as receitas petrolíferas ao preço do petróleo tendencial obtido por filtro estatístico, que é excessivamente volátil, será utilizada a média de longo prazo do preço do petróleo (convertida para reais e deflacionada) em um modelo determinístico, que se baseia diretamente na fórmula de cálculo dos *royalties*.

Basicamente, a aplicação da metodologia requer os seguintes passos que serão seguidos e apresentados na próxima seção:

1. Estimar o componente cíclico das receitas tributárias (ΦT_i) por meio das elasticidades estimadas no capítulo 3 e do hiato do produto estimado no capítulo 2.
2. Estimar o componente cíclico dos *royalties* e participação especial do petróleo (Φ_{Toil}) a partir de um modelo determinístico (ou seja, um modelo que considera a relação direta entre as receitas e o preço do petróleo).
3. Computar as receitas não recorrentes dos governos central e regional.

Assim sendo, o resultado primário estrutural pode ser redefinido a partir das seguintes adições e exclusões sobre o resultado fiscal convencional ($RP = T - G$):

$$RP^* = T - G - \Phi T_i - \Phi_{Toil} - T_{\tilde{n}-rec} \quad (1.B)$$

O ponto de partida para os cálculos foi o resultado primário “acima da linha” dos três níveis de governo, estimado a partir das estatísticas publicadas regularmente pelo Tesouro Nacional, o que permite decompor o balanço entre receitas e despesas. Ademais, no caso do governo central, foram somadas às despesas os subsídios implícitos nas operações de empréstimo do Tesouro ao BNDES e considerado o efeito das chamadas “pedaladas fiscais” (atrasos de repasses a bancos e fundos públicos), conforme explicitado nos relatórios do Banco Central. Dessa forma, mesmo antes do ajustamento ao ciclo, buscou-se reconstituir um indicador de resultado primário que retratasse de modo mais fiel a verdadeira situação fiscal da administração pública.

O resultado pré-ajuste cíclico, na versão “acima” e “abaixo da linha” (estimado pelo BC pela variação do endividamento), está apresentado na tabela 10 para o período de 2002 a 2016, bem como a discrepância entre as duas metodologias.

TABELA 10 – RESULTADO PRIMÁRIO DA ADMINISTRAÇÃO PÚBLICA (% PIB)

Discriminação	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
Receita primária (A)	33,0%	32,2%	33,2%	34,4%	34,6%	34,4%	34,8%	33,8%	33,3%	34,1%	33,5%	33,7%	32,5%	32,3%	32,7%
Tributária	30,3%	29,6%	30,7%	31,8%	31,7%	32,0%	32,0%	30,8%	30,7%	31,5%	30,7%	30,9%	30,0%	30,0%	30,5%
Outras	2,6%	2,6%	2,5%	2,6%	2,9%	2,4%	2,8%	3,0%	2,7%	2,6%	2,7%	2,8%	2,5%	2,3%	2,2%
<i>d/q royalties/dividendos</i>	0,7%	0,9%	0,8%	0,9%	1,2%	0,9%	1,2%	1,4%	1,2%	1,1%	1,3%	1,0%	1,0%	0,7%	0,4%
Despesa (B)	29,7%	28,9%	29,1%	30,2%	31,2%	30,5%	30,3%	31,9%	31,5%	30,9%	31,4%	32,0%	33,4%	33,5%	35,3%
Pessoal	13,8%	13,4%	12,9%	13,1%	13,5%	13,2%	13,1%	13,8%	13,3%	13,1%	13,2%	13,4%	13,7%	14,3%	14,6%
Benefícios sociais	6,9%	7,2%	7,6%	8,0%	8,3%	8,4%	8,0%	8,5%	8,3%	8,2%	8,5%	8,7%	8,9%	9,3%	10,3%
Subsídios	0,2%	0,4%	0,3%	0,6%	0,5%	0,4%	0,3%	0,6%	0,6%	0,8%	0,8%	1,0%	1,2%	1,2%	1,1%
FBCF	2,2%	1,5%	1,7%	1,7%	2,0%	1,8%	2,2%	2,3%	2,7%	2,2%	2,2%	2,1%	2,5%	1,7%	1,6%
Outras despesas	6,7%	6,3%	6,5%	6,8%	6,9%	6,7%	6,7%	6,8%	6,7%	6,6%	6,7%	6,8%	7,2%	7,1%	7,6%
Res primário AcLinha (A-B)	3,3%	3,3%	4,1%	4,2%	3,4%	3,9%	4,6%	1,9%	1,8%	3,2%	2,0%	1,7%	-0,9%	-1,2%	-2,6%
Discrepância estatística	-0,4%	-0,4%	-0,7%	-0,9%	-0,6%	-0,7%	-0,9%	-0,4%	-0,4%	-0,7%	-0,5%	-0,5%	-0,2%	-0,2%	-0,1%
Res primário AbLinha	2,8%	3,0%	3,4%	3,4%	2,8%	3,2%	3,6%	1,6%	1,4%	2,5%	1,6%	1,2%	-1,1%	-1,4%	-2,8%

Fonte: Elaboração dos autores.

Como é possível observar, há uma significativa deterioração das contas públicas a partir de 2008, tanto pelo lado das despesas quanto das receitas – um acréscimo de cinco pontos percentuais do PIB na despesa e uma redução de 2,1 pontos na receita. Nas próximas seções, através do cálculo do resultado estrutural e dos indicadores a ele relacionados, vamos buscar mostrar quanto dessa deterioração tem origem em fatores cíclicos, quanto pode ser atribuída à ação discricionária do governo e quanto deve ser explicado por outros fatores estruturais.

Tradicionalmente, a literatura trata a variação do resultado estrutural entre dois momentos do tempo como uma medida de impulso fiscal, e esse impulso é associado à ideia de expansão (-) ou contração (+) da política fiscal, dependendo do seu sinal. Mais recentemente, entretanto, esse conceito passou a sofrer duras críticas, na medida em que tem sido evidenciado, a partir de estudos focados na “abordagem narrativa”, que muitas vezes o impulso fiscal estimado pela diferença dos resultados ciclicamente ajustados pode sinalizar uma orientação da política fiscal que não corresponde às ações concretas do governo (DEVRIES et al., 2011).

Essa divergência pode ser explicada por inúmeros fatores, como a variabilidade das elasticidades e eventos não recorrentes não detectados completamente no cálculo do balanço estrutural. Mas também é influenciada por mudanças no PIB potencial, especialmente em momentos de elevada volatilidade, como o atual. Em função disso, a Comissão Europeia desenvolveu uma abordagem alternativa à variação do resultado estrutural para medir o “esforço fiscal” do governo e a efetiva orientação da política fiscal.

Essa abordagem mescla o enfoque narrativo (ou *bottom-up*) para mensurar o impulso pelo lado das receitas do governo e um *benchmark* parecido com o ajustamento cíclico, mas ancorado numa medida de crescimento de médio prazo do PIB potencial, para estimar o impulso pelo lado das despesas. Basicamente, em vez de comparar a variação da despesa em proporção do PIB potencial, o que se compara é a diferença entre a despesa atual e a despesa do período passado corrigida por uma taxa média de crescimento do produto potencial, como na expressão abaixo:

$$\Delta_G = \frac{E_t - (1 + pot)E_{t-1}}{Y_t}$$

Se o gasto público cresce mais do que a taxa média (*pot*), configura-se um impulso expansionista ($\Delta_G > 0$); em caso contrário, há uma contração fiscal ($\Delta_G < 0$).

A ideia de usar uma taxa de médio prazo (do PIB potencial) em vez da taxa de curto prazo é evitar que o indicador de orientação da política fiscal seja afetado significativamente por flutuações temporárias na atividade econômica e no potencial de crescimento. Assim, mudanças no PIB potencial são absorvidas mais

lentamente pelo indicador, sem distorcer a mensuração do esforço fiscal efetivo.

No presente estudo, adotaremos essa abordagem de análise da despesa, junto com a variação das receitas ajustadas ao ciclo (e, alternativamente, a estimativa direta do impacto das medidas tributárias) para estimar o impulso da política fiscal. Desse modo, a variação no resultado estrutural (já líquido do componente cíclico e não recorrente) poderá ser decomposta em três subcomponentes:

1. Impulso fiscal pelo lado das despesas e receitas tributárias.

$$\Delta_G = \frac{E_t - (1 + pot)E_{t-1}}{Y_t^*}$$

$$\Delta_T = \frac{\tau_t \times (Y_t^*/Y_t)^\varepsilon}{Y_t^*} - \frac{\tau_{t-1} \times (Y_{t-1}^*/Y_{t-1})^\varepsilon}{Y_{t-1}^*} \text{ ou } \widehat{\Delta}_T$$

2. Variação das receitas patrimoniais (*royalties* e dividendos) ajustadas, por exemplo, ao preço médio do petróleo, de acordo com uma função determinística.

$$\Delta_{oil} = \frac{R_t \times f(Poil^*/Poil_t)}{Y_t^*} - \frac{R_{t-1} \times f(Poil^*/Poil_{t-1})}{Y_{t-1}^*}$$

3. Resíduo relacionado ao componente estrutural (mudança no PIB potencial) e eventuais imperfeições em mensurar o componente cíclico.

Os resultados do balanço estrutural e dos seus componentes variáveis serão apresentados a seguir, em três seções, e ao final do capítulo concluiremos com uma avaliação sobre os impactos desses indicadores sobre a sustentabilidade de longo prazo da política fiscal.

5.1 Os componentes cíclicos das receitas tributárias e petrolíferas

O componente cíclico das receitas tributárias foi estimado tomando como referência as elasticidades do capítulo 3 e o hiato do produto estimado no capítulo 2 a partir da metodologia da Comissão Europeia (bem como outras estimativas de PIB potencial por função de produção existentes no Brasil).

Dada a evidência de quebra estrutural das elasticidades em 2003, relacionada às mudanças na tributação, optou-se por utilizar a elasticidade média de longo prazo obtida pela metodologia DOLS para os agregados de receita líquida e bruta submetidos aos ajustes de *taxcorrection* e *atipicidade* (ou seja, 1,12 para RL e 1,08 para RB).³¹

31 Não se utilizaram, dessa forma, as elasticidades de curto prazo encontradas pelo modelo de *threshold* para tempos “normais” e “extremos”, considerando a complexidade envolvida em uma eventual diferenciação dos trimestres e por parcimônia no que se refere à metodologia aplicada.

A tabela 11 mostra a magnitude do componente cíclico por ano, entre 2000 e 2017 (primeiro trimestre), calculado com três distintas séries de hiato do produto estimados por função de produção (CP = “cálculos próprios, com ajustes apontados pela ferramenta de plausibilidade”; Ipea e LCA).

É possível observar que os três *benchmarks* de PIB potencial indicam expressivos componentes cíclicos negativos entre 2015 e 2017, com alguma diferença de magnitude. Para 2017, por exemplo, o componente cíclico supera os -2% do PIB potencial para CP e LCA e fica em torno de -1,74% para Ipea.

TABELA 11 – COMPONENTE CÍCLICO DA RECEITA TRIBUTÁRIA (% PIB)

Ano	FP_CP		FP_IPEA		FP_LCA	
	RL	RB	RL	RB	RL	RB
2000	-0,99%	-0,96%	-0,07%	-0,07%	-0,69%	-0,67%
2001	-1,02%	-0,98%	-0,37%	-0,36%	-0,85%	-0,82%
2002	-1,12%	-1,09%	-0,24%	-0,24%	-0,34%	-0,33%
2003	-1,03%	-1,01%	-0,74%	-0,72%	-0,40%	-0,39%
2004	-0,48%	-0,47%	-0,25%	-0,24%	0,29%	0,28%
2005	-0,59%	-0,57%	-0,47%	-0,46%	0,39%	0,37%
2006	-0,40%	-0,39%	-0,45%	-0,43%	0,49%	0,48%
2007	0,33%	0,32%	0,06%	0,06%	1,08%	1,05%
2008	0,58%	0,56%	0,23%	0,23%	1,40%	1,35%
2009	-0,64%	-0,62%	-0,87%	-0,83%	0,35%	0,34%
2010	0,31%	0,30%	0,34%	0,33%	1,25%	1,20%
2011	0,48%	0,46%	0,39%	0,37%	1,26%	1,21%
2012	0,36%	0,35%	0,16%	0,15%	0,90%	0,87%
2013	0,35%	0,33%	0,62%	0,60%	0,82%	0,79%
2014	0,10%	0,09%	0,50%	0,48%	0,28%	0,27%
2015	-1,10%	-1,06%	-0,62%	-0,60%	-0,99%	-0,95%
2016	-1,94%	-1,84%	-1,59%	-1,51%	-1,95%	-1,85%
2017	-2,05%	-1,96%	-1,74%	-1,66%	-2,13%	-2,04%

Fonte: Elaboração dos autores.

Por outro lado, no período de 2010 a 2014, o componente cíclico é positivo, indicando que o hiato positivo contribui para um aumento temporário das receitas, assim como nos anos de 2007 e 2008. Na crise de 2009, o componente cíclico é negativo em todas as abordagens, com os resultados de CP próximos de Ipea e maiores do que LCA.

Felizmente, as maiores diferenças nas estimativas de componente cíclico se restringem ao período passado, entre 2000 e 2006, devido às divergências de magnitude e inclusive ao sinal do hiato do produto nesse período.

Já para as receitas petrolíferas, devido à ciclicidade da própria tendência dos preços do petróleo (ver Apêndice C), adotou-se um ajuste considerando o preço médio dos últimos vinte anos (R\$ 202,44 ou US\$ 61 pela taxa de câmbio de junho). Esse critério está em linha com o adotado por outros países que utilizam mecanismos de ajuste para *commodities*, como o Chile (MARCEL et al., 2001), e com a evidência de que o preço do petróleo apresenta raiz quase unitária, convergindo lentamente à média histórica (VALDÉS, ENGEL, 2000) – o que torna inadequado o uso de filtro estatístico.

O ajuste foi feito por um modelo determinístico que leva em consideração o fato de que os *royalties* são calculados a partir de uma alíquota linear de 10% sobre o valor de produção (preço internacional x quantidade) e que a participação especial de petróleo é calculada com uma alíquota média de 20% sobre a receita líquida (ou seja, valor de produção menos pagamento de *royalties* e custos de produção).³²

A tabela 12 apresenta a magnitude do componente cíclico relacionado aos desvios do preço do petróleo em relação à média dos últimos vinte anos.

TABELA 12 – COMPONENTE CÍCLICO DA RECEITA PETROLÍFERA TRIBUTÁRIA

Ano	Valor nominal (R\$ milhões)		% PIB	
	Royalties	Part Especial	Royalties	Part Especial
2000	(661)	(1.054)	-0,1%	-0,1%
2001	(620)	(899)	0,0%	-0,1%
2002	(445)	(2.032)	0,0%	-0,1%
2003	(37)	300	0,0%	0,0%
2004	524	543	0,0%	0,0%
2005	1.244	2.117	0,1%	0,1%
2006	1.768	3.084	0,1%	0,1%
2007	1.299	1.628	0,0%	0,1%
2008	3.362	5.538	0,1%	0,2%
2009	(236)	(418)	0,0%	0,0%
2010	564	925	0,0%	0,0%
2011	2.512	3.091	0,1%	0,1%
2012	4.384	6.061	0,1%	0,1%
2013	4.957	6.319	0,1%	0,1%
2014	5.082	7.281	0,1%	0,1%
2015	(864)	(316)	0,0%	0,0%
2016	(4.021)	(4.489)	-0,1%	-0,1%
2017	(871)	(1.802)	-0,1%	-0,1%

Fonte: Elaboração dos autores.

32 Devido a essa característica, a elasticidade da participação especial em relação ao preço do petróleo é não linear e crescente com o preço, não sendo adequado utilizar uma elasticidade média estimada econometricamente, como fazem Schettini et al. (2011) e Figueiredo, Lemos e Mello (2017). Ao invés disso, utiliza-se um modelo determinístico baseado em parâmetros médios de alíquota e custo, que podem ser inferidos pela própria relação entre *royalties* e participação especial (ver Apêndice C).

5.2 *As receitas não recorrentes*

Não existe um critério preciso, na literatura internacional, para definir quais eventos (principalmente receitas) devem ser considerados não recorrentes e excluídos do cálculo do resultado estrutural. O melhor guia sobre essa questão é fornecido por Joumard (2008) e tem servido de referencial para os estudos aplicados realizados nos últimos anos no Brasil e para as estimativas regulares de resultado estrutural que passaram a ser divulgadas pela Secretaria de Política Econômica. Como bem destacado por Figueiredo, Lemos e Mello (2017), “o desafio está em definir um critério suficientemente objetivo para classificar uma gama expressiva de eventos de natureza distinta que afetam o resultado fiscal”. Os autores sugerem como critério para classificação de eventos não recorrentes o atendimento de um ou mais dos seguintes quesitos: i) efeito sobre o patrimônio líquido do setor público; ii) perspectiva de repetição no longo prazo (recorrência); iii) materialidade dos valores envolvidos; e iv) disponibilidade de informações públicas sobre a operação.

Dada a relativa discricionariedade envolvida na análise, decidiu-se adotar – como regra geral – a mesma seleção de eventos da SPE, com alguma revisão da magnitude dos episódios passados (como as receitas extraordinárias de 2002 relativas a fundos de pensão) e mais parcimônia em relação aos pagamentos relativos ao Refis, restringindo as exclusões aos pagamentos à vista e antecipados com descontos especiais, que claramente distorcem a série histórica.³³

Além disso, adotou-se um procedimento especial para caracterizar a não recorrência das receitas de dividendos das estatais, dada a dificuldade em identificar claramente quais foram os episódios de antecipação ou postergação de acordo com as conveniências de momento para o governo. Esse procedimento assumiu como recorrente (ou estrutural, num sentido mais amplo) a média móvel das receitas num período de dois anos (dezoito meses para trás e seis para frente).³⁴

A tabela 13 indica um impacto relevante desses eventos não recorrentes sobre as receitas (tributárias e não tributárias) dos últimos anos.

33 As operações de cessão onerosa e capitalização da Petrobras (2010), os depósitos e saques da conta do Fundo Soberano e “as pedaladas fiscais”, tratadas como não recorrentes pela SPE, já foram previamente excluídas do cômputo do próprio resultado primário no presente estudo (ver tabela 10), dada a relação das mesmas com a chamada “contabilidade criativa”, ou seja, uma tentativa explícita de driblar a meta fiscal (ou de transferir a poupança adicional de um ano para outro sem que isso aparecesse na estatística).

34 Por fim, pelo critério i) da SPE, também consideraram-se não recorrentes as receitas de concessão no governo federal e de alienação de bens nos governos regionais.

TABELA 13 – EVENTOS NÃO RECORRENTES EXCLUÍDOS DO RESULTADO ESTRUTURAL (% PIB)

Especificação	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
Governo central	1,1%	0,0%	0,1%	0,0%	0,0%	0,1%	0,2%	0,8%	0,1%	0,4%	0,2%	0,9%	0,3%	0,3%	1,1%
Governos regionais	0,1%	0,0%	0,0%	0,0%	0,1%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
Dividendos	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,1%	0,0%	0,1%	0,2%	0,0%	-0,1%	0,1%	-0,1%	0,0%	0,0%	-0,1%
Total	1,1%	0,1%	0,1%	0,1%	0,2%	0,1%	0,3%	1,0%	0,0%	0,4%	0,3%	0,8%	0,4%	0,3%	1,0%

Fonte: Elaboração dos autores.

5.3 O resultado estrutural das administrações públicas e outros indicadores

O resultado primário estrutural dos três níveis de governo pode ser computado pela combinação dos valores constantes nas tabelas 10, 11, 12 e 13, ou seja, subtraindo do resultado primário “acima da linha” os componentes cíclicos e não recorrentes. A tabela 14 apresenta o resultado dessa consolidação, mostrando que o déficit estrutural é da ordem de 1,4%-1,5% do PIB potencial, dependendo da abordagem “acima” ou “abaixo da linha”. Comparando com 2008, a deterioração fiscal em termos estruturais chega a quase 4,8 pontos percentuais do PIB potencial.

TABELA 14 – RESULTADO ESTRUTURAL E INDICADORES FISCAIS (% PIB)

Discriminação	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
Receita primária	31,8%	31,9%	32,9%	34,1%	34,2%	34,3%	34,3%	32,7%	33,3%	33,7%	33,0%	32,7%	31,9%	31,9%	31,6%
Tributária	29,3%	29,5%	30,7%	31,8%	31,7%	32,0%	32,0%	30,1%	30,7%	31,2%	30,6%	30,4%	29,8%	29,8%	29,7%
Outras	2,5%	2,4%	2,3%	2,3%	2,5%	2,3%	2,3%	2,6%	2,6%	2,5%	2,3%	2,3%	2,1%	2,1%	1,9%
d/q royalties/dividendos	0,8%	0,8%	0,8%	0,8%	0,9%	0,8%	0,9%	1,1%	1,2%	1,1%	1,0%	0,9%	0,8%	0,7%	0,6%
Despesa	28,5%	27,8%	28,6%	29,6%	30,8%	30,8%	30,9%	31,2%	31,9%	31,4%	31,8%	32,3%	33,5%	32,2%	32,9%
Pessoal	13,2%	12,9%	12,7%	12,8%	13,3%	13,3%	13,4%	13,5%	13,4%	13,4%	13,4%	13,5%	13,7%	13,7%	13,6%
Benefícios sociais	6,6%	7,0%	7,5%	7,9%	8,2%	8,5%	8,1%	8,3%	8,4%	8,3%	8,6%	8,8%	8,9%	8,9%	9,6%
Subsídios	0,2%	0,4%	0,3%	0,6%	0,5%	0,4%	0,3%	0,6%	0,6%	0,8%	0,8%	1,0%	1,2%	1,1%	1,0%
FBCF	2,1%	1,5%	1,7%	1,6%	2,0%	1,8%	2,2%	2,2%	2,7%	2,2%	2,2%	2,2%	2,5%	1,6%	1,5%
Outras despesas	6,4%	6,1%	6,4%	6,7%	6,8%	6,8%	6,8%	6,6%	6,8%	6,7%	6,8%	6,9%	7,2%	6,8%	7,1%
Res primário AcLinha	3,3%	4,2%	4,4%	4,5%	3,4%	3,5%	3,4%	1,5%	1,4%	2,3%	1,2%	0,3%	-1,6%	-0,3%	-1,4%
Discrepância estatística	-0,4%	-0,3%	-0,7%	-0,8%	-0,6%	-0,7%	-1,0%	-0,4%	-0,4%	-0,7%	-0,5%	-0,5%	-0,2%	-0,2%	-0,1%
Res primário AbLinha	2,9%	3,8%	3,7%	3,7%	2,8%	2,7%	2,5%	1,2%	1,0%	1,6%	0,7%	-0,1%	-1,7%	-0,5%	-1,5%
Res prim AcLinha (% PIB*)	3,3%	4,2%	4,4%	4,5%	3,4%	3,5%	3,4%	1,5%	1,4%	2,3%	1,2%	0,3%	-1,6%	-0,3%	-1,4%
Res prim AbLinha (% PIB*)	2,9%	3,8%	3,7%	3,7%	2,8%	2,7%	2,5%	1,2%	1,0%	1,6%	0,7%	-0,1%	-1,7%	-0,5%	-1,5%
Δ (RPT - RPT-1)	0,9%	-0,1%	0,0%	-0,9%	-0,1%	-0,3%	-1,3%	-0,2%	0,6%	-0,9%	-0,8%	-1,6%	1,3%	-1,0%	
Impulso discricionário	1,4%	0,1%	-0,1%	-1,5%	0,1%	-0,4%	-2,6%	-0,4%	1,0%	-0,7%	-0,7%	-1,1%	2,2%	0,2%	
d/q despesa	1,2%	-1,1%	-1,3%	-1,4%	-0,2%	-0,4%	-0,6%	-0,9%	0,4%	-0,1%	-0,4%	-0,5%	2,2%	0,3%	
d/q receita tributária	0,2%	1,2%	1,1%	-0,1%	0,3%	0,0%	-1,9%	0,6%	0,6%	-0,6%	-0,2%	-0,6%	0,0%	-0,1%	
Outras receitas e discrep.	0,0%	-0,5%	-0,1%	0,4%	-0,3%	-0,3%	1,0%	-0,1%	-0,4%	0,1%	0,0%	0,1%	-0,1%	-0,2%	
Resíduo eco-estrutural	-0,5%	0,3%	0,3%	0,2%	0,2%	0,4%	0,3%	0,3%	0,0%	-0,3%	-0,1%	-0,7%	-0,9%	-1,1%	
Δ Tax measures (% PIB*)	0,0%	0,9%	0,1%	-0,1%	0,1%	-0,9%	-0,9%	0,6%	0,1%	-0,6%	-0,5%	-0,6%	0,0%	0,2%	

Fonte: Elaboração dos autores.

Para diferenciar a variação do resultado estrutural do efetivo impulso fiscal discricionário em cada período, apuramos a variação da despesa ancorada no crescimento médio do PIB potencial (conforme metodologia da Comissão

Europeia) e da receita tributária ajustada ao ciclo. Nesse caso, verifica-se que o impulso fiscal discricionário responde por 1,9 ponto porcentual do PIB potencial entre 2008 e 2016, sendo a variação restante (dois pontos porcentuais) explicada pelas demais receitas, discrepância estatística entre o resultado “acima” e “abaixo da linha” e o componente estrutural associado à redução no ritmo de crescimento do PIB potencial.

Na realidade, a variação do resultado devido ao componente estrutural é de 2,5 pontos porcentuais do PIB entre 2008 e 2016, mais pronunciado que o próprio componente cíclico já excluído do cálculo, uma vez que a discrepância estatística negativa reduziu de magnitude no mesmo período.

Sobre o impulso fiscal, é importante observar que o expansionismo pelo lado da despesa ocorreu em todos os anos do período analisado, exceto nos episódios de ajuste fiscal de 2003 e 2015-16. Destaca-se também que o expansionismo no período anterior a 2008 foi “subestimado” pelas condições economicamente mais favoráveis (o pelo próprio crescimento do PIB potencial, que contribuiu para a melhoria do resultado estrutural), assim como o “expansionismo” no período recente é superestimado pelo movimento reverso na economia.

Do lado das receitas, por outro lado, verifica-se um impulso expansionista a partir de 2009 apenas, considerando a variação negativa da arrecadação tributária estruturalmente ajustada. Para testar a consistência dessas estimativas de impulso fiscal, computamos também os incrementos ou as reduções da tributação (*taxmeasures*) apurados com metodologia semelhante à “abordagem narrativa” de Devries et al. (2011).

A variação da *taxmeasures* (última linha da tabela 15) expressa os incrementos ou as reduções da carga tributária verificados a partir do levantamento anteriormente feito para corrigir a base de arrecadação do capítulo 3 e incluindo ainda a variação das receitas de CPMF, IOF e Cide, que não haviam sido submetidas ao ajuste cíclico.

Em tese, se ambos os procedimentos de estimação do impulso fiscal tributário estivessem bem feitos, é de se esperar que se aproximem em magnitude. Nos anos de 2002 a 2016, isso ocorre em oito anos (diferenças menores do que 0,2 ponto porcentual do PIB). A princípio, nos anos de divergência, tendemos mais a confiar nas medidas de impulso diretamente estimadas por *taxmeasure*. Vejamos o caso de 2008, quando se extingue a CPMF, um tributo que rendia 1,3% do PIB ao governo: o impulso derivado do ajustamento ao ciclo indica neutralidade da política tributária, enquanto a *taxmeasure* líquida é de 0,9 ponto porcentual do PIB.

Tal fato evidencia a importância de se utilizar a “abordagem narrativa” para se avaliar de forma mais adequada a orientação da política fiscal.

Por fim, procedemos a um teste de consistência das estimativas de balanço primário estrutural e de impulso fiscal comparando os resultados para os diferentes *benchmarks* de PIB potencial referidos no capítulo 2. Os resultados são apresentados nas tabelas 15 e 16 e, a princípio, mostram uma deterioração fiscal entre 2002 e 2016 um pouco mais acentuada (pelo resultado abaixo da linha) tomando como referência o PIB potencial estimado pelos autores neste trabalho (FP-CP). Isso porque se estimou um hiato do produto mais negativo no início da amostra. No período posterior a 2008, por sua vez, a deterioração fiscal é mais pronunciada com o PIB potencial estimado pelo Ipea.

Ao analisarmos as medidas de desempenho fiscal da tabela 16, por sua vez, destacam-se as seguintes comparações:

As variações do resultado estrutural divergem em no máximo em 0,5 ponto porcentual do PIB potencial em 2013 e em 2014, mas são bastante parecidas nos anos de 2011, 2012, 2015 e 2016.

As discrepâncias entre as medidas de impulso fiscal, quando consideramos para a despesa a taxa média de crescimento do PIB potencial, são insignificantes (no máximo 0,1 ponto porcentual do PIB) para praticamente todo o período, o que é um bom sinal se considerarmos as incertezas e a volatilidade nas estimativas do produto potencial por diferentes metodologias.

As estimativas de impulso fiscal pelo lado da receita tributária ajustada ao ciclo são praticamente idênticas (e apresentam relativa coerência com as medidas de impulso fiscal com *taxmeasures*, como já mencionado). Essa similaridade se deve ao fato de que as elasticidades utilizadas são razoavelmente próximas da unidade e se aplicam apenas a uma parte das receitas, resultando que a carga tributária ajustada (em proporção do PIB potencial, T^*/Y^*) é quase idêntica à carga pré-ajuste (T/Y) independentemente do tamanho do hiato.

Ou seja, em última instância, quando as elasticidades são próximas da unidade, o hiato tem maior relevância para avaliar o impulso pelo lado das despesas.

TABELA 15 – RESULTADO ESTRUTURAL COM DIFERENTES PIBS POTENCIAIS (% PIB)

PIB pot	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
FP_CP	2,9%	3,8%	3,7%	3,7%	2,8%	2,7%	2,5%	1,2%	1,0%	1,6%	0,7%	-0,1%	-1,7%	-0,5%	-1,5%
FP_IPEA	2,1%	3,5%	3,5%	3,6%	2,8%	3,0%	2,8%	1,4%	1,0%	1,7%	0,9%	-0,4%	-2,2%	-1,0%	-1,9%
FP_LCA	2,2%	3,2%	3,0%	2,8%	2,0%	2,1%	1,7%	0,2%	0,1%	0,9%	0,2%	-0,6%	-1,9%	-0,6%	-1,5%

Fonte: Elaboração dos autores.

TABELA 16 – MEDIDAS DE IMPULSO OU ESFORÇO FISCAL (% PIB)

PIB pot	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
Variação do resultado estrutural entre o ano t-1 e t														
FP_CP	0,9%	-0,1%	0,0%	-0,9%	-0,1%	-0,3%	-1,3%	-0,2%	0,6%	-0,9%	-0,8%	-1,6%	1,3%	-1,0%
FP_IPEA	1,5%	-0,1%	0,1%	-0,7%	0,1%	-0,2%	-1,4%	-0,4%	0,7%	-0,8%	-1,3%	-1,8%	1,2%	-0,9%
FP_LCA	1,1%	-0,3%	-0,2%	-0,8%	0,1%	-0,3%	-1,5%	-0,1%	0,8%	-0,7%	-0,8%	-1,3%	1,3%	-0,9%
Impulso fiscal receita tributária e despesas														
FP_CP	1,4%	0,1%	-0,1%	-1,5%	0,1%	-0,4%	-2,6%	-0,4%	1,0%	-0,7%	-0,7%	-1,1%	2,2%	0,2%
FP_IPEA	1,3%	0,1%	-0,1%	-1,5%	0,1%	-0,3%	-2,5%	-0,2%	1,1%	-0,6%	-0,6%	-1,1%	2,2%	0,2%
FP_LCA	1,6%	0,2%	-0,1%	-1,5%	0,0%	-0,5%	-2,7%	-0,5%	0,9%	-0,7%	-0,6%	-1,0%	2,3%	0,3%
Impulso fiscal receita tributária vs. tax measures														
FP_CP	0,2%	1,2%	1,1%	-0,1%	0,3%	0,0%	-1,9%	0,6%	0,6%	-0,6%	-0,2%	-0,6%	0,0%	-0,1%
FP_IPEA	0,1%	1,2%	1,1%	-0,1%	0,3%	0,0%	-1,9%	0,6%	0,6%	-0,6%	-0,2%	-0,6%	0,0%	-0,1%
FP_LCA	0,2%	1,2%	1,1%	-0,1%	0,3%	0,0%	-1,9%	0,6%	0,5%	-0,6%	-0,3%	-0,6%	0,0%	-0,1%
Tax measure	0,0%	0,9%	0,1%	-0,1%	0,1%	-0,9%	-0,9%	0,6%	0,1%	-0,6%	-0,5%	-0,6%	0,0%	0,2%

Fonte: Elaboração dos autores.

5.4 Implicações dos resultados para a política fiscal

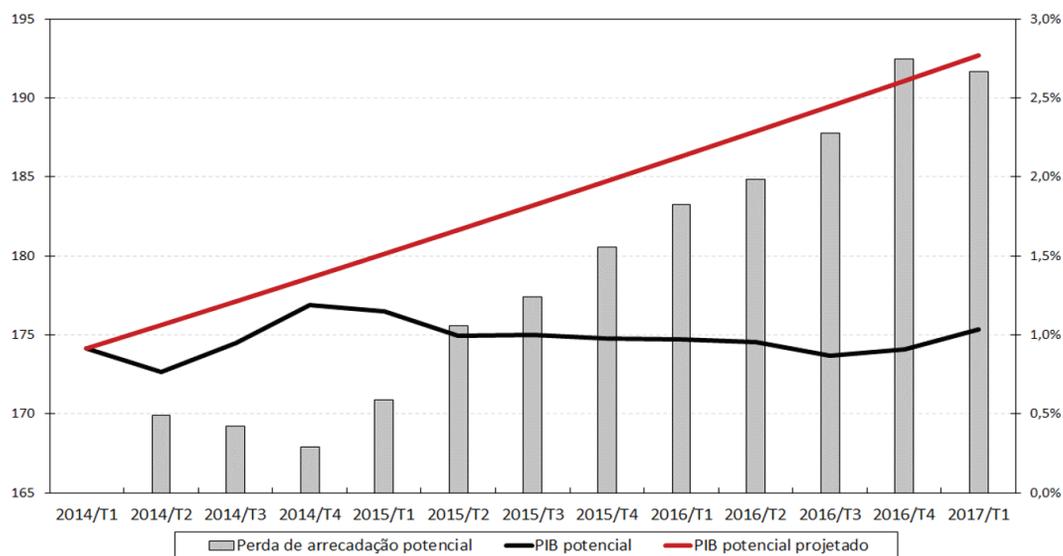
As estimativas realizadas para o cálculo do resultado estrutural revelam que existem dois problemas conjugados que afetam a posição fiscal de médio prazo da administração pública e devem ser considerados nas projeções futuras relacionadas à sustentabilidade da dívida pública. Por um lado, verificou-se que a receita tributária e de *royalties* encontra-se deprimida em cerca de 2,2% do PIB por fatores cíclicos. Por outro lado, a quebra estrutural da tendência do próprio PIB potencial também teve impacto negativo sobre a capacidade de arrecadação e pode constituir um fator ainda mais grave para a recuperação estrutural dos resultados fiscais.

Uma forma de quantificar a perda decorrente dessa quebra estrutural é, como fazem D'Auria et al. (2010) na Comissão Europeia, comparar o PIB potencial atual com o PIB potencial que prevaleceria caso este se mantivesse crescendo, entre o segundo trimestre de 2014 e 2017, à taxa média histórica (dez anos) preexistente, que era de 3,4% ao ano. A diferença entre o PIB potencial efetivo e o projetado chegou no primeiro trimestre de 2017 a 9,9%, o que – dadas as elasticidades de receita tributária consideradas – implica uma perda de arrecadação potencial da ordem de 2,7% do PIB (ver gráfico 10).³⁵

Isso significa que, mesmo que a economia retome uma trajetória de crescimento moderado nos próximos anos e o hiato do produto seja zerado, recuperando parcial ou integralmente a perda cíclica de arrecadação, ainda assim restará uma perda estrutural significativa que limitará a possibilidade de os resultados fiscais voltarem ao patamar em que estavam antes da crise econômica recente.

35 Esse resultado é comparável ao somatório das contribuições negativas do resíduo econômico estrutural para a deterioração do balanço estrutural apresentado na penúltima linha da tabela 14. Ali, é apresentado, a cada ano, quanto do aumento do déficit decorre da desaceleração do PIB potencial.

GRÁFICO 10 – PERDA DECORRENTE DA QUEBRA ESTRUTURAL DO PIB POTENCIAL



Fonte: Elaboração dos autores.

Nota: Eixo da esquerda corresponde às séries do PIB potencial e PIB potencial projetado. Eixo da direita corresponde à perda decorrente da quebra estrutural.

Além disso, considerando a elasticidade próxima da unidade estimada neste estudo, é pouco provável que a recuperação econômica propicie uma elevação da arrecadação acima do PIB, contribuindo para o aumento do resultado primário. Outros fatores cíclicos menos relevantes, como o preço do petróleo ou as receitas patrimoniais, podem ajudar, mas não o crescimento econômico.

Na prática, o crescimento econômico só deve contribuir significativamente para o ajuste fiscal pelo lado da despesa, caso a regra do teto do gasto (que limita o crescimento das despesas agregadas à inflação) seja cumprida. Se a economia crescer a uma taxa média de 2% ao ano nos próximos dez anos, a despesa em proporção do PIB será reduzida em cerca de três pontos percentuais do PIB, mas ainda assim o resultado fiscal será insuficiente para estabilizar a dívida pública.

A tabela 17 mostra que, no atual patamar de dívida (50% do PIB em termos líquidos e 80% em termos brutos) e considerando o diferencial de taxa de juros que incide sobre passivos (títulos públicos) e ativos (reservas cambiais, recursos do FAT e créditos do Tesouro junto ao BNDES, por exemplo), o superávit primário requerido para estabilizar o endividamento é da ordem de 3% do PIB com a taxa oficial de juros em 9% e a economia crescendo a 2%.

Reduções adicionais na taxa de juros contribuirão para reduzir o esforço fiscal necessário, mas não são suficientes para garantir a sustentabilidade fiscal, considerando que partimos hoje de uma situação de déficit estrutural da ordem

de 1,5% do PIB potencial. A redução da despesa em três pontos percentuais do PIB prevista pela regra do teto, que recolocaria o resultado primário no patamar mínimo necessário para estabilizar a dívida com a taxa de juros hipoteticamente em 7%, só deve ser viabilizada, no melhor das hipóteses, em dez anos. E até lá a dívida já estará em um patamar que possivelmente requererá um esforço adicional.

Essas simulações podem se alterar, entretanto, se a economia voltar a crescer a taxas mais elevadas do que as utilizadas nos cenários, mas atualmente a cautela recomenda que se parta de premissas menos otimistas, inclusive para a trajetória do gasto público e inclusive em caso de sucesso de algumas reformas, como a da previdência, que tendem a estabilizar, mas não reduzir a despesa com benefícios de aposentadoria e pensão do setor privado.

TABELA 17 – CENÁRIOS DE SUPERÁVIT PRIMÁRIO REQUERIDO PARA ESTABILIZAR A DÍVIDA

Passivos/PIB	BaseM/PIB	Ativos/PIB	DivLiq/PIB	TxJur Passivos	TxJur Ativos	Tx Implícita	Sup Primário
80%	5%	35%	50%	10%	3%	14%	3,7%
80%	5%	35%	50%	9%	3%	12%	3,0%
80%	5%	35%	50%	8%	3%	11%	2,2%
80%	5%	35%	50%	7%	3%	9%	1,5%

Fonte: Elaboração dos autores.

Notas: considerou-se, para os cálculos, $\Delta y = 2\%$ a.a.

6 Considerações finais

O resultado estrutural ajustado ao ciclo é um importante instrumento de monitoramento da política fiscal e se consolidou na última década como âncora do regime fiscal de inúmeros países, mas sua aplicação prática tem sido colocada à prova nos últimos anos por um conjunto de questionamentos e fragilidades envolvidas na estimação de variáveis-chave para seu cálculo, como o produto potencial e as elasticidades receita-PIB.

No presente estudo, seguimos as recomendações mais recentes da literatura empírica para aperfeiçoar as estimativas de resultado estrutural ajustado ao ciclo e utilizar indicadores alternativos (e referenciais mais estáveis) para mensurar o chamado “impulso” da política fiscal ou esforço fiscal.

No capítulo relativo às estimativas de PIB potencial, mostramos que o uso da técnica de filtro puramente estatístico tem se mostrado inapropriado para estimativas em tempo real, como as necessárias para o monitoramento da política fiscal, além de oferecer resultados pouco intuitivos à luz da teoria econômica.

Adicionalmente, também mostramos que a abordagem com a função de produção apresenta problemas quanto à volatilidade das estimativas e adotamos modelos estruturais multivariados para aprimorar as estimativas de produtividade total de fatores e desemprego estrutural.

Nossas estimativas de produto potencial foram submetidas ao teste de plausibilidade desenvolvido pela Comissão Europeia e, em geral, ficaram dentro do intervalo de confiança definido pelo modelo, exigindo ajustes para alguns períodos em particular (2003-2004 e 2012). A técnica parece ser boa, quando comparamos os resultados deste estudo com outras estimativas de função de produção, mas há ainda muito o que ser aperfeiçoado na modelagem estrutural.

No capítulo dedicado ao cálculo das elasticidades, aplicamos pioneiramente no Brasil o procedimento prévio de *taxcorrection* das bases de arrecadação, bem como de identificação de receitas atípicas. Após esse trabalho de correção, o resultado das estimativas econométricas revelou que a elasticidade de longo prazo das receitas tributárias da administração pública se situa em torno de 1,1 para o período de 2003 a 2016 – patamar bem inferior ao obtido por outros estudos semelhantes (1,4-1,6), provavelmente em função de não considerarem os efeitos das medidas tributárias sobre a base, como previamente fizemos. Já as estimativas para o curto prazo, com base em modelo não linear *threshold*, indicaram que, em “tempos extremos” (elevado valor absoluto do hiato do produto, positivo ou negativo), as elasticidades divergem da unidade e alcançam um patamar de 1,5, o que explica por que nas recessões (e nos *booms*) as receitas caem (ou crescem) proporcionalmente mais do que o PIB.

Por fim, como base nas estimativas de produto potencial e elasticidades, mostramos que a atual recessão reduziu ciclicamente em 2% do PIB as receitas e que estruturalmente o resultado fiscal deteriorou cerca de 4,8 pontos percentuais do PIB potencial entre 2008 e 2016. Dessa deterioração, cerca de 40% podem ser explicados pela expansão fiscal (segundo metodologia adotada pela Comissão Europeia), mas 51% estão relacionados à quebra estrutural na tendência do PIB potencial. Ou seja, as estimativas indicam que – além da queda cíclica das receitas – existe um problema mais grave para a sustentabilidade fiscal de longo prazo, que é a perda estrutural da capacidade de arrecadação do governo provocada pela crise econômica. Esse fato, associado à rigidez do gasto público no curto prazo, introduz um desafio significativo para a política fiscal.

Referências

- AEROSA, M. B. **Combining Hodrick-Prescott filtering with a production function approach to estimate output gap**. Banco Central do Brasil, Working Paper Series n. 172, 2008.
- AFONSO, J. R. et al. W. Impactos das reformas tributária e do gasto público sobre o crescimento e os investimentos: o caso do Brasil. **Serie Macroeconomia do Desenvolvimento** n.167. Santiago do Chile: Cepal, 2015.
- ALBEROLA, E. et al. **Output gaps and policy stabilisation in Latin America: the effect of commodity and capital flow cycles**. BIS Working Paper, n. 568, 2016.
- ALESINA, A. et. al. **The effects of fiscal consolidations: theory and evidence**. National Bureau of Economic Research, NBER Working Papers 23385, 2017.
- ANDREWS, D. W. K. Tests for parameter instability and structural change with unknown change point. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, v. 61, n. 4, p. 821-856, 1993.
- APOKIN, A. Y.; IPATOVA, I. B. **Structural breaks in potential GDP of three major economies: just impaired credit or the “new normal”?**. National Research University Higher School of Economics, WP BRP 142/EC, 2016.
- AUERBACH, A. J.; GORODNICHENKO, Y. **Fiscal multipliers in recession and expansion**. National Bureau of Economic Research, Inc, NBER Working Papers, 2011.
- _____. Measuring the output responses to fiscal policy. **American Economic Journal: Economic Policy**, v. 4, n. 2, p. 1-27, 2012.
- BAI, J.; PERRON, P. Estimating and testing linear models with multiple structural changes. **Econometrica**, 66(1), p. 47-78, 1998.
- _____. Computation and analysis of multiple structural change models. **Journal of Applied Econometrics**, 18(1), p. 1-22, 2003.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Notas econômico-financeiras para a imprensa – política fiscal**. Brasília: BCB, 2017. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/htms/infecan/notas.asp?idioma=p>>. Acesso em: 24 jun. 2017.
- BETTENDORF, L.; LIMBERGEN, D. van. **The stability of tax elasticities in The Netherlands**. CPB Discussion Paper, n. 256, 2013.
- BLAGRAVE, P. et al. **A simple multivariate filter for estimating potential output**. IMF Working Paper WP /15/79, 2015.
- BLANCHARD, O. J. **Suggestions for a new set of fiscal indicators**. OECD Economics Department Working Papers, n. 79, 1990.
- BORGES, B. **Qual o tamanho do hiato do produto brasileiro no momento atual?** Rio de Janeiro: IBGE/FGV, 2017. (Mimeo.) Disponível em <<http://blogdoibre.fgv.br/posts/qual-o-tamanho-do-hiato-do-produto-brasileiro-no-momento-atual>>. Acesso em: 15 jul. 2017.

BORIO, C.; DISYATAT, P.; JUSELIUS, M. **A parsimonious approach to incorporating economic information in measures of potential output.** BIS Working paper, n. 442, 2014.

BORNHORST, F. et al. **When and how to adjust beyond the business cycle?: a guide to structural fiscal balances.** IMF Technical Notes and Manuals, 2011.

BOSCHI M.; D'ADDONA, S. **The stability of tax elasticities over the business cycle in European countries.** CAMA Working Paper, 44/2017, 2017.

CAGGIANO, G. et al. Estimating fiscal multipliers: news from a non-linear world. **Economic Journal**, v. 0, n. 584, p. 746-776, 05, 2015.

CARNOT, Nicolas; CASTRO, Francisco de. **The discretionary fiscal effort: an assessment of fiscal policy and its output effect.** Hacienda Pública Española, n. 215, p. 63, 2015.

CHOW, G. C. Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions. **Econometrica**, v. 28, n. 3, p. 591-605, 1960.

COMISSÃO EUROPEIA (CE). **Report on public finances in EMU.** European Economy 4/2013. Disponível em: <http://ec.europa.eu/economy_finance/publications/european_economy/2013/pdf/ee-2013-4.pdf>. Acesso em: 20 jun. 2015.

_____. **European Economic Forecast: Autumn 2016.** Disponível em: <https://ec.europa.eu/info/publications/economy-finance/european-economic-forecast-autumn-2016_en>. Acesso em 30 set. 2016.

CONSELHO NACIONAL DE POLÍTICA FAZENDÁRIA (CONFAZ). **Boletim de arrecadação do ICMS.** Disponível em <<https://www.confaz.fazenda.gov.br/legislacao/boletim-do-icms>>. Acesso em: 20 ago. 2017.

COSTANTINI, O. **The cyclically adjusted budget: history and exegesis of a fateful estimate.** Working Paper 24, Institute for New Economic Thinking, 2015.

COTARRELLI, C. **Potential growth rates and the working of SGP fiscal rules.** Vox, 2 Mar. 2015. Disponível em: <<http://www.voxeu.org/article/assessing-compliance-stability-and-growth-pact-s-rules>>. Acesso em: 30 set. 2015.

D'AURIA, F. et al. **The production function methodology for calculating potential growth rates and output gaps.** European Commission, Directorate General Economic and Financial Affairs (DG ECFIN), 2010.

D'AURIA F. et al. **The production function methodology for calculating potential growth rates and output gaps.** European Commission Economic Papers n. 420, July 2010.

DEVRIES, P. et al. **A new action-based dataset of fiscal consolidation.** IMF Working Paper Series, n. 11128, 2011.

DEUTSCHE BUNDESBANK. On the reliability of international organisations' estimates of the output gap. **Monthly Report**, v. 66, n. 4, Apr. 2014.

FABER, F. I. L. Parcelamentos tributários: análise de comportamento e impacto. **Revista da Receita Federal: estudos tributários e aduaneiros**, v. 3, n. 1-2, p. 161-187, 2017.

FIGUEIREDO, C. G.; LEMOS, D. C. A.; MELLO, L. C. **Nota metodológica do resultado fiscal estrutural**. Brasília: Secretaria de Política Econômica, 2017.

FUNDO MONETÁRIO INTERNACIONAL (FMI). **Government Finance Statistics Manual 2014**. Washington: FMI, 2014.

GIORNO, C. et al. Potential output, output gaps and structural budget balances. **OECD Economic Studies**, n. 24, 1995.

GIROUARD, N.; ANDRÉ, C. **Measuring cyclically-adjusted budget balances for OECD countries**. OECD Economics Department Working Papers 6434, Organisation for Economic Co-operation and Development, 2005.

GUAJARDO, J.; LEIGH, D.; PESCATORI, A. **Expansionary austerity: new international evidence**. IMF Working Paper, n. 11/158, 2011.

HAGEMANN, R. P. **The structural budget balance: The IMF's methodology**. International Monetary Fund, IMF Working Paper 99/95, 1999.

HAMILTON, J. **Why you should never use the Hodrick-Prescott filter**. National Bureau of Economic Research, NBER Working Papers, 2017.

HANSEN, B. E. Approximate asymptotic P values for structural-change tests. **Journal of Business & Economic Statistics**, v. 15, p. 60-67, 1997.

HAVIK, K. et al. **The production function methodology for calculating potential growth rates and output gaps**. European Commission, Economic Papers, 535, 2014.

HELLER, P. et al. **A review of the fiscal impulse measure**. IMF Occasional Paper, n. 44, May 1986. 53 p.

HRISTOV, A.; RACIBORSKI, R.; VANDERMEULEN, V. **Assessment of the plausibility of the output gap estimates**. European Commission, Economic Brief 023, 2017.

HODRICK, R. J.; PRESCOTT, E. C. Postwar US business cycles: an empirical investigation. **Journal of Money, Credit, and Banking**, p. 1-16, 1997.

JOURMARD, I. et al. **Accounting for one-off operations when assessing underlying fiscal positions**. OECD Economics Department Working Papers, OECD Publishing, 2008.

KUTTNER, K. N., Estimating potential output as a latent variable. **Journal of Business and Economic Statistics**, v. 12, p. 361-368, 1994.

LENDVAI, J. et al. **Structural unemployment vs. NAWRU: implications for the assessment of the cyclical position and the fiscal stance**. European Commission, Economic Papers, 552, 2015.

MARCEL, M. et al. Balance estrutural: la base de la nueva regla de política fiscal chilena. **Economía Chilena**, v. 4, n. 3, p. 5-27, 2001.

MOURRE, G.; PRINCEN, S. **Tax revenue elasticities corrected for policy changes in the EU**. European Economy Discussion Papers 018, European Commission, Directorate-General for Economic and Financial Affairs (DG ECFIN), 2015.

NEWKEY, W.; WEST, K. A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. **Econometrica**, 55(3), p. 703-708, 1987.

OKUN, A. M. **Potential GNP: its measurement and significance**. Proceedings of the Business and Economic Statistics Section, American Statistical Association, Washington, p. 145-158, 1962.

ORAIR, R. **Desonerações em alta com rigidez da carga tributária: o que explica o paradoxo do decênio 2005-2014?** Texto para Discussão, 2117. Brasília: Ipea, 2015.

ORLANDI, F. **Structural unemployment and its determinants in the EU countries**, n. 455. European Commission, Directorate General Economic and Financial Affairs (DG ECFIN), 2012.

ORENG, M. **Superávit fiscal estrutural brasileiro**. Texto para Discussão n. 6. São Paulo: Itaú, abr. 2012.

PISANI-FERRY, J. **Unnecessary instability**. Project Syndicate, 31 Mar. 2015. Disponível em: <<http://www.project-syndicate.org/commentary/potentialoutput-fiscal-policy-by-jean-pisani-ferry-2015-03>>. Acesso em: 15 maio 2017.

QUANDT, R. E. Tests of the hypothesis that a linear regression system obeys two separate regimes. **Journal of the American Statistical Association**, v. 55, n. 290, p. 324-330, 1960.

RIBEIRO, L. **Sobre arrecadação e atividade econômica**. Nota técnica FGV-Ibre. Rio de Janeiro: FGV, 2016.

ROMER, C.; ROMER, D. **A narrative analysis of postwar tax changes**. Working Paper. University of California, Berkeley: Department of Economics, 2008. .

_____. The macroeconomic effects of tax changes: estimates based on a new measure of fiscal shocks. **American Economic Review**, v. 100, n. 4, p. 763-801, 2010.

SCHETTINI, B. P. et al. Resultado estrutural e impulso fiscal: uma aplicação para as administrações públicas no Brasil – 1997-2010. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 41, n. 2, 2011.

SOUZA-JÚNIOR, J. R.; CAETANO, S. M. **Produto potencial como ferramenta de análise da política monetária e da capacidade de crescimento da economia brasileira**. Rio de Janeiro: Ipea, 2013. 46 p. (Texto para Discussão, n. 1881).

SOUZA-JÚNIOR, J. R. **Capacidade produtiva ociosa atual e projeção para o produto potencial 2017-2018**. Carta de Conjuntura do Ipea, v. 34, 2017.

SECRETARIA DE POLÍTICA ECONÔMICA (SPE). **Nota metodológica do resultado fiscal estrutural**. Brasília: Secretaria de Política Econômica, 2017.

SECRETARIA DO TESOURO NACIONAL (STN). **Resultado do Tesouro Nacional – séries históricas**. Brasília: STN, 2017a. Disponível em : <<http://www.tesouro.fazenda.gov.br/web/stn/resultado-do-tesouro-nacional>>. Acesso em 20 maio 2017.

_____. **Boletim estatísticas fiscais trimestrais do governo geral**. Brasília: STN, 2017b. Disponível em: <<https://www.tesouro.fazenda.gov.br/-/estatisticas-de-financas-publicas>>. Acesso em: 21 maio 2017.

STOCK, J.; WATSON, M. A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems. **Econometrica**, 61(4), p. 783-820, 1993.

VALDÉS, R.; ENGEL, E. **Optimal fiscal strategy for oil exporting countries**. International Monetary Fund, IMF WorkingPaper, WP/00/118, 2000.

Apêndice A

Testes de quebra estrutural do PIB

TABELA 18 – TESTE DE QUANDT-ANDREWS PARA A TAXA DE CRESCIMENTO DO PIB

Estatística	Data da quebra	Valor	p-valor
Max LR	2014/T1	51,78	0,000
Max Wald	2014/T1	51,78	0,000
Exp LR	2014/T1	21,89	0,000
Exp Wald	2014/T1	21,89	0,000
Ave LR	2014/T1	8,72	0,000
Ave Wald	2014/T1	8,72	0,000

Fonte: Elaboração dos autores.

Notas: Foram excluídos 15% dos dados do início e do final da amostra.

TABELA 19 – TESTE DE BAI-PERRON PARA A TAXA DE CRESCIMENTO DO PIB

Teste de quebra	Data da quebra	Estatística F	Valor crítico
0 vs. 1*	2014/T1	51,78	8,58
1 vs. 2*	2004/T3	15,53	10,13
2 vs. 3	–	6,06	11,14

Fonte: Elaboração dos autores.

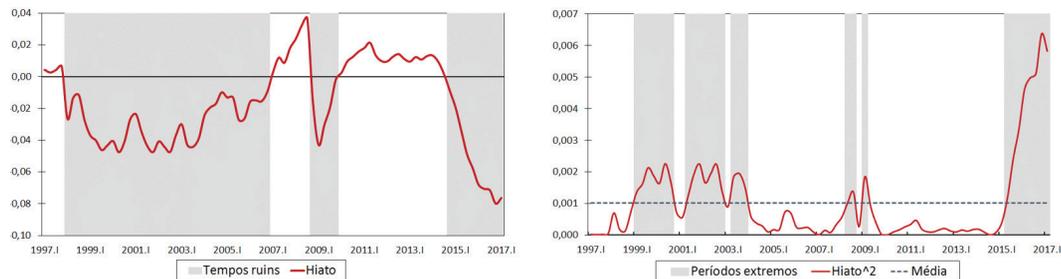
Notas: Foram excluídos 15% dos dados do início e do final da amostra.

* Significativo ao nível de 5%

Apêndice B

Modelagem dos estados da economia

GRÁFICO 11 – HIATO DO PRODUTO E VARIÁVEIS DE TRANSIÇÃO PARA OS MODELOS *THRESHOLD*



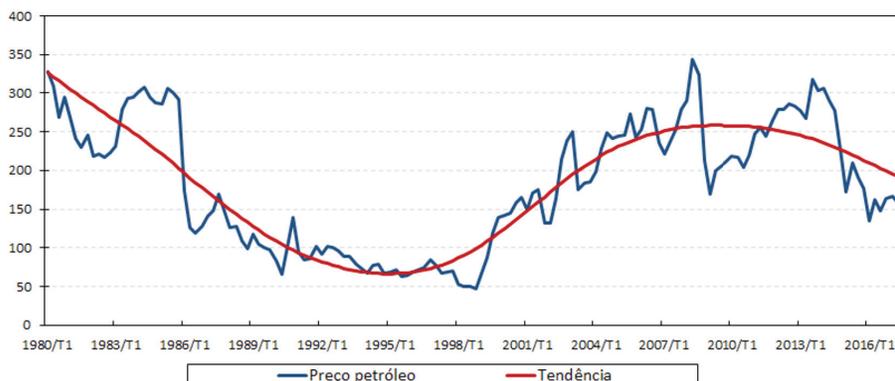
Fonte: Elaboração dos autores.

Apêndice C

Preço do petróleo

A tendência do petróleo estimada por filtro de Kalman indica que ela própria evolui em ciclos, o que é compatível com um processo estacionário em que a raiz unitária é menor mas próxima da unidade. Nesse caso, não é possível inferir uma tendência suave a não ser a própria média histórica.

GRÁFICO 12 – PREÇO DO PETRÓLEO E TENDÊNCIA



Fonte: Elaboração dos autores. (FMI Database).

Relação determinística entre preço do petróleo e receitas

As receitas petrolíferas podem ser calculadas de acordo com a seguinte fórmula:

$$R1 = \text{Royalties/barril} = 0,1 P \quad (1)$$

$$R2 = \text{PE/barril} = 20\% \times [0,9 P - C] \quad (2)$$

Embora o valor exato do custo dedutível por barril (C) seja, a princípio, desconhecido e possa variar parcialmente de acordo com a taxa de câmbio, ele pode ser indiretamente obtido pela combinação das duas equações, o que indica um valor médio de R\$ 77 (ou US\$ 23). Mesmo considerando uma razoável margem de erro, a fórmula determinística de ajuste não produz resultados tão diferentes se mudarmos os parâmetros de alíquota média e custo médio.

Considerando a relação entre o preço e sua média (P/P^*), e as relações acima, temos a seguinte fórmula de ajustamento.

$$R1^* = R1 \cdot P^*/P$$

$$R2^* = R2 = R2 \frac{0,18P^* - 0,2C}{0,18P - 0,2C}$$

Fica claro que enquanto a relação entre R1 e P é linear, a relação entre R2 e P é não linear, sendo o fator de ajuste crescente com o preço.



Tema

Equilíbrio e Transparência Fiscal

Equilíbrio e Transparência Fiscal – Menção Honrosa

*Carlos Eduardo de Freitas**

*Nelson Leitão Paes***



*Impactos econômicos da reforma previdenciária:
limites da PEC nº 287/2016*

* *Doutor em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Pernambuco (UFPE) e Professor da Universidade Federal de Mato Grosso (UFMT)*

** *Doutor em Economia pela Universidade de Brasília (UnB) e Auditor-Fiscal da Receita Federal do Brasil (RFB)*

Resumo

A solvência da previdência social representa o mais importante debate econômico na atualidade e a questão se torna ainda mais grave por conta do envelhecimento populacional. O Ministério da Fazenda (2017) estima uma forte elevação do déficit previdenciário, que deverá saltar dos cerca de 5% do PIB (todos os regimes previdenciários) em 2016 para 11,1% do PIB (apenas RGPS) em 2060. Essa despesa, na impossibilidade de aumentar a já elevada carga tributária, inviabilizaria boa parte das atribuições mais fundamentais do governo, como educação, saúde e segurança.

Com esse pano de fundo, foi apresentada a Proposta de Emenda Constitucional (PEC) nº 287/2016, que contempla a fixação de idade mínima para aposentadoria, regras de transição e novo cálculo do valor do benefício. O Ministério da Fazenda (2017) estima que tais medidas sejam suficientes para controlar o déficit previdenciário pelo menos até 2060.

Este trabalho analisou a reforma da previdência proposta pela PEC nº 287/2016. Com base em um modelo de gerações sobrepostas (OLG), foram simulados três cenários: (i) sem reforma; (ii) com a reforma da PEC nº 287/2016; e (iii) com uma reforma que elimine o déficit previdenciário no longo prazo, o que implica aumentar a idade mínima para 72 anos. As simulações consideraram todos os regimes previdenciários e não apenas o RGPS.

Os resultados apontam que sem a reforma o déficit previdenciário pode chegar a 25% do PIB, inviabilizando completamente as ações do governo federal, cuja arrecadação será inferior ao tamanho do déficit. Dessa forma, não reformar a previdência social não é uma opção factível.

A reforma proposta pela PEC nº 287/2016 oferece uma alternativa viável, mas que não representa uma solução duradoura para o problema fiscal. Nas simulações, o déficit previdenciário irá quase triplicar no longo prazo, saindo dos atuais 5% do PIB para 13,3% do PIB. Assim, a PEC nº 287/2016 representa uma solução de curto prazo, que irá necessitar, portanto, de novas reformas no futuro.

Já a elevação da idade mínima para 72 anos é capaz de eliminar completamente o déficit previdenciário no longo prazo. Com uma transição longa que se arrastaria até 2054, tal reforma representa uma alternativa bastante dura para a solução da questão previdenciária, inobstante os resultados positivos na economia.

As dificuldades para a aprovação das reformas aparecem nas variações de bem-estar. A PEC nº 287/2016 já reduz o bem-estar de todas as gerações, porém a elevação da idade mínima para 72 anos implica perdas muito superiores.

Como não reformar não é uma opção, para uma solução duradoura da questão previdenciária será preciso estabelecer um déficit previdenciário aceitável e a fixação de uma idade mínima correspondente, que certamente ficará entre os 63 anos (da PEC nº 287/2016) e os 72 anos (capaz de eliminar o déficit previdenciário).

Não há caminhos fáceis, mas adiar a reforma apenas agravará o problema. A melhor solução é prosseguir nos esforços da reforma previdenciária e tentar estabelecer, ainda que no longo prazo, uma idade mínima mais condizente com a estabilidade do regime previdenciário brasileiro.

Palavras-chave: Modelo dinâmico de equilíbrio geral. Gerações sobrepostas. Previdência social.

Sumário

1 INTRODUÇÃO	221
2 PREVIDÊNCIA SOCIAL NO BRASIL	225
2.1 Situação atual	225
2.1.1 Regime Geral da Previdência Social	225
2.1.2 Regimes Próprios de Previdência Social (RPPS)	227
2.2 Situação futura	228
2.3 Experiência internacional	229
3 A PROPOSTA DE REFORMA DA PREVIDÊNCIA – PEC Nº 287/2016	232
4 METODOLOGIA	233
4.1 Setor famílias	234
4.2 Setor produção	237
4.3 Setor governo	238
4.4 Previdência social	239
4.5 Bem-estar	239
4.6 Equilíbrio de mercado	240
4.7 Solução do modelo	240
5 CALIBRAGEM	241
6 RESULTADOS	246
7 CONSIDERAÇÕES FINAIS	260
REFERÊNCIAS	261

Lista de figuras

Figura 1 – Resultado do Regime Geral da Previdência Social	226
Figura 2 – Idade mínima para aposentadoria – Países da OCDE	230
Figura 3 – Sobrevida após os 65 anos – países da OCDE	231
Figura 4 – Idade média de entrada no mercado de trabalho – países selecionados	231
Figura 5 – Trajetória de transição para variáveis selecionadas (var. % em relação ao estado estacionário)	251
Figura 6 – Relação entre despesa e arrecadação previdenciária	256
Figura 7 – Efeitos sobre o bem-estar entre gerações (var. % EV)	258

Lista de tabelas

Tabela 1 – Regimes próprios – resultado financeiro em 2015	227
Tabela 2 – Despesa previdenciária em países selecionados (% do PIB)	229
Tabela 3 – Principais propostas da PEC nº 287/2016	232
Tabela 4 – Parâmetros do modelo	242
Tabela 5 – Agregados econômicos (2013)	243
Tabela 6 – Carga tributária no Brasil (2013)	244
Tabela 7 – Alíquotas tributárias	246
Tabela 8 – Efeitos macroeconômicos de longo prazo	247
Tabela 9 – População idosa na transição com reforma previdenciária (%)	248
Tabela 10 – Taxa bruta de natalidade e mortalidade (% em mil.)	255
Tabela 11 – Resultado previdenciário em % PIB	258

1 Introdução

A previdência social representa o mais importante debate econômico na atualidade. O crescente déficit previdenciário tem contribuído para as dificuldades fiscais enfrentadas pelo país, não apenas para a União, mas também para os estados da federação. A estimativa para 2017 é de um déficit primário nas contas do governo central de R\$ 159 bilhões, incluindo um déficit de R\$ 189 bilhões no Regime Geral da Previdência Social (RGPS).¹

A questão se torna ainda mais grave por conta do envelhecimento populacional. Dados do Fórum de Previdência Social (2016) apontam que com a forte queda da taxa de natalidade para 1,3 filho por mulher em 2034, com o aumento da expectativa de vida para 80,1 anos em 2042 e com o incremento da expectativa de sobrevida para 25,2 anos após os 60 anos em 2060, o déficit previdenciário irá se ampliar ainda mais. O IBGE (2013) projeta uma redução da população economicamente ativa de 140,9 milhões em 2015 para 131,4 milhões em 2060, enquanto o número de idosos acima de 65 anos subirá de 16,1 milhões para 58,4 milhões nesse mesmo período.

Como consequência, o Ministério da Fazenda (2017) estima uma forte elevação do déficit previdenciário, que deverá saltar dos atuais 2,4% do PIB para 11,1% do PIB em 2060. Essa despesa, na impossibilidade de aumentar a já elevada carga tributária, inviabilizaria boa parte das atribuições mais fundamentais do governo, como educação, saúde e segurança.

Com esse pano de fundo, o governo federal apresentou a Proposta de Emenda Constitucional (PEC) nº 287/2016, que, no seu estado atual, contempla a fixação de uma idade mínima, regras de transição, novo cálculo do valor do benefício e abrange tanto o RGPS quanto o Regime Próprio de Previdência Social (RPPS)² dos servidores federais. A proposta estabelece uma idade mínima para aposentadoria de 65 anos para homens e 62 anos para mulheres, com uma regra de transição de vinte anos. O Ministério da Fazenda (2017) estima que tais medidas sejam suficientes para controlar o déficit previdenciário pelo menos até 2060, quando este alcançaria 2,3% do PIB, patamar similar ao déficit atual.

Na literatura econômica nacional, já há algum tempo muitos autores têm alertado para a questão previdenciária brasileira. Barreto (1997) já argumentava

1 É o regime previdenciário que se aplica aos empregados da iniciativa privada, empregadores, empregados assalariados, domésticos, autônomos, contribuintes individuais, trabalhadores rurais, ocupantes de cargos de confiança na administração pública e servidores públicos de municípios que não contam com regime próprio de previdência social.

2 O Regime Próprio de Previdência Social é o regime aplicado aos servidores públicos da União, dos Estados e do Distrito Federal e também para 2.052 municípios brasileiros.

que o sistema previdenciário brasileiro era insolvente e sugeria a mudança do regime de repartição para o regime de capitalização. Com um modelo de gerações sobrepostas (OLG), o autor realiza uma série de simulações sobre o efeito na economia da mudança no regime previdenciário. Encontra impactos positivos na economia, mas alerta para os custos da transição, no qual o governo deixa de receber as contribuições, mas continua pagando os benefícios.

Oliveira, Beltrão e Ferreira (1997) também se preocupam com a sustentabilidade previdenciária dada a queda na fecundidade e o aumento da expectativa de vida. Fazem um diagnóstico de desequilíbrios no sistema previdenciário, mas se mostram pessimistas quanto à capacidade política de se produzir uma reforma com a profundidade necessária.

Tal pessimismo se refletiu na exclusão da idade mínima de aposentadoria para o RGPS da Emenda Constitucional (EC) nº 20/1998, que significou a primeira grande mudança na previdência social desde a aprovação da Constituição Federal em 1988. Porém, tal mudança constitucional permitiu o estabelecimento de um tempo mínimo de contribuição de 35 anos para homens e 30 anos para mulheres e a idade mínima de 55 anos para as mulheres e 60 anos para homens no RPPS federal, além de estabelecer o fator previdenciário com a legislação infraconstitucional (Lei nº 9.876/99), que possibilitaria a redução dos valores dos benefícios no RGPS.

Segundo Marques, Batich e Mendes (2003), a EC nº 20/98 conseguiu reduzir o déficit previdenciário em 2000 para 0,9% do PIB, mas logo em 2001 o déficit voltou a subir, atingindo 1,08% do PIB. Giambiagi e Esterminio (2006) concordam com esse ponto de vista e consideram que a reforma da EC nº 20/98 não representou uma solução minimamente duradoura para o sistema previdenciário brasileiro.

Uma segunda reforma previdenciária foi proposta em 2003 e resultou na Emenda Constitucional nº 41, de 2003, que estabeleceu contribuição previdenciária para inativos no RPPS com renda acima do teto de benefícios do RGPS e novas limitações dentro do RPPS, como redução do valor do benefício para os servidores que se aposentarem antes dos 60 anos (homem) e 55 anos (mulher).

Giambiagi e Esterminio (2006) consideram que a EC nº 41/2003 pouco contribuiu para reduzir o déficit do RGPS, com algum impacto no déficit do RPPS. Sugerem uma nova reforma com fixação de idade mínima, igualdade entre homens e mulheres, aumento do tempo de contribuição e mudança nos mecanismos assistenciais, em especial na aposentadoria rural.

Souza et al. (2006) analisam quantitativamente o impacto da EC nº 41/2003 usando dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad). Concluem que o impacto é bastante limitado, pois reduziu apenas em 8% a dívida implícita do regime previdenciário brasileiro, bastante concentrado no RPPS, cuja dívida implícita caiu 20%, e foi quase nulo sobre o RGPS.

Giambiagi et al. (2007) sugerem novas reformas no sistema previdenciário, com o estabelecimento de uma idade mínima de 65 anos (homem) e 64 anos (mulher) e com tempo de contribuição de 40 anos para os novos entrantes e idade mínima de 60 anos (homem) e 55 anos (mulher) com tempo de contribuição de 35 anos (homem) e 31 anos (mulher) para aqueles que já estão no mercado de trabalho. Os autores estimam que a dívida implícita do regime previdenciário brasileiro poderia cair entre 40% e 60%.

Rocha e Caetano (2008) alertam para a difícil situação do regime previdenciário brasileiro. Gastos muito elevados em comparação com outros países, alto número de beneficiários, juntamente com alíquotas elevadas, podem contribuir para inibir maiores taxas de crescimento. Assim, os autores concluem que, independentemente da demografia, os gastos previdenciários brasileiros já eram muito altos em 2006.

Giambiagi e Afonso (2009) procuram estimar qual seria a alíquota da contribuição previdenciária que seria atuarialmente equilibrada. Os autores concluem que a alíquota cobrada de 31% é excessiva para a aposentadoria por tempo de contribuição, mas é insuficiente para a aposentadoria por idade, especialmente para as mulheres.

Matos, Melo e Simonassi (2013) questionam a solvência do RGPS no Brasil. Diferentemente dos demais artigos, os autores são mais otimistas e consideram que a situação do RGPS não é explosiva, embora haja necessidade de se reverter o quadro deficitário. Sugerem, portanto, a adoção de reformas que, por exemplo, estabeleçam uma idade mínima para a aposentadoria.

Caetano et al. (2016) tratam das grandes mudanças previdenciárias no governo Dilma Rousseff. O primeiro deles foi a criação da Fundação de Previdência Complementar do Servidor Público (Funpresp), que igualou o teto do RPPS federal com o RGPS. A segunda grande mudança foi o fim do fator previdenciário e a sua substituição pela soma da idade com o tempo de contribuição, que deve ser de 95 anos (homem) e 85 anos (mulher) no RGPS. Esses números irão aumentar para 100 anos (homem) e 90 anos (mulher) até 2026. Os autores concluem que o fator previdenciário foi capaz de gerar uma economia de 2,2% do PIB ao ano, enquanto as novas regras irão aumentar a despesa do RGPS em 0,4% ao ano. Recomendam a adoção de uma reforma com o estabelecimento de uma idade mínima de 65 anos (homem) e 60 anos (mulher).

Este trabalho inova na literatura ao simular os impactos econômicos da Proposta de Emenda Constitucional (PEC) nº 287/2016. Para tanto, será construído um modelo de gerações sobrepostas (OLG) com 57 gerações e incluirá a regra de transição. A metodologia utilizada, embora muito comum na literatura internacional, é pouco usada no Brasil. Apenas Barreto (1997) fez simulações com

o modelo OLG. A razão é a complexidade desse tipo de modelagem, que envolve a resolução de milhares de equações na busca pelo equilíbrio.

Nem mesmo o Ministério da Fazenda utiliza modelo tão sofisticado. Segundo o Aviso nº 79 do Ministério da Fazenda (2017), nas simulações da reforma é usado um modelo macroeconômico. Tal tipo de modelagem, muito comum na década de 1970, foi contestado por Lucas, na famosa crítica de Lucas (1976). A crítica relacionava-se à formulação de política econômica e argumentava ser inadequado tentar prever os efeitos de uma mudança na política econômica considerando apenas os dados históricos. Em resumo, a abordagem macroeconômica não permite que os agentes alterem seu comportamento em função das mudanças na economia. Eles continuariam se comportando da mesma maneira, independentemente do que ocorria na política econômica.

Após Lucas (1976), ganharam grande impulso os modelos chamados microfundamentados, como o de Ramsey (1928) e o modelo OLG (DIAMOND, 1965). Tais modelos permitem que os agentes econômicos alterem seu comportamento diante de alterações na política econômica, sendo, portanto, muito mais adequados para simulações previdenciárias do que grandes modelos macroeconômicos. Não surpreende que a literatura internacional tenha no modelo OLG o seu padrão para análise de mudanças previdenciárias.³

Este trabalho, portanto, contribui para a literatura nacional ao utilizar um modelo para simular os impactos da PEC nº 287/2016, o que ainda não foi feito. Também será útil para a formulação de política econômica, pois oferece as simulações de um modelo muito usado na literatura internacional, mas que não foi aplicado pelo governo brasileiro nas suas simulações da reforma da previdência, contribuindo com um novo olhar para a análise dos impactos das mudanças previdenciárias.

Os resultados sugerem que a PEC nº 287/2016 tem efeitos relevantes sobre a economia. Comparando a situação sem reforma com a reforma proposta pela PEC nº 287/2016, observa-se que as variáveis macroeconômicas apresentam melhor desempenho graças à reforma, com o produto, o consumo e o emprego alcançando patamares mais elevados em toda a trajetória. Porém, o déficit previdenciário total, que inclui RGPS e RPPS, salta de algo em torno de 5% do PIB para 14% do PIB com reforma e 25% do PIB sem reforma. A conclusão é que a reforma da PEC nº 287/2016 ajuda, mas está muito longe de resolver o déficit previdenciário.

Desse modo, foi realizada uma terceira simulação, que eliminasse o déficit previdenciário. Nesse caso a idade mínima deveria subir para algo em torno de 72 anos, com regra de transição idêntica à da PEC nº 287/2016, ou seja, a idade mínima

3 Entre muitos autores, é possível citar Auerbach e Kotlikoff (1987), Altig et al. (2001), Sánchez Martin e Sánchez Marcos (2010) e Buysse, Heylen e Van de Kerckhove (2017).

sobe um ano a cada dois anos, de modo que a transição chegaria até 2054. Os impactos macroeconômicos seriam ainda mais positivos do que com a PEC nº 287/2016, e o regime previdenciário não teria mais déficit nem superávit após a transição.

As dificuldades para a aprovação das reformas aparecem nas variações de bem-estar. A PEC nº 287/2016 já reduz o bem-estar de todas as gerações que hoje estão na ativa e daquelas que virão, porém a elevação da idade mínima para 72 anos implica perdas bastante superiores.

Além desta introdução, o trabalho conta com mais seis capítulos. O capítulo 2 trata da previdência social no Brasil, enquanto o capítulo 3 detalha as propostas da Emenda Constitucional nº 287/2016. O quarto capítulo expõe a metodologia, o quinto, a calibragem, e o sexto, a discussão dos resultados. Finalmente, o capítulo 7 apresenta os comentários finais.

2 Previdência social no Brasil

O principal debate econômico no país atualmente se refere à necessidade de se reformar a previdência social. Os gastos com essa rubrica já são considerados muito elevados, e com o envelhecimento populacional a despesa pode se tornar explosiva.

2.1 Situação atual

2.1.1 Regime Geral da Previdência Social

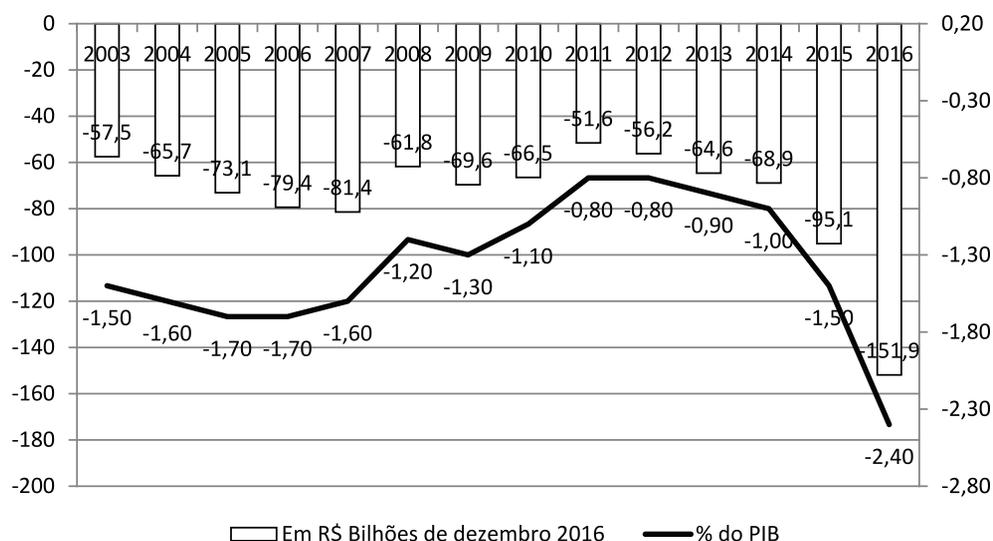
O Regime Geral da Previdência Social (RGPS) abarca os trabalhadores da iniciativa privada, incluindo autônomos, empresários e trabalhadores rurais. Fazem parte do RGPS, também, os trabalhadores do setor público que não contam com Regime Próprio de Previdência Social. São, no total, 3.517 municípios que fazem parte do RGPS.

Cabe à Secretaria de Previdência do Ministério da Fazenda a formulação de políticas voltadas para o RGPS, e ao Instituto Nacional do Seguro Social (INSS) a execução dessas políticas.

O RGPS fornece uma série de benefícios aos seus segurados: aposentadoria por idade; aposentadoria por invalidez; aposentadoria por tempo de contribuição; aposentadoria especial; auxílio-doença; auxílio-acidente; auxílio-reclusão; pensão por morte; salário-maternidade e salário-família.

A fonte de receitas para o RGPS são as contribuições previdenciárias de seus segurados e das empresas ou municípios para as quais trabalham ou prestam serviço e as contribuições dos segurados rurais.

Porém, as receitas não têm sido suficientes para a cobertura de todas as despesas do RGPS. O regime tem incorrido em sistemáticos déficits que precisam ser cobertos pelo Tesouro Nacional. A figura a seguir mostra a evolução do déficit no RGPS nos últimos 14 anos.



Fonte: Fluxo de caixa do INSS

FIGURA 1 – RESULTADO DO REGIME GERAL DA PREVIDÊNCIA SOCIAL

O equilíbrio do RGPS tem sido comprometido especialmente nos últimos anos. O déficit, em termos de percentual do PIB, triplicou entre 2012 e 2016. São diversas as razões para a grave situação previdenciária. Para 2017, a expectativa é que o déficit alcance R\$ 188 bilhões.

Do lado da receita, pode-se citar a crise econômica pela qual o Brasil vem passando. O país enfrenta uma grave recessão iniciada em 2014 e que tem afetado diretamente a arrecadação. Outra consequência da crise é o aumento do desemprego, o que também corrói a arrecadação. Dados do IBGE apontam que a taxa de desemprego mais do que dobrou no período, passando de 5,5% em 2012 para 11,5% em 2016.

No lado da despesa, a política de valorização do salário mínimo pressiona fortemente os gastos previdenciários. Estima-se que 63% dos aposentados recebam um salário mínimo, e que qualquer aumento real do salário provoque grande aumento na despesa previdenciária. O salário mínimo teve aumentos reais de 7,59% em 2012, 2,64% em 2013, 1,16% em 2014, 2,46% em 2015 e 0,36% em 2016.

Na questão demográfica presente, o estoque de aposentadorias e pensões vem crescendo rapidamente nos últimos anos dentro do RGPS, passando de 19.111.044 em 2005 para 25.571.657 em 2014, um crescimento de mais de 30%. Ainda assim, dado que o Brasil ainda está passando pela fase do bônus demográfico, no qual a população em idade ativa cresce mais rapidamente do que a população com mais de 65 anos ou com menos de 14 anos, a razão entre ativos e inativos, considerando aposentados e pensionistas, tem aumentado entre 2005 e 2014, passando de 2,4 para 2,8.

Apesar do aumento na relação de ativos e aposentados entre 2005 e 2014, os demais fatores conjunturais foram mais relevantes e resultaram num expressivo aumento do déficit previdenciário no RGPS.

2.1.2 Regimes Próprios de Previdência Social (RPPS)

Segundo dados do Fórum de Previdência Social (2016), existem hoje 2.080 regimes próprios de previdência social, incluindo a União, todos os estados e o Distrito Federal e mais 2.052 municípios. Já no Regime Próprio da União, a idade média foi de 60,7 anos.

A relação entre ativos e aposentados e pensionistas é bem menor no RPPS do que no RGPS. Na média existe 1,8 ativo para cada aposentado mais pensionista. A situação é mais difícil na União e nos estados, onde essa relação é de 1,2 e 1,4, respectivamente, do que nos municípios, onde a razão é de 4,1.

O déficit previdenciário é expressivo no RPPS e também vem se agravando no tempo. A estimativa é de um déficit de R\$ 126,7 bilhões em 2015, concentrado na União – déficit de R\$ 72,5 bilhões e nos estados e Distrito Federal, com déficit de R\$ 60,9 bilhões. Apenas os municípios apresentam superávit.

TABELA 1 – REGIMES PRÓPRIOS – RESULTADO FINANCEIRO EM 2015

Unidade da Federação	Resultado
Municípios	R\$ 6,7 bilhões
Estados e Distrito Federal	- R\$ 60,9 bilhões
União	- R\$ 72,5 bilhões
Total	-R\$ 126,7 bilhões

Fonte: Fórum de Previdência Social (2016),

Considerando os dois regimes previdenciários existentes no Brasil, o déficit previdenciário brasileiro chegou a R\$ 221,7 bilhões em 2015, ou cerca de 3,5% do PIB. Em 2016, o déficit do RPPS da União, estados e Distrito Federal atingiu R\$

163 bilhões, de modo que o déficit total, incluindo o RGPS, foi de 315 bilhões – quase 5% do PIB.

2.2 Situação futura

Apesar de a situação atual do regime previdenciário brasileiro ser extremamente preocupante, com o envelhecimento da população a situação pode agravar-se de forma dramática.

O IBGE (2013) estima que a população com mais de 60 anos no Brasil irá saltar dos atuais 22 milhões para mais de 73 milhões em 2060. A participação dessa faixa etária na população irá aumentar de 10% para 33,7%. Portanto, em 2060, um em cada três brasileiros terá mais que 60 anos.

O IBGE (2013) projeta que, em relação a 2015, o número de pessoas em idade ativa (15 a 64 anos) em 2060 irá diminuir dos atuais 141 milhões para 131 milhões de pessoas, enquanto o número de pessoas com mais de 65 anos crescerá 263%, aumentando de 16 milhões para 58 milhões. Assim a relação entre a população economicamente ativa e o número de idosos com mais de 65 anos cairia de 8,8 em 2015 para 2,6 em 2060.

Por outro lado, a taxa de fecundidade brasileira também tem-se reduzido substancialmente. Era de 4,1 filhos por mulher em 1980, caindo para 1,7 filho em 2013, e a projeção é que atinja 1,5 filho em 2034 (IBGE, 2013). Lembrando que a taxa de fecundidade necessária para manter a população é de 2,1 filhos por mulher, é de se esperar que no futuro próximo a população brasileira comece a diminuir.

Relevante para a previdência social é a informação de aumento da expectativa de vida da população. Em 1980, a esperança de vida ao nascer no Brasil era de 62,6 anos e chegou a 75,4 anos em 2015, com previsão de atingir mais de 80 anos em 2042 (IBGE, 2013). Mais grave ainda, a expectativa de sobrevida para quem tem 60 anos saltou de 15,2 anos em 1980, para 22,1 anos em 2015, podendo chegar a 25,2 anos em 2060. Este seria o tempo pelo qual o aposentado receberia seu benefício. Vale lembrar que, segundo dados do Fórum de Previdência Social (2016), a idade média para a concessão de aposentadoria no Regime Geral de Previdência Social (RGPS) no Brasil foi de 58 anos em 2015. Já no Regime Próprio da União, a idade média foi de 60,7 anos.

Tem-se, portanto, um cenário em que, muito brevemente, o grupo etário com mais de 60 anos representará uma parcela relevante da população, que tal grupo viverá por mais tempo e que o número de pessoas em idade produtiva estará diminuindo.

A consequência é a explosão das despesas previdenciárias. Segundo estimativa do Ministério da Fazenda, no RGPS, se não houver qualquer alteração nas regras previdenciárias, a despesa previdenciária irá mais que dobrar até 2060, passando de 8% do PIB em 2016 para 16,7% do PIB em 2060. O déficit previdenciário no RGPS saltará de 2,4% do PIB em 2016 para 11,1% do PIB em 2060.

Mantida a carga tributária federal em seu nível atual de 22,3% (RFB, 2015), somente a despesa do RGPS passaria a representar 75% de todas as receitas federais, comprimindo todas as demais despesas ou aumentando ainda mais a elevada carga tributária brasileira.

Conclui-se, portanto, que a reforma previdenciária é inexorável. O Brasil não tem como sustentar o atual regime previdenciário sob o risco de grave crise fiscal e descontrole macroeconômico.

2.3 *Experiência internacional*

Apesar de o país ainda ter uma população relativamente jovem, o gasto previdenciário brasileiro já se coloca na média dos países da OCDE. Segundo a OCDE (2016), o gasto brasileiro com o seu regime previdenciário chegou a 9,1% do PIB, contra uma média de 9,0% para os países que compõem a organização.

Porém, a situação torna-se extremamente preocupante quando se olham as projeções para 2050. A OCDE (2016) estima que o gasto brasileiro suba para 16,8% do PIB, enquanto na média da OCDE ele aumentará apenas para 10,1%. O país passaria a gastar com aposentadorias e pensões mais do que qualquer país da OCDE, com exceção da Turquia.

A tabela 2 apresenta alguns números sobre a despesa previdenciária pelo mundo em 2015 e em 2050.

TABELA 2 – DESPESA PREVIDENCIÁRIA EM PAÍSES SELECIONADOS (% DO PIB)

País	Despesa Previdenciária em 2015	Despesa Previdenciária em 2050
África do Sul	1,9	3,5
Alemanha	10,0	12,5
Argentina	7,4	11,9
Brasil	9,1	16,8
Canadá	4,9	6,3
Chile	5,5	3,8

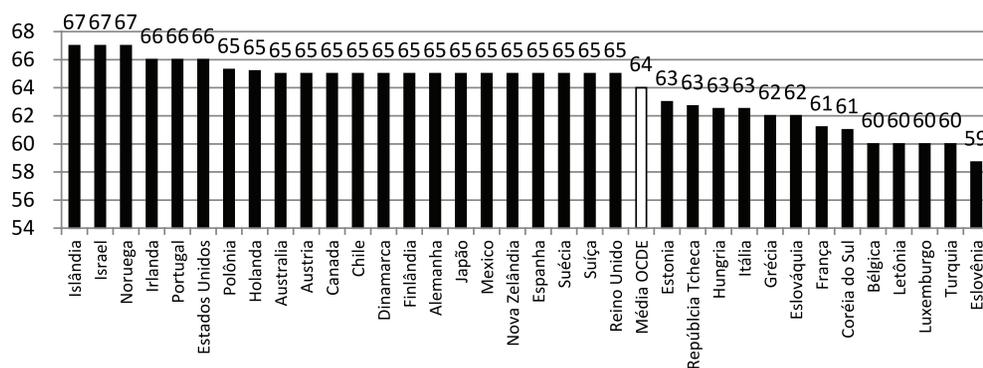
País	Despesa Previdenciária em 2015	Despesa Previdenciária em 2050
China	3,4	9,2
Espanha	11,8	12,3
Estados Unidos	4,9	6,1
França	14,9	12,8
Itália	15,7	14,8
Índia	1,0	0,7
Média OCDE	9,0	10,1
México	1,5	1,3
Reino Unido	7,7	8,1
Rússia	8,1	14,9
Turquia	6,3	17,0

Fonte: OCDE (2016)

Uma das principais razões para a despesa previdenciária ser alta em 2015 e tornar-se mais alta ainda em 2050 é a falta de uma idade mínima para a aposentadoria.

A idade mínima já é realidade em todos os países da OCDE. A figura a seguir mostra que a idade média nos países do grupo é de 64 anos, sendo que 65 anos é a idade mínima para aposentadoria na maioria dos países da região.

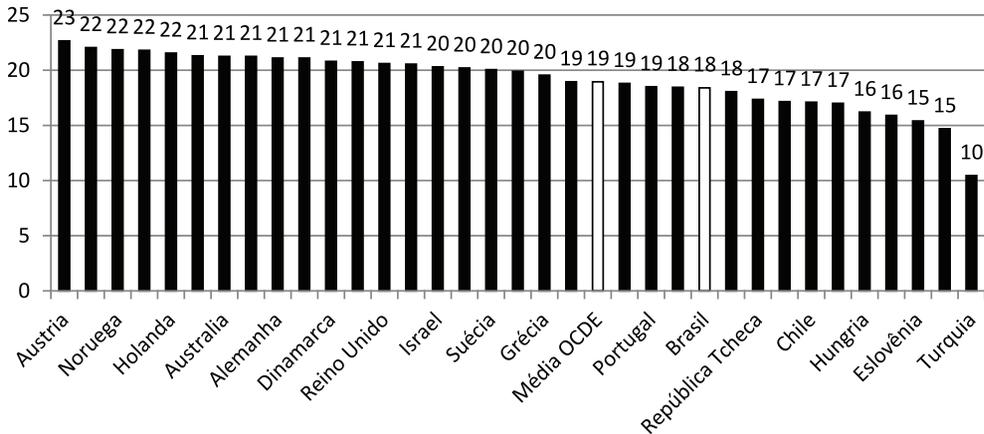
A idade média para a aposentadoria atualmente no Brasil é de 58 anos no RGPS e 60,7 anos no RPPS. Portanto, um brasileiro se aposenta em média com seis anos a menos do que um cidadão de um país membro da OCDE, e todo esse período acaba por pressionar as despesas previdenciárias brasileiras.



Fonte: OCDE (2016)

FIGURA 2 – IDADE MÍNIMA PARA APOSENTADORIA – PAÍSES DA OCDE

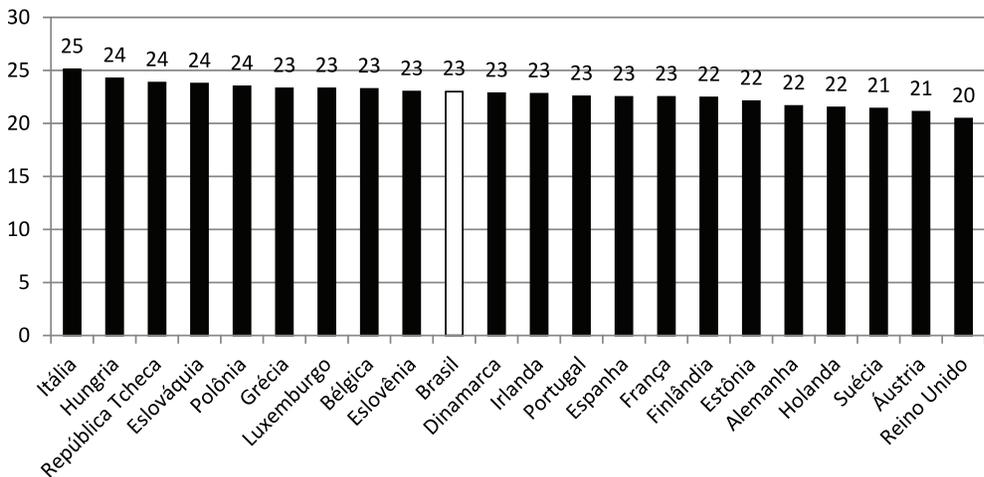
Interessante observar que a expectativa de sobrevida após os 65 anos no Brasil (18,4 anos) não é muito diferente da dos países da OCDE (19 anos), ou seja, o aposentado brasileiro acaba por morrer em média com a mesma idade que alguém da OCDE após passar dos 65 anos. Os dados para o Brasil foram retirados do IBGE (2016).



Fonte: OCDE (2016)

FIGURA 3 – SOBREVIDA APÓS OS 65 ANOS – PAÍSES DA OCDE

A idade média de entrada no mercado de trabalho também não é muito diferente entre o Brasil e os países da OCDE, em torno de 23 anos.



Fonte: MTPS (2016)

FIGURA 4 – IDADE MÉDIA DE ENTRADA NO MERCADO DE TRABALHO – PAÍSES SELECIONADOS

A diferença relevante entre o Brasil e os países da OCDE analisados está na ausência de uma idade mínima no caso brasileiro. O estabelecimento de uma idade mínima torna-se absolutamente essencial para se buscar a sobrevivência do regime previdenciário no país.

O próximo capítulo apresenta a Proposta de Emenda Constitucional nº 287/2016, que trata de reformar o sistema previdenciário brasileiro.

3 A Proposta de Reforma da Previdência – PEC nº 287/2016

Dada a magnitude que o déficit previdenciário já alcançou, de cerca de 5% do PIB em 2016, e a perspectiva de que a situação se tornará muito mais grave com o envelhecimento populacional, foi apresentada a Proposta de Emenda Constitucional (PEC) nº 287/2016.

No seu estado atual (agosto de 2017), a PEC nº 287/2016 contempla a fixação de uma idade mínima, regras de transição e novo cálculo do valor do benefício, abrangendo tanto o RGPS quanto o RPPS federal.

A tabela a seguir detalha os principais pontos da proposta.

TABELA 3 – PRINCIPAIS PROPOSTAS DA PEC Nº 287/2016

Propostas	Regime Geral da Previdência Social (RGPS)	Regime Próprio da Previdência Social (RPPS) – Federal
Idade Mínima – Urbano	Homens – 65 anos Mulheres – 62 anos Tempo de contribuição – 25 anos	
Idade Mínima – Rural	Homens – 60 anos Mulheres – 57 anos Tempo de contribuição – 15 anos	Não se aplica
Valor do Benefício	70% da média de todas as contribuições desde 1994; mais 1,5% para cada ano que superar 25 anos de tempo de contribuição; 2% para cada ano além de 30 anos; e 2,5% para cada ano além de 35 anos, até chegar a 100%.	
Aumento da Idade Mínima	A lei estabelecerá a correção da idade mínima em função do aumento da expectativa de sobrevida	

Propostas	Regime Geral da Previdência Social (RGPS)	Regime Próprio da Previdência Social (RPPS) – Federal
Regra de Transição	Aumento da idade mínima a partir de 53 anos (mulher) e 55 anos (homem) de 1 ano a cada dois anos a partir de 01/01/2020. Pedágio de 30% sobre o que faltará para cumprir 30 anos (mulher) e 35 anos (homem)	
Valor do benefício na Transição (servidores que ingressaram antes da Emenda Constitucional nº 41/2003)	Não se aplica	Para quem se aposentar aos 60 anos (mulher) ou 65 anos (homem) recebe integralidade e paridade. Caso se aposente antes, 100% da média.
Pensões	Cota familiar de 50% acrescida de 10% por dependente	

Fonte: Elaboração própria

Em resposta a requerimento de informação, o Ministério da Fazenda expediu o Aviso nº 79, de 14/3/2017 (MINISTÉRIO DA FAZENDA, 2017), no qual avalia que, com a reforma previdenciária da PEC nº 287/2016, a despesa previdenciária do RGPS deve-se manter estável como proporção do PIB até 2040, quando então inicia nova trajetória ascendente, chegando a 8,9% do PIB em 2060, acima dos 8% do PIB de 2016.

Segundo o Aviso, a reforma da PEC nº 287/2016 não será capaz de eliminar a ocorrência do déficit previdenciário, mas apenas de atenuar a sua trajetória de crescimento acelerado. O Aviso do Ministério da Fazenda estima que a reforma proposta será capaz de diminuir o déficit previdenciário até 2040, mas que depois o déficit voltará a crescer, atingindo 2,3% do PIB em 2060, patamar próximo do atual (2,4% do PIB em 2016).

Sem a reforma, a estimativa seria de 16,7% de despesa previdenciária e 11,1% de déficit do RGPS. O Ministério da Fazenda atribui a deterioração do RGPS fundamentalmente ao acelerado processo de envelhecimento populacional.

Constata-se, portanto, que a PEC nº 287/2016 atenua o problema previdenciário, mas não é a solução definitiva, haja vista que se prevê nova aceleração das despesas e déficit previdenciário a partir de 2040.

4 Metodologia

Esse capítulo apresenta o modelo dinâmico de equilíbrio geral, tendo como base Auerbach e Kotlikoff (1987). A economia é representada em três setores: (i) setor famílias; (ii) setor de produção; e (iii) setor do governo. Nesse modelo não

há heranças deixadas para as famílias. Diante do modelo de referência posto por Auerbach e Kotlikoff (1987), algumas modificações foram feitas nas equações dos setores da economia a fim de tornar o modelo mais adaptado à economia brasileira. Uma delas foi inserir a incerteza quanto ao tempo de vida de cada família (JOKISCH; KOTLIKOFF, 2007). Outros aprimoramentos também foram utilizados, com base em Barreto (1997), Arrau (1990), Cavalcanti e Silva (2010) e Júnior, Goes e Bugarin (2003). A previdência social foi modelada de forma separada do agente governo, baseado em Fochezatto e Salami (2009).

4.1 Setor famílias

O setor denominado “famílias” compreende 57 sobreposições de gerações de adultos. A cada período de tempo, há uma saída e uma entrada de indivíduos. A entrada acontece aos 23 anos de idade, já a saída acontece com uma idade esperada de morte de 80 anos. O pressuposto é que os indivíduos comecem a trabalhar aos 23 anos de idade (quando $j = 1$, onde j é a geração), aposentam-se com 58 anos ($j = 35$) e morrem aos 80 anos de idade ($j = 57$). Tal como acontece com outros aspectos da incerteza encontrada no mundo real, a incerteza de vida foi considerada nesse modelo ao introduzir a taxa de mortalidade de cada família. Essa taxa é a probabilidade condicional de cada geração viver mais um ano.

Segundo Ando e Modigliani (1963) e Modigliani e Brumberg (1954), as famílias escolhem níveis de consumo e lazer corrente e futuro de acordo com suas expectativas de renda durante toda a sua vida. Nesse caso, temos um período finito até 80 anos de idade. Sendo assim, como temos sempre em cada ponto no tempo 57 gerações vivendo conjuntamente, as preferências individuais são formadas para cada geração e cada ponto no tempo e as diferenças aparecem em decorrência apenas da geração à qual pertence cada família. O pressuposto de que há único membro representativo de cada geração tornou possível descrever o comportamento de agregação dos membros de uma geração.

Para cada família, assumimos preferências representadas por uma função de utilidade com os valores atuais e futuros de consumo e lazer. Lazer é medido como a diferença entre a fração do valor máximo de tempo que um indivíduo poderia trabalhar na semana de referência tendo valores entre zero e um. Para as preferências, utilizamos a função elasticidade de substituição constante (CES – *Constant Elasticity of Substitution*). O motivo de utilizar esse tipo de função de preferências diz respeito aos parâmetros que captam as escolhas intra e intertemporais dos indivíduos, além de proporcionar um único equilíbrio competitivo, dados os valores fixos dos parâmetros. Assim, podemos representar a função de utilidade intertemporal da seguinte forma:

$$U_t = \frac{1}{1 - \frac{1}{\gamma}} \sum_{j=1}^{57} (1 + \beta)^{-(t-1)} p_j u_{j,t} \left(1 - \frac{1}{\gamma}\right) \quad (4.1)$$

sendo que:

$$u_{j,t}(c_{j,t}, l_{j,t}) = \left(c_{j,t}^{\left(1 - \frac{1}{\rho}\right)} + \alpha l_{j,t}^{\left(1 - \frac{1}{\rho}\right)} \right)^{\frac{1}{\left(1 - \frac{1}{\rho}\right)}} \quad (4.2)$$

De acordo com a equação (4.1), γ é a elasticidade substituição intertemporal,⁴ β é a taxa de desconto ou a preferência pelo presente,⁵ p_j é a probabilidade de sobrevivência do indivíduo da família j (IBGE, 2013). Da equação (4.2), $c_{j,t}$ e $l_{j,t}$ representam o consumo e o lazer com a idade j no tempo t . O parâmetro ρ representa a elasticidade substituição intratemporal entre consumo e lazer e α é o peso do lazer em relação ao consumo nas preferências das famílias.

Diante disso, temos que as famílias maximizam a sua utilidade intertemporal (equação 4.1) com base nas suas expectativas de renda ao longo do ciclo de vida, representada pela equação (4.3):

$$\sum_{j=1}^{35} \prod_{m=1}^t \left(\frac{W_t e_j (1 - l_{j,t}) (1 - \tau_{lt} - \tau_{st})}{[1 + r_m (1 - \tau_{kt})]} \right) + \sum_{j=36}^{57} \prod_{m=36}^t \left(\frac{b_t}{[1 + r_m (1 - \tau_{kt})]} \right) + T r_t \geq \sum_{j=1}^{57} \prod_{m=1}^t \left(\frac{(1 + \tau_{ct}) c_{j,t}}{[1 + r_m (1 - \tau_{kt})]} \right) \quad (4.3)$$

Da equação (4.3), que representa a restrição orçamentária, temos que o valor presente do consumo ao longo do ciclo de vida seja menor ou igual ao valor presente dos rendimentos dos indivíduos durante o período finito de vida das famílias. O lazer $l_{j,t}$ assume valores menores que 1, para j entre 1 e 35; e valores iguais a 1 para j de 36 a 57. Isso se deve ao fato de aposentados não oferecerem trabalho (geração entre 36 e 57). O salário no ano t é dado por W_t , $(1 - l_{j,t})$, são as horas trabalhadas e e_j é um fator exógeno de ajuste para permitir o fato de que as famílias podem ganhar mais ou menos por hora devido às diferenças nos níveis de habilidade entre famílias de diferentes idades. As alíquotas dos tributos são: τ_{lt} – alíquota do imposto sobre a renda do trabalho, τ_{kt} – alíquota sobre a renda do capital, τ_{ct} – alíquota do imposto sobre o consumo, τ_{st} – alíquota das contribuições para a previdência social e T_{rt} são as transferências do governo.

Para a expressão, r_t é a taxa de juros real. Já b_t representa as transferências às famílias a título de previdência social. De acordo com a Lei nº 9.876 de 1999,

4 Esse parâmetro mostra a capacidade de resposta das famílias às mudanças no incentivo a poupar.

5 Quanto maior o β , o indivíduo prefere o consumo presente ao consumo futuro.

os aposentados por tempo de contribuição e por idade terão seus salários de benefício como uma média aritmética simples dos maiores salários de contribuição correspondentes a oitenta por cento (0,8) de todo o período contributivo, corrigidos mensalmente. Assim, o valor do salário de benefício será:

$$b_t = 0,8 \sum_{j=1}^{45} \left(\frac{W_{t-j} e_j (1 - l_{j,t-j})}{45} \right) \quad (4.4)$$

De acordo com Schubert e Letournel (1991), não é possível resolver todo o sistema de forma analítica por conta da restrição sobre o lazer ($l_{j,t}$), ... a saber, essa restrição significa que durante o ciclo de vida antes da aposentadoria, as famílias têm lazer variável ($l_{j,t} \leq 1$), contudo, a partir do momento da aposentadoria (em que $j = 36, \dots, 57$), não mais existem as horas trabalhadas e ficamos apenas com $l_{j,t} = 1$.

Por fim, resolvendo para $j = 1, \dots, 35$ a maximização da função utilidade de acordo com a restrição orçamentária, obtemos as trajetórias intertemporais e a relação intratemporal do consumo e lazer, equações (4.5), (4.6) e (4.7), respectivamente:

$$c_{j,t} = c_{j-1,t-1} \left(\frac{(1 + \beta)^{t-2}}{(1 + \beta)^{t-1}} \right)^{\rho} ([1 + r_t(1 - \tau_{kt})])^{\rho} \left(\frac{p_j}{p_{j-1}} \right)^{\rho} \left(\frac{1 + \tau_{ct-1}}{1 + \tau_{ct}} \right)^{\rho} \left(\frac{1 + \alpha^{\rho} (w_{j-1,t-1}^*)^{(1-\rho)}}{1 + \alpha^{\rho} (w_{j,t}^*)^{(1-\rho)}} \right)^{\frac{\rho-\gamma}{\rho-1}} \quad (4.5)$$

$$l_{j,t} = l_{j-1,t-1} \left(\frac{(1 + \beta)^{t-2}}{(1 + \beta)^{t-1}} \right)^{\rho} ([1 + r_t(1 - \tau_{kt})])^{\rho} \left(\frac{p_j}{p_{j-1}} \right)^{\rho} \left(\frac{1 + \tau_{ct-1}}{1 + \tau_{ct}} \right)^{\rho} \left(\frac{1 + \alpha^{1+\rho} (w_{j-1,t-1}^*)^{(1-\rho)}}{1 + \alpha^{1+\rho} (w_{j,t}^*)^{(1-\rho)}} \right)^{\frac{\rho-\gamma}{\rho-1}} \left(\frac{w_{j-1,t-1}^*}{w_{j,t}^*} \right)^{\rho} \quad (4.6)$$

$$l_{j,t} = c_{j,t} \alpha^{\rho} w_{j,t}^{*(-\rho)} \quad (4.7)$$

onde,

$$w_{j,t}^* = \frac{W_t e_j (1 - \tau_{lt} - \tau_{st}) + \mu_{j,t}}{(1 + \tau_{ct})} \quad (4.8)$$

O parâmetro $\mu_{j,t}$ seria o salário sombra da família j no ano t que é igual a zero se o indivíduo oferta um montante de trabalho e diferente de zero se ele decide não trabalhar no ano t . $\frac{p_{j-1,t-1}}{p_{j,t}}$ é a probabilidade condicional de uma família da geração j viver mais uma unidade de tempo.

Para os aposentados que correspondem às gerações $j = 36, \dots, 57$, a trajetória do lazer é unitária; então, do processo de maximização da função utilidade sujeito a restrição orçamentária, temos a seguinte equação de consumo:

$$\left(\frac{c_{j,t}}{c_{j-1,t-1}} \right)^{-\left(\frac{1}{\rho}\right)} \left(\frac{c_{j,t}^{\left(\frac{1-\frac{1}{\rho}}\right)} + \alpha l_{j,t}^{\left(\frac{1-\frac{1}{\rho}}\right)}}{c_{j-1,t-1}^{\left(\frac{1-\frac{1}{\rho}}\right)} + \alpha l_{j-1,t-1}^{\left(\frac{1-\frac{1}{\rho}}\right)}} \right)^{\frac{\frac{1}{\rho}-\frac{1}{\gamma}}{1-\frac{1}{\rho}}} = \left(\frac{(1 + \beta)^{-(t-2)}}{[1 + r_t(1 - \tau_{kt})](1 + \beta)^{-(t-1)}} \right) \left(\frac{p_{j-1,t-1}}{p_{j,t}} \right) \left(\frac{1 + \tau_{ct}}{1 + \tau_{ct-1}} \right) \quad (4.9)$$

4.2 Setor produção

A função de produção tem como *input* capital e trabalho e uma tecnologia Cobb-Douglas. Esse setor é composto por firmas que se comportam competitivamente. O trabalho é expandido pelo nível de eficiência (e_j), isto é, as pessoas de diferentes idades fornecem quantidades diferentes de mão de obra por unidade de lazer. Já o capital é homogêneo e apresenta custos de ajustamento convexos, e isso faz o investimento se ajustar de forma mais suave ao modelo. Esse ajustamento está de acordo com o comportamento do investimento observado nas economias reais. Assim, a função de produção seria:

$$Y_t = F(K_t, L_t) = A_t (K_t^\theta L_t^{1-\theta}) - 0.5\psi \frac{I_t^2}{K_t} \quad (4.10)$$

onde Y_t é o produto agregado, K_t e L_t representam o capital e o trabalho agregado, respectivamente. I_t é o investimento no período t . O termo θ é a participação do capital na função de produção, por fim, A_t é um fator de escala que representa a produtividade total dos fatores.

Sobre os custos de ajustamento, uma teoria largamente aceita na literatura é a baseada na teoria “ q ” do investimento. Conforme previsto por Tobin (1969), as empresas só irão investir quando o valor de mercado de ações de seus ativos exceder o custo de substituição do capital. Utilizando a modelagem de Hayashi (1982) para que o valor de mercado da empresa seja um indicador preciso do incentivo para investir, e Summers (1981) ao introduzir alterações no modelo com a presença de impostos, temos a seguinte: considerando que cada empresa enfrenta custos de ajuste que são quadráticos no investimento, o custo total dos novos bens de investimento no ano t é:

$$C(I_t) = (1 + 0,5 \psi(I_t/K_t))I_t \quad (4.11)$$

Na presença de tributação, aos custos marginais dos bens de investimentos deve ser introduzida a alíquota do imposto sobre as empresas, assim o custo de ajuste marginal após a dedução do imposto será: $\psi(1 - \tau_{kt}) I_t/K_t$. Além disso, pode haver subsídios ao investimento que reduzem o custo de desembolso da empresa. No modelo, representamos incentivos ao investimento assumindo que as empresas podem deduzir uma fração, z , das suas novas compras de investimento. Isso significa que o custo líquido desses bens para a empresa é $(1 - z\tau_{kt}) \cdot I_t$. Assim, no tempo t , o custo marginal total do investimento, que é igual ao valor da empresa, é:

$$q_t = (1 - z\tau_{kt}) + \psi(1 - \tau_{kt}) \left(\frac{I_t}{K_t} \right) \quad (4.12)$$

Assim, do processo otimização da função de produção (4.10) restrita aos custos de produção, temos as seguintes equações de salário e taxa de juros:

$$W_t = (1 - \theta)A_t \left(\frac{K_t}{L_t}\right)^\theta \quad (4.13)$$

$$q_t r_t = (1 - \tau_{kt}) \left(\theta A_t \left(\frac{K_t}{L_t}\right)^{\theta-1} - \delta + 0.5\psi \left(\frac{I_t}{K_t}\right)^2 \right) + q_{t+1} - q_t \quad (4.14)$$

onde δ representa a taxa de depreciação do capital e onde W_t e r_t representam os salários e a taxa de juros no tempo t . Na equação (4.13) temos a igualdade entre o salário e a produtividade marginal do trabalho. Da equação (4.14) entendemos que, uma vez que as firmas se comportam de forma competitiva, elas compram mais capital até obterem uma taxa de retorno igual à taxa de juros. Assim, essa taxa de retorno total, com base no custo marginal com impostos de bens de investimento (que equivale a q), deve ser igual à taxa de juros. Além do mais, essa equação mostra que quando não há custos de ajustes, a taxa de juros é igual ao produto marginal do capital.

4.3 Setor governo

O agente governo seria responsável pelo consumo de bens e serviços de acordo com suas receitas tributárias, gastos com a previdência social e transferências governamentais. Nesse modelo, ignoramos os efeitos indiretos sobre o comportamento das famílias. Na equação que descreve o comportamento do governo está incluída o sistema da previdência social que é independente do governo. Esse setor arrecada impostos sobre a folha de salários e realiza os pagamentos dos benefícios. Sendo assim, o consumo do governo com a previdência social e as transferências podem ser escritos como (4.15):

$$G_t = T_t - S_t^B - Tr_t \quad (4.15)$$

onde G_t é o consumo do governo com bens e serviços, S_t^B são os benefícios da previdência social e Tr_t são as transferências do governo. Para a arrecadação líquida tributária, T_t temos:

$$T_t = \sum_{j=1}^{35} N_{j,t} \tau_{lt} W_t e_j (1 - l_{j,t}) + \sum_{j=1}^{57} N_{j,t} c_{j,t} \tau_{ct} + \tau_{kt} (r_t + \delta) K_t + S_t^A \quad (4.16)$$

onde C_t é o consumo agregado, S_t^A é a arrecadação da previdência social, $N_{j,t}$ é a população de idade j em t períodos, tendo como referência o ano de 2013.

4.4 Previdência social

No Brasil a previdência social utiliza o sistema de repartição simples (PAYG), em que os benefícios recebidos a partir de 58 anos de idade (no modelo equivale a $j = 35$) vão até os 80 anos de idade (no modelo $j = 57$) e são medidos pela média do tempo de contribuição do indivíduo representado pela equação (4.4), já descrita.

Diante disso, a despesa total anual com a previdência social pode ser representada pela equação abaixo:

$$S_t^B = \sum_{j=36}^{57} N_{j,t} b_t \quad (4.17)$$

Já a receita anual da previdência social é advinda da parte da remuneração dos empregados ponderada pelas horas trabalhadas e pela *proxy* de capital humano (e_j), como segue através da equação (4.18):

$$S_t^A = \sum_{j=1}^{35} N_{j,t} W_t e_j (1 - l_{j,t}) \tau_{st} \quad (4.18)$$

4.5 Bem-estar

Para o cálculo da variação no bem-estar das famílias, considerando as três simulações propostas, será utilizada a metodologia tradicional existente na literatura, seguindo-se, dentre vários trabalhos, os de Auerbach e Kotlikoff (1987), Lucas (1987), Pereira e Ferreira (2010, 2011) e Ileri e Derin-Gure (2014). O cálculo da variação do bem-estar se inicia por meio da mensuração da variação da utilidade dos indivíduos sob a política previdenciária que proporciona o mesmo nível de satisfação que eles desfrutavam sem reforma da previdência social. Esse ganho ou perda de bem-estar denomina-se “variação compensada” ou “variação equivalente”, isto é, a quantidade de lazer e consumo que deve ser posta aos consumidores de modo a manterem o mesmo nível de utilidade que tinham dentro do cenário de referência. Essa variação da parcela de ganho ou perda surge da solução em d da seguinte equação (adaptada para o modelo proposto nesse trabalho):⁶

$$(1 + d_j)^{\frac{1}{1-\gamma}} U_{j,0} = \frac{1}{1-\frac{1}{\gamma}} \sum_{j=1}^{57} (1 + \beta)^{-(t-1)} p_j \left(\left(c_{j,t} (1 + d_j)^{\left(1-\frac{1}{\rho}\right)} + a l_{j,t} (1 + d_j)^{\left(1-\frac{1}{\rho}\right)} \right)^{\frac{1}{1-\rho}} \right)^{\left(1-\frac{1}{\gamma}\right)} \quad (4.19)$$

6 Para maiores detalhes, veja Mas-Colell, Whinston e Green (1995).

Os níveis de utilidade de estado estacionário são representados por $U_{j,0}$, $C_{j,t}$ e $L_{j,t}$ são os consumo e o lazer da família j no tempo t sob política previdenciária. De posse da utilidade ($u_{j,t}$) após a política, a variação equivalente, como medida de bem-estar, pode ser mensurada como:

$$d_j = \left(\frac{u_{j,t}}{u_j} \right)^{\frac{1}{1-\gamma}} - 1 \quad (4.20)$$

4.6 Equilíbrio de mercado

Depois de tratado do comportamento de cada setor, temos as condições de equilíbrio que devem ser satisfeitas para cada um dos mercados, a saber: mercado de bens e serviços, e mercados de trabalho, de consumo e de capital. Isso se faz necessário para obter a solução numérica do modelo. Para o consumo, temos:

$$C_t = \sum_{j=1}^{57} c_{j,t} N_{j,t} \quad (4.21)$$

Para o mercado de trabalho, a condição de oferta (lado direito) e de demanda de mão de obra (lado esquerdo) se satisfaz através da equação 4.22:

$$L_t = \sum_{j=1}^{35} N_{j,t} e_j (1 - l_{t,j}) \quad (4.22)$$

O equilíbrio no mercado de capitais é dado por:

$$K_{t+1} = Y_t + (1 - \delta)K_t - G_t - C_t \quad (4.23)$$

A condição de oferta e demanda agregada é representada pela equação 4.24:

$$Y_t = C_t + I_t + G_t \quad (4.24)$$

4.7 Solução do modelo

O cálculo da trajetória dinâmica de equilíbrio da economia, dada uma determinada parametrização, procede de três etapas: i) a solução para o estado estacionário da economia antes da política pública proposta; ii) a solução para o estado estacionário de longo prazo depois que a política entra em vigor; e iii) a solução para o caminho de transição que a economia leva entre esses dois estados estacionários.

Segundo Docquier e Liégeois (2004), as técnicas de simulação podem ser divididas em quatro categorias de acordo com dois critérios: i) a forma como as estimativas iniciais são revistas no final de cada iteração – algoritmo de Gauss-Seidel e Newton-Raphson; ii) a forma como as expectativas são consideradas em cada iteração – algoritmo de Fair-Taylor e tempo empilhado.

Mais recentemente, a técnica de Newton-Raphson foi implementada num algoritmo em tempos empilhados. Um algoritmo de tempo empilhado sobrepõe as equações do modelo para todos os períodos considerados na simulação. O algoritmo de Broyden (1965), por otimizar os cálculos das equações não lineares, denominado método Quasi-Newton, tornou-se o mais popular por gerar resultados com boas propriedades de convergência, sem, no entanto, avaliar a matriz jacobiana a cada iteração, como é necessário no método de Newton. Isso permitiu reduzir o tempo de convergência do modelo, porém aumentou o número de iterações.

Sendo assim, o algoritmo para resolver numericamente o conjunto de equações não lineares dinâmicas (4.5, 4.6, 4.8, 4.9, 4.10, 4.12, 4.13, 4.14, 4.15, 4.16, 4.18, 4.19, 4.20, 4.21, 4.22, 4.23 e 4.24) será o proposto por Broyden (1965). A solução ótima desse sistema resultará no caminho de transição, isto é, as equações são maximizadas de forma conjunta para cada geração j no tempo t .⁷

No próximo capítulo a calibragem do modelo proposto será apresentada, etapa imprescindível em análises de modelos dinâmicos de equilíbrio geral.

5 Calibragem

A calibragem do modelo envolve inserir valores para os parâmetros e variáveis condizentes com os dados da economia real. Neste trabalho, foram utilizados os dados das Contas Nacionais (IBGE, 2015) divulgados pelo Instituto Brasileiro de Economia e Estatística (IBGE) para o ano de 2013 e, também, os dados do *Anuário estatístico da Previdência Social 2013* (MINISTÉRIO DA PREVIDÊNCIA SOCIAL, 2013). Diante disso, considera-se no modelo o equilíbrio de estado estacionário o ano de 2013. Tomamos para esse ano o produto de equilíbrio como um numerário.

De acordo com a tabela 4, apresentam-se os valores dos parâmetros do modelo. A elasticidade substituição intertemporal (γ) e a preferência pelo lazer na função utilidade (α) foram obtidas a partir dos trabalhos de Cavalcanti e Silva (2010) e Ferreira (2004). Os demais parâmetros foram calculados endogenamente a partir das equações de equilíbrio de estado estacionário. Para a solução foi utilizado o algoritmo de Broyden (1965).

⁷ Nesse trabalho utilizamos a linguagem de programação Python 2.7 e 3.4. Desenvolvemos o algoritmo para a solução numérica do modelo proposto utilizando a plataforma científica PythonXY 2.7.9.

TABELA 4 – PARÂMETROS DO MODELO

Descrição	Parâmetros	Valor
Elasticidade substituição intertemporal	γ	0.700*
Elasticidade substituição intratemporal	ρ	1.134
Preferência pelo lazer na função utilidade	α	0.250**
Preferência pelo presente	β	0.025
Produtividade total dos fatores	A	1.058
Participação do capital na função de produção	θ	0.3819
Parâmetro do custo de ajuste	ψ	0.00001
Parâmetro de dedução tributária do investimento	z	0.999
Taxa de depreciação do capital	δ	0.048
$e^{(a+bj+cj^2)}$	e_j	$a = -0.94410$ $b = .043942$ $c = -.000671$

Fonte: Elaboração dos autores.

Notas: * Conforme Cavalcanti e Silva (2010). ** Conforme Cavalcanti e Silva (2010) e Ferreira (2004).

De acordo com as Contas Nacionais (IBGE, 2015), o consumo em proporção ao PIB atingiu 60,18% em 2013. Já o consumo do governo e os investimentos alcançaram 18,95% e 20,86%, respectivamente, em relação ao PIB. Para os investimentos foi considerada a formação bruta de capital fixo.

Os salários são compostos por remuneração dos autônomos e dos empregados, chegando a 61,80% em relação ao produto nacional. A taxa de juros Selic como média dos últimos meses anual atingiu 9,513%; dessa taxa de juros foi descontada a inflação do período (5,910%) com base no Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA – IBGE), atingindo uma taxa de juros real de 3,602% ao ano.

Por fim, a arrecadação e a despesa da previdência social, em relação ao PIB, atingiram o valor de 7,15% e 10,92%, respectivamente. Já a arrecadação total do governo de todas as esferas foi de 34,49%, em relação ao PIB. A tabela 2 ilustra os valores apresentados.

TABELA 5 – AGREGADOS ECONÔMICOS (2013)

	Brasil 2013 em % PIB	Modelo
Consumo	60,18	60,18
Consumo do Governo	18,95	18,95
Capital		481,20
Investimento	20,86	20,86
Taxa de juros Selic	9,513*	
Taxa de juros real	3,60**	3,60
Salários	61,80	61,80
Arrecadação do governo	34,49	34,49
Arrecadação da previdência social	7,15	7,15
Despesa com a previdência social	10,92	10,92

Fonte: Contas Nacionais (IBGE, 2015), Ipedata (2017), Ministério da Previdência Social (2013) e elaboração dos autores.

Notas: * Taxa de juros Selic dos últimos meses de 2013.

** Esse resultado é a diferença entre o IPCA de 2013 (5,91) e a média da taxa Selic dos últimos meses de 2013.

Para calcular o valor de θ , utilizamos o valor do excedente operacional bruto em relação aos salários dos empregados e dos autônomos: excedente operacional bruto (2013): 1.711.034; remuneração dos autônomos (2013): 460.817; e remuneração dos empregados (2013): 2.308.611. Assim, o valor de θ é:

$$\theta = \frac{1.711.034}{(1.711.034 + 2.308.611 + 460.817)} \quad (5.1)$$

Para o capital de estado estacionário, utilizamos a formação bruta de capital fixo em proporção do PIB ($I/Y = 0,209$), a taxa de juros real e o valor do θ :

$$\bar{K} = \frac{(\theta - \frac{I}{Y})}{r} \quad (5.2)$$

Para calcular as horas trabalhadas (L), utilizamos as horas de trabalho disponíveis para a atividade de mercado, ou seja, excluem-se do cálculo as horas de sono. Assim, das 168 horas semanais, retiram-se 56 horas de sono (8 horas por dia) de modo a se ter 112 horas disponíveis por semana. Considerando-se uma jornada de 44 horas semanais, L é calculado pela divisão de 44/112.

O parâmetro vem da seguinte equação:

$$\delta = \frac{I/Y}{\bar{K}} \quad (5.3)$$

Para computar as alíquotas tributárias do modelo, utilizamos o estudo feito anualmente pela Receita Federal do Brasil (RFB) que se consolida na *Carga tributária no Brasil* (RFB, 2015). Neste trabalho consideramos o montante arrecadado de impostos por esfera de governo. De posse desses dados e dos dados das Contas Nacionais (IBGE, 2015), iremos calcular as alíquotas do imposto sobre a renda do capital (τ_k), imposto sobre a renda do trabalho (τ_l), imposto sobre a previdência social (τ_s) e imposto sobre o consumo (τ_c). A tabela 6 ilustra o montante da arrecadação tributária em valor absoluto e em proporção ao PIB:

TABELA 6 – CARGA TRIBUTÁRIA NO BRASIL (2013)

Tributo	R\$ milhões	% PIB	Incidência	Modelo
ICMS	364.525,15	7,52	Consumo	SIM
Imposto de Renda	298.891,09	6,17	Capital/Trabalho	SIM
Cont. previdência social	298.129,37	6,15	Previdência	SIM
Cofins	197.545,45	4,08	Consumo	SIM
FGTS	98.044,57	2,02	Trabalho	SIM
CSLL	61.686,58	1,27	Capital	SIM
PIS/PASEP	50.519,56	1,04	Consumo	SIM
ISS	48.180,20	0,99	Consumo	SIM
IPI	42.922,81	0,89	Consumo	SIM
Imp. Com. Exterior	36.973,80	0,76	Consumo	SIM
IOF	29.417,36	0,61	Capital	SIM
IPVA	29.232,08	0,60	Capital	SIM
Cont. S. S. Serv. Pub. (CPSS)	24.573,34	0,51	Previdência	SIM
Prev. estadual	15.856,42	0,33	Previdência	SIM
IPTU	24.316,48	0,50	Capital	SIM
Outros trib. estaduais	26.644,96	0,55		NÃO
Salário-educação	16.560,53	0,34	Trabalho	SIM
Sistema S	15.331,59	0,32	Trabalho	SIM
Outros tributo municipais	10.795,44	0,22		NÃO
ITBI	9.953,75	0,21	Capital	SIM
Prev. municipal	7.674,40	0,16	Previdência	SIM
Taxas federais	4.981,14	0,10		NÃO
ITCD	4.142,18	0,09		NÃO
Cont. de concursos e progn.	4.054,93	0,08		NÃO

Tributo	R\$ milhões	% PIB	Incidência	Modelo
Seguro DPVAT	3.987,89	0,08		NÃO
Cota parte marinha mercante	3.366,91	0,07		NÃO
Cide remessas	2.233,17	0,05		NÃO
Cont. custeio pensões militares	2.170,71	0,04		NÃO
Contr. empr. telecomun.	1.642,41	0,03		NÃO
Outras cont. federais	1.556,53	0,03		NÃO
Contribuições rurais	1.354,87	0,03		NÃO
Fundo de Saúde Militar	1.040,43	0,02		NÃO
ITR	763,97	0,02	Capital	SIM
Cont. con. perm. energ. elet	749,21	0,02		NÃO
Cide combustíveis	734,44	0,02		NÃO
Receita da Dívida Ativa	571,19	0,01		NÃO
Cota parte cont. sindical	533,40	0,01		NÃO
TOTAL	1.741.658,31	35,94		34,49

Fonte: Receita Federal, *Carga tributária no Brasil* (2014).

Para o cálculo da alíquota do imposto sobre a renda do capital, utilizamos a arrecadação dos impostos para o ano de 2013: IRPJ (2,26% do PIB), CSLL, IPTU, ITR, ITBI, IPVA, IOF:

$$\tau_k = \frac{(IRPJ + CSLL + IPTU + ITR + ITBI + IPVA + IOF)}{\theta} \quad (5.4)$$

Para a alíquota do imposto sobre a renda do trabalho, utilizamos os valores da seguinte arrecadação tributária: IRPF (0,50%), IRRF (3,41%), FGTS, Sistema S, salário-educação. Denominamos esse montante de $Arrec_{\tau_l}$.

$$\tau_l = \frac{Arrec_{\tau_l}}{(1 - \theta)} = \frac{0.06589}{(1 - 0.3819)} \quad (5.5)$$

PREV é a arrecadação previdenciária federal, estadual e municipal. Ao descontar da remuneração do trabalho as arrecadações previdenciárias e laborais, temos a alíquota do imposto sobre a renda do trabalho. A alíquota da previdência social é a relação entre a arrecadação previdenciária geral (PREV) e dos servidores públicos (CPSS) e a remuneração do trabalho ($-1 - \theta$), de modo a se obter a alíquota desse imposto:

$$\tau_s = \frac{PREV + CPSS}{(1 - \theta)} = \frac{0.07150}{(1 - 0.3819)} \quad (5.6)$$

Por fim, calculamos no modelo a alíquota do imposto sobre o consumo. Essa alíquota é encontrada pela relação da arrecadação sobre o consumo: IPI, ICMS, ISS, Imposto sobre o Com. Exterior, Cofins, PIS e Pasep e a proporção do consumo das famílias em relação ao produto nacional ($C/Y = 60,18\%$).

$$\tau_c = \frac{\text{IPI} + \text{ICMS} + \text{ISS} + \text{II} + \text{COFINS} + \text{PIS} + \text{PASEP}}{C/Y} \quad (5.7)$$

A tabela 7 resume os valores encontrados das alíquotas tributárias.

TABELA 7 – ALÍQUOTAS TRIBUTÁRIAS

	Descrição	Valor
τ_k	Alíquota do imposto sobre a renda do capital	14,31%
τ_l	Alíquota do imposto sobre a renda do trabalho	10,66%
τ_s	Alíquota do imposto sobre a previdência social	11,56%
τ_c	Alíquota do imposto sobre o consumo	25,39%

Fonte: Elaboração dos autores.

6 Resultados

De posse do modelo teórico descrito no capítulo 4, da solução encontrada a partir do modelo dinâmico de equilíbrio geral (DGE) na seção 4.7 e da calibragem do modelo com os dados da economia real (capítulo 5), podemos avançar em uma nova etapa, que será a simulação de políticas previdenciárias. Assim, faremos três simulações, já considerando o aumento da expectativa de vida dos brasileiros e a transição demográfica: (i) sem política previdenciária (SPPrev); (ii) aumento da idade mínima para aposentadoria para 63 anos (PEC nº 287/2016); e (iii) aumento da idade mínima de aposentadoria para 72 anos (IDM72).

Em todas as simulações foram incluídas a mudança demográfica como estimada pelo IBGE (2013) com a projeção da população por idade até 2060. Assume-se que a partir de 2060 a distribuição da população permaneça constante.

Na simulação sem reforma previdenciária (SPPrev), supõe-se que a idade de aposentadoria permanecerá na situação atual, ou seja, 58 anos.

A simulação da PEC nº 287/2016 considera uma idade mínima de aposentadoria de 63 anos equivalente à proposta de 65 anos para homem e 62 anos para mulher. A regra de transição que prevê que a idade mínima aumente 1 ano a cada dois anos a partir de 2020 – ver tabela 3 – também foi incorporada à simulação.

Na simulação com aumento da idade mínima para 72 anos, IDM72, a idade mínima sobe para 72 anos, mas mantendo a mesma regra de transição da PEC nº 287/2016, ou seja, ela sobe 1 ano a cada dois anos a partir de 2020.

A seguir, apresentaremos os resultados, elencando como variáveis principais o consumo agregado, o estoque de capital, produto, arrecadação tributária, despesa e receita previdenciária. Considerou-se para o longo prazo 150 períodos, tempo esse exigido para a convergência completa de modelo de gerações sobrepostas (AUERBACH; KOTLIKOFF, 1987). Assim, a tabela 8 apresenta os resultados para o novo estado estacionário considerando a transição demográfica e o aumento da expectativa de vida, assim como as propostas de reforma previdenciária.

TABELA 8 – EFEITOS MACROECONÔMICOS DE LONGO PRAZO

	Estado Estacionário Inicial	SPPrev.	PEC nº 287/2016	IDM72
Agregado		var. %EE*	var. %EE*	var. %EE*
Consumo	60,18	18,15%	25,58%	32,29%
Governo	18,95	0,00%	0,00%	0,00%
Investimentos	20,86	19,31%	8,52%	9,37%
Capital	481,20	15,79%	17,37%	16,37%
Trabalho	0,3928	4,51%	21,26%	43,79%
População	1,00	26,98%	26,98%	26,98%
Produto	1,00	9,90%	16,20%	29,51%
Taxa de juros (a.a.)	3,60%	2,97%	4,17%	5,06%
Salários	61,80	4,68%	2,30%	(-1,68%)
Desp. prev.	10,92	192,81%	86,95%	(-29,87%)
Arrec. prev.	7,15	7,53%	13,13%	19,62%
Arrecadação	34,49	11,98%	18,52%	25,29%
<i>Per capita</i>		var. %EE*	var. %EE*	var. %EE*
Consumo	60,18	(-6,95%)	(-1,10%)	4,18%
Capital	481,20	(-8,81%)	(-7,57%)	(-8,36%)
Trabalho	0,3928	(-17,70%)	(-4,50%)	13,24%
Produto	1,00	(-13,45%)	(-8,49%)	1,99%

Fonte: Elaboração dos autores.

Notas: * Percentual em relação ao Estado Estacionário Inicial. ** Em unidades de tempo.

A transição demográfica suplementada pelo aumento da expectativa de vida dos brasileiros proporcionou ganhos significativos para as variáveis macroeconômicas.

Sem nenhuma política previdenciária, a despesa com a previdência social chega a uma variação em relação ao estado estacionário inicial de 192,81%, isto é, considerando uma despesa de 10,92% do PIB em 2013, ao final da projeção para crescimento populacional em 2060, temos uma despesa de 31,99% do PIB. Porém, com as propostas de aumento da idade mínima, o resultado sobre a despesa previdenciária é minimizado.

Para a PEC nº 287/2016, a despesa previdenciária obteve uma variação em relação ao seu estado estacionário de 86,95% contra uma queda de 29,87% da simulação IDM72. Isso representa uma queda de 54,90% em comparação com o cenário da transição demográfica sem política previdenciária e o aumento da idade mínima para 63 anos. Já em comparação com a IDM72, essa queda é ainda maior, alcançando uma variação de negativa de 115,49%.

A explicação central para essa queda é a redução do número de idosos nas simulações propostas, como observado na tabela 9. Com a PEC nº 287/2016, a população idosa tem uma queda de 4,28% em relação ao cenário-base de 58 a 80 anos de idade. Já com a IDM72, essa queda é ainda maior, atingindo 33,61%. Assim, com a redução do número de aposentados somado ao aumento da expectativa de vida, a despesa com a previdência social diminui.

TABELA 9 – POPULAÇÃO IDOSA NA TRANSIÇÃO COM REFORMA PREVIDENCIÁRIA (%)

Período no Modelo (t)	Idade Aposentados	% População	Período no Modelo (t)	Idade Aposentados	% População
0	58-80	18,68	16	66-80	17,48
1	58-80	19,43	17	66-80	18,09
2	59-80	18,67	18	67-80	16,95
3	59-80	19,43	19	67-80	17,50
4	60-80	18,64	20	68-80	16,30
5	60-80	19,39	21	68-80	16,78
6	61-80	18,56	22	69-80	15,51
7	61-80	19,32	23	69-80	15,92
8	62-80	18,47	24	70-80	14,59
9	62-80	19,23	25	70-80	14,93
10	63-80	18,34	26	71-80	13,55
11	63-80	19,10	27	71-80	13,83
12	64-80	18,16	28	72-80	12,40

Período no Modelo (t)	Idade Aposentados	% População	Período no Modelo (t)	Idade Aposentados	% População
13	64-80	18,88	29	72-80	12,62
14	65-80	17,88	30	73-80	11,13
15	65-80	18,55	31	73-80	11,30

Fonte: IBGE (2014)

Já a arrecadação previdenciária aumentou pouco durante o cenário da transição demográfica sem política previdenciária, em torno de 7,53% em relação ao estado estacionário inicial. Por sua vez, com a PEC nº 287/2016, no resultado para o novo estado estacionário da economia, a arrecadação da previdência chegou a 8,08% do PIB, não conseguindo reduzir o déficit previdenciário no longo prazo. Assim, a alternativa de longo prazo foi aumentar para 72 anos a idade mínima de aposentadoria, a fim de que, no novo estado estacionário, a relação entre despesa e receita fique próxima de zero. Diante disso, observamos que a simulação IDM72 consegue equacionar esse resultado, em que a arrecadação alcança 9,26% do PIB.

Para a simulação SPPrev, a variação do consumo das famílias foi de 18,15% entre o consumo inicial em relação ao PIB e o novo consumo de estado estacionário (em % do PIB), contra 25,58% da simulação PEC nº 287/2016 e 32,29% da simulação IDM72. Esse resultado é em parte explicado pelo aumento da população, principalmente da população idosa. Vale lembrar que a população no mesmo período cresceu quase 27%.

Com o crescimento populacional, espera-se que o trabalho aumente no longo prazo, e isso foi observado nas simulações. Para a simulação sem política previdenciária, o trabalho aumentou 4,50%, enquanto na simulação para a PEC nº 287/2016 ele cresceu 21,25% e para a idade mínima de 72 anos aumentou 43,78%. No longo prazo a economia também acumulou mais capital, cresceu 15,79% (SPPrev), 17,37% (PEC nº 287/2016) e 16,37% (IDM72), respectivamente.

A explicação desse aumento de capital pode ser observada pela equação que descreve o comportamento do capital (4.23). O aumento do consumo agregado em patamar superior ao produto faz com que o investimento cresça menos do que consumo e, conseqüentemente, o mesmo ocorre com o estoque de capital. O produto teve aumentos de 9,9% (SPPrev), 16,2% (PEC nº 287/2016) e 29,51% (IDM72).

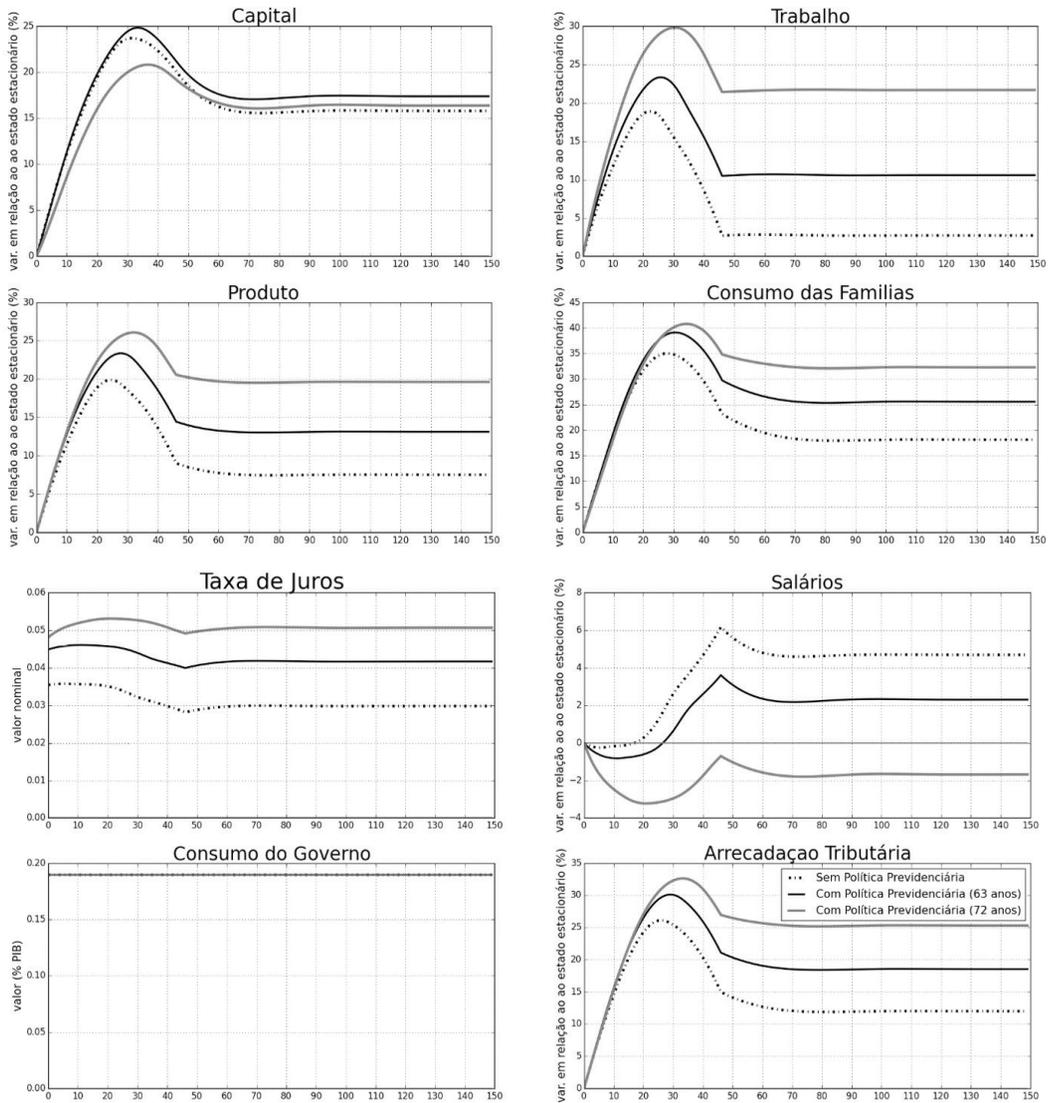
Porém, são as variáveis *per capita* que mostram o efeito real sobre a economia. A população terá crescido quase 27%, mas de maneira desproporcional. O número de pessoas até 58 anos terá diminuído em 5,35%, enquanto o número de pessoas com

mais de 58 anos terá crescido em 182%. A consequência é o encolhimento do produto, consumo, capital e trabalho *per capita*. A economia torna-se mais pobre. A PEC nº 287/2016 ameniza o problema, mas não evita o empobrecimento da população, com queda no produto *per capita*. Somente com a elevação da idade mínima até 72 anos é que há aumento do produto, consumo e horas de trabalho *per capita*.

A taxa de juros no longo prazo se reduz para a simulação sem reforma, já que o estoque de capital cresceu mais do que o trabalho, e aumenta para as duas simulações com reforma, já que o capital cresceu menos do que o trabalho. O inverso ocorre com os salários.

A arrecadação tributária do governo está diretamente relacionada com o desempenho das variáveis capital, trabalho, consumo e previdência social. Assim, é de se esperar um aumento da arrecadação total do governo, uma vez que não houve mudança nas alíquotas tributárias. Na simulação do cenário base (SPPrev), a carga tributária atinge 38,62% do PIB, enquanto para as simulações PEC nº 287/2016 e IDM72 se eleva para 40,87% e 43,21% do PIB, respectivamente.

Além dos resultados para o novo estado estacionário, é interessante apresentar a trajetória de transição entre o cenário de referência e as simulações propostas para as variáveis relevantes. Apenas os resultados agregados serão mostrados. A figura 5 resume os impactos dessas projeções para a economia brasileira ao longo da transição.



Fonte: Elaboração dos autores.

FIGURA 5 – TRAJETÓRIA DE TRANSIÇÃO PARA VARIÁVEIS SELECIONADAS
(VAR. % EM RELAÇÃO AO ESTADO ESTACIONÁRIO)

O consumo agregado inicia sua transição com crescimento acelerado e atinge o máximo no período 25 para a SPPrev, na ordem de 35,029%, no período 30 para PEC nº 287/2016 (39,10%) e período 35 para IDM72 (40,78%). A partir desses períodos, para ambas as simulações, constata-se uma queda até o período aproximado de 45, suavizando a série nos próximos períodos até atingir o novo estado estacionário próximo a 80 unidades de tempo. Nesse período, o consumo

agregado atinge aproximadamente 18,15% (SPPrev), 25,55% (PEC nº 287/2016) e 32,28% (IDM72).

O estoque de capital aumenta progressivamente até atingir seu pico próximo ao período 30 (SPPrev: 23,6871%), período 35 (PEC nº 287/2016: 24,82%) e período 37 (IDM72: 20,81%). Em seguida obtém-se uma leve queda que persiste até o período 70. A partir desse momento a economia se ajusta até o período 80, e prossegue na trajetória do seu novo estado estacionário, superior ao estado estacionário inicial, na ordem média de aproximadamente 15,78% (SPPrev), 17,38% (PEC nº 287/2016) e 16,36% (IDM72). O crescimento do capital foi seguido por um aumento dos salários. Apesar da queda do primeiro ao décimo oitavo período (SPPrev), do primeiro até vigésimo sexto (PEC nº 287/2016) dos rendimentos dos trabalhadores, que é refletida, em parte, no aumento da dotação de trabalho agregado e na diminuição nas taxas de juros, os salários continuaram seu caminho de crescimento até o período aproximado de 46 unidades de tempo (SPPrev e PEC nº 287/2016), em seguida apresentou suave queda até o período 70, para depois seguir sua trajetória para o novo estado estacionário, em média: SPPrev de 4,69% e PEC nº 287/2016 de 2,29%. Já a IDM72, os salários apresentaram uma variação em relação ao estado estacionário negativa em todo o período de tempo, apresentando uma queda mais abrupta até o período 20 (-3,22%), com uma recuperação no período 46 e ajustes até o período 70. Chega ao novo estado estacionário por volta do período 80, com uma variação negativa próximo a 1,68%.

Como observado na figura 5, para SPPrev relação capital-trabalho aumenta, com alguns ajustes suaves, do primeiro período até aproximadamente o período 49 ($\text{varK/varL} = 7,02$), e isso é reflexo da queda da taxa de juros e do aumento dos salários. Em seguida essa relação cai ($t = 50: 6,83$) demonstrando um pequeno aumento nas taxas de juros e uma queda nos salários. A relação capital-trabalho se estabiliza em torno de 5,82. Essa seria a explicação da queda da taxa de juros e do aumento dos salários para a SPPrev.

Já em relação às políticas propostas, na simulação da PEC nº 287/2016 a relação capital-trabalho cai de forma mais intensa até o período 28 (-28,48%). Isso é reflexo da queda de salário na ordem de -0,08% e do aumento na taxa de juros de 23,61%. Após alguns ajustes até o período 70, a explicação do aumento dos salários para o novo estado estacionário (2,29%) foi o aumento da relação capital-trabalho, que chegou à ordem de 1,64.

Para a simulação IDM72, o resultado ficou diferente: com mais trabalho disponível, a relação capital-trabalho ficou abaixo de 1 durante todo o período de transição. Isso é reflexo do fato de aumentos nas unidades de trabalho terem sido mais intensos do que os ganhos de capitais, assim os salários tiveram uma variação negativa. No período 20, os salários chegaram ao nível mínimo de -3,22%

e a relação capital-trabalho ficou na ordem de 0,6131. Após algumas variações, os salários chegam ao seu novo estado estacionário a partir do período 80, e a relação capital-trabalho fica próxima a 0,75.

As taxas de juros, apesar de permanecerem mais elevadas do que o estado estacionário (3,60%) durante todo o período de transição para ambas as políticas previdenciárias propostas, são também influenciadas pelo q_t e pela relação investimento-capital. Para PEC nº 287/2016, a diferença da relação entre q_p , investimento-capital e capital-trabalho para o primeiro período foi de 10,27 contra 9,67 da IDM72. Com isso, quanto menores forem essas relações entre investimento, capital e trabalho, maior é o efeito final sobre a taxa de juros. Nas simulações previdenciárias, essa relação atinge seu estado estacionário no período 70 em torno de 10,88 (PEC nº 287/2016) e 9,24 (IDM72), em que a taxa de juros alcança seu novo estado estacionário em média 4,17% e 5,07%, respectivamente. Em comparação com a simulação SPPrev, a relação investimento, capital e trabalho para o primeiro período foi de 12,36, intensificando a queda na taxa de juros de -1,66% ($r_{t=0}$: 3,54%) e atingindo o novo estado estacionário em média de 13,90 e uma taxa de juros de 2,97%.

É imprescindível considerar o fato de a transição demográfica afetar de maneira considerável as contas previdenciárias. Pesquisadores apresentam conclusões opostas sobre o papel do crescimento populacional sobre as variáveis econômicas. Para Coale e Hoover (1958), o rápido crescimento populacional é prejudicial, pois tende a inibir o progresso tecnológico e a acumulação de capital, que induziriam o crescimento econômico. Também apresentam a mesma ideia os trabalhos de Ehrlich (1968), Bloom e Williamson (1998).

Porém, Boserup (1981), Kuznets (1967) e Simon (1981) enfatizaram uma ideia contrária, segundo a qual o rápido crescimento populacional permite que os países capturem economias de escala e promovam inovações tecnológicas e institucionais. Há também autores como por Bloom e Freeman (1986) e Kelley (1988) que destacam o crescimento populacional como fator de pouca relevância sobre o crescimento econômico.

Atualmente as pesquisas nessa área transferiram o foco da análise do crescimento populacional para o perfil demográfico da população, isto é, o comportamento das taxas bruta de fertilidade e mortalidade.

Thompson (1929) foi o pioneiro a dividir a transição demográfica em fases. A primeira fase da transição demográfica é marcada por elevadas taxas de natalidade compensadas por altas taxas de mortalidade. Muitas crianças morreram antes de atingir a idade adulta. A expectativa de vida é baixa, mas, em média, mais crianças nasceram para cada mãe. Na segunda fase, os índices de mortalidade iniciam uma importante descida motivada por diferentes razões: a melhoria nas

condições sanitárias, a evolução da medicina e a urbanização. A expectativa de vida aumenta, porém ainda apresenta elevada fertilidade. Essa alteração do perfil demográfico não tem impacto direto sobre os fatores de produção. Porém, impacta no bem-estar, pois representa mais fontes de consumo para as mesmas fontes de renda. Grande desafio nessa fase para famílias e governos é fornecer educação para o número elevado de crianças. Por reduzir a poupança e, conseqüentemente, o investimento, a elevada parcela de crianças na população é apontada por Coale e Hoover (1958) como fator negativo para o crescimento econômico.

Na terceira fase da transição demográfica, ocorre um declínio na taxa de natalidade devido ao acesso a métodos anticoncepcionais, ao elevado custo de vida nas cidades e à educação (fazendo com que o planejamento familiar fique mais difundido). Frequentemente essa fase apresenta um “bônus demográfico”, representado pela concentração da maior parcela da população na idade ativa. Mesmo ignorando o impacto sobre a capacidade produtiva do país, a menor razão de dependência presente nessa fase representa uma menor carga para os trabalhadores, tendendo a elevar o bem-estar.

Além do impacto direto da menor carga de dependência, mudanças no comportamento dos agentes nessa fase de transição também são relatadas pela literatura para explicar a relação entre demografia e crescimento. Um dos canais pelos quais a mudança demográfica pode afetar o crescimento é a taxa de poupança. Entre outros, Fisher (1930) defendia que os indivíduos variavam a taxa de poupança de acordo com mudanças na produtividade durante seu ciclo de vida para suavizar o consumo. Seguindo a lógica da teoria do ciclo de vida de Modigliani, muitos especialistas defendem que a maior proporção de pessoas na idade ativa, em que a taxa de poupança é mais elevada para manter o consumo no futuro, tende a aumentar a poupança agregada, impulsionando o crescimento econômico.

Na quarta fase, em que taxas muito baixas de natalidade e mortalidade se encontram, é criada uma estabilização no crescimento populacional. Por fim, a literatura aponta ainda uma quinta fase em que a mortalidade superará a natalidade, devido ao alto custo de se criar filhos (principalmente em países desenvolvidos); nela, as famílias optam por ter um número reduzido de filhos (entre 1 e nenhum) para manter o padrão de vida.

Esse efeito já se iniciou em países como a Alemanha e a Itália, pois, com crescimento populacional negativo, a população terá no futuro mais idosos do que jovens, o que pode acarretar problemas graves de equacionamento da previdência social desses países.

No caso do Brasil, a taxa bruta de natalidade entre 1980 e 1990 caiu 24,64%, e a taxa de mortalidade, nesse mesmo período, caiu 18,03% (tabela 10). Entre 1980

e 2010, a queda na taxa de natalidade foi ainda mais abrupta, na ordem de 52,69%, enquanto a taxa de mortalidade suavizou em torno de 6,05% a partir de 2010. Isso evidencia claramente a mudança na pirâmide etária brasileira, configurando o início do rompimento do bônus demográfico a partir de 2015. A partir de 2050, pela projeção feita pelo IBGE (2013), a taxa de natalidade estará em torno de 8,1%, e, se a taxa de mortalidade continuar próxima à média de 2000 a 2015, chegaremos ao final do bônus demográfico e ao início do ônus demográfico, em que a população idosa se torna maior do que a população infantil.

TABELA 10 – TAXA BRUTA DE NATALIDADE E MORTALIDADE (% EM MIL.)

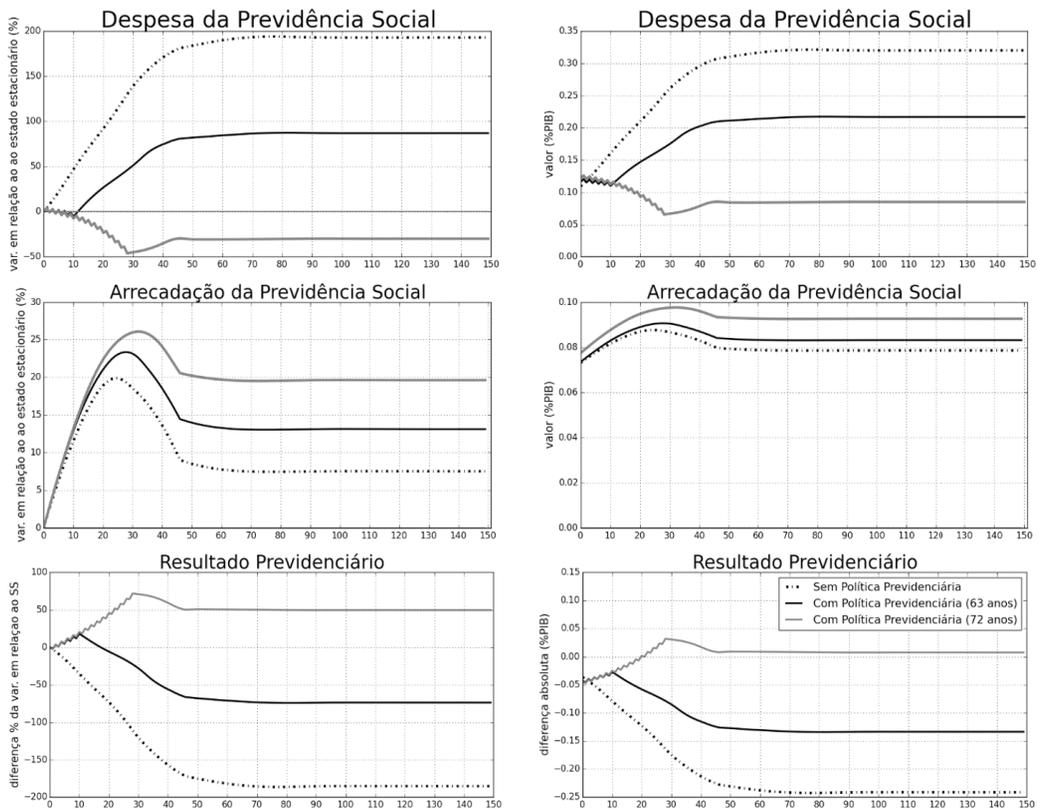
1980		1990		2000		2010		2015		2050
TN*	TM**	TN	TM	TN	TM	TN	TM	TN	TM	TN
32,13	8,87	24,21	7,27	21,13	6,9	15,2	6,03	13,19	6,08	8,1

Fonte: IBGE (2006 e 2013) e elaboração dos autores.

Notas: * TN – Taxa bruta de natalidade. ** Taxa bruta de mortalidade.

Assim, considerando o aumento da expectativa de vida somado à transição demográfica brasileira, resultados para o caminho de transição sobre a arrecadação e a despesa previdenciária são apresentados na figura 6.

As despesas previdenciárias crescem a taxas crescentes para a SPPrev e PEC nº 287/2016 até próximo ao período 47, em que termina o processo de transição demográfica. Para a SPPrev, a variação da despesa em relação ao estado estacionário atinge 181,86%, em seguida tem um leve aumento até próximo ao período 70, em que trilha o caminho para o novo estado estacionário, em média 192,80%.



Fonte: Elaboração dos autores.

FIGURA 6 – RELAÇÃO ENTRE DESPESA E ARRECAÇÃO PREVIDENCIÁRIA

Sem política previdenciária, a arrecadação sofre com a transição demográfica: nos primeiros períodos, cresce até atingir uma variação em relação ao estado estacionário de 19,89%; em seguida, tem uma queda até o período 47, em que se estabiliza, e caminha para o novo estado estacionário em torno de 7,50%.

Assim, é de se esperar um resultado negativo da relação entre arrecadação e despesa previdenciária. Essa relação tem uma queda acentuada até o período 47 (186%), depois um leve aumento e encontra seu novo estado estacionário em torno de 185,28%.

É de se esperar, também, que a diferença absoluta entre arrecadação e despesa previdenciária em proporção do PIB apresente resultados negativos. Essa diferença inicia-se em torno de -3,61% e continua em queda até próximo ao período 70, em que se suaviza nos próximos períodos em torno de -24,13% do PIB.

As duas propostas de reforma da previdência têm como intuito reduzir ou até eliminar o déficit previdenciário. Tomando como cenário de referência a transição

demográfica, a variação em relação a esse cenário da despesa previdenciária PEC nº 287/2016 decresce e cresce de forma oscilante até o período 10, quando termina a regra de transição, em torno de -5,19%, enquanto a IDM72 continua seu processo dentro da regra de transição, atingindo no período 29 em média -46,01%. Após alguns ajustes, as trajetórias seguem para o novo estado estacionário de 86,95% e -29,87% para a PEC nº 287/2016 e IDM72, respectivamente.

A arrecadação previdenciária também tem ganhos maiores para ambas as políticas de reforma. Para a PEC nº 287/2016, a variação da receita previdenciária em relação ao cenário de referência atinge seu máximo no período 29 na ordem de 23,36% contra 26,053% da IDM72 no período 35. Em seguida, para ambas as políticas, as trajetórias têm uma leve queda e atingem o novo estado estacionário em média 13,13% para a PEC nº 287/2016 e 19,62% para IDM72.

Ao reduzir as variações de estado estacionário em relação ao cenário-base da arrecadação e despesa previdenciária, fica evidente o resultado previdenciário, para o período que se estende até 10, de 18,02% para a PEC nº 287/2016. Já a IDM72 continua esse processo até o período 29 de 71,65%. Após o período de transição da reforma, ambas as políticas iniciam o processo de queda no resultado previdenciário. Porém, para a IDM72, o saldo ficou positivo, em torno de 49,50%, enquanto a PEC nº 287/2016 teve resultado negativo de 73,81%.

Quanto à despesa previdenciária nominal em proporção ao PIB, considerando que a cada ano acontece o aumento da idade mínima para a aposentadoria, para a política da PEC nº 287/2016 ocorre uma queda da despesa previdenciária até o período 10, de 10,94%, mas em seguida a despesa volta a crescer e atinge o novo estado estacionário por volta do período 70, em média 21,70%. Porém, com a extensão da idade para 72 anos, a cada dois anos da IDM72, ocorre uma queda continuada da despesa previdenciária, chegando a 6,63% ao final da transição. A partir desse ponto, a despesa tem um leve aumento e atinge, após o período 60, um valor médio de 8,51% do PIB.

A arrecadação nominal da previdência social em proporção ao PIB, para ambas as políticas previdenciárias, tem comportamento similar. Aumentos crescentes proximamente ao período 30 (PEC nº 287/2016: 9,00%; IDM72: 9,75%), acomodação entre o período 30 e 60, e novo valor para o estado estacionário final de, em média, 8,31% e 9,92% do PIB para PEC nº 287/2016 e IDM72, respectivamente.

Com isso, ambas as propostas de reforma conseguiram reduzir o déficit no caso da PEC nº 287/2016 e eliminá-lo no caso da IDM72. Para a primeira simulação, o déficit sai de 3,77% para 2,70% do PIB, no período 10. Em seguida, esse déficit aumenta, atinge seu novo estado estacionário no período 60, em média 13,37% do PIB. Já para a IDM72, o déficit é eliminado a partir do período 21 (0,83%) e, a partir desse ponto, há um superávit considerável, chegando a 3,17% do PIB no período 29. Em seguida, acontecem alguns ajustes, e o novo estado

estacionário é atingido a partir do período 50 em média de 0,74% do PIB de superávit previdenciário. A tabela 11 apresenta um resumo comparativo sobre o resultado entre receita e despesa previdenciária em porcentagem do PIB.

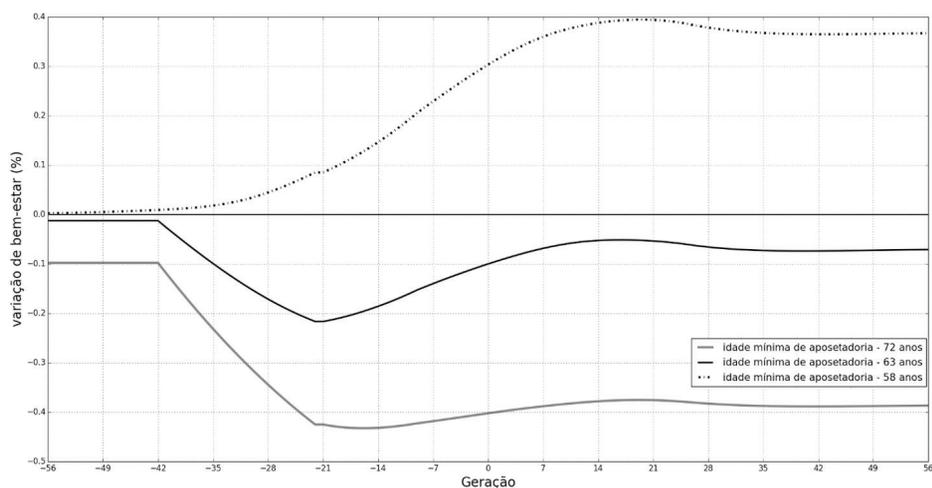
TABELA 11 – RESULTADO PREVIDENCIÁRIO EM % PIB

	T=0	t=10	t=29	novo estado estacionário.
Spprev	-3,77%	-5,53%	-10,15%	-24,13%
PEC nº 287/2016	-3,77%	-2,70%	-7,86%	-13,37%
IDM72	-3,77%	-2,49%	3,17%	0,74%

Fonte: Elaboração dos autores.

O bem-estar econômico é traduzido ao se verificar o comportamento das famílias nascidas antes e depois das simulações propostas. Isso pode ser observado a partir da figura 7. Diante dos resultados do modelo, podemos retirar os dados desagregados para o consumo e o lazer, o que proporcionou encontrar a utilidade por coorte temporal e por indivíduos. Assim, no momento inicial das simulações ($t = 0$), convivem simultaneamente famílias que estão entrando no mercado de trabalho, os que estão trabalhando e famílias aposentadas. Com isso, temos efeitos diferentes para cada geração. Essa evolução do bem-estar entre gerações foi obtida através da variação equivalente.

No eixo horizontal são apresentadas as gerações. Do -56 ao -35, são os indivíduos que estão aposentados no momento das simulações. Entre -1 e -34, são as famílias que estão no mercado de trabalho. Já a geração 0 em diante são as gerações nascidas após o início das simulações.



Fonte: Elaboração dos autores.

FIGURA 7 – EFEITOS SOBRE O BEM-ESTAR ENTRE GERAÇÕES (VAR. % EV)

Observamos, a partir da figura 7, que os aposentados aumentam o seu bem-estar se não acontecer nenhuma mudança nas regras para a aposentadoria. A explicação central ocorre pelo fato de a aposentadoria ocorrer mais cedo, em torno de 58 anos, somado ao aumento da expectativa de vida. Assim, ao oferecerem menos trabalho em termos *per capita*, o lazer e o consumo aumentam. O ganho de bem-estar é intensificado para as gerações futuras, uma vez que os salários são maiores e como consequência é maior o valor do benefício previdenciário a receber, assim, o poder de consumo tende a aumentar, provocando melhorias significativas no bem-estar. As gerações futuras alcançam em média 0,366% de ganho. Para os aposentados, sem a reforma da previdência, o ganho é pequeno, de apenas 0,002%, uma vez que já estão ao final do ciclo de vida e não possuem mais ganhos no lazer e no valor dos benefícios. Entretanto, com as reformas previdenciárias propostas, é evidente a perda de bem-estar para a população, uma vez que o aumento da idade mínima para a aposentadoria acaba aumentando trabalho em detrimento do lazer. O resultado numérico foi reduzir o rendimento efetivo líquido deste grupo. Esse benefício será menor para as gerações vivas no momento da reforma. Essa queda vai diminuindo quanto mais próxima a geração está do momento da reforma; seria o caso, por exemplo, dos trabalhadores nascidos 42 anos antes da reforma: perda de 0,012% (PEC nº 287/2016) e de 0,098% (IDM72); 21 anos antes da reforma: queda de 0,217% e de 0,425% para PEC nº 287/2016 e IDM72, respectivamente.

Além do mais, as simulações feitas proporcionaram perdas de bem-estar para as gerações nascidas depois da reforma previdenciária, com mais intensidade sobre a proposta de aumento para 72 anos. Como podemos constatar na figura 7, a variação negativa de bem-estar entre os entrantes no mercado de trabalho (23 anos) chegou a ser aproximadamente de 0,094% e 0,400% para a PEC nº 287/2016 e IDM72, respectivamente. Em seguida, após ajustes, o bem-estar alcança um resultado pior em comparação àquele sem política previdenciária: -0,070% (PEC nº 287/2016) e -0,385% (IDM72).

Assim, a questão do déficit previdenciário, assunto tão debatido entre políticos e intelectuais atualmente, encontra um obstáculo no tocante à proposta de reforma apresentada pelo governo. De um lado, o déficit crescente se torna insustentável no longo prazo, como apresentado na simulação SPPrev, e a reforma previdenciária surge como uma alternativa para reduzi-lo (PEC nº 287/2016) ou até eliminá-lo (IDM72). De outro lado, a população perde bem-estar, tanto as gerações nascidas antes como depois da reforma proposta (PEC nº 287/2016 e IDM72). Portanto, a questão da perda de bem-estar seria um dos motivos para a resistência em realizar a reforma previdenciária.

Por fim, considerando o aumento da expectativa de vida dos brasileiros e a transição demográfica que o país vem enfrentando, as simulações apresentadas

como proposta de reforma previdenciária consideraram esses fatos, introduzindo um modelo matemático rigorosamente adaptado à economia brasileira. Por isso, os resultados apresentaram consistência analítica. Então, podemos afirmar que houve ganhos para as variáveis macroeconômicas, em específico o consumo agregado, capital, trabalho e produto, com mais intensidade durante o bônus demográfico. Porém, houve perda de bem-estar tanto para as gerações vivas durante a reforma quanto para as gerações nascidas após a mudança.

7 Considerações finais

Este trabalho abordou a reforma da previdência proposta pela PEC nº 287/2016. Com base em um modelo de gerações sobrepostas (OLG), foram simulados três cenários: (i) sem reforma; (ii) com a reforma da PEC nº 287/2016; e (iii) com uma reforma que elimine o déficit previdenciário no longo prazo, o que implica aumentar a idade mínima para 72 anos.

Os resultados apontam que sem a reforma o déficit previdenciário pode chegar a 25% do PIB, inviabilizando completamente o trabalho do governo federal, cuja arrecadação será inferior ao tamanho do déficit. Dessa maneira, não reformar a previdência social não é uma opção factível.

A reforma proposta pela PEC nº 287/2016 oferece uma alternativa viável, mas que não representa uma solução duradoura para o problema fiscal. Nas simulações, o déficit previdenciário irá quase triplicar no longo prazo, saindo dos atuais 5% do PIB para 13,3% do PIB. Assim, a PEC nº 287/2016 representa uma solução de curto prazo, que irá necessitar de novas reformas no futuro.

Já a elevação da idade mínima para 72 anos é capaz de eliminar completamente o déficit previdenciário no longo prazo. Com uma transição longa que se arrastaria até 2054, tal reforma representa uma alternativa bastante dura para a solução da questão previdenciária, não obstante os resultados bastante positivos na economia.

As dificuldades para a aprovação das reformas aparecem nas variações de bem-estar. A PEC nº 287/2016 já reduz o bem-estar de todas as gerações que hoje estão na ativa e daquelas que virão, porém a elevação da idade mínima para 72 anos implica perdas bastante superiores.

Como não reformar não é uma opção, para uma solução duradoura da questão previdenciária será preciso estabelecer um déficit previdenciário aceitável e a fixação de uma idade mínima correspondente, que certamente ficará entre os 63 anos (da PEC nº 287/2016) e os 72 anos (capaz de eliminar o déficit previdenciário).

Não há caminhos fáceis na previdência social, todos eles com perdas de bem-estar que podem ser significativas, mas adiar a reforma apenas agravará o problema e forçará a uma elevação da idade mínima ainda maior do que foi aqui simulada. O melhor caminho é prosseguir nos esforços da reforma previdenciária e tentar estabelecer, ainda que no longo prazo, uma idade mínima mais condizente com a estabilidade do regime previdenciário brasileiro.

Referências

ALTIG, Dan et al. Simulating fundamental tax reform in the United States. **American Economic Review**, 91, p. 574-595, 2001.

ANDO, Albert; MODIGLIANI, Franco. The "life cycle" hypothesis of saving: aggregate implications and tests. **American Economic Review**, 53(1), p. 55-84, 1963.

ARRAU, Patricio. **Social security reform: the capital accumulation and intergenerational distribution effect**. World Bank-free PDF, 1990.

AUERBACH, Alan J.; KOTLIKOFF, Laurence J. **Dynamic fiscal policy**. Cambridge: Cambridge University Press, 1987.

BARRETO Flávio Ataliba Flexa Daltro. **Três ensaios sobre reforma de sistemas previdenciários**. Ph.D thesis (Economia) – Escola de Pós-Graduação em Economia da FGV-RJ, 1997.

BLOOM, David E.; WILLIAMSON, Jeffrey G. Demographic transitions and economic miracles in emerging Asia. **The World Bank Economic Review**, 12(3), p. 419-455, Sep. 1998.

BLOOM, David E.; FREEMAN, Richard B. The effects of rapid population growth on labor supply and employment in developing countries. **Population and Development Review** 12(3), p. 381-414, Sep. 1986.

BROYDEN, Charles G. A class of methods for solving nonlinear simultaneous equations. **Mathematics of Computation**, 19(92), p. 577-593, Oct. 1965.

BOSERUP, Ester. **Population and technological change: a study of long-term trends**. Chicago: University of Chicago Press, 1981.

BUYSE, Tim; HEYLEN, Freddy; VAN DE KERCKHOVE, Renaat. Pension reform in an OLG model with heterogeneous abilities. **Journal of Pension Economics & Finance**, v. 16, n. 2, p. 144-172, 2017.

CAETANO, Marcelo et al. **O fim do fator previdenciário e a introdução da idade mínima: questões para a previdência social no Brasil**. Texto para Discussão Ipea nº 2.230. Brasília: Ipea, 2016.

CAVALCANTI, Marco Antônio Freitas Hollanda; DA SILVA, Napoleão Luiz Costa da. Impactos de políticas de desoneração do setor produtivo: uma avaliação a partir de um modelo de gerações superpostas. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 40, n. 4, p. 943-966, 2010.

COALE, A. J.; HOOVER, E. **Population growth and economic development in low-income countries**. Princeton, NJ: Princeton University Press, 1958.

DIAMOND, Peter. A national debt in a neoclassical growth model. **The American Economic Review**, p. 1.126-1.150, 1965.

DOCQUIER, Frederic; LIEGEOIS, Philippe. Simulating computable overlapping generations models with Troll. **Computational Economics**, v. 23, n. 1, p. 1-19, 2004.

EHRlich, Paul. **The population bomb**. New York: Ballantine, 1968.

FERREIRA, Sergio G. Social security reforms under an open economy: the Brazilian case. **Revista Brasileira de Economia**, v. 58, n. 3, 2004.

FISHER, Irving. **The theory of interest, as determined by impatience to spend income and opportunity to invest it**. New York: Macmillan, 1930.

FOCHEZATTO, Adelar; SALAMI, Carlos Renato. Avaliando os impactos de políticas tributárias sobre a economia brasileira com base em um modelo de equilíbrio geral de gerações sobrepostas. **Revista Brasileira de Economia**, v. 63, n. 3, p. 299-314, 2009.

FORUM DE PREVIDÊNCIA SOCIAL. **Relatório Final do grupo Técnico de Previdência**. Disponível em: <<http://www.previdencia.gov.br/wp-content/uploads/2012/11/Forum-RelatorioFinal-1.pdf>>. Acesso em: 2 jun. 2017.

GIAMBIAGI, Fabio; ESTERMÍNIO, Isabela. Reforma da previdenciária no Brasil: elevado investimento de capital político, escassos resultados e desafios não resolvidos. **Revista de Economia**, v. 32, n. 1, p. 135-156, 2006.

GIAMBIAGI, Fabio et al. Impacto de reformas paramétricas na previdência social brasileira: simulações alternativas. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 37, n. 2, p. 175-220, 2007.

GIAMBIAGI, Fabio; AFONSO, Luis. Cálculo da alíquota de contribuição previdenciária atuarialmente equilibrada: uma aplicação ao caso brasileiro. **Revista Brasileira de Economia**, v. 63, n. 2, p.153-179, 2009.

HAYASHI, Fumio. Tobin's marginal and average q : a neoclassical interpretation. **Econometrica**, v. 50, Jan. 1982.

ILERI, Adem; DERIN-GURE, Pinar. Simulating the Turkish tax system. **Topics in Middle Eastern and African Economies**, v.16, n. 2, p. 345-367, 2014.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Censo demográfico 1950/2000**. Rio de Janeiro: IBGE, 2006. Disponível em: <<http://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/livros/liv37312.pdf>>. Acesso em: 10 maio 2017.

_____. **Projeção da população do Brasil por sexo e idade para o período 2000/2060**. Rio de Janeiro: IBGE, 2013. Disponível em: <ftp://ftp.ibge.gov.br/Projecao_da_Populacao/Projecao_da_Populacao_2013/nota_metodologica_2013.pdf>. Acesso em: 18 jul. 2017.

_____. **Sistema de Contas Nacionais Brasil 2010-2013**. Rio de Janeiro: IBGE, 2015. (Contas Nacionais, n. 46). Disponível em: <<http://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/livros/liv94942.pdf>>. Acesso em: 22 ago. 2016.

IPEADATA. **Séries históricas**. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em: 18 maio 2017.

JOKISCH, Sabini; KOTLIKOFF, Laurence J. Simulating the dynamic macroeconomic effects of the fairtax. **The National Tax Journal**, 2007.

JUNIOR, Ellery; DE GOES, Roberto; BUGARIN, Mirta N. S. Previdência social e bem-estar no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 57, n. 1, p. 27-57, 2003.

LUCAS, Robert. **Econometric policy evaluation: a critique**. In BRUNNER, K.; MELTZER, A. **The Phillips curve and labor markets**. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy. 1. New York: American Elsevier, p. 19-46, 1976.

LUCAS, Robert. **Models of business cycles**. Cambridge, MA: Basil Blackwell, 1987.

KELLEY, Allen C. Economic consequences of population change in the Third World. **Journal of Economic Literature** 26(4) p. 1.685-1.728, Dec. 1988.

KUZNETS, Simon. Population and economic growth. **Proceedings of the American Philosophical Society** 111, p. 170-193. June 1967.

MARQUES, Rosa; BATICH, Mariana; MENDES, Áquila. Previdência social brasileira: um balanço da reforma. **São Paulo em Perspectiva**, v. 17, n. 1, p. 111-121, 2003.

MAS-COLELL, Andreu; WHINSTON, Michael; GREEN, Jerry. **Microeconomic theory**. New York: Oxford University Press, 1995.

MATOS, Paulo; MELO, Fabíola; SIMONASSI, Andrei. Análise de solvência do Regime Geral da Previdência Social no Brasil. **Estudos Econômicos**, v. 43, n. 2, p. 301-333, 2013.

MINISTÉRIO DA FAZENDA. **Aviso nº 79** de 14/03/2017. Disponível em: <<http://www2.camara.leg.br/atividade-legislativa/comissoes/comissoes-temporarias/especiais/55a-legislatura/pec-287-16-reforma-da-previdencia/documentos/outros-documentos/Aviso79.pdf>>. Acesso em: 25 jul. 2017.

MINISTÉRIO DA PREVIDÊNCIA SOCIAL. Instituto Nacional de Seguro Social. Empresa de Tecnologia e Informações da Previdência Social. **Anuário estatístico da Previdência Social 2013**. Brasília: MPS, 2013. 899 p.

MINISTÉRIO DO TRABALHO E PREVIDÊNCIA SOCIAL (MTPS). In: FÓRUM DE DEBATES SOBRE POLÍTICAS DE EMPREGO, TRABALHO E RENDA E DE PREVIDÊNCIA SOCIAL. Grupo Técnico de Previdência (GTP), Brasília, 2016.

MODIGLIANI, Franco; BRUMBERG, Richard. Utility analysis and the consumption function: an interpretation of cross-section data. In: KURITHARA, K. (Ed.). **Post-Keynesian Economics**. New Brunswick: Rutgers University Press, 1954. v. 1.

OLIVEIRA, Francisco; BELTRÃO, Kaizô; FERREIRA, Mônica. **Reforma da previdência**. Texto para Discussão Ipea nº 508. Rio de Janeiro, 1997.

ORGANIZAÇÃO PARA COOPERAÇÃO E DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO – (OCDE). **Pension at a glance 2016 database**. Disponível em: <http://www.oecd-ilibrary.org/social-issues-migration-health/data/oecd-pensions-statistics/pensions-at-a-glance-edition-2016_369ce3d5-en>. Acesso em: 23 jun. 2017.

PEREIRA, Ricardo; FERREIRA, Pedro. Avaliação dos impactos macroeconômicos e de bem-estar da reforma tributária no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 64, n. 2, p. 191-208, 2010.

_____. Impactos macroeconômicos da cobrança pelo uso da infraestrutura pública no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 41, n. 2, p.183-212, 2011.

RAMSEY, Frank. A mathematical theory of saving. **Economic Journal**, v. 38, n. 2, p. 543-559, 1928.

RECEITA FEDERAL DO BRASIL (RFB). **Carga tributária no Brasil – 2013** (Análise por tributo e bases de incidência). Disponível em: <<https://idg.receita.fazenda.gov.br/dados/receitadata/estudos-e-tributarios-e-aduaneiros/estudos-e-estatisticas/carga-tributaria-no-brasil/carga-tributaria-2013.pdf>>. Acesso em: 21 fev. 2017.

_____. **Carga tributária no Brasil – 2015**. Disponível em: <<https://idg.receita.fazenda.gov.br/dados/receitadata/estudos-e-tributarios-e-aduaneiros/estudos-e-estatisticas/carga-tributaria-no-brasil/ctb-2015.pdf>>. Acesso em: 12 mar. 2017.

ROCHA, Roberto; CAETANO, Marcelo. **O sistema previdenciário brasileiro: uma avaliação de desempenho comparada**. Texto para Discussão Ipea nº 1.331. Brasília, 2008.

SÁNCHEZ MARTIN, Alfonso; SÁNCHEZ MARCOS, Virginia. Demographic change and pension reform in Spain: an assessment in a two-earner, OLG model. **Fiscal Studies**, v. 31, n. 3, p. 405-452, 2010.

SCHUBERT, Katheline; LETOURNEL, Pierre-Yves. Un modèle d'équilibre général appliqué à l'étude de la fiscalité française. **Économie & Prévision**, v. 98, n. 2, p. 83-99, 1991.

SIMON, Julian. **The ultimate resource**. Princeton, NJ: Princeton University Press, 1981.

SOUZA, André et al. Resultados fiscais da reforma de 2003 no sistema de previdência social brasileiro. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 36, n. 1, p.1-36, 2006.

SUMMERS, Lawrence H. Taxation and corporate investment: a q theory approach. **Brookings Papers on Economic Activity**, Washington, DC, Spring 1981.

THOMPSON, W. S. Population. **American Journal of Sociology**, 34, p. 959-975, 1929.

TOBIN, James. A general equilibrium approach to monetary theory. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. I, Feb. 1969.



Regulamento

XXII Prêmio Tesouro Nacional – 2017



**XXII PRÊMIO
TESOURO NACIONAL
2017**

Regulamento¹

Disposições gerais

Art. 1º Idealizado pela Secretaria do Tesouro Nacional (STN) e instituído pela Portaria nº 31, de 24 de fevereiro de 2017, da Escola de Administração Fazendária (Esaf), o concurso de monografia XXII Prêmio Tesouro Nacional – 2017 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 XXII Prêmio Tesouro Nacional – 2017 terá início em 3 de março e término em **4 de setembro de 2017**, 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 31, de 24/2/17, publicada no *Diário Oficial da União* (DOU) de 3/3/17, 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 E TRANSPARÊNCIA FISCAL

Os grandes desafios econômicos enfrentados atualmente pelo país, marcados pela desaceleração da atividade, crise fiscal dos entes subnacionais e trajetória crescente do endividamento, refletem a necessidade de ajustes e de reorientação do processo de planejamento fiscal. A reversão desse cenário ocorre pelo processo de consolidação fiscal, que contempla resultado fiscal equilibrado e transparência nas contas públicas. As ações de planejamento de médio e longo prazo constituem elementos capazes de permitir a recuperação da confiança dos agentes econômicos e a retomada do crescimento. A partir de uma maior precisão e mensuração das obrigações financeiras futuras do Estado, abre-se caminho para discussões mais efetivas sobre a definição de prioridades.

ALOCAÇÃO EFICIENTE DO GASTO PÚBLICO

A crescente demanda por bens e serviços públicos costuma evidenciar apenas a discussão sobre o montante de recursos necessários à sua oferta. Principalmente em contextos de consolidação fiscal, como o que vivemos no Brasil, emerge a discussão acerca da eficiência e da eficácia na provisão de tais bens e serviços. A importância desse debate foi reforçada recentemente pela Emenda Constitucional nº 95/2016, que impõe um teto para as despesas públicas do governo federal. Tal regra implicará uma maior competição entre os programas de governo por orçamento público, o que enseja a realização de estudos sobre a alocação eficiente dos recursos públicos.

DÍVIDA PÚBLICA E CONCESSÃO DE GARANTIAS

O endividamento exerce a importante função de garantir níveis equilibrados de investimento e serviços prestados pelo governo à sociedade, propiciando maior equidade entre gerações. A concessão de garantias por entidades públicas também contribui para atingir esses objetivos. Em particular, as garantias concedidas pela União são instrumentos úteis para auxiliar os entes subnacionais na redução de seu custo de financiamento. Assim, o volume da dívida – incluindo as garantias concedidas – e sua composição devem respeitar a manutenção de um nível prudencial dos riscos envolvidos para o setor público, bem como assegurar o maior nível de bem-estar para a sociedade, tornando imprescindível a identificação de seus impactos na economia.

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 independentemente 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 **4 de setembro de 2017**, 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

§ 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 à 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 XXII Prêmio Tesouro Nacional – 2017, 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 28 de novembro de 2017.

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 à 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 XXII Prêmio Tesouro Nacional – 2017 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 XXII Prêmio Tesouro Nacional – 2017, 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*

XXII Prêmio Tesouro Nacional – 2017



(à esquerda) Otavio Ladeira de Medeiros, Subsecretário de Planejamento e Estatísticas Fiscais do Tesouro Nacional;
1º Lugar, **Josué Alfredo Pellegrini**, Doutor em Economia pela USP e Consultor Legislativo do Senado Federal.



(à esquerda) Lísio Fábio de Brasil Camargo, Subsecretário de Assuntos Corporativos da Secretaria Tesouro Nacional;
2º Lugar – **Helder Ferreira de Mendonça**, (representante da equipe), Doutor em Economia pela Universidade Federal do Rio de Janeiro e Professor Titular do Departamento de Economia da Universidade Federal Fluminense.



(à esquerda) Vinícius Mendonça Neiva, Coordenador-Geral de Desenvolvimento Institucional – Codin na STN;
3º Lugar, **Dayson Pereira Bezerra de Almeida**, Mestre em Economia no Setor Público pela UnB
e Consultor de Orçamento e Fiscalização Financeira da Câmara dos Deputados.



(Da esquerda para direita) Carlos Henrique Fialho Mussi - Representante da Banca Examinadora;
Menção Honrosa, **Frederico Nascimento Dutra** (coautor), Graduado em Economia pela UFRGS e Mestrando pela UFSC;
Carlos Eduardo de Freitas, Consultor Técnico do Prêmio e Integrante da Banca Examinadora;
Menção Honrosa, **Rodrigo Octávio Orair** (coautor), Mestre em Teoria Econômica pela Universidade
Estadual de Campinas e Técnico de Planejamento e Pesquisa do Ipea.

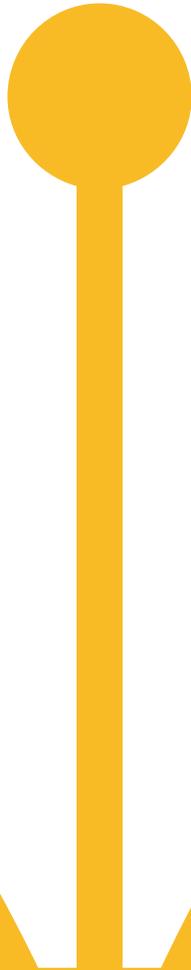


(à esquerda) Professor Paulo Motta - Representante da Fundação Getúlio Vargas; Menção Honrosa, **Carlos Eduardo de Freitas** (representante da equipe), Doutor em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Pernambuco e Professor da Universidade Federal de Mato Grosso.

ISBN 978-65-87841-65-0



9 788587 841650



Patrocínio



Realização



Idealização



MINISTÉRIO DA
FAZENDA