ECONSTOR
Make Your Publications Visible.

A Service of
ZBW
Leibniz-Informationszentrum Wirtschaft
Leibniz Information Centre for Economics

Gobetti, Sérgio Wulff; Orair, Rodrigo Octávio; Dutra, Frederico Nascimento

Working Paper

Resultado estrutural e impulso fiscal: Aprimoramentos metodológicos

Texto para Discussão, No. 2405

Provided in Cooperation with:
Institute of Applied Economic Research (ipea), Brasília

Suggested Citation: Gobetti, Sérgio Wulff; Orair, Rodrigo Octávio; Dutra, Frederico Nascimento (2018) : Resultado estrutural e impulso fiscal: Aprimoramentos metodológicos, Texto para Discussão, No. 2405, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), Brasília

This Version is available at:
https://hdl.handle.net/10419/211356

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

WWW.ECONSTOR.EU

Mitglied der Leibniz-Gemeinschaft

TEXTO PARA DISCUSSÃO

2405

RESULTADO ESTRUTURAL E IMPULSO FISCAL: APRIMORAMENTOS METODOLÓGICOS

Sérgio Wulff Gobetti
Rodrigo Octávio Orair
Frederico Nascimento Dutra

ipea

2405
TEXTO PARA DISCUSSÃO
Brasília, agosto de 2018

RESULTADO ESTRUTURAL E IMPULSO FISCAL: APRIMORAMENTOS METODOLÓGICOS

Sérgio Wulff Gobetti[1]
Rodrigo Octávio Orair[2]
Frederico Nascimento Dutra[3]

1. Técnico de planejamento e pesquisa na Diretoria de Estudos e Políticas Macroeconômicas (Dimac) do Ipea.
2. Técnico de planejamento e pesquisa na Diretoria de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais (Dirur) do Ipea. Está cedido à Instituição Fiscal Independente (IFI) do Senado Federal.
3. Graduado em ciências econômicas pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS). Mestrando no Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Santa Catarina (UFSC).

Ministério do Planejamento, Desenvolvimento e Gestão
Ministro Esteves Pedro Colnago Junior

ipea **Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada**

Fundação pública vinculada ao Ministério do Planejamento, Desenvolvimento e Gestão, o Ipea fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais – possibilitando a formulação de inúmeras políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiros – e disponibiliza, para a sociedade, pesquisas e estudos realizados por seus técnicos.

Presidente
Ernesto Lozardo

Diretor de Desenvolvimento Institucional
Rogério Boueri Miranda

Diretor de Estudos e Políticas do Estado, das Instituições e da Democracia
Alexandre de Ávila Gomide

Diretor de Estudos e Políticas Macroeconômicas
José Ronaldo de Castro Souza Júnior

Diretor de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais
Alexandre Xavier Ywata de Carvalho

Diretor de Estudos e Políticas Setoriais de Inovação e Infraestrutura
Fabiano Mezadre Pompermayer

Diretora de Estudos e Políticas Sociais
Lenita Maria Turchi

Diretor de Estudos e Relações Econômicas e Políticas Internacionais
Ivan Tiago Machado Oliveira

Assessora-chefe de Imprensa e Comunicação
Mylena Pinheiro Fiori

Ouvidoria: http://www.ipea.gov.br/ouvidoria
URL: http://www.ipea.gov.br

Texto para Discussão

Publicação seriada que divulga resultados de estudos e pesquisas em desenvolvimento pelo Ipea com o objetivo de fomentar o debate e oferecer subsídios à formulação e avaliação de políticas públicas.

© Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – **ipea** 2018

Texto para discussão / Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.- Brasília : Rio de Janeiro : Ipea , 1990-

ISSN 1415-4765

1.Brasil. 2.Aspectos Econômicos. 3.Aspectos Sociais. I. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.

CDD 330.908

As publicações do Ipea estão disponíveis para *download* gratuito nos formatos PDF (todas) e EPUB (livros e periódicos). Acesse: http://www.ipea.gov.br/portal/publicacoes

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e inteira responsabilidade dos autores, não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou do Ministério do Planejamento, Desenvolvimento e Gestão.

É permitida a reprodução deste texto e dos dados nele contidos, desde que citada a fonte. Reproduções para fins comerciais são proibidas.

JEL: E30; E62; H60.

SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO 7

2 REVISÃO TEÓRICA E HISTÓRICA 10

3 CRISE ECONÔMICA E PIB: COMO DECOMPOR CICLO E TENDÊNCIA? 18

4 RECEITAS TRIBUTÁRIAS E CICLOS ECONÔMICOS 31

5 RESULTADO ESTRUTURAL E IMPULSO FISCAL 54

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS 72

REFERÊNCIAS 74

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR 78

APÊNDICES 79

SINOPSE

Este estudo faz uma revisão das metodologias de cálculo do resultado fiscal estrutural e do impulso fiscal, com base na recente literatura internacional disseminada por estudos da Comissão Europeia – CE (Havik *et al.*, 2014; Carnot e Castro, 2015). A partir desse referencial, apresentam-se novas estimativas para o hiato do produto e para as elasticidades -receita-produto interno bruto (PIB), e são explorados os determinantes da deterioração fiscal brasileira, estimada em 3,3 pontos percentuais (p.p.) do PIB, entre 2008 e 2016, na abordagem abaixo da linha – e 4,2 p.p. acima da linha. O estudo também oferece uma contribuição original, ao medir como erros de mensuração no PIB potencial – ou mudanças reais na taxa de crescimento dessa variável – afetam a estabilidade do *benchmark* da metodologia tradicional de estimar o impulso fiscal e, por consequência, a própria robustez do modelo hoje utilizado para avaliar a orientação da política fiscal.

Palavras-chave: resultado estrutural; impulso fiscal; ciclo econômico.

ABSTRACT

This paper provides a survey of the methodologies for estimating the structural budget balance and the fiscal impulse, which highlights the recent international literature spread by European Commission studies (Havik *et al.*, 2014; Carnot e Castro, 2015). From this theoretical background, the paper presents new estimates for the output gap and tax elasticities, as well as an analysis of the determinants that lie behind Brazilian fiscal deterioration—estimated at 3.3 percentage points of the GDP during 2008-2016 according to the *below the line* method (or 4.2 percentage points *above the line*). The paper also offers an original contribution by measuring how potential GDP´s measurement errors (or their growth rates changes) influence the stability of the benchmark used by the conventional methodology in order to estimate the fiscal impulse. This, in turn, puts a question mark over the robustness of the main model used nowadays to assess the stance of fiscal policy.

Keywords: structural budget balance; fiscal impulse; business cycle.

1 INTRODUÇÃO

Os procedimentos de ajustamento ao ciclo econômico como método de correção dos resultados fiscais e obtenção de indicadores, que sinalizam a situação estrutural das finanças públicas, e a orientação da política fiscal foram disseminados nas duas últimas décadas, passando da órbita mais restrita das análises dos organismos internacionais para a posição de elemento central dos arcabouços fiscais de muitos governos nacionais. Atualmente, a União Europeia (UE) e até mesmo um grupo seleto de países latino-americanos (Chile, Colômbia e Peru) adotam formalmente esse tipo de indicador como âncora de seus regimes fiscais, enquanto outras nações simplesmente o utilizam com o propósito de monitorar os resultados fiscais.

No Brasil, a absorção dessas técnicas, nas análises governamentais, é relativamente recente e enfrentou resistências que precisariam de um capítulo à parte para serem explicadas. Em 2010, o Ipea desenvolveu uma metodologia de resultado estrutural adaptada ao caso brasileiro, que acabou influenciando a adoção de indicadores desse tipo pelo Banco Central do Brasil (BCB) e pela Secretaria de Política Econômica (SPE), além de instituições do próprio mercado.[1] Mais recentemente, a nova Instituição Fiscal Independente (IFI), criada pelo Senado Federal, também passou a fazer uso dessa ferramenta para monitorar a política fiscal.

Contudo, a difusão do indicador de ajustamento ao ciclo ocorre justamente num momento em que, internacionalmente, as metodologias empregadas no seu cálculo e o uso que dele se faz nas análises de política fiscal têm sido alvo de críticas e submetidos a um processo de revisão. Por um lado, existem dúvidas sobre a robustez das estimativas dos dois parâmetros-chave utilizados no cálculo do resultado estrutural (elasticidades

1. Em maio de 2011, a partir dos estudos do Ipea, a Secretaria Adjunta de Política Fiscal e Tributária da Secretaria de Política Econômica (SPE) liderou uma proposta de criação de um grupo de trabalho (GT) no âmbito do Ministério da Fazenda (MF), com o objetivo de implantar o indicador de resultado estrutural no monitoramento da política fiscal. Desde então, a equipe técnica da SPE passou a trabalhar no aprimoramento da metodologia inicialmente desenvolvida pelo Ipea, mas apenas um ano depois, em 2012, conseguiu institucionalizar a proposta de criação de um grupo de trabalho *sigiloso* no âmbito do planejamento estratégico do Ministério da Fazenda, possibilitando a participação de representantes da Secretaria do Tesouro Nacional (STN) e da Receita Federal. A intenção da Secretaria Adjunta da SPE era que as estimativas de resultado estrutural fossem publicadas semestralmente em um boletim denominado *Monitor Fiscal*, mas a autorização para a primeira divulgação pública só viria a ocorrer em dezembro de 2014, no vácuo da mudança na equipe econômica e quase quatro anos depois das primeiras reuniões para tratar do tema.

das receitas e, principalmente, hiato do produto). No caso do hiato do produto, uma série de estudos tem sido produzida desde 2010, no âmbito da Comissão Europeia (CE), com o objetivo de aprimorar a metodologia de estimação baseada na função de produção e, assim, reduzir a volatilidade e o viés pró-cíclico das estimativas, mas os resultados continuam gerando controvérsia.[2]

Por outro lado, há questionamentos quanto ao uso do indicador de resultado estrutural para mensurar o quão expansionista ou contracionista é a política fiscal. Basicamente, argumenta-se que, mesmo que as estimativas de hiato do produto e das elasticidades fossem suficientemente robustas para identificar com precisão o componente cíclico dos resultados fiscais, o resíduo – ou o componente estrutural – não poderia ser mecanicamente interpretado como um reflexo da discricionariedade e da orientação da política fiscal.

Inúmeros fatores contribuem para que o impulso fiscal medido pela variação dos resultados ajustados ao ciclo divirja em magnitude – e, eventualmente, em sinal – das ações efetivamente discricionárias da autoridade fiscal pelo lado de receitas e despesas. Um desses fatores é a existência de eventos não recorrentes que, se não identificados corretamente e excluídos do cálculo do resultado estrutural, podem distorcer a percepção sobre a real orientação da política fiscal. Mas esse não é o único problema, como recentemente passou a ser percebido pelas autoridades europeias, ao se depararem com mudanças bruscas no nível e na taxa de crescimento do produto interno bruto (PIB) tendencial (Cottarelli, 2015), indicando que alguns episódios de recessão teriam efeitos permanentes ou duradouros sobre a atividade econômica – e não apenas transitórios e de curto prazo.

Em outras palavras, quando as estimativas de hiato do produto se tornam muito instáveis, ou por falhas metodológicas ou pela combinação de maior volatilidade com quebras estruturais na trajetória do produto, como parece ser o caso brasileiro atual, essa variável perde sua propriedade útil de subsidiar análises sobre a discricionariedade e a orientação da política fiscal.

Por isso, a Comissão Europeia passou a buscar, nos últimos anos, uma referência (*benchmark*) mais estável, baseada na tendência de médio prazo do PIB, para monitorar a orientação da política fiscal e, de modo mais particular, a trajetória das despesas públicas.

2. Voltaremos a esse tema na seção 3.

Complementarmente, o esforço fiscal pelo lado das receitas também passou a ser medido por abordagens distintas do ajustamento cíclico, como a mensuração direta das medidas discricionárias de desonerações ou as onerações tributárias a partir da análise descritiva dos documentos fiscais oficiais – ou seja, o que se convencionou denominar abordagem narrativa ou de baixo para cima (*bottom-up*).[3]

Na prática, portanto, a experiência recente, no âmbito dos países europeus, aponta dois caminhos paralelos para tentar aprimorar os indicadores de resultado estrutural e de impulso fiscal. Em primeiro lugar, está em curso um processo de aprimoramento das metodologias de estimação do hiato do produto, incluindo a adoção de uma ferramenta que testa a plausibilidade das estimativas, e das metodologias de estimação das elasticidades das receitas. No caso específico das elasticidades, uma etapa preliminar que tem sido adotada no âmbito da Comissão Europeia é a correção das séries de arrecadação às mudanças na legislação tributária (*tax correction*), de modo a minimizar os impactos de eventos exógenos que enviesam as estimativas paramétricas. Além disso, está se disseminando cada vez mais o recurso a métodos alternativos de estimação das elasticidades da receita, seja a partir de abordagens micro com agentes representativos, seja de modelos econométricos não convencionais que admitem variabilidade paramétrica e não linearidades (Girouard e André, 2005; Bettendorf e Limbergen, 2013).

Em segundo lugar, abordagens alternativas ou mistas – isto é, combinando-se a abordagem de cima para baixo (*top-down*) baseada no resultado estrutural com a abordagem narrativa de baixo para cima (*bottom-up*) – têm sido introduzidas para mensurar o esforço discricionário da política fiscal (EC, 2013; Carnot e Castro, 2015). Resumindo, existem inúmeras iniciativas simultâneas e paralelas em curso com o objetivo de aprimorar o indicador de resultado estrutural ajustado ao ciclo e reafirmar sua posição de eixo central do regime fiscal europeu e de ferramenta útil para monitoramento e avaliação da política fiscal pelos organismos internacionais.

Neste estudo, buscamos inspiração nessa recente literatura empírica, com o objetivo de revisitar a metodologia de estimação do resultado estrutural no Brasil e introduzir uma série de aprimoramentos. Os passos que adotamos são os seguintes: *i*) apresentamos uma revisão histórica sobre a evolução dos indicadores de resultado

3. Mais informações em EC (2013) e Carnot e Castro (2015).

ajustado ao ciclo, mostrando como os conceitos teóricos e as metodologias utilizados nos seus cálculos, bem como a aplicação prática dada a eles, foram mudando ao longo do tempo; *ii*) exploramos limitações das metodologias de estimação do hiato do produto, revelando, em primeiro lugar, os problemas presentes na estimação pelo filtro Hodrick-Prescott (HP) que têm motivado o abandono desta metodologia pelos principais organismos multilaterais e, em seguida, adaptando para o caso brasileiro alguns dos aprimoramentos recentes na metodologia oficial de função de produção da Comissão Europeia; *iii*) revisamos as estimativas de elasticidades-receita-PIB, submetendo as séries ao ajuste prévio dos efeitos das principais mudanças tributárias desde 1997; em seguida, estimando-as por um modelo de correção de erros (MCE) e fazendo testes para avaliar a estabilidade dos parâmetros; *iv*) investigamos a hipótese de não linearidade das elasticidades devido à influência do ciclo econômico; e *v*) utilizamos as estimativas de hiato do produto e das elasticidades das receitas para estimar o resultado estrutural, além de decompor as variações neste resultado entre um componente discricionário (que procura medir o impulso efetivo da política fiscal) e outro componente relacionado à mudança na tendência do produto.

2 REVISÃO TEÓRICA E HISTÓRICA

A ideia de monitorar – ou ancorar – a política fiscal, a partir de um conceito de resultado fiscal ajustado ao ciclo econômico, é atribuída originariamente ao economista Gunnar Myrdal, que em 1933 o introduziu no programa fiscal do governo sueco.[4] A proposta de Myrdal era criar uma regra que permitisse ao governo equilibrar seu orçamento ao longo de todo o ciclo econômico – e não a cada ano–, sob os propósitos de suavizar as flutuações econômicas e conferir maior previsibilidade que garantisse confiança e apoio do setor privado à política fiscal. Tais propósitos guardavam coerência com os pressupostos teóricos da Escola de Estocolmo, que preconizava a necessidade de ação estatal devido à instabilidade cíclica das economias capitalistas.

Nos Estados Unidos, nas décadas seguintes, o conceito foi progressivamente sendo integrado a uma meta explícita de crescimento econômico, que estava conectada à ideia de pleno emprego da força de trabalho. Esta formulação conceitual fiscal foi

4. Ver Costantini (2015) para uma exegese histórica do conceito de orçamento ciclicamente ajustado.

claramente influenciada pelo instrumental teórico keynesiano, segundo o qual economias capitalistas não tendem automaticamente ao equilíbrio com pleno emprego. Daí a necessidade de a política fiscal desempenhar um papel mais ativo, que, além de suavizar os ciclos econômicos, buscava perseguir e sustentar o pleno emprego.

Tanto é assim que o indicador de resultado fiscal foi cunhado pelos americanos de resultado de elevado emprego (*high employment budget*) e, posteriormente, de *superavit* de pleno emprego (*full employment surplus*). A ideia implícita por trás deste último conceito é que o orçamento poderia apresentar um *deficit*, que abria espaço para atuação da política fiscal enquanto o desemprego estivesse abaixo do seu nível pleno. Uma vez alcançado o pleno emprego, previa-se um pequeno *superavit* fiscal necessário para saldar o endividamento acumulado no período anterior.

A partir da década de 1960, o indicador de resultado ajustado ao ciclo passou a ser referenciado em uma medida de PIB potencial – ou de plena utilização da capacidade produtiva – relacionada com a taxa de desemprego, a partir dos estudos do economista Arthur Okun (1962), que estimou em 4% o nível de desocupação que prevaleceria em condições de pleno emprego dos fatores de produção. Segundo Okun (1962), cada ponto percentual (p.p.) de taxa de desemprego acima de 4% estaria associado, no pós-guerra, a um decréscimo de 3 p.p. 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, o produto potencial era estimado a partir de uma tendência *log*-linear entre os anos de pico dos ciclos econômicos. Até então, portanto, a meta de resultado fiscal ajustada ao ciclo estava subordinada à meta de pleno emprego – ou de crescimento econômico.

Ao longo das décadas de 1960 e 1970, concomitantemente ao processo de crítica dos pressupostos teóricos do keynesianismo, fortalece-se a visão de que o produto estava próximo do seu potencial, e as preocupações deslocam-se cada vez mais para questões inflacionárias. A visão das correntes teóricas dominantes (*mainstream*) volta a ser a de que o sistema econômico gravita de maneira relativamente estável ao redor do seu nível de produto potencial, sendo que seus excessos – isto é, um hiato do produto positivo – são interpretados como um indicativo de pressões inflacionárias.

Mais ainda, há um processo de convergência no âmbito do *mainstream* econômico em relação à visão de que o produto potencial é determinado fundamentalmente por

fatores ligados à oferta no longo prazo. Por um lado, os economistas da vertente novo--clássica passam a tratar as políticas fiscais de manejo da demanda agregada como uma das principais fontes de desequilíbrios cíclicos e inflacionários, bem como a defender regras fiscais que restrinjam sua discricionariedade. Por outro lado, os economistas neo-keynesianos, sobretudo a partir dos anos 1980, admitem que desequilíbrios cíclicos podem ser causados por insuficiência de demanda agregada no curto prazo e, por isto, defendem que haja algum grau de liberdade para que a política fiscal desempenhe uma função de estabilização cíclica. Mesmo assim, convergem com a perspectiva novo-clássica de que a trajetória do produto potencial no longo prazo é determinada fundamentalmente pela oferta e que a influência da política fiscal sobre esta trajetória é muito limitada.

Diante dos novos consensos no *mainstream*, que de certo modo prevalecem até nos dias atuais, o conceito de resultado ajustado ao ciclo foi revisado metodologicamente e acoplado à ideia de limitação da discricionariedade da política fiscal. Sobre este ponto, cabe esclarecer um equívoco muito comum, mesmo na literatura especializada, que é relacionar arcabouços fiscais ancorados em uma meta de resultado ajustado ao ciclo com a existência de uma margem para ação anticíclica discricionária via política fiscal. Por si só, a ancoragem no resultado ajustado é uma mera tentativa de se eliminar o viés pró-cíclico associado a regimes fiscais convencionais – por exemplo, regimes de metas numéricas rígidas de resultado fiscal apurado a cada ano. A eliminação deste viés pró-cíclico permite acomodar a atuação de estabilizadores fiscais automáticos – como é o caso dos gastos em seguro-desemprego, cuja dinâmica se correlaciona com o ciclo econômico –, mas não implica necessariamente abertura de espaço para a discricionariedade da política fiscal anticíclica.[5] Se o objetivo for acomodar este tipo de ação anticíclica, o regime fiscal pode prever mecanismos complementares, como cláusulas de escape que permitem que as restrições fiscais sejam temporariamente relaxadas em situações extraordinárias durante crises econômicas. De fato, a combinação de meta de resultado ajustado ao ciclo com cláusula de escape tem sido uma das principais características da nova geração de regras fiscais, introduzidas recentemente por inúmeros países, com o propósito de aprimorar e flexibilizar as regras anteriores, as quais se mostraram muito rígidas para lidar com os choques do período extraordinário pós-crise de 2008.[6]

5. Tal viés se origina, principalmente, da resposta elástica da arrecadação aos ciclos econômicos, a qual tende a crescer, proporcionalmente, mais que nos períodos expansivos e abrir espaço para o crescimento mais acelerado das despesas, sem gerar incentivos para a geração de uma poupança para os períodos recessivos, quando a queda mais pronunciada das receitas pode exigir cortes desproporcionais de despesas.
6. Para a discussão da nova geração de regras fiscais, ver Schaechter *et al.* (2012) e Gobetti (2014).

O aspecto central a ser destacado é que a atribuição para que política fiscal persiga uma meta de emprego – ou de crescimento – perdeu força nas últimas décadas, diante do novo consenso no *mainstream* sobre sua ineficácia em influenciar a trajetória do produto potencial no longo prazo. E isto se refletiu na revisão do conceito de resultado ajustado ao ciclo que passou a estar associado à limitação do grau de discricionariedade – ou, no máximo, a compor regimes fiscais que preveem uma função mais restrita de estabilização no curto prazo.

Essa transformação no plano da teoria e da política macroeconômicas também se refletiu nas técnicas utilizadas para estimar o PIB potencial, que passaram a se basear em dois principais métodos: os filtros estatísticos suavizadores e a abordagem da função de produção. A abordagem mais simples de filtros suavizadores é meramente estatística, tendo como propósito extrair o componente tendencial de uma série temporal e o componente cíclico que oscila ao redor desta tendência. Porém, seu uso muitas vezes traz uma interpretação implícita, que trata a tendência do produto como sinônimo de produto potencial que, por sua vez, guarda uma relação de independência com a política fiscal. No caso da abordagem de função de produção, esse tipo de interpretação é mais explícito. Admite-se que a estrutura do sistema econômico é bem descrita por uma função de produção neoclássica e o produto potencial é estimado diretamente a partir das hipóteses de plena utilização da capacidade instalada, e de que há uma taxa de equilíbrio no mercado de trabalho ao redor da qual o desemprego efetivo oscila – contemporaneamente reinterpretada como a taxa de desemprego não aceleradora da inflação ou *non-accelerating inflation rate of Unemployment* (Nairu).

Desde então, os principais órgãos públicos e as instituições multilaterais fazem uso recorrente de uma dessas duas técnicas para estimar o hiato do produto – ou seja, o ponto de partida para todos os demais cálculos dos mecanismos de ajuste cíclico. O que varia bastante e tem evoluído ao longo do tempo são os modelos e os métodos complementares de estimação das relações entre as variáveis fiscais e o componente cíclico do produto. Alguns modelos mais simples, como os originalmente empregados pelo Fundo Monetário Internacional (FMI), assumiam elasticidade unitária (Heller *et al.*, 1986). No entanto, os modelos mais complexos que se difundiram nas últimas décadas (Giorno *et al.*, 1995; Hagemann, 1999; Girouard e André, 2005; Bettendorf e Limbergen, 2013), inclusive o adotado pela Comissão Europeia para monitorar o cumprimento da regra fiscal de redução do

deficit, mesclam abordagens micro com agentes representativos e modelos econométricos, com o objetivo de obter estimativas das elasticidades para diferentes grupos de receita decompostos pelas respectivas bases de incidência.

Simplificadamente, o conceito de resultado ajustado ao ciclo busca mensurar qual seria o resultado fiscal caso a atividade econômica não se desviasse de sua tendência – ou do seu potencial – e pode ser sintetizado pela seguinte equação:

$$R^* = T^* - G^* = \sum_{i=1}^{n-1} T_i \left(\frac{Y^*}{Y}\right)^{\varepsilon_i} + T_n - G_u \left(\frac{u^*}{u}\right)^{\varepsilon_u} - G_j \quad , \tag{1}$$

que define o resultado ajustado ao ciclo (R^*) como a diferença entre as receitas ajustadas ao ciclo (T^*) e as despesas ajustadas ao ciclo (G^*). Nesta expressão, as receitas estão decompostas em *n* agrupamentos, sendo que o *n*-ésimo grupo não é submetido ao ajuste cíclico (T_n) e os demais são ajustados de acordo com o hiato do produto (Y^*/Y) e com a elasticidade específica (ε_i) de cada grupo de receita (T_i), com $i = 1, \ldots, (n-1)$. Entre as despesas, a expressão considera o ajustamento cíclico exclusivamente sobre os gastos de seguro-desemprego (G_u), a partir de sua elasticidade (ε_u) e do hiato entre a taxa de desemprego tendencial (u^*) e a taxa efetiva (u), enquanto os demais gastos (G_j) não são ajustados, a exemplo de Girouard e André (2005).

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 no cálculo do resultado estrutural ajustes para outros fatores cíclicos capazes de produzir significativos impactos na receita pública, como os preços do petróleo e de outras *commodities* (Marcel *et al.*, 2001), bem como ajustes de exclusão de medidas extraordinárias (*one-off measures*) e outras medidas temporárias que se convencionou denominar na literatura nacional de "medidas não recorrentes" (Schettini *et al.*, 2011). Assim, alcança-se o resultado estrutural após corrigir o resultado fiscal pelos efeitos tanto do ciclo econômico quanto das medidas não recorrentes.

Mais recentemente, além disso, os estudos têm se debruçado sobre outro problema presente no cálculo dos indicadores de ajustamento ao ciclo: a hipótese de que a relação entre as receitas e o PIB não seja estável e linear como suposto na maior parte dos modelos, mas sim que varie ao longo do tempo e esteja sujeita a não linearidades. Fatos

estes atribuídos tanto a fatores exógenos, como alterações na legislação tributária, quanto a mudanças de composição relacionadas ao ciclo econômico – produzidas 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 (*tax correction*) – ou seja, reconstruir a receita que vigoraria na ausência das mudanças na legislação (desonerações ou onerações). Tal procedimento melhora a qualidade das séries utilizadas na estimação das elasticidades. Quanto ao segundo tipo de problema, as soluções são mais complexas e envolvem a estimação de elasticidades específicas para as receitas decompostas de acordo com suas bases de incidência – neste caso, para cada agrupamento, estimam-se a elasticidade da receita em relação à sua base de incidência e, em seguida, a elasticidade da base de incidência no que concerne ao PIB –, ou, alternativamente, o recurso a métodos não convencionais de estimação das elasticidades que admitem explicitamente a possibilidade de variabilidade paramétrica e de não linearidades.

Por fim, os métodos de estimação do resultado estrutural 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 de avaliação da política fiscal; medida de impulso fiscal ou de orientação da política fiscal; e, ainda, variável-chave para mensuração dos efeitos da política fiscal sobre o produto. Porém, conforme 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 referenciais – por exemplo, baseados na estimativa pontual do PIB potencial ou em sua 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,

de modo a evitar que as estimativas sejam influenciadas por efeitos não inteiramente controlados das relações endógenas entre o produto e as receitas e despesas públicas (Devries *et al.*, 2011). Por isso, os estudos sobre os episódios de consolidação fiscal, focados na avaliação da hipótese da contração fiscal expansionista (Guajardo, Leigh e Pescatori, 2011; Alesina *et al.*, 2017), passaram a abandonar o indicador de impulso fiscal derivado do cálculo de resultado ajustado ao ciclo e a adotar a chamada "abordagem narrativa ou histórica" (Romer e Romer, 2010), com o objetivo de 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, e 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, mas apresenta suas 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 (EC, 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 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. O que significa que, embora essa abordagem mista evite as dificuldades de estimar o componente cíclico das receitas, ela não escapa da necessidade de se basear em alguma estimativa de PIB potencial.

Ainda assim, permanece um problema: como evitar que a volatilidade nas estimativas de PIB potencial, 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 a partir de um indicador 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 outro que se trata de um resíduo que pode ser explicado por mudanças de curto ou médio 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 que trataremos a respeito no próximo capítulo.

Em síntese, essa abordagem sugere que, para determinados propósitos, os resultados fiscais devem ser segregados em mais 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 resultados fiscais futuros não apenas 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 estas 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 comparando com o 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 na série do PIB, a evolução subsequente parece indicar que se tratou de um fenômeno transitório do ponto de vista da sua taxa de crescimento.[7] Contudo, a esse período de rápida recuperação econômica, seguiu-se outra desaceleração econômica (2011-2014), que culminou numa recessão de cerca de dois anos (2015-2016). Nesse caso, os testes econométricos indicam que houve uma quebra na tendência da série de taxa 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. [8]

Em outras palavras, há claros indícios de que a recessão recente – e outros fatores correlacionados com 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 duradouros, com reflexos sobre as finanças públicas, por meio de um indicador de hiato do produto suficientemente robusto.

7. 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.
8. Os testes de Quandt-Andrews e de Bai-Perron indicam uma quebra na taxa de crescimento do produto interno bruto (PIB) no primeiro trimestre de 2014 (apêndice A).

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 da 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 os organismos multilaterais: o filtro HP e a função de produção. No entanto, ambas estão sendo submetidas a fortes críticas pela falta de robustez das estimativas em períodos de grande volatilidade cíclica como o que vivemos atualmente. Por isso, esta seção será dedicada 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 estes aprimoramentos metodológicos.

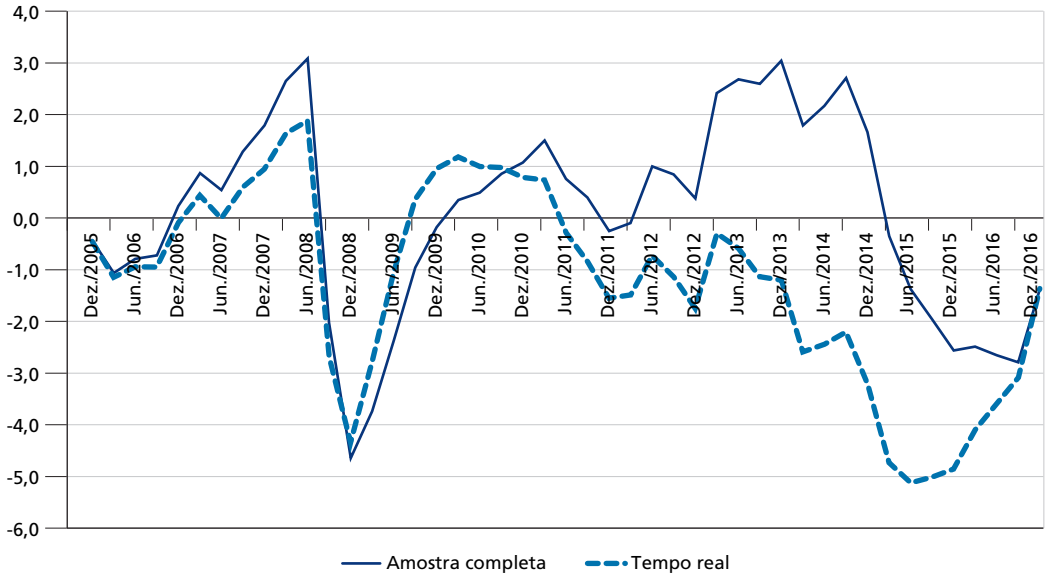
3.1 Decomposição pelo filtro HP

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 HP (Hodrick e Prescott, 1997), que faz uso de um algoritmo de minimização da soma dos desvios quadráticos em relação à tendência. O apelo desta 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).

Todavia, a relativa simplicidade do filtro HP convencional traz consigo várias limitações, como a falta de uma estrutura teórica subjacente e, talvez mais grave, problemas derivados das suas propriedades estatísticas, como a imposição de média 0 para os hiatos do produto e elevada sensibilidade das estimativas à adição de 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, se tornam 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 (2005-2016)
(Em % do PIB)



Elaboração dos autores.
Obs.: Elaborado a partir do índice encadeado dessazonalizado do PIB trimestral do 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 4,9% do PIB em 2014), na medida em que as observações da recessão em 2015-2016 são adicionadas – bem como a inversão de sinal, quando as estimativas em tempo real sugeriam um hiato negativo em média de -1,5% no biênio 2013-2014 e, ao final do período, passaram a indicar hiatos positivos de em média 2,2%.

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 por 2013. Além disso, confronta as estimativas do método convencional de filtro HP bilateral (HP2) com o modificado filtro HP unilateral (HP1), que não impõe a restrição de simetria – ou seja, a restrição de soma 0 dos hiatos ao longo da amostra – e, portanto, não é revisado recursivamente. Como é possível observar, as revisões do hiato do produto também são expressivas a partir de 2011 e mantêm o problema de mudança de sinais – por exemplo, o hiato negativo de -1,2% no final de 2014 converteu-se em positivo, de 2,3% a 2,7%.

Note-se que, neste caso, a situação não muda muito quando se alonga a série incluindo projeções para o crescimento do PIB a partir de 2018 (em média, 2% ao ano – a.a.). 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 2016 em diante, o PIB tendencial não sofre significativa revisão.

Em suma, é pouco razoável admitir que eventos futuros alterem a interpretação sobre o hiato do produto simplesmente por uma restrição estatística, que faz com que as revisões positivas do hiato no presente sejam compensadas por revisões negativas no passado, de modo a que a soma dos hiatos seja 0. Por estes e por outros motivos, o filtro HP tem sido muito criticado, inclusive por especialistas renomados da econometria mundial, como James Hamilton, e, desde os anos 1990, as principais instituições públicas e os organismos multilaterais vêm evitando utilizá-lo para estimar o hiato do produto nas análises de avaliação da política fiscal (Hamilton, 2017).

TABELA 1
Estimativas de hiato do produto brasileiro pelo filtro HP (2010-2021)
(Em %)

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	1,3	0,9	0,8	0,5	0,3	0,3	0,3	0,4	0,4	0,4
2011	0,4	1,2	1,3	1,1	0,9	0,9	1,0	1,0	1,1	1,1
2012	-0,9	-0,3	0,2	0,5	0,4	0,4	0,5	0,6	0,7	0,7
2013	-0,6	-0,5	0,6	1,7	2,0	2,0	2,1	2,2	2,3	2,4
2014	-1,9		-1,2	1,2	2,3	2,3	2,3	2,5	2,6	2,7
2015	-4,5			-2,9	-0,6	-0,5	-0,6	-0,5	-0,4	-0,4
2016	-4,0				-2,9	-2,7	-3,3	-3,4	-3,4	-3,3
2017	-0,1					-0,2	-1,4	-2,1	-2,2	-2,2
2018	1,9						0,8	0,0	-0,3	-0,2

Elaboração dos autores.

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, conforme a seguir.

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 aaé admitir um conjunto de supostos simplificadores e um formato Cobb-Douglas, de modo que a função será dada por: $Y_t = A_t K_t^{\alpha} L_t^{\alpha-1}$, em que A_t é uma medida da produtividade total dos fatores (PTF) e α e $(\alpha - 1)$ 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 da indústria (Nuci); *iii*) aL_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 (A_t) 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 K_t^* 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 deste 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 postula uma relação negativa entre desemprego cíclico e expectativas de inflação de preços ou salários. Dito de outro modo, considera-se que a contrapartida empírica da taxa de desemprego potencial seja dada pela taxa de desemprego não aceleradora da inflação, referida na literatura pela o acrônimo em inglês Nairu (Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment) ou Nawru.

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 alcançado caso a economia operasse com plena utilização da capacidade instalada e os fatores de produção fossem utilizados nos seus níveis não inflacionários. Uma das principais vantagens desta 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 de capital, a tendência da PTF e a Nairu/Nawru – e, por este motivo, provê estimativas menos voláteis do hiato do produto que a princípio evitam alguns dos problemas dos filtros estatísticos usuais. São estas algumas das principais razões que motivaram sua adoção por organismos como a Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE), o FMI e a Comissão Europeia para calcular os hiatos do produto que subsidiam seus principais indicadores de monitoramento fiscal. A CE, por exemplo, adota oficialmente a abordagem da função de produção desde 2002 e hoje é considerada a principal referência metodológica sobre o tema.[9]

Todavia, tais vantagens da abordagem de função de produção, por se basear em hipóteses teóricas e gerar estimativas mais robustas, dependem, em primeiro lugar, de que os modelos teóricos subjacentes forneçam uma aproximação razoável da realidade. Em outras palavras, a estrutura da economia e o processo de formação das expectativas

9. Ainda que existam algumas variantes nos procedimentos de estimação. Por exemplo, a Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE) utiliza o conceito mais convencional de *non-accelerating inflation rate of unemployment* (Nairu), enquanto a Comissão Europeia (CE) optou pela *non-accelerating wage rate of unemployment* (Nawru), que está relacionada à taxa de crescimento dos custos unitários do trabalho (inflação de salários). A metodologia do Fundo Monetário Internacional (FMI) difere de país para país, mas a abordagem da função de produção é predominante entre as economias avançadas.

inflacionárias devem ser bem descritos pelas especificações da função de produção e da curva de Phillips, para que tais fundamentos teóricos sejam válidos.[10] Borio, Disyatat e Juselius (2014), em particular, argumentam que as estimativas podem ser muito sensíveis à má especificação destas 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 da 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 do Nuci nos países em desenvolvimento, em que 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.[11] Isto suscitou um intenso debate nos países europeus, que utilizam o hiato do produto e o produto potencial como variáveis-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.[12]

10. 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, tal 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 dos agentes sobre o processo de formação de expectativas inflacionárias. Muitos desses supostos são questionados pela teoria econômica tanto no *mainstream* econômico pelos modelos da teoria do crescimento endógeno quanto na vertente heterodoxa.

11. Problema mais evidente nos estudos que utilizam o próprio filtro Hodrick-Prescott (HP) para estimar as tendências da produtividade total dos fatores (PTF), do nível de utilização da capacidade instalada da indústria (Nuci) e/ou da taxa de desemprego.

12. Críticas 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.

Um dos principais legados desse debate é que os diversos organismos multilaterais promoveram uma série de melhorias nos seus arcabouços metodológicos, com o objetivo de mitigar as incertezas relativas à abordagem da função de produção. 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 a seguir.

1) Em 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). Este modelo traz uma informação adicional que permite estimar o componente tendencial da PTF controlado pelos comovimentos cíclicos da Nuci.
2) Nesse ano (2010), 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 de exógenas de controle (participações do trabalho na renda total, mudanças na produtividade do trabalho etc.) e 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 novo-keynesiana (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 (EC, 2016), foi introduzida nova mudança na metodologia da Nawru, prevendo a possibilidade de se utilizar a ancoragem das estimativas de desemprego estrutural. Segue-se 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 de incertezas e fragilidades

inerentes à metodologia é uma das razões que motivou a comissão a introduzir, desde o final de 2016, uma ferramenta de plausibilidade. A ferramenta 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, nossos 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 Areosa (2008), que foi publicado como texto para discussão do BCB. O estudo baseia-se em uma formulação simplificada da função de produção, que não exige dados da PTF e dos estoques de capital e de trabalho, e cuja estimação é feita por um modelo que combina uma versão multivariada da função objetivo do filtro HP com a curva de Phillips.

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] Em contrapartida, uma limitação advém do 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 volatilidade cíclica. Vale dizer que este problema também está presente no trabalho de Areosa (2008), que utiliza uma variante de filtro HP multivariado.

Mais recentemente, houve uma atualização das estimativas da função de produção em uma nota técnica na *Carta de Conjuntura nº 34* 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). Por fim, foram apresentadas estimativas do PIB potencial pelo economista-chefe da área de macroeconomia da LCA Consultores, em um seminário no Instituto Brasileiro de Economia da Fundação Getulio Vargas (IBRE/FGV), juntamente com um breve texto explicativo (Borges, 2017), que

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.

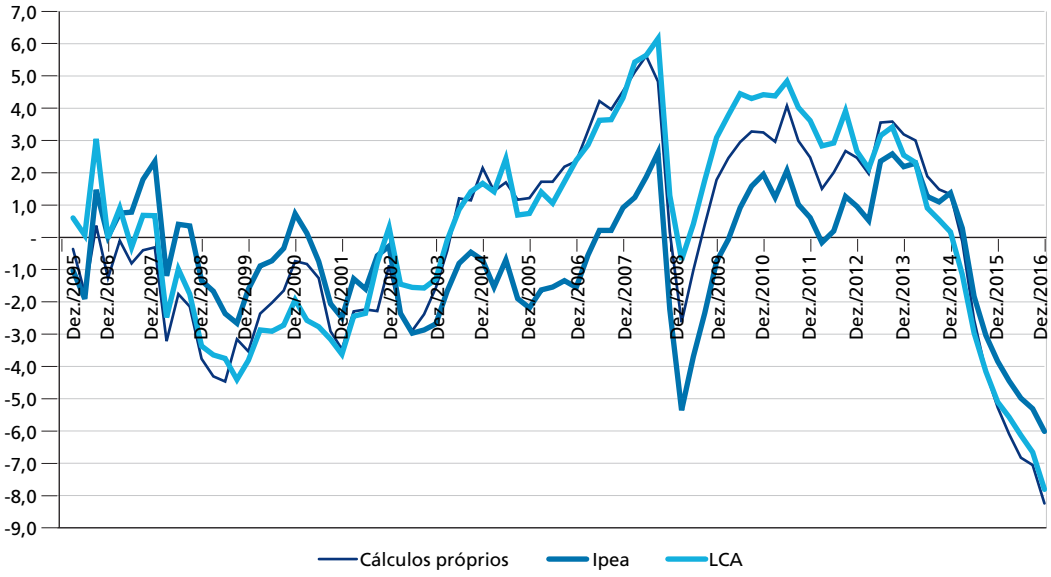
afirma que a metodologia não faz uso do filtro HP e está inspirada na metodologia empregada pela Comissão Europeia. Ambas as estimativas do Ipea e da LCA parecem estar utilizando algum tipo de ancoragem das variáveis intermediárias para estimar o hiato do produto, mesmo que as respectivas notas metodológicas não detalhem quais são esses procedimentos. As estimativas de hiato do produto do Ipea e da LCA estão apresentadas no gráfico 2.

O gráfico 2 contém, ainda, nossas estimativas próprias, em que utilizamos os modelos de referência da abordagem da Comissão Europeia. A estimação da Nawru considera a curva de Phillips novo-keynesiana com expectativas híbridas, realizada no *software* GAP disponibilizado pela própria Comissão Europeia,[14] sendo que as variáveis endógenas são a taxa de desemprego e a taxa de inflação de salários. Esta última é calculada a partir do diferencial entre a taxa de crescimento da remuneração *per capita* dos empregados nas Contas Nacionais, e os dados não disponíveis de 2015 e 2016 foram estimados aplicando uma fração da média histórica sobre a massa salarial da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) em relação à taxa de crescimento dos preços dos bens e serviços mensurados pelo Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA).[15]

O componente tendencial da PTF (A_t^*) foi estimado por um modelo bivariado no formato de espaço de estados, que controla os comovimentos cíclicos do Nuci, a partir de uma especificação de tendência suave e ciclo comum (*smooth trend and common cycle*). Este modelo tem a vantagem de fornecer, simultaneamente, as estimativas do componente tendencial do Nuci, que foram utilizadas para cálculo do componente tendencial do estoque de capital (K_t^*). Por esse motivo, nossas estimativas finais apresentadas no gráfico 2 devem ser mais apropriadamente interpretadas como sendo o produto tendencial e não o produto potencial, uma vez que a referência considerada é a tendência do Nuci, que dificilmente coincidirá com a plena utilização da capacidade produtiva.

14. O *software* está disponível em: <https://bit.ly/2GFCumH>.
15. Agradecemos a José Ronaldo de Castro Souza Júnior e a Bráulio Borges, que gentilmente nos enviaram não somente suas estimativas de hiato do produto, como também de séries intermediárias, como as taxas de desemprego e horas trabalhadas que utilizamos nos cálculos próprios do 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 (1995-2016)
(Em % do PIB potencial)



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

A análise das três séries, no gráfico 2, reforça a ideia de que há um elevado grau de incerteza em relação às 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 do Ipea mais baixas que as demais no decênio 2003-2012. Tais divergências reforçam a necessidade de se recorrer a instrumentos complementares de validação como 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).[16] O 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 esta metodologia.

16. 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 etapa, 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 do 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, na segunda etapa, os resultados do modelo de regressão são utilizados para construir intervalos de plausibilidade, a partir das estimativas de previsões na amostra $(\hat{H}_t)$ e da raiz quadrada do erro quadrático médio (*REQM*). Os limites dos intervalos de plausibilidade (inferior e superior) são definidos como $L_t = \hat{H}_t \pm Q^m REQM$, em que Q^m é o *m*-ésimo quantil da distribuição normal.aaaa

Na terceira, são identificados os hiatos do produto potencialmente implausíveis como sendo aqueles que estão fora destes intervalos. Contudo, quanto menor o valor do quantil considerado, maior será a probabilidade de haver um falso positivo. Por isso, 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, na quarta etapa, os hiatos potencialmente 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. Podendo-se, em casos específicos, levar à substituição dos hiatos implausíveis pela previsão da ferramenta de plausibilidade. Trata-se de uma ferramenta simples que propõe validar as estimativas plausíveis e, simultaneamente, dar embasamento técnico à discricionariedade de eventuais revisões das estimativas implausíveis, bem como limitar essa discricionariedade.[17]

17. Uma crítica relevante a essa abordagem é que está sujeita 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 esta crítica somente poderia ser integralmente superada se fosse possível observar o verdadeiro valor do hiato do produto, algo que não é possível.

Na tabela 2 e na tabela B.1 do apêndice B, apresentamos os resultados da ferramenta de plausibilidade para os nossos cálculos de hiato do produto pela abordagem de função de produção. Os resultados identificaram quatorze potenciais valores implausíveis, sendo sete abaixo do limite inferior e sete acima do limite superior. Para evitar descontinuidades nas séries trimestrais, optou-se por proceder às revisões tomando como referência os limites (inferior ou superior) do intervalo de plausibilidade – isto é, os valores implausíveis que os excederam foram revistos para coincidir com estes limites. Tal procedimento permitiu a construção de uma série mais consistente do hiato do produto, sem variações bruscas pouco condizentes com a evolução dos indicadores cíclicos e que sempre permanece no intervalo de plausibilidade. São essas estimativas revisadas que servirão de base para a apuração do resultado estrutural mais adiante.

Uma vantagem adicional do uso dessa ferramenta é que o intervalo de plausibilidade fornece uma espécie de intervalo de confiança para as estimativas. No último trimestre de 2016, por exemplo, o hiato do produto alcançou o patamar mais baixo da série histórica de -8,2%, situando-se no intervalo para potenciais implausíveis (delimitado entre -6,6% e -9,4%) e também no intervalo mais restritivo para casos-limites (entre -7,5% e -8,5%). A amplitude destes intervalos – em média de 2,8% para potenciais implausíveis e 1,0% para casos limites – indica um alto grau de incerteza das estimativas de hiato do produto em uma economia de elevado grau de volatilidade como a brasileira, e que, por sua vez, será transmitido para as estimativas finais do resultado fiscal estrutural. Este é um argumento adicional para que tais variáveis não observáveis sejam sempre analisadas com cautela, reconhecendo-se explicitamente um grau de incerteza inerente ao processo de estimação, e, sempre que possível, validadas por abordagens complementares, como faremos mais adiante neste texto, a partir da abordagem mista.

TABELA 2
Descrição das variáveis e dos parâmetros do modelo estimado para a ferramenta de plausibilidade

Variáveis/estatísticas	Descrição	Parâmetros
Intercepto	Intercepto estimado pela equação de regressão	-0.30352 (0.09525)***
Nuci	Nível de utilização da capacidade na indústria manufatureira com ajuste sazonal apurado pela FGV	0.48790 (0.11983)***
Taxa de desemprego	Taxa de desemprego trimestral da PNAD contínua do IBGE, a partir de 2012, e retropolação própria no período anterior.	-0.94031 (0.19130)***
Termos de troca	Índice de termos de troca (razão entre os índices de preço das exportações e os índices de preço das importações) da Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior (FUNCEX)	-0.03430 (0.02920)
ICC	Média trimestral do Índice de Confiança do Consumidor (ICC) da FGV	0.09640 (0.01412)***

(Continua)

(Continuação)

Variáveis/estatísticas	Descrição	Parâmetros
ICE	Média trimestral do Índice de Confiança Empresarial (ICE) da FGV	0.04804 (0.02499)*
Taxa de investimento	Razão entre a formação bruta de capital fixo (FBCF) e o PIB; valores encadeados a preços de 1995 com ajuste sazonal.	-0.49697 (0.19427)**
R^2		0.8904

Elaboração dos autores.
Obs.: 1. Erro-padrão dos coeficientes entre parênteses.
2. * = Nível de 1% de confiança;** = Nível de 5%; e *** = Nível de 10%.

4 RECEITAS TRIBUTÁRIAS E CICLOS ECONÔMICOS

O cálculo das elasticidades – ou seja, da sensibilidade das receitas tributárias em relação às flutuações econômicas – é peça-chave para a estimação do resultado fiscal ajustado ao ciclo econômico. Vale lembrar que, na equação (1) da segunda seção, a elasticidade (ε) é o parâmetro que potencializa o efeito do componente cíclico da economia sobre o resultado fiscal. 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. Já no caso em que a sensibilidade é maior que a unidade, o efeito sobre a arrecadação será mais que proporcional – por exemplo, se a elasticidade for 2, o efeito será elevado ao quadrado. As questões então colocadas são: 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, patrimônio, consumo, importações, faturamento de empresas, produção de petróleo e outras bases de incidência que podem manter relações não lineares em relação às fases do ciclo econômico, ou, em alguns casos, pouca correlação com o nível de atividade econômica) e não são tributadas homogeneamente, de modo que a elasticidade média tende a ser diferente da unidade e a 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 incidência 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 predomínio das 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 ao processo de estimação econométrico.

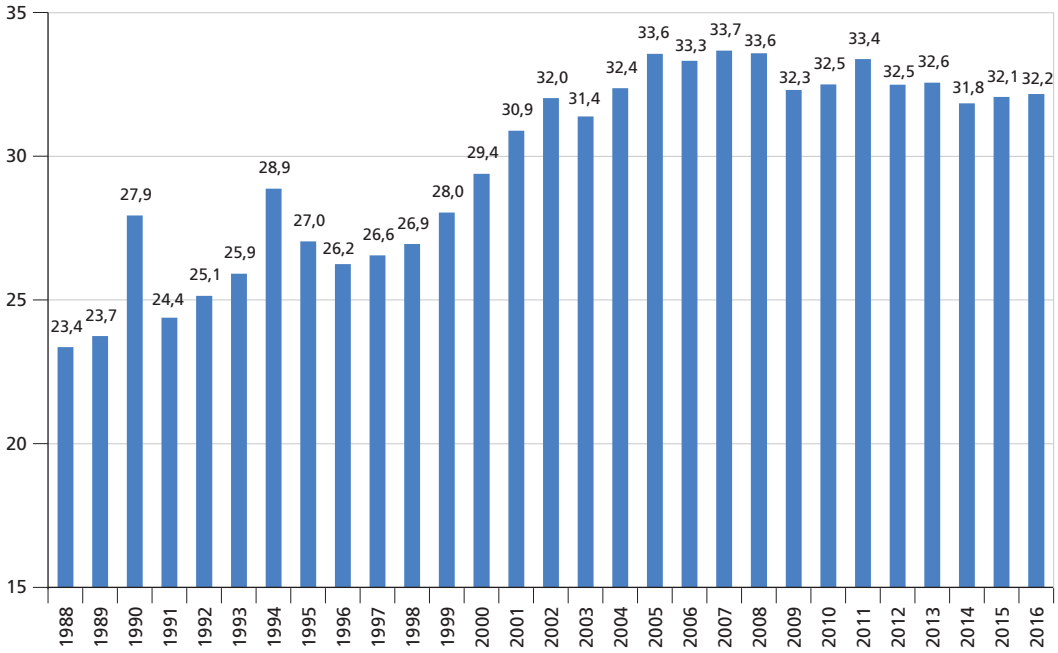
No caso brasileiro, tal procedimento de correção das séries de tempo é fundamental, devido ao elevado grau de intervenção do governo sobre o sistema tributário nas últimas três décadas, sendo possível identificar claramente duas fases, segundo Orair (2015): uma de aumento legislado e contínuo da carga tributária entre 1988 e 2005; e outra, em seguida, de predomínio das desonerações quando a carga permaneceu relativamente estabilizada – ou mesmo declinou um pouco. Na verdade, a estabilidade recente do agregado da carga obscurece trajetórias muito distintas entre os seus componentes e subperíodos. Por exemplo, os tributos que incidem sobre os salários cresceram de maneira contínua ao longo do decênio 2005-2014, impulsionados pela expansão da massa salarial formalizada e compensando boa parte das desonerações do período, enquanto os tributos que incidem sobre os lucros e os ganhos de capital avançaram mais intensamente, no período de *boom* econômico e financeiro, entre 2005 e 2008, e retroagiram mais fortemente na desaceleração econômica pós-2011.

Esses aspectos remetem 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 da elevação 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. No entanto, durante as recessões, também seria possível se verificar quedas mais 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.

No Brasil, especificamente, esse problema pode estar sendo agravado pelos repetidos programas especiais de parcelamento de dívidas tributárias aprovados pelo Congresso Nacional 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 microeconométricas incipientes indicam que os ditos refinanciamentos – estimulados pelo próprio governo, com o intuito de antecipar receitas no curto prazo – vêm influenciando negativamente o pagamento regular de tributos (Faber, 2017), inclusive por empresas que, em tese, não enfrentam problemas de liquidez, mas veem nesses programas uma oportunidade de obter vantagens com uma inadimplência provisória planejada.

GRÁFICO 3
Carga tributária brasileira (1988-2016)
(Em % do PIB)



Fonte: Orair (2015).

Em resumo, existem diferentes fatores que podem desviar a elasticidade da unidade e produzir variações do parâmetro, ao longo do tempo, ou quebras estruturais, o que motivou, nos últimos anos, a difusão de modelos econométricos não convencionais, que admitem variabilidade paramétrica e/ou não linearidades no processo de estimação.

No Brasil, tanto Schettini *et al.* (2011) quanto a SPE (incluindo a versão mais recente da nota elaborada por Figueiredo e Mello, 2017) desenvolveram uma metodologia

de estimação das elasticidades a partir de modelos de componentes não observáveis com parâmetros variáveis, baseada na representação de espaço de estados (filtro de Kalman). Nesses trabalhos, os parâmetros estimados são bem mais elevados que a unidade para determinados componentes da receita – como os tributos sobre lucros – e menores para outros, resultando em uma elasticidade média da ordem de 1,3 a 1,6 e com pequena variância ao longo do tempo. Baseado em uma abordagem de desagregação das receitas tributárias pelas suas bases de incidência e controlando pelos 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. Para se ter mais clareza sobre os impactos em termos de resultado estrutural, basta notar que, considerando-se 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 p.p. de desvio do produto em relação ao potencial, o resultado fiscal se altera em 0,45 p.p. 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. O autor testa a estabilidade das estimativas de elasticidade para diferentes agregados de receitas, dividindo a amostra em duas partes (pré-crise 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 dos eventos atípicos sobre os parâmetros estimados, tampouco analisaram explicitamente a hipótese de que a não linearidade das elasticidades esteja relacionada aos ciclos econômicos, como será feito neste estudo. Complementarmente, se analisará a hipótese de que houve quebra estrutural dos parâmetros das elasticidades, com testes que identificam, endogenamente, as possíveis datas para essas quebras. Em suma, esta seção tem como objetivos estimar as elasticidades da receita, a partir de séries corrigidas pelos efeitos de mudanças na legislação tributária, e avaliar a robustez dessas estimativas e, mais especificamente, a hipótese de estabilidade paramétrica.

4.1 Base de dados e *tax correction*

A definição das séries de receitas que 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 cíclicas 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 3 reproduz as receitas primárias anuais – em proporção do PIB –, entre 1997 e 2016. Como é possível observar, essas receitas englobam não apenas as receitas tributárias, mas também receitas patrimoniais, como aquelas provenientes de concessões e permissões, dividendos e compensações financeiras, que possuem baixa correlação com a atividade econômica ou estão relacionadas primordialmente 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 Imposto sobre Operações de Crédito, Câmbio e Seguro (IOF), ou incidindo sobre tipos específicos de produtos com alíquotas *ad-rem* (valor fixo por quantidade), como a Contribuição de Intervenção sobre o Domínio Econômico (Cide).

TABELA 3
Receitas primárias do governo central (1997-2016)
(Em % do 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]	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]	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

(Continua)

(Continuação)

Discriminação	1997	2002	2004	2006	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
I.1.6 PIS/PASEP[3]	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[4]	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[5]	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	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	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	0,4
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 Contribuição do Plano de Seguridade Social do 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[6]	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: STN (2017).
Notas: [1] Imposto sobre Produtos Industrializados.
[2] Contribuição para o Financiamento da Seguridade Social.
[3] Programa de Integração Social/Programa de Formação do Patrimônio do Servidor Público.
[4] Contribuição Social sobre o Lucro Líquido.
[5] Contribuição Provisória sobre Movimentação Financeira
[6] Fundo de Garantia do Tempo de Serviço.

Esses tributos e essas receitas patrimoniais foram excluídos da base submetida ao cálculo de elasticidade, seguindo o exemplo de outros estudos já referidos. Vale ressaltar que a Contribuição Provisória sobre Movimentação Financeira (CPMF), embora apresentasse correlação significativa com o PIB, também foi excluída porque foi extinta ao final de 2007, além de ter apresentado evolução aproximadamente linear durante o período de sua vigência – 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 3: I.1.1 Imposto de Importação; I.1.2 Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI); I.1.3 Imposto de Renda; I.1.5 Contribuição para o Financiamento da Seguridade Social (Cofins); I.1.6 Programa de Integração Social/Programa de Formação do Patrimônio do Servidor Público (PIS/PASEP); I.1.7. Contribuição Social sobre o Lucro Líquido (CSLL); I.1.10 Outras receitas administradas pela Receita Federal; I.3 Arrecadação previdenciária; e I.4.6 Contribuição do salário-educação.

Observa-se que o subgrupo I.1.10, das outras receitas administradas pela Receita Federal, é constituído principalmente pela 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 na 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 ocorreu frequentemente na 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 descontinuidades produzidas pelas 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 introduzir algum nível de distorção nas estimativas.

Para contornar essa problemática e testar eventuais efeitos que geram distorções sobre as elasticidades, 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 referidos.

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 com o ciclo econômico e são relevantes em termos de magnitude para os propósitos do estudo: a do Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Serviços – ICMS (de competência estadual) e a do Imposto Sobre Serviços de Qualquer Natureza – ISS (municipal); ambas em frequência trimestral do primeiro trimestre de 1997 ao primeiro trimestre de 2017, tal como as receitas federais.[18]

TABELA 4
Receitas dos governos regionais submetidas ao ajuste cíclico (1997-2016)
(Em % do 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	6,67
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

Elaboração dos autores.

O passo seguinte, anterior ao cálculo das elasticidades, foi promover o que denominamos de correção das receitas (*tax correction*); ou seja, 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. Tal procedimento de ajuste não é nada trivial, dada a dificuldade de captar todas as mudanças na legislação tributária e simular quais 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 são mais facilmente estimados, evitando-se, assim, o risco de se introduzir ruídos às séries. Como o período analisado pode ser dividido em duas grandes fases – uma de predomínio de onerações e aumento legislado da carga tributária (1997-2005) e outra de predomínio das desonerações (pós-2005) –, 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.

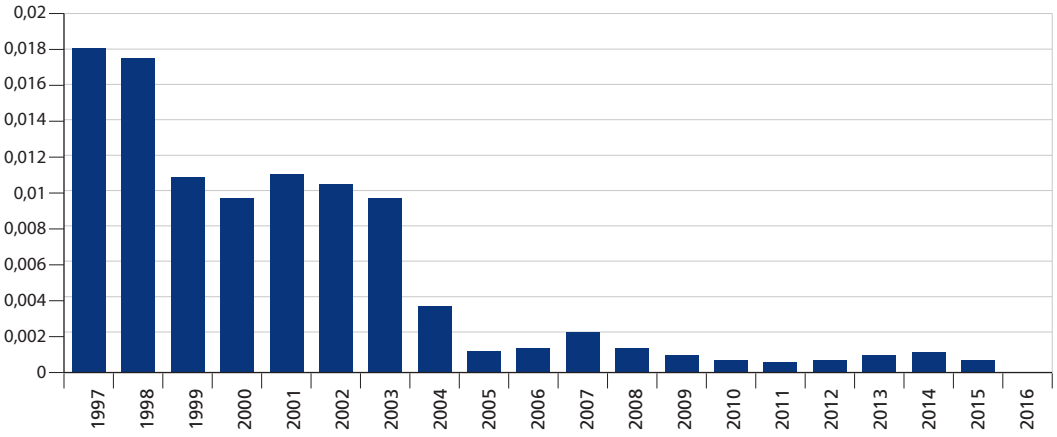
18. Séries atualizadas de Orair (2015).

No bloco das onerações, consideraram-se quatro grandes medidas de impacto relacionadas aos tributos, conforme descritos a seguir.

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) Mudança no regime tributação do PIS/Cofins, que instituiu a tributação sobre valor adicionado para 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, desde 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 decorrente dessas medidas tributárias. As barras sugerem o quanto maior teria sido 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 o IOF e a Cide, mas tais tributos não entram no agregado para o qual serão estimadas as elasticidades, de modo que não se fez necessário, nesse primeiro momento, considerar seu impacto sobre a arrecadação.

GRÁFICO 4
Ajustes aditivos na receita (1997-2016)
(Em % do PIB)

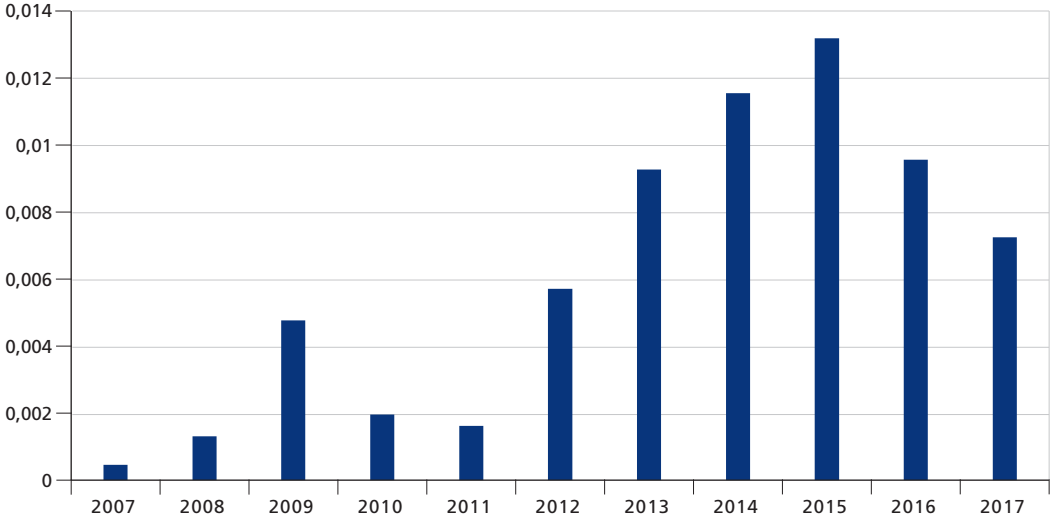


Elaboração dos autores.

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 o regime tributário especial criado –, a legislação de referência, os tributos envolvidos e o prazo de vigência. Ao todo, são mais de 380 medidas que 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 da Receita Federal, que – por sinal, é importante frisar – são diferentes dos valores contábeis de compensação do Tesouro ao Regime Geral de Previdência Social – incluídos no RTN tanto entre as receitas quanto entre as 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.

GRÁFICO 5
Desonerações tributárias (2007-2017)
(Em % do PIB)



Elaboração dos autores.

19. A arrecadação previdenciária utilizada neste estudo não inclui o valor contábil dessas compensações e considera as estimativas de renúncia efetiva na *tax correction.*

No caso dos governos regionais, não se procedeu qualquer ajuste de *tax correction* pela indisponibilidade de informações suficientes e confiáveis para tal procedimento, uma vez que cada Unidade da Federação (UF) tem autonomia para definir suas alíquotas e a carga tributária efetiva é influenciada ainda por mudanças na base de cálculo e mecanismos de crédito presumido.

De toda forma, a evolução do ICMS (tabela 4) 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 (setores de combustíveis, energia elétrica e comunicações, que concentram mais de 40% do bolo arrecadado).[20]

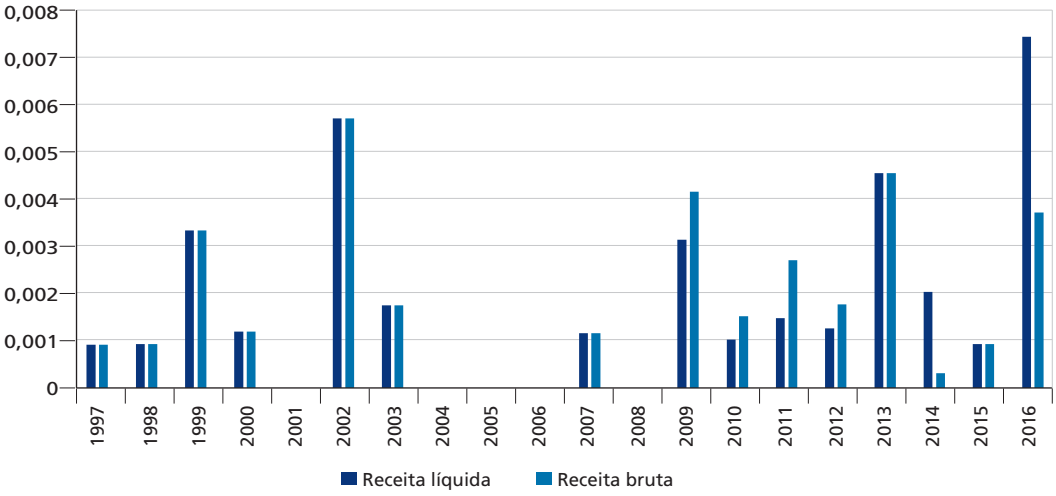
Os municípios, por sua vez, apresentam crescimento contínuo na arrecadação de ISS desde a entrada em vigor da Lei Complementar nº 16/2003, que ampliou a lista de serviços sujeita à tributação e introduziu a alíquota mínima de 2%, limitando um pouco a guerra fiscal entre as prefeituras. Contudo, não é possível mensurar, de maneira precisa, qual seria o impacto dessa mudança sobre a arrecadação, ainda mais considerando que esse impacto parece ter sido gradual.

Por fim, também foi computado o efeito das medidas não recorrentes sobre a arrecadação federal, dado seu potencial efeito de distorcer as estimativas das elasticidades. Nesse caso, o referencial de ajuste foram planilhas disponibilizadas pela Receita Federal, bem como os relatórios mensais sobre a arrecadação, nas quais são detalhadas as origens das receitas. A definição de quais valores deveriam ser excluídos da base de arrecadação foi feita a partir de um critério parcimonioso, a exemplo do realizado pela SPE.

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.

20. Para mais informações, acessar o *link:* <https://bit.ly/2JvdsuA>.

GRÁFICO 6
Receitas atípicas excluídas (1997-2016)
(Em % do PIB)



Elaboração dos autores.

Entre os ajustes das medidas não recorrentes, 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 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*. Em outras palavras, 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 à *tax correction* e à exclusão de medidas não recorrentes, 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 pela *tax correction*;

- *RB2* – receita bruta ajustada pela *tax correction*;
- *RL3* – receita líquida ajustada pela *tax correction* e pela exclusão de medidas não recorrentes; e
- *RB3* – receita bruta ajustada pela *tax correction* e pela exclusão de receitas não recorrentes.

São essas séries que subsidiarão o processo de estimação das elasticidades, conforme a metodologia a ser detalhada na próxima subseção.

4.2 Metodologia

Os fatos estilizados em relação às séries de receitas tributárias e o PIB sugerem que, usualmente, elas apresentam raiz unitária, sendo integradas de ordem 1 – ou seja, tornam-se estacionárias após tomarmos a primeira diferença. Aliado a isto, observa-se que há uma dinâmica comum entre as receitas e o PIB. Desse modo, torna-se indicado especificar um MCE, com o intuito de obtermos as elasticidades de curto e longo prazo, sendo este procedimento 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, nesta situação, produz estimativas dos parâmetros que são assintoticamente viesadas e com erros-padrão inconsistentes, devido à natureza não estacionária das variáveis. Para evitar o problema de viés, adiciona-se à regressão os *leads* e *lags* da primeira diferença da variável independente – isto é, 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 como:[21]

$$ln(R_t) = \alpha + \varepsilon_{LP}\, ln(Y_t) + \sum_{j=-k}^{k} \emptyset_j\, \Delta ln(Y_{t-j}) + u_t \quad (2),$$

em que 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; e $\emptyset_j$ não tem interpretação econômica direta, servindo apenas para evitar o viés nas estimativas dos parâmetros.

21. Utiliza-se neste trabalho parametrização com $k = 1$, devido ao critério de parcimônia e ao número relativamente pequeno de observações para alguns modelos.

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 deste tipo estariam viesadas, devido à cointegração, seguimos a abordagem usual da literatura[22] e incluímos, como variável explicativa, o *lag* dos resíduos da equação de longo prazo, especificando a equação de curto prazo:

$$\Delta ln(R_t) = \beta + \varepsilon_{CP}\, \Delta ln(Y_t) + \gamma u_{t-1} + e_t \tag{3}$$

em que 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, nos motiva a especificar um modelo que possa levar em conta estes efeitos na evolução das estimativas dos parâmetros. Para acomodar esse tipo de estrutura, fazemos uma modificação na equação de curto prazo, a fim de incluirmos, 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:

$$\Delta ln(R_t) = [\beta^R + \varepsilon_{CP}^R\, \Delta ln(Y_t) + \gamma^R\, u_{t-1}]F(z_t) + [\beta^E + \varepsilon_{CP}^E\, \Delta ln(Y_t) + \gamma^E\, u_{t-1}][1 - F(z_t)] + e_t \tag{4}$$

$$F(z_t) = \frac{exp(-\varphi z_t)}{1 + exp(-\varphi z_t)} \tag{5}$$

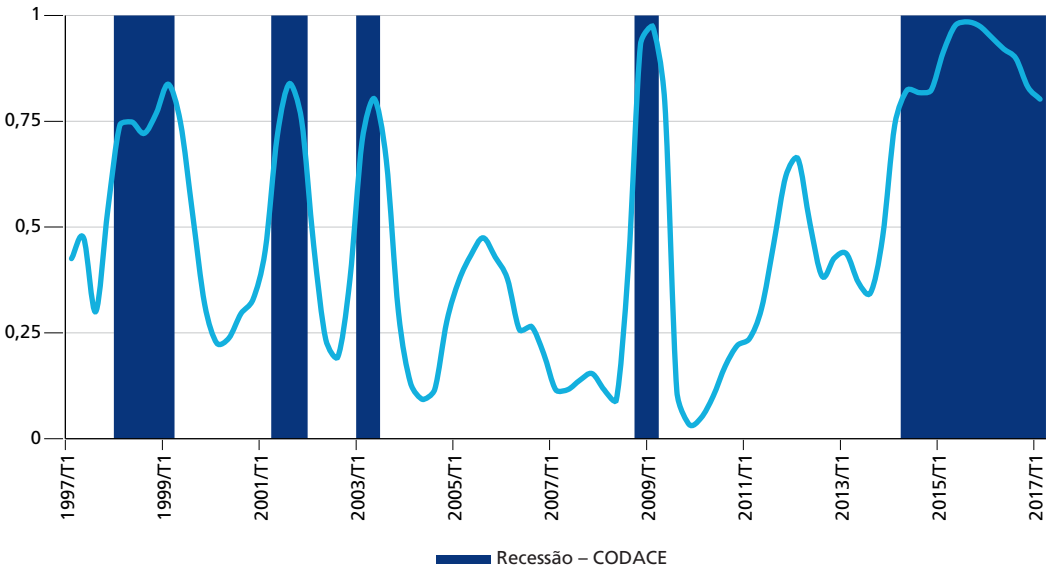
$$var(z_t) = 1, E(z_t) = 0 \tag{6},$$

em que 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 0. Essa escolha não é trivial, uma vez que observamos que há distintas fórmulas para o seu cômputo na literatura, tais como nos trabalhos de Auerbach e Gorodnichenko (2011), Auerbach e Gorodnichenko (2012) e Caggiano *et al.* (2015).

22. Para abordagens similares, ver Bettendorf e Limbergen (2013), Mourre e Princen (2015), Boschi e D'Addona (2017), entre outros.

De maneira simplificada, a variável $F(z_t)$ pode ser interpretada como a probabilidade da economia estar em uma recessão. Um valor de $F(z_t)$ próximo à unidade indica uma forte recessão, enquanto, de forma análoga, se $F(z_t)$ estiver perto de 0, há um indicativo de forte expansão. Calibramos o valor φ para 1,62, de tal forma a obtermos uma evolução de $F(z_t)$ aderente à classificação dos períodos de recessão identificados pelo Comitê de Datação de Ciclos Econômicos (CODACE), vinculado ao IBRE, como se pode observar no gráfico 7.[23] Uma das principais vantagens desta abordagem é que a análise não fica restrita à dicotomia entre os regimes, uma vez que há possibilidade da 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 (1997-2017)



Elaboração dos autores.

23. Em consonância, também, com o critério utilizado em Auerbach e Gorodnichenko (2011) e baseado na regularidade empírica de que as economias passam, normalmente, 20% do tempo em períodos recessivos, implicando que $P[F(z_t)>0,8]\cong 0,2$.

Alternativamente, especificamos um modelo não linear com limiar (*threshold*),[24] similar ao trabalho de Bettendorf e Limbergen (2013), de tal modo que o indicador do ciclo econômico diferencia entre tempos *bons* e *ruins*, de acordo com o sinal do hiato do produto, ou entre tempos *normais* e *extremos*, de acordo com o quadrado do hiato do produto:[25]

$$\Delta ln(R_t) = [\beta^- + \varepsilon_{CP}^- \, \Delta ln(Y_t) + \gamma^- \, u_{t-1}] I(z_t) + [\beta^+ + \varepsilon_{CP}^+ \, \Delta ln(Y_t) + \gamma^+ \, u_{t-1}][1 - I(z_t)] + e_t, \quad (7)$$

em que um sobrescrito negativo indica tempos ruins ou normais e um positivo revela tempos bons ou extremos. Note-se que $I(z_t)$ 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.

Antes de prosseguirmos, cabe pontuar, primeiramente, que há várias maneiras 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). Trata-se de estimar os parâmetros da regressão para dois subconjuntos da amostra, de forma a obter uma estatística de teste *F* que permite avaliar a hipótese de quebra estrutural. Todavia, a desvantagem é que exige que o pesquisador estabeleça *a priori* a data da quebra.

Uma maneira de contornar essa limitação é por meio dos testes que assumem que essa data é desconhecida, como 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, sendo que, posteriormente, Andrews (1993) derivou a distribuição destas estatísticas de teste e Hansen (1997), os *p*-valores assintóticos. Em resumo, 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-se como hipótese nula a ausência de quebra estrutural.

24. Modelo econométrico no qual a não linearidade dos parâmetros depende de um limiar de uma variável observável. No nosso caso, este limiar é 0 – ou seja, o que importa para a dinâmica dos coeficientes do modelo é o sinal da variável *threshold*.

25. Em ambas as alternativas, é tomado como referência o hiato estimado pela função de produção. A primeira alternativa é mais direta: um sinal positivo do hiato indica um estado *bom* da economia, enquanto um hiato negativo indica um estado *ruim*. Na segunda alternativa, utiliza-se o sinal da série do quadrado do hiato, diferenciado pela sua média amostral, como parâmetro para a definição do estado da economia. Assim, um sinal positivo indica uma variância grande do hiato ou estado *extremo* da economia, ao passo que valores negativos indicam um estado *normal* da economia.

26. Os testes conduzidos neste trabalho excluem 15% dos dados do início e do final da amostra.

O teste de Bai-Perron baseia-se nos trabalhos de Bai e Perron (1998) e Bai e Perron (2003) e assume que, diferentemente do teste de Quandt-Andrews, há possibilidade de haver múltiplas quebras estruturais, identificadas endogenamente. Portanto, de maneira sequencial, se testa a hipótese nula de haver *n* quebras, sendo que a hipótese alternativa é que há *n*+1 quebras.

A abordagem recursiva serve para testar a estabilidade dos coeficientes de uma regressão – no caso deste trabalho, a elasticidade de longo prazo – de forma iterativa. Desse modo, a análise recursiva *para frente* consiste em estimar uma regressão para a equação de longo prazo do MCE para uma amostra com *T* observações iniciais,[27] adicionando-se um trimestre a cada iteração, até se chegar ao final da amostra. De maneira análoga, a análise *para trás* consiste em estimar esta 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 amostra.

4.3 Resultados das estimativas de elasticidade

Nesta subseção, analisamos os resultados das estimativas para elasticidades, bem como os testes de estabilidade deste parâmetro. Podemos observar, pela tabela 5, 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 todos as especificações distintas de receitas consideradas, sendo que todos os parâmetros são estatisticamente significativos.

De 1997/T3 a 2004/T2 – período de aumento da oneração tributária –, observa-se que a elasticidade ficou maior que 2,00 para todas as receitas. Já para o período posterior, ela permaneceu próxima à unidade. Quando consideramos toda a amostra – ou seja, de 1997/T3 a 2016/T4 –, constatamos que a elasticidade fica em torno de 1,23.

27. Estimam-se as equações, nestas duas abordagens, com T = 12.

TABELA 5

Estimativas da elasticidade de longo prazo (1997/T3-2016/T4)

Série de receita	1997/T3-2004/T2	2004/T3-2016/T4	1997/T3-2016/T4
RL1	2,2449***	1,0115***	1,2878***
	(0,2636)	(0,0580)	(0,0498)
RB1	2,2363***	0,9738***	1,2576***
	(0,2475)	(0,0599)	(0,0503)
RL2	2,0123***	1,1041***	1,2385***
	(0,1997)	(0,0459)	(0,0357)
RB2	2,0084***	1,0662***	1,2096***
	(0,1801)	(0,0491)	(0,0364)
RL3	2,0657***	1,0663***	1,2372***
	(0,1784)	(0,0495)	(0,0378)
RB3	2,0516***	1,0258***	1,2085***
	(0,1639)	(0,0502)	(0,0386)

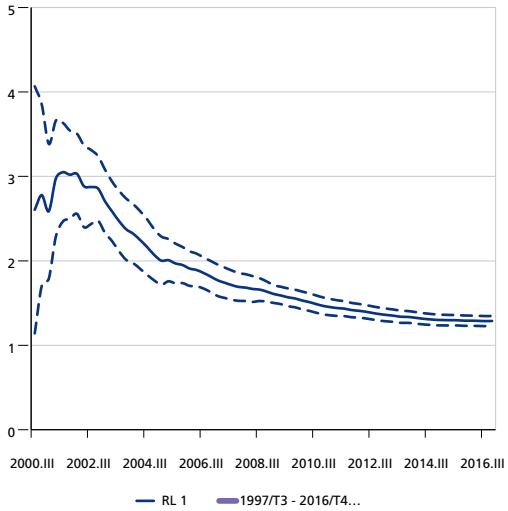
Elaboração dos autores.
Obs.: 1. Erro-padrão dos coeficientes entre parênteses.
2. * = Nível de 10%; ** = Nível de 5%; e *** Nível de 1%.

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.

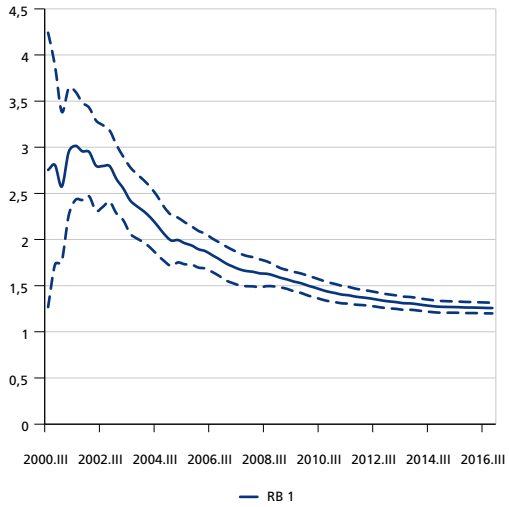
Adicionalmente, para se testar a hipótese de mudança do parâmetro ao longo do tempo, podemos analisar as estimativas recursivas nesse período. O gráfico 8 sugere que há evidência de queda da elasticidade para todos os seis grupos de receita. Ao olharmos pela ótica contrária – ou seja, como a elasticidade evoluiu considerando os acréscimos de observações passadas, a partir do gráfico 9, também verificamos uma possível instabilidade desse parâmetro.

GRÁFICO 8
Estimativas recursivas (para frente) da elasticidade de longo prazo

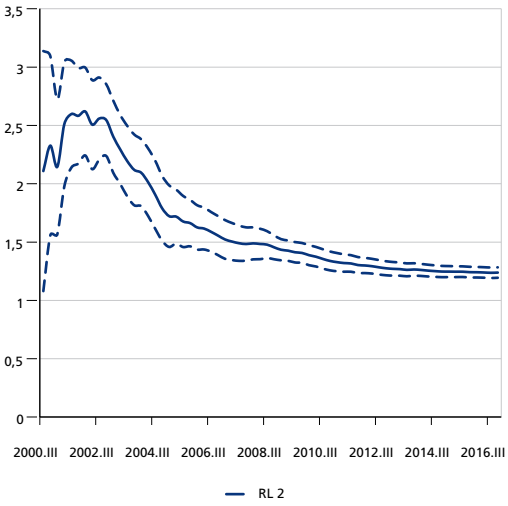
8A –RL 1



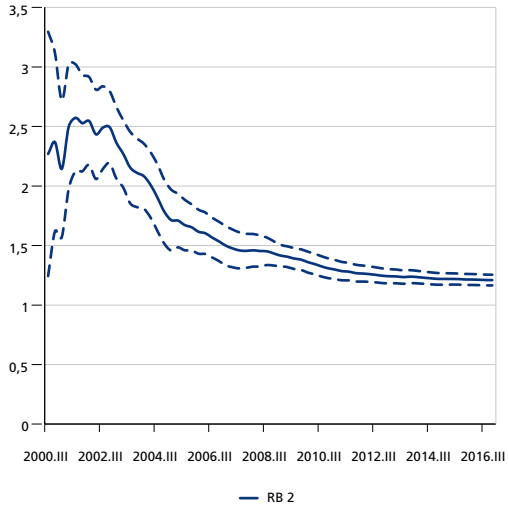
8B – RB 1



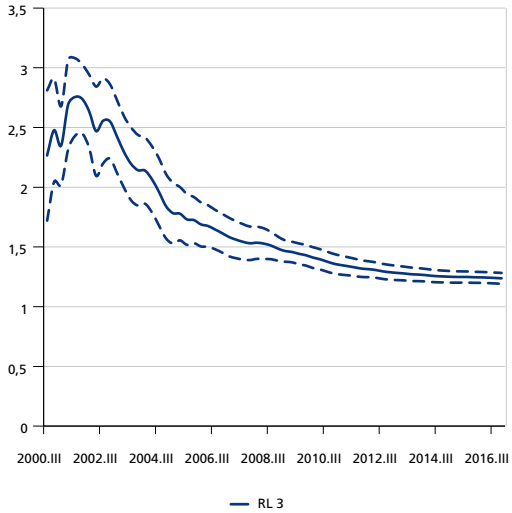
8C – RL 2 8



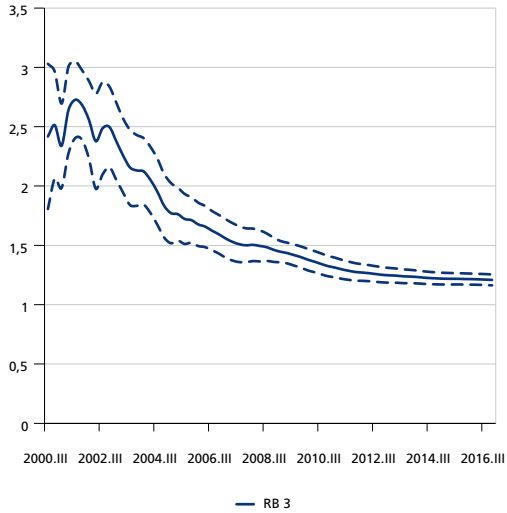
8D – RB 2



8E – RL 3



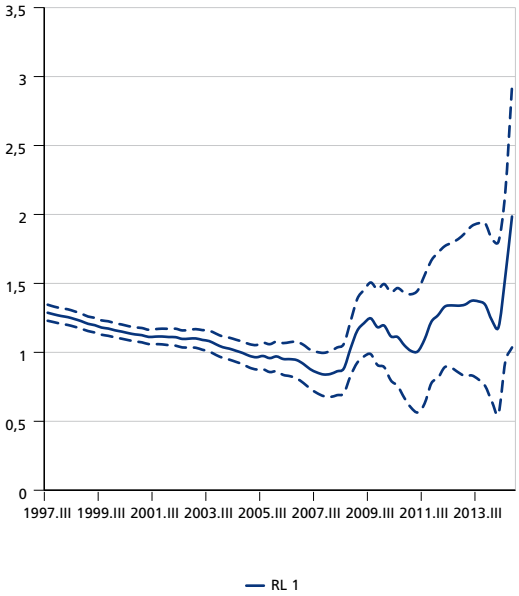
8F – RB 3



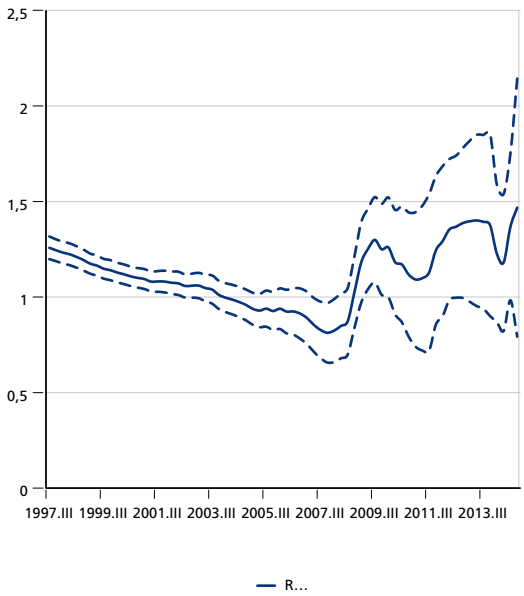
Elaboração dos autores.
Obs.: A linha sólida corresponde à estimativa pontual do coeficiente, e as linhas pontilhadas representam o intervalo de confiança de 95%.

GRÁFICO 9
Estimativas recursivas (para trás) da elasticidade de longo prazo

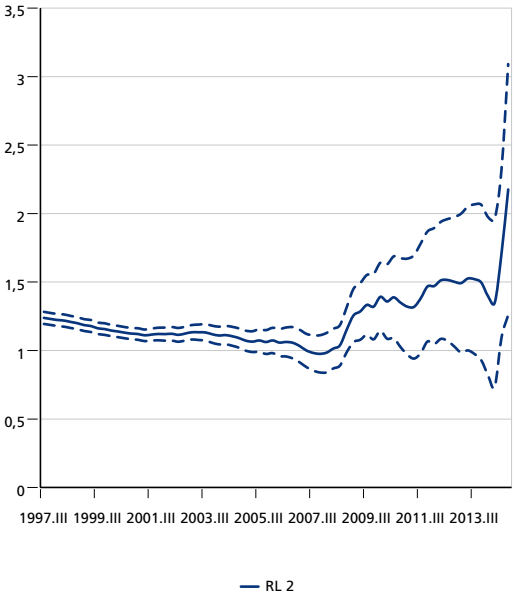
9A – RL 1



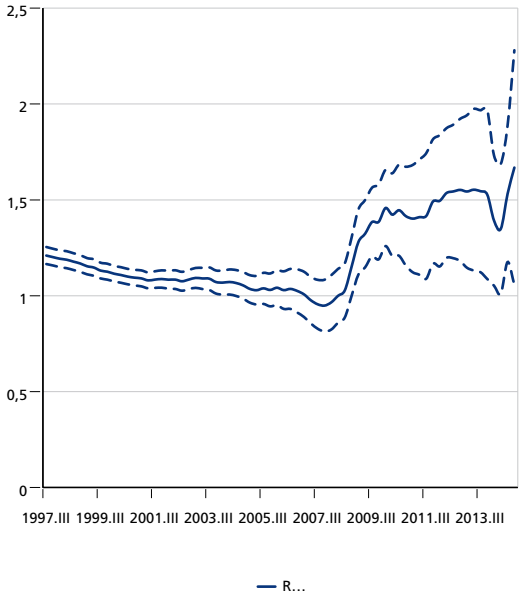
9B – RB 1



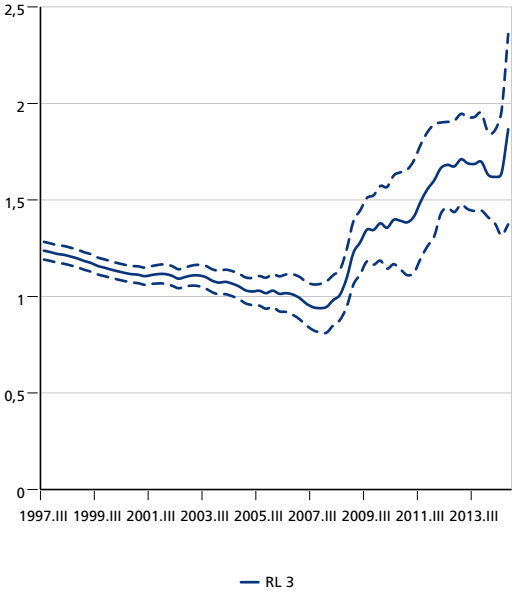
9C – RL 2



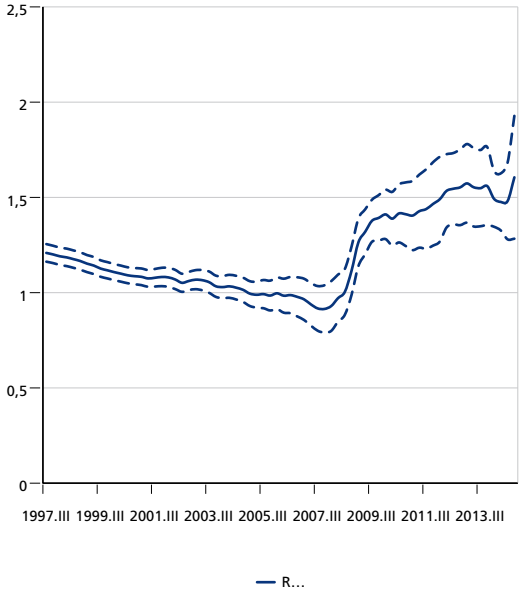
9D – RB 2



9E – RL 3



9F – RB 3



Elaboração dos autores.
Obs.: A linha sólida corresponde à estimativa pontual do coeficiente, e as linhas pontilhadas representam o intervalo de confiança de 95%.

Desse modo, a partir da análise das estimativas recursivas, foi possível identificar um indício de que houve quebra estrutural da elasticidade de longo prazo pelo problema já apontado de uma eventual imperfeição – ou incompletude – no procedimento de *tax correction*, no início da amostra. Entretanto, existe a possibilidade de que isso tenha ocorrido em razão de algum evento ou instabilidade no período recente, relacionado com a crise econômica.

Nota-se que a elasticidade, no período mais recente, também parece ser maior quando olhamos para o gráfico 9, que mostra o parâmetro recursivamente estimado para trás. Contudo, isso, inclusive, pode ser atribuído ao pequeno tamanho da amostra quando consideramos, por exemplo, o período 2009-2016.

Para podermos explorar melhorar esse tópico – ou seja, averiguar possíveis quebras estruturais na elasticidade –, recorremos aos testes de Quandt-Andrews e Bai-Perron. A tabela 6 aponta para a hipótese de quebra em 2003/T1 e 2009/T3.

TABELA 6
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 ***

Elaboração dos autores.
Obs.: * Nível de 10%;** = Nível de 5%; e *** = Nível de 1%.

As elasticidades foram estimadas novamente, considerando as potenciais datas de quebra como referência para as partições da amostra. Observa-se, na tabela 7, que há grandes diferenças ao considerar 2003/T1 como data de quebra. Entretanto, considerando 2009/T3 como trimestre de quebra, para amostra do período 2003/T2-2016/T4, não constatamos uma disparidade considerável na elasticidade. A elasticidade média para o subperíodo 2003/T2-2009/T3 é 1,28, enquanto para o subperíodo 2009/T4-2016/T4 é de 1,36; ambas maiores que a média global de 1,10 para o período 2003-2016.

TABELA 7
Estimativas da elasticidade de longo prazo (1997/T3-2016/T4)

Série de receita	1997/T3-2003/T1	2003/T2-2016/T4	2003/T2-2009/T3	2009/T4-2016/T4
RL2	2,4042***	1,1334***	1,3007***	1,3204***
	(0,1203)	(0,0381)	(0,0583)	(0,1015)
RB2	2,3622***	1,0902***	1,2514***	1,3856***
	(0,1152)	(0,0395)	(0,0634)	(0,0819)
RL3	2,4239***	1,1089***	1,3080***	1,3444***
	(0,1412)	(0,0418)	(0,0600)	(0,1130)
RB3	2,3782***	1,0652***	1,2554***	1,3922***
	(0,1498)	(0,0416)	(0,0649)	(0,0735)

Elaboração dos autores.
Obs.: 1. Erro-padrão dos coeficientes entre parênteses.
2. * = Nível de 10%; ** = Nível de 5%; e *** = Nível de 1%.

Nesse sentido, testamos se haveria variabilidade dos parâmetros de acordo com o ciclo econômico. Na tabela 8, verificamos que a elasticidade de curto prazo para o modelo linear se mantém perto da unidade. Já para o modelo não linear de transição suave (*smooth transition*), as elasticidades não são significativas e com sinal não esperado (negativo para expansão). Dessa maneira, ao considerarmos os estados da economia como função do crescimento econômico, não há diferença nas elasticidades.

Para o modelo com limiar (*threshold*), notamos que, mesmo com coeficientes estatisticamente significativos ao considerarmos recessão e expansão, não há diferenças relevantes entre as estimativas. Por fim, no 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 indicador ciclo econômico do que a 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 8
Estimativas da elasticidade de curto prazo

Série de receita	Linear	*Smooth transition*		*Threshold*			
		Recessão	Expansão	Recessão	Expansão	Normais	Extremos
RL2	0,9890***	0,4450	0,0974	1,0010***	1,1150*	0,9479***	1,2774***
	(0,2475)	(0,4826)	(0,7857)	(0,2829)	(0,6488)	(0,3038)	(0,4681)
RB2	0,9723***	0,4030	-0,1055	1,0086***	0,9373	0,8599***	1,4224***
	(0,2343)	(0,4514)	(0,7348)	(0,2679)	(0,6156)	(0,2841)	(0,4371)

(Continua)

(Continuação)

Série de receita	Linear	*Smooth transition*		*Threshold*			
		Recessão	Expansão	Recessão	Expansão	Normais	Extremos
RL3	1,0844***	0,5597	-0,0691	1,0757***	1,0651*	0,9550***	1,3952***
	(0,2157)	(0,4008)	(0,6582)	(0,2451)	(0,5707)	(0,2642)	(0,4048)
RB3	1,0103***	0,4335	-0,3678	1,0048***	0,8895	0,8377***	1,4740***
	(0,2121)	(0,3919)	(0,6398)	(0,2394)	(0,5592)	(0,2532)	(0,3879)

Elaboração dos autores.
Nota: * = Nível de 10%;** = Nível de 5%; e *** = Nível de 1%.
Obs.: 1. Erro-padrão dos coeficientes entre parênteses.
2. Utilizou-se a amostra completa para estas estimativas – ou seja, de 1997/T3 a 2016/T4.

Em resumo, os resultados indicam que há uma clara quebra de parâmetro em 2003, o que se deve provavelmente às mudanças tributárias não capturadas pela *tax correction* antes dessa data. No período posterior a 2003, a elasticidade de longo prazo parece ter maior estabilidade em torno de 1,1 – nitidamente inferior à encontrada nos outros estudos 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 sim entre tempos normais e extremos (de grande volatilidade).

5 RESULTADO ESTRUTURAL E IMPULSO FISCAL

O resultado fiscal estrutural, conforme mencionado anteriormente, é um indicador de monitoramento da política fiscal que mescla técnicas de ajustamento ao ciclo econômico, baseados na estimativa do PIB potencial – ou tendencial –, com procedimentos complementares para expurgar o efeito de outros fatores cíclicos ou não recorrentes, como a volatilidade dos preços das *commodities* – principalmente em países cujas receitas são fortemente dependentes da exploração de recursos minerais –[28] e uma gama variada de eventos extraordinários com impacto relevante sobre os resultados fiscais – decorrentes ou não de contabilidade criativa.[29]

No caso brasileiro, Schettini *et al*. (2011), Oreng (2012) e Figueiredo e Mello (2017) utilizam essa abordagem mais ampla para estimar o resultado estrutural e

28. Ver 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).

assim também será feito nesta seção.[30] Outra característica comum desses estudos, que será replicada aqui, é desconsiderar eventuais efeitos cíclicos sobre as despesas de seguro-desemprego.[31] Além disso, por simplicidade, utilizaremos uma elasticidade média para ajustar o agregado de receitas consideradas suscetíveis ao ciclo econômico.

Dessa forma, a equação (1) pode ser reescrita da seguinte maneira para expressar o resultado fiscal estrutural:

$$R^* = T_c \left(\frac{Y^*}{Y}\right)^{\varepsilon_c} + T_p \left(\frac{P^*}{P}\right)^{\varepsilon_p} + T_d - T_n - G \,, \tag{8}$$

na qual T_c se refere às receitas que são submetidas ao ajuste cíclico; T_p são as receitas petrolíferas ajustadas de acordo com o hiato entre a tendência dos preços do petróleo (P^*) e seus preços observados (P); T_d são as receitas não ajustáveis; T_n , as receitas não recorrentes; e G, as despesas públicas. Analogamente, o resultado primário estrutural pode ser obtido a partir das seguintes adições e exclusões sobre o resultado fiscal convencional ($R = T - G$):

$$R^* = (T - G) - \Phi_c - \Phi_p - T_n \quad , \tag{9}$$

em que Φ_c é o componente cíclico das receitas submetidas ao ajuste e Φ_p , o componente cíclico das receitas petrolíferas dados por:

$$\Phi_c = T_c - T_c \left(\frac{Y^*}{Y}\right)^{\varepsilon_c}$$

e

$$\Phi_p = T_p - T_p \left(\frac{P^*}{P}\right)^{\varepsilon_o} .$$

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*.
31. A escolha por não ajustar a série histórica de gastos com seguro-desemprego foi tomada com base na constatação de uma dinâmica acíclica devido às particularidades do mercado de trabalho brasileiro (elevada rotatividade e declínio na informalidade), mas sugerimos rever essa questão em novos estudos.

Assim sendo, a aplicação da metodologia requer três passos básicos cujos resultados serão apresentados a seguir.

1) Estimar o componente cíclico das receitas (Φ_c), a partir da elasticidade estimada na seção 3 e do hiato do produto estimado na seção 2.
2) Estimar o componente cíclico dos *royalties* e das participações especiais do petróleo 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.

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 resultado entre receitas e despesas. Ademais, no caso do governo central, foram somados às despesas os subsídios implícitos nas operações de empréstimo do Tesouro ao Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES) e considerado o efeito das chamadas pedaladas fiscais (atrasos de repasses a bancos e fundos públicos), conforme explicitado nos relatórios do BCB. Dessa forma, mesmo antes do ajustamento ao ciclo, buscou-se reconstituir um indicador de resultado primário que retratasse, de modo mais fidedigno, a posição fiscal da administração pública, adotando a metodologia de Gobetti e Orair (2017).

O resultado pré-ajuste cíclico, na versão acima e abaixo da linha – estimado pelo BCB pela variação do endividamento –, está apresentado na tabela 9 para o período 2002-2016, bem como a discrepância entre as duas metodologias.[32]

32. Lembrando que, conceitualmente, o resultado primário equivale à diferença entre os juros nominais líquidos e a variação de endividamento líquido entre dois períodos. Se, por exemplo, os juros nominais líquidos são de 5% do PIB e a dívida líquida cresce 4 pontos percentuais (p.p.) do PIB, pode-se deduzir, indiretamente, que o resultado primário foi superavitário em 1% do PIB. É dessa forma que o Banco Central do Brasil (BCB) estima o resultado fiscal, enquanto o Tesouro calcula esse indicador, diretamente, pela diferença entre receitas e despesas primárias.

TABELA 9
Resultado primário da administração pública (2002-2016)
(Em % do 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	30,1	30,6
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
d/q *royalties*/ dividendos	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: Gobetti e Orair (2017).

5.1 O componente cíclico das receitas tributárias

O componente cíclico das receitas tributárias foi estimado tomando-se como referência as estimativas das elasticidades apresentadas na seção 3 e do hiato do produto na seção 2 – bem como outras estimativas de hiato disponíveis. Dada a evidência de quebra estrutural das elasticidades em 2003, 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 *tax correction* e de exclusão de receitas não recorrentes – ou seja, 1,12 para *RL* e 1,08 para *RB*.[33]

A tabela 10 mostra a magnitude do componente cíclico por ano, entre 2000 e 2017, calculado com quatro distintas séries de hiato do produto, estimadas por função de produção – cálculos próprios (CP), LCA e Ipea – e por filtro HP. É possível observar que as três referências de hiato por função de produção indicam expressivos componentes cíclicos negativos entre 2015 e 2017, diferentemente do filtro HP. Para 2017, por

33. Não se utilizando as elasticidades de curto prazo encontradas pelo modelo com limiar (*threshold*), considerando a complexidade envolvida no cálculo e uma opção por maior parcimônia.

exemplo, o componente cíclico supera os -2,0% do PIB potencial no modelo baseado nos nossos cálculos e nos da LCA; fica em torno de -1,6% com o indicador do Ipea; e permanece apenas com -0,6%, com o filtro HP.

TABELA 10
Componente cíclico da receita tributária (2000-2017)
(Em % do PIB)

Ano	FP_CP		FP_LCA		FP_IPEA		Filtro HP	
	RL	RB	RL	RB	RL	RB	RL	RB
2000	-0,48	-0,46	-0,75	-0,73	-0,07	-0,07	0,22	0,21
2001	-0,65	-0,63	-0,93	-0,89	-0,40	-0,39	-0,06	-0,06
2002	-0,57	-0,54	-0,38	-0,35	-0,27	-0,25	0,08	0,08
2003	-0,68	-0,66	-0,43	-0,42	-0,82	-0,79	-0,50	-0,48
2004	0,32	0,31	0,30	0,29	-0,27	-0,26	0,11	0,10
2005	0,42	0,41	0,40	0,39	-0,51	-0,50	-0,17	-0,16
2006	0,61	0,59	0,51	0,49	-0,48	-0,46	-0,29	-0,28
2007	1,21	1,17	1,10	1,06	0,07	0,07	0,18	0,17
2008	1,13	1,09	1,34	1,29	0,23	0,23	0,33	0,32
2009	-0,08	-0,08	0,36	0,34	-0,90	-0,86	-0,91	-0,86
2010	0,86	0,82	1,20	1,15	0,33	0,32	0,11	0,11
2011	0,91	0,86	1,22	1,16	0,36	0,34	0,32	0,30
2012	0,63	0,60	0,88	0,85	0,17	0,16	0,20	0,19
2013	0,89	0,85	0,81	0,77	0,56	0,54	0,71	0,68
2014	0,54	0,52	0,27	0,26	0,43	0,41	0,78	0,75
2015	-0,91	-0,88	-1,00	-0,96	-0,63	-0,60	-0,10	-0,10
2016	-2,22	-2,08	-2,05	-1,92	-1,60	-1,50	-0,95	-0,89
2017	-2,38	-2,28	-2,16	-2,06	-1,34	-1,28	-0,61	-0,59

Elaboração dos autores.

Por sua vez, no período passado, 2006 e 2012 – exceto 2009, na crise –, as estimativas baseadas nos nossos cálculos e nos da LCA indicam que o componente cíclico positivo – ou seja, que contribuiu positivamente para os *superavits* da época – foi bem maior que o apurado com base no filtro HP – e na metodologia de função de produção do Ipea. Isso porque, conforme mencionado anteriormente, as estimativas baseadas direta ou indiretamente em filtro HP tendem a estar mais sujeitas ao problema de viés pró-cíclico, indicando que o PIB potencial é mais alto que efetivamente é nos períodos de crescimento acelerado e mais baixo nas fases recessivas prolongadas.

Metodologias menos suscetíveis a esse problema, como nossas estimativas próprias, sugerem que parte significativa dos *superavits* fiscais, obtidos entre 2006 e 2008, foi proporcionada por fatores cíclicos excepcionalmente positivos e que, na época, não

foram assim percebidos. Da mesma forma, no período recente, indica que o componente cíclico negativo é substancialmente maior que o apurado pelas análises mais convencionais, baseadas ou não em filtro HP.

O caráter cíclico desse componente não implica necessariamente que ele será revertido, de maneira fácil, com a retomada do crescimento econômico, tanto por sua elevada magnitude quanto pelo ritmo esperado de recuperação no curto prazo, que pode ser muito próximo do potencial, em torno de 2% a.a. Sugere-se, desse modo, uma redução bastante lenta e gradual do hiato do produto e, por consequência, do componente cíclico negativo das receitas fiscais.

Na prática, isso significa que, antecipando um pouco as conclusões, não se deve esperar – pelo menos *a priori* – uma grande contribuição do componente cíclico para a reversão dos *deficits* fiscais. Embora estruturalmente, ou em termos ajustados ao ciclo, os *deficits* sejam menores que o indicado pelas estatísticas, a convergência entre ambos pode levar tempo.

5.2 O componente cíclico das receitas petrolíferas

O componente cíclico das receitas fiscais petrolíferas associado às flutuações do preço do petróleo foi estimado 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 multiplicado pela 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.[34]

Sob outra perspectiva, devido à ciclicidade da própria tendência dos preços do petróleo (apêndice C), adotou-se um ajuste considerando o preço médio dos últimos vinte anos (R$ 202,44, ou US$ 61,00 pela taxa de câmbio de junho). Esse critério está em linha com o adotado por outros países que utilizam mecanismos de ajuste para

34. Devido a essa característica, a elasticidade dos *royalties* em relação ao preço do petróleo é unitária – mas defasada no tempo devido ao critério de arrecadação um mês após a produção, o que significa que dois terços ocorrem no próprio trimestre e um terço, no trimestre anterior –, e a elasticidade da participação especial 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 e Mello (2017). Por isso, 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 (apêndice C).

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 e Engel, 2000) – o que torna inadequado o uso de filtro estatístico.

Dessa forma, a tabela 11 apresenta a magnitude do componente cíclico relacionado aos desvios do preço do petróleo em relação à média dos últimos vinte anos, sendo em 2017 apresentado apenas para o primeiro trimestre.

TABELA 11

Componente cíclico da receita petrolífera tributária (2000-2017)

Ano	Valor nominal (R$ milhões)		(% do PIB)	
	Royalties	Participação especial	*Royalties*	Participação 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	(3.127)	(7.694)	0,0	-0,1

Elaboração dos autores.

5.3 As receitas não recorrentes

A definição de *não recorrência* está relacionada a eventos que, independentemente de suas motivações – por exemplo, se fruto ou não de contabilidade criativa e trapaças fiscais –, proporcionam ganhos/perdas extraordinários de receita. Contudo, nem toda receita atípica ou extraordinária deve, necessariamente, ser classificada como

não recorrente, de modo que a seleção dos eventos a serem excluídos do resultado estrutural envolve uma análise minuciosa caso a caso, com base em alguns critérios objetivos, mas que deixa algum grau de discricionariedade para o analista.

Em outras palavras, não existe um critério preciso na literatura para definir quais eventos devem ser considerados não recorrentes. O melhor guia sobre essa questão é fornecido por Joumard *et al.* (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 SPE. Como bem destacado por Figueiredo e Mello (2017, p. 7-8), "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.[35]

Nessa regra, todas as receitas de concessões e de alienação de bens são caracterizadas como não recorrentes e excluídas do resultado estrutural, uma vez que não alteram a posição patrimonial do ente governamental. No caso de estados e municípios, apenas esse tipo de receita foi classificado como não recorrente.

35. Algumas operações tratadas como não recorrentes pela SPE – por exemplo, as operações de cessão onerosa e capitalização da Petrobras em 2010, os depósitos e os saques da conta do Fundo Soberano e as pedaladas fiscais – já haviam sido previamente corrigidas, porque este estudo tomou como base as estatísticas de resultado primário mais reconstruídas por Gobetti e Orair (2017).

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).[36] A tabela 12 indica um impacto relevante desses eventos não recorrentes sobre as receitas (tributárias e não tributárias) dos últimos anos.

TABELA 12
Eventos não recorrentes excluídos do resultado estrutural (2002-2016)
(Em % do 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**

Elaboração dos autores.

5.4 O resultado estrutural das administrações públicas

O resultado primário estrutural dos três níveis de governo pode ser computado subtraindo os componentes cíclicos e não recorrentes das tabelas 10, 11 e 12 do resultado primário acima da linha da tabela 9. Na tabela 13, é apresentado o resultado detalhado dessa consolidação com o ajustamento cíclico, a partir do PIB potencial estimado por nossos *cálculos próprios*; na tabela 14, comparamos esse resultado com o que seria obtido com as outras estimativas de PIB potencial/tendencial, sempre utilizando a base de receita líquida.

Como é possível observar, há uma significativa deterioração das contas públicas a partir de 2008, mas a magnitude estrutural dessa deterioração é altamente sensível às estimativas de PIB potencial. No critério abaixo da linha, o resultado fiscal estrutural piora 3,3 p.p. do PIB (de um *superavit* de 1,7%-1,9% para um *deficit* de 1,6%-1,4%), quando considerados os nossos cálculos próprios e os da LCA para o hiato do produto, enquanto o resultado obtido com base nas estimativas do Ipea ou do filtro HP indicam deterioração entre 4,8 p.p. e 5,4 p.p.

36. Por fim, pelo critério da SPE, também se consideraram não recorrentes as receitas de concessão no governo federal e de alienação de bens nos governos regionais.

As diferenças de magnitude se expressam principalmente pelo lado das despesas, uma vez que as elasticidades próximas da unidade utilizadas neste estudo tornam as receitas ajustadas ao ciclo praticamente iguais em proporção dos distintos PIB potenciais. Em outras palavras, na prática o que se verifica é que o PIB potencial acaba tendo uma importância muito maior para definir a evolução da despesa em termos estruturais: se o produto potencial é mais volátil, como no caso das estimativas baseadas em filtro HP, a relação despesa-PIB potencial aumenta 3,6 p.p. entre 2008 e 2016; se o produto potencial é mais estável (menor que o indicado no passado pelo filtro e maior no presente), como nos nossos cálculos, o aumento estrutural é de 1,4 p.p, com uma expansão de 2,6 p.p. entre 2008 e 2014 e uma redução de 1,2 p.p. entre 2014 e 2016.

Dessa maneira, as divergências nas estimativas do PIB potencial afetam significativamente o cálculo do resultado estrutural da administração pública e sua variação ao longo do tempo, criando uma grande incerteza sobre a melhor forma de avaliar e mensurar a orientação da política fiscal em conjunturas como as vividas recentemente pelo Brasil.

TABELA 13
Resultado estrutural e indicadores fiscais (2002-2016)
(Em % do PIB potencial)

Discriminação	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
Receita primária	32,0	32,1	33,1	34,2	34,3	34,4	34,4	32,8	33,4	33,7	33,0	32,7	31,9	32,0	31,6
Tributária	29,4	29,6	30,7	31,8	31,7	32,0	32,0	30,1	30,7	31,2	30,6	30,4	29,8	29,8	29,8
Outras	2,6	2,5	2,3	2,4	2,5	2,4	2,3	2,7	2,7	2,5	2,4	2,4	2,1	2,1	1,9
d/q *royalties*/ dividendos	0,8	0,8	0,8	0,8	0,9	0,9	0,9	1,2	1,2	1,1	1,0	0,9	0,8	0,7	0,6
Despesa	29,2	28,2	29,4	30,6	31,8	31,7	31,4	31,8	32,5	31,9	32,1	33,0	34,0	32,5	32,8
Pessoal	13,5	13,1	13,1	13,3	13,7	13,7	13,6	13,8	13,7	13,6	13,5	13,8	13,9	13,9	13,6
Benefícios sociais	6,7	7,1	7,7	8,1	8,5	8,7	8,3	8,5	8,5	8,5	8,7	9,0	9,1	9,0	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	1,7	2,1	1,9	2,3	2,3	2,8	2,3	2,2	2,2	2,5	1,6	1,5
Outras despesas	6,6	6,2	6,5	6,9	7,0	7,0	7,0	6,7	6,9	6,8	6,9	7,0	7,3	6,8	7,1
Res. primário AcLinha	2,8	3,8	3,7	3,6	2,5	2,6	2,9	1,0	0,9	1,8	0,9	-0,2	-2,1	-0,5	-1,2
Discrepância estatística	-0,4	-0,3	-0,7	-0,9	-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	2,4	3,5	2,9	2,8	1,9	1,9	1,9	0,6	0,4	1,2	0,4	-0,7	-2,2	-0,7	-1,4
Δ (RPt-RPt-1)		1,1	-0,5	-0,2	-0,9	0,0	0,0	-1,3	-0,2	0,7	-0,7	-1,1	-1,5	1,5	-0,6

Elaboração dos autores.

TABELA 14
Resultado estrutural abaixo da linha com diferentes produtos potenciais (2002-2016)
(Em % do PIB[1])

PIB pot	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
FP_CP	2,4	3,5	2,9	2,8	1,9	1,9	1,9	0,6	0,4	1,2	0,4	-0,7	-2,2	-0,7	-1,4
FP_LCA	2,2	3,3	3,0	2,8	2,0	2,0	1,7	0,2	0,1	0,9	0,2	-0,6	-1,9	-0,6	-1,5
FP_IPEA	2,1	3,6	3,5	3,6	2,9	3,0	2,8	1,4	1,0	1,7	0,9	-0,4	-2,1	-1,0	-2,0
Filtro HP	1,8	3,3	3,1	3,3	2,7	2,9	2,7	1,4	1,2	1,7	0,8	-0,5	-2,5	-1,5	-2,6

Elaboração dos autores.
Nota: [1] PIB potencial estimado por três versões de função de produção (CP, LCA e Ipea) e por filtro HP.

5.5 Impulso fiscal e ação discricionária

Tradicionalmente, como já foi destacado, a literatura trata a variação do resultado estrutural entre dois momentos do tempo como uma medida de impulso fiscal expansionista (-) ou contracionista (+), dependendo do seu sinal. Mais recentemente, entretanto, essa abordagem passou a sofrer duras críticas, na medida em que tem sido evidenciado que o impulso fiscal medido dessa forma pode ser bem diferente das ações efetivamente discricionárias do governo, sinalizando erroneamente a orientação da política fiscal (Devries *et al.*, 2011).

Esse problema pode ser explicado por inúmeros fatores: não apenas as incertezas em relação ao hiato do produto, destacadas ao longo deste estudo para o Brasil, como também a não detecção de todos os eventos não recorrentes que influenciam os resultados fiscais e a presença de relações endógenas entre receitas e PIB não devidamente controladas pela metodologia de cálculo do resultado estrutural.

Em função disso, um conjunto de estudos recentes está desenvolvendo abordagens alternativas para mensurar o impulso fiscal e a efetiva orientação da política fiscal. É o caso da Comissão Europeia (EC, 2013) e de Carnot e Castro (2015), no âmbito da CE, que propõem uma abordagem mista mesclando o enfoque narrativo ou de baixo para cima (*bottom-up*), para mensurar o impulso fiscal pelo lado das receitas e, pelo lado das despesas, uma abordagem semelhante ao ajustamento cíclico ou de cima para baixo (*top-down*), que usa o PIB potencial.

Porém, a abordagem para mensurar o impulso fiscal pelo lado das despesas toma como base a trajetória de médio prazo do produto potencial, com o propósito de prover um referencial de análise (*benchmark*) mais estável, e exclui determinados componentes dos gastos não sujeitos ao controle das autoridades fiscais no curto prazo – como os juros da dívida pública.

Resumidamente, a medida de esforço fiscal discricionário pela abordagem mista pode ser definida pela seguinte expressão (Carnot e Castro, 2015):

$$EFD_t = EFD_t^R + EFD_t^D = \frac{N_t^R}{Y_t} - \frac{\Delta D_t - \hat{g} D_{t-1}}{Y_t} \quad , \qquad (10)$$

na qual N_t^R corresponde ao impacto orçamentário incremental de todas as medidas discricionárias de receitas no ano t, Y_t é o PIB nominal, D_t são as despesas públicas e $\hat{g}$ é a taxa de crescimento de médio prazo do produto potencial, definida como a média móvel (centrada) decenal da taxa de crescimento do PIB potencial – cujo cálculo inclui projeções de taxas de crescimento nos anos mais recentes. Assim, em vez de se comparar a variação da despesa em proporção do PIB potencial, o que se compara é a diferença da sua taxa de crescimento em relação à taxa de crescimento do PIB potencial no médio prazo. Se o gasto público cresce acima dessa taxa de médio prazo, evidencia-se um impulso expansionista pelo lado das despesas ($EFD_t^D < 0$); em caso contrário, há um indicativo de contração fiscal ($EFD_t^D > 0$).

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 e/ou minimizar incertezas relativas à estimação pontual do produto potencial. Assim, mudanças no PIB potencial são absorvidas mais lentamente pelo indicador, sem distorcer a mensuração do esforço fiscal efetivo. Essa medida de impulso fiscal – denominada esforço fiscal discricionário – difere da apurada pela abordagem narrativa e é mais ampla que esta, porque não se restringe apenas às variações na despesa decorrentes de medidas estritamente discricionárias – e não correlacionadas ao ciclo –, refletindo também medidas anticíclicas e a própria inércia de alguns gastos – como pessoal e benefícios previdenciários –, cuja trajetória só é parcialmente controlada pelo governo.

Na tabela 15, apresentamos nossas estimativas para esse indicador de impulso baseado no esforço fiscal discricionário pelo lado das despesas. Adotamos uma média móvel de cinco anos – em vez de dez – do PIB potencial, dada a dificuldade de fazer projeções à frente mais longas que dois anos. Alternativamente, também apresentamos os cálculos a partir de uma média de dez anos, mas não centrada – pois consideramos a média de *t*-8 a *t*+2.

Os resultados mostram que o grau efetivo de expansionismo fiscal pelo lado das despesas, na última década, é significativamente menor que o apontado pela variação do resultado estrutural (despesa em proporção do PIB potencial) quando ancoramos o indicador na taxa média de crescimento do produto potencial. Com uma taxa média centrada de cinco anos, o impulso fiscal expansionista acumulado de 2009 a 2016 cai de 1,4% do PIB (tabela 13) para 0,8% do PIB. Com a taxa de dez anos, o impulso fiscal líquido acumulado no período torna-se praticamente neutro, com a expansão de 2,1% do PIB do período 2009-2014 sendo anulada pela contração de 2,2% do PIB no período 2015-2016.

TABELA 15
Esforço fiscal discricionário pelas despesas (2003-2016)
(Em % do PIB potencial)

Anual	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
EFD[1]	1,1	-1,1	-1,3	-1,2	0,0	-0,1	-0,3	-0,6	0,5	-0,2	-0,7	-1,0	1,6	-0,1
EFD[2]	1,2	-1,1	-1,3	-1,4	-0,2	-0,4	-0,6	-0,9	0,5	-0,1	-0,5	-0,6	2,0	0,2

Acumulado	Σ(2009-2014)	Σ(2015-2016)	Σ(2009-2016)
EFD[1]	-2,3	1,4	-0,8
EFD[2]	-2,1	2,2%	0,1

Elaboração dos autores.
Notas: [1]Calculo com taxa média centrada de cinco anos (t-3;t+2).
[2]Calculo com taxa média de dez anos (t-8;t+2).

Em outras palavras, quanto mais estável é a taxa de crescimento do PIB potencial (médias mais longas) considerada como referência para avaliar a trajetória da despesa, menor é a impressão de expansionismo fiscal da última década. É claro que tudo depende do propósito que se tem com a utilização do indicador de impulso fiscal. Se estivéssemos preocupados em avaliar o impacto da política fiscal sobre a demanda, precisaríamos fazer uma análise mais abrangente, estimando inclusive o efeito multiplicador das despesas, e não apenas apurando o seu aumento – ou redução – em proporção do PIB – ou do PIB potencial.

Todavia, a medida de impulso aqui apresentada não está focada em mensurar essa correlação, tendo outro objetivo principal, que é medir o esforço fiscal efetivo e, indiretamente, explicar o quanto da deterioração do resultado fiscal estrutural deve ser atribuída à ação – ou à falta de ação – do governo. Daí a justificativa pela escolha de um *benchmark* mais estável, que nos permite comparar a trajetória da despesa com a do PIB potencial de médio prazo, menos suscetível às oscilações de curto prazo.

Pelo lado das receitas, a estimativa do impulso fiscal foi feita tanto por aproximação da abordagem narrativa, quanto por variação do resultado estrutural ajustado ao ciclo, já explicitado na tabela 13. A abordagem narrativa requer que se identifiquem as medidas tributárias discricionárias concretas adotadas ao longo do tempo, quantificando seu impacto sobre as receitas. Visto que isso já foi parcialmente feito na seção 4, na correção prévia das bases de arrecadação tributária que serviram de referência para as estimativas de elasticidade, nesta subseção incluímos no cômputo os tributos que ficaram de fora do ajuste cíclico – ou seja, CPMF, IOF e Cide.

Nesse caso, optamos simplesmente por considerar a variação das receitas desses três tributos a cada ano, pois avaliamos que ela reflita melhor a magnitude das ações discricionárias do que qualquer análise descritiva que fizéssemos com base nas dezenas de decretos que alteraram as alíquotas desses tributos ao longo da última década e meia, buscando mensurar seu efeito sobre a arrecadação. Além disso, estimamos o impacto fiscal dos sucessivos anos em que a tabela do Imposto sobre a Renda da Pessoa Física (IRPF) não foi corrigida, bem como o impacto dos eventos de correção defasada.

Na tabela 16, o impacto fiscal das medidas tributárias discricionárias é comparado com a variação das receitas tributárias ajustadas ao ciclo econômico e líquidas de receitas não recorrentes (segunda linha da tabela 13). Em tese, se ambos os procedimentos de estimação do impulso fiscal tributário estivessem bem feitos, seria de se esperar que se aproximassem em magnitude. No período 2003-2016, isso ocorre em oito anos – diferenças menores que 0,3 p.p. do PIB.

A princípio, nos anos de maior divergência, tendemos mais a confiar nas medidas de impulso diretamente estimadas pela *tax measure*. Veja-se 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 *tax measure* líquida é de 0,9 p.p. do PIB, visto que a extinção da CPMF foi parcialmente compensada por um aumento de 0,4% nas alíquotas de IOF. Não existe nenhuma outra medida tributária – ou conjunto de medidas – que se tenha conhecimento e que tenha tido potencial para neutralizar completamente o impulso expansionista proporcionado pelo fim da CPMF.

Já em 2009, ocorre exatamente o contrário: o impulso medido pelas medidas discricionárias concretas indica um nível de desoneração (0,9% do PIB) bem menor que

o sugerido pela redução das receitas tributárias ajustadas ao ciclo e líquidas de eventos não recorrentes (1,9% do PIB). Ou seja, a discrepância de metodologia em 2009 é de magnitude igual e sinal contrário à de 2008. O que se explica muito provavelmente porque o componente cíclico ou extraordinário de 2008 foi subestimado, levando-nos a superestimar a receita estrutural desse ano e sua posterior redução.

Em resumo, parte expressiva do aumento de receita ocorrido em 2008, que compensou a extinção da CPMF, não teve qualquer origem em ação discricionária do governo; foi extraordinária e temporária, mas não foi capturada pela estimação do componente cíclico e não recorrente. Essa lacuna da metodologia de ajustamento ao ciclo está aparentemente relacionada à assimetria dos ciclos econômicos – ou seja, à forma assimétrica como os picos de crescimento e crise afetam os distintos componentes do produto e também se inter-relacionam a outros ciclos, como os financeiros.

TABELA 16
Medidas tributárias *versus* variação da receita ajustada ao ciclo (2003-2016)
(Em % do PIB potencial)

Impulso	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
Tax measures	0,0	1,0	0,2	-0,1	0,0	-0,9	-1,0	0,6	0,1	-0,7	-0,5	-0,7	0,0	0,2
Δ Rec. tributária	0,2	1,1	1,1	-0,1	0,3	0,0	-1,9	0,6	0,5	-0,6	-0,3	-0,6	0,0	-0,1

Elaboração dos autores.

Algo parecido ocorreu em 2005, quando as receitas tributárias ajustadas ao ciclo e líquidas de eventos não recorrentes cresceram 1,1 p.p. do PIB potencial, enquanto as *tax measures* indicam um grau bem mais modesto de aumento discricionário da carga tributária, por volta de 0,2 p.p. do PIB. Tais fatos evidenciam a importância de se utilizar a abordagem narrativa para avaliar – ou validar outros métodos de avaliar – , de forma mais adequada, a orientação da política fiscal, principalmente quando estamos diante de ciclos econômicos e financeiros acentuados, cuja magnitude e cujos efeitos de curto prazo são difíceis de mensurar.

De qualquer maneira, é possível constatar pela tabela 16 que o impulso fiscal expansionista pelo lado da receita tributária, considerando as *tax measures* acumuladas de 2008 a 2016, soma 2,7 p.p. do PIB potencial; muito próximo dos 2,4 p.p. indicados pela queda da receita estrutural nesse período. Portanto, seja qual for a abordagem utilizada para avaliar a trajetória da receita, evidencia-se que a contribuição das desonerações

para a deterioração fiscal da última década é semelhante à expansão das despesas, mas, enquanto os gastos foram contraídos desde 2015 em função do ajuste fiscal, o mesmo esforço não ocorreu pelo lado das receitas.

Assim, do ponto de vista das ações discricionárias concretas, o esforço fiscal de ajustamento parece se concentrar exclusivamente no controle das despesas e em aumentos de receita explicados puramente por eventos não recorrentes, que não têm caráter estrutural. Por fim, cabe ainda assinalar a trajetória de queda das receitas não tributárias, com destaque para os *royalties* e os dividendos, que também contribuiu para a deterioração do resultado estrutural, mesmo quando os dados são submetidos ao ajuste cíclico. Fato este que não pode ser confundido com uma política discricionária de expansão fiscal, mas sim reflexo de outros fatores estruturais – ou conjunturais – que atingiram o setor estatal.

5.6 Síntese da análise e determinantes do resultado estrutural

A análise realizada na subseção anterior mostrou que existe uma divergência significativa entre as variações no resultado estrutural e no impulso fiscal estimado pela abordagem mista. Do lado das despesas, a discrepância se explica pela queda acentuada nas taxas de crescimento do PIB potencial, mesmo quando são adotados procedimentos de estimação para lidar com a volatilidade dos parâmetros dos modelos de estimação convencionais. O ajuste das despesas pela taxa média de crescimento do produto potencial ameniza o problema, oferecendo um *benchmark* mais estável para mensurar o esforço fiscal discricionário do governo.

Do lado das receitas tributárias, as discrepâncias de magnitude entre as abordagens *bottom-up* (narrativa) e *top-down* (derivada do ajustamento cíclico) são mais pontuais, decorrem de fatores extraordinários e temporários não capturados por essa última metodologia e felizmente se anularam ao longo do tempo no período mais relevante (2008-2016). Contudo, existem variações expressivas em outras receitas – como as de *royalties* e dividendos – e discrepâncias estatísticas na própria apuração do resultado primário – entre o Tesouro e o BCB, por exemplo – que influenciam o resultado estrutural.

Dessa forma, sugere-se decompor os principais determinantes da variação do resultado estrutural, isolando o impulso fiscal propriamente dito (esforço fiscal discricionário) de outros fatores. Fazemos isso na tabela 17, em que a primeira linha expressa

a variação do resultado estrutural (o impulso fiscal da metodologia convencional) e a segunda linha expressa o esforço fiscal, dividido em despesas e receitas. O sinal negativo denota expansões, que reduzem o resultado fiscal estrutural, enquanto o sinal positivo representa contrações, que aumentam este resultado.

O resíduo da última linha da tabela, por sua vez, corresponde à parcela da variação do resultado estrutural, explicada pelo desvio da taxa de crescimento do produto potencial em relação à sua média de longo prazo: quando o produto potencial cresce acima da taxa média, ele contribui para uma melhoria temporária do resultado estrutural, como é o caso de 2008; já quando cresce abaixo da média, ocorre o contrário. Se o PIB potencial não diverge significativamente da sua média, como ocorre em tempos normais, o impacto é pouco significativo.

Esse resíduo também pode ser visto como reflexo de eventuais erros de medida do PIB potencial e, portanto, do próprio componente cíclico dos resultados fiscais. De uma forma ou de outra, por erro de estimativa ou mudanças na tendência de crescimento do PIB potencial, é razoável que esse componente da variação do resultado estrutural seja identificado separadamente.

No apêndice D, apresentamos uma demonstração detalhada de como a volatilidade do PIB potencial – mensurado em termos de desvios da sua taxa de crescimento em relação à trajetória de médio prazo – pode ser calculada para cada um dos componentes do impulso fiscal. Para as despesas (D) e as receitas não ajustadas ao ciclo (P) , o efeito sobre o impulso será dado por:

$$\Delta^X = \frac{X_{t-1}}{Y_t^*}(\hat{g} - g_t^*) \quad , \tag{11}$$

na qual $X = P - D$ e $g = 1 + y$, e sendo y a taxa de crescimento do produto, o sobrescrito * refere-se ao produto potencial e o sobreascrito $\wedge$, à sua trajetória de médio prazo – no caso, média quinquenal. Para as receitas ajustadas ao ciclo (*R*), por sua vez, o impacto é:

$$\Delta^R = \left(Y_t^* / Y_{t-1}\right)^{\varepsilon} \frac{R_{t-1}}{Y_t^*} g^{\varepsilon}(\hat{g}^{1-\varepsilon} - g_t^{*1-\varepsilon}) \quad . \tag{12}$$

Portanto, no caso mais geral, o impacto dos desvios do PIB potencial em relação à sua trajetória de médio prazo é mais relevante sobre a mensuração do impulso pelo lado das despesas e das receitas não ajustadas ao ciclo econômico. Para as receitas ajustadas ao ciclo econômico, que dependem da elasticidade-receita-PIB, o efeito é menor porque ele depende de $(\hat{g}^{1-\varepsilon} - g_t^{*1-\varepsilon})$..

TABELA 17
Determinantes da variação do resultado estrutural (2003-2016)
(Em % do PIB potencial)

Anual	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
Δ (RPt - RPt-1)	1,1	-0,5	-0,2	-0,9	0,1	0,0	-1,3	-0,2	0,7	-0,7	-1,1	-1,5	1,5	-0,7
Esforço fiscal discricionário	1,2	-0,1	-1,1	-1,4	0,1	-1,0	-1,3	0,0	0,7	-0,8	-1,2	-1,6	1,6	0,1
d/q despesa	1,1	-1,1	-1,3	-1,2	0,0	-0,1	-0,3	-0,6	0,5	-0,2	-0,7	-1,0	1,6	-0,1
d/q *tax measures*	0,0	1,0	0,2	-0,1	0,0	-0,9	-1,0	0,6	0,1	-0,7	-0,5	-0,7	0,0	0,2
Δ Receita não discricionária[1]	0,0	0,0	1,0	0,2	0,1	1,0	-0,6	0,0	0,2	-0,1	0,2	-0,2	0,1	-0,6
Δ Discrepância estatística	0,1	-0,4	-0,2	0,3	-0,1	-0,2	0,6	-0,1	-0,2	0,2	0,0	0,3	-0,1	0,1
Resíduo: PIB potencial[2]	-0,2	0,0	0,0	0,0	0,1	0,3	0,0	0,0	0,0	0,0	-0,1	-0,1	-0,1	-0,2

Acumulado por período	Σ(2009-14)	Σ(2015-16)	Σ(2009-16)
Δ (RPt - RPt-1)	-4,2	0,8	-3,3
Esforço fiscal discricionário	-4,2	1,7	-2,6
Δ Receita não discricionária[1]	-0,5	-0,6	-1,0
Δ Discrepância estatística	0,8	0,0	0,8
Resíduo: PIB potencial[2]	-0,3	-0,2	-0,5

Elaboração dos autores.
Notas: [1] Δ receita não discricionária inclui variações na receita tributária não explicada por medidas discricionárias e variações das receitas não tributárias, como *royalties*.
[2] O resíduo: PIB potencial corresponde ao efeito do desvio do PIB potencial em relação a sua taxa média, calculada como média centrada de cinco anos (t-2,...,t,...,t+2).

Realizando-se os cálculos segundo as expressões anteriores e analisando-se os dados da tabela 17, pode-se observar que os maiores problemas com a metodologia convencional de estimação do impulso fiscal estão localizados no período mais recente, durante a recessão do biênio 2015-2016, no qual é subestimado o esforço fiscal de ajuste do governo, em função da queda na taxa de crescimento do PIB potencial. Em outros momentos, como no período 2009-2014, embora os impulsos coincidam em magnitude pelas duas diferentes abordagens, isso ocorre por mera casualidade, tendo em vista que a queda das receitas não relacionadas a medidas discricionárias foi compensada pela redução das discrepâncias estatísticas.[37]

37. Como visto na tabela 13, os resultados fiscais acima da linha geralmente são melhores que os abaixo da linha. Assumindo que estes últimos, controlados pelo BCB, sejam mais precisos, a discrepância poderia indicar que a despesa seria maior que o indicado pelas estatísticas ou a receita, menor. No período mais recente, entretanto, essa discrepância se reduziu em magnitude.

Considerando-se o período 2009-2016, verifica-se que 62% da deterioração do resultado estrutural – descontando-se a discrepância estatística – são explicados pela expansão fiscal e que, pelo menos, 12% da piora podem ser atribuídos ao resíduo relacionado à queda na taxa de crescimento do PIB potencial. É claro que esse é um mero exercício de decomposição algébrica e não pretende avançar sobre relações causais – ou de endogeneidade – entre o expansionismo fiscal e a trajetória do produto potencial. O objetivo é meramente ilustrar alguns aspectos relacionados à interpretação do indicador de impulso estimado, a partir do resultado estrutural.

Note-se, ainda, que, se considerássemos a média de dez anos – em vez de cinco –, o peso da queda do PIB potencial sobre o resultado estrutural seria maior, da ordem de 39%, enquanto o impulso fiscal expansionista passaria a explicar apenas um terço da deterioração (tabela D.3 no apêndice D). Não é possível desprezar, também, o impacto da redução das receitas de *royalties* e dividendos e a influência sobre a arrecadação de fatores não controlados pela metodologia de ajustamento ao ciclo, que inclusive contribuíram para a deterioração fiscal. Em outras palavras, três fatores concorreram para determinar, em termos estruturais, desde a crise do período 2008-2009, a redução do *superavit* primário da administração pública e os recentes *deficits*: a política fiscal discricionária propriamente dita; a redução – inicialmente gradual e depois mais abrupta – na taxa de crescimento do PIB potencial; e, por fim, os fatores estruturais ou temporários correlacionados apenas indiretamente com o ciclo econômico e, portanto, não capturados pelas metodologias de ajuste.

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.

Neste 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 impulso da política fiscal.

Na seção relativa às estimativas de PIB potencial, mostramos que o uso da técnica de filtro puramente estatístico tem se mostrado inapropriado para prover estimativas robustas em tempo real, como as necessárias para o monitoramento da política fiscal. Adicionalmente, também mostramos que a abordagem convencional com função de produção tampouco está imune aos problemas dos filtros estatísticos, e, por isso, procuramos incorporar alguns dos principais procedimentos indicados pela literatura para aprimorar o processo de estimação.

Nossas estimativas de produto potencial foram submetidas ao teste de plausibilidade – inspirado em procedimento semelhante ao adotado no âmbito da Comissão Europeia – e, em geral, ficaram no intervalo de confiança definido pelo modelo, exigindo ajustes para alguns períodos em particular (2003-2004 e 2012). A metodologia de estimação parece produzir resultados mais robustos, quando comparamos com alternativas disponíveis, mas há ainda muito a ser aperfeiçoado.

Na seção dedicada ao cálculo das elasticidades, aplicamos o procedimento prévio de *tax correction* 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 2003-2016 – patamar bem inferior ao obtido por outros estudos semelhantes (1,4-1,6), provavelmente em função da 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 com limiar (*threshold*), indicaram que, em tempos extremos (elevado valor absoluto hiato do produto, positivo ou negativo), as elasticidades divergem da unidade e alcançam um patamar de 1,5, o que explica porque nas recessões – e nos *booms* – as receitas caem (crescem) proporcionalmente mais que o PIB.

Por fim, com base nas estimativas de produto potencial e nas elasticidades, mostramos que a atual recessão reduziu ciclicamente as receitas em 2,2% do PIB, e que, estruturalmente o resultado fiscal deteriorou cerca de 3,3 p.p. do PIB potencial, entre 2008 e 2016 – ou 4,2 p.p. pela abordagem acima da linha. Dessa deterioração, entre 39% e 62% podem ser explicad pela expansão fiscal discricionária – segundo metodologia adotada pela Comissão Europeia –, mas outra parcela relevante está relacionada à quebra estrutural na tendência do PIB potencial, refletida em taxas de crescimento do produto potencial menores que a média.

Além dessas estimativas propriamente, o estudo busca contribuir desenvolvendo melhor a abordagem mista para estimar o impulso fiscal e decompor as variações no resultado estrutural, demonstrando como erros de mensuração no PIB potencial – ou mudanças reais na taxa de crescimento dessa variável – afetam a estabilidade do *benchmark* da metodologia tradicional e, por consequência, a própria robustez do modelo hoje utilizado para avaliar a orientação da política fiscal.

REFERÊNCIAS

ALESINA, A. *et al*. **The effects of fiscal consolidations**: theory and evidence. Cambridge, MA: NBER, 2017. (NBER Working Papers, n. 23385).

ANDREWS, D. W. K. Tests for parameter instability and structural change with unknown change point. **Econometrica**, v. 61, n. 4, p. 821-856, 1993.

AREOSA, M. B. **Combining Hodrick-Prescott filtering with a production function approach to estimate output gap**. Brasília: BCB, 2008. (Working Paper Series, n. 172).

AUERBACH, A. J.; GORODNICHENKO, Y. **Fiscal multipliers in recession and expansion**. Cambridge, MA: NBER, 2011. (NBER Working Papers, n. 17447).

_____. 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**, v. 66, n. 1, p. 47-78, 1998.

_____. Computation and analysis of multiple structural change models. **Journal of Applied Econometrics**, v. 18, n. 1, p. 1-22, 2003.

BETTENDORF, L.; LIMBERGEN, D. **The stability of tax elasticities in The Netherlands**. The Hague: CPB Netherlands Bureau for Economic Policy Analysis, 2013. (CPB Discussion Paper, n. 256).

BLAGRAVE, P. *et al*. **A simple multivariate filter for estimating potential output**. Washington: IMF, 2015. (IMF Working Paper, n. 15/79).

BLANCHARD, O. J. **Suggestions for a new set of fiscal indicators**. Paris: OECD Publishing, 1990. (OECD Economics Department Working Papers, n. 79).

BORGES, B. **Qual o tamanho do hiato do produto brasileiro no momento atual?** Rio de Janeiro: IBGE; FGV, 2017. Disponível em: <https://bit.ly/2su9EjB>.

BORIO, C.; DISYATAT, P.; JUSELIUS, M. **A parsimonious approach to incorporating economic information in measures of potential output**. asel: Monetary and Economic DepartmentBIS, 2014. (BIS Working Paper, n. 442).

BORNHORST, F. *et al*. **When and how to adjust beyond the business cycle? A guide to structural fiscal balances.** IMF, Fiscal Affairs DepartmentIMF, 2011. (IMF Technical Notes and Manuals).

BOSCHI M.; D'ADDONA, S. **The stability of tax elasticities over the business cycle in European countries. Camberra: Crawford School of Public Policy/**, CAMA, 2017. (CAMA Working Paper, n. 44/2017).

CAGGIANO, G. *et al*. Estimating fiscal multipliers: news from a non-linear world. **The Economic Journal**, v. 125, n. 584, p. 746-776, May 2015.

CARNOT, N.; CASTRO, F. **The discretionary fiscal effort**: an assessment of fiscal policy and its output effect. Brussels: European Commission, Feb. 2015. (Economic Papers, n. 543).

CHOW, G. C. Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions. **Econometrica**, v. 28, n. 3, p. 591-605, 1960.

COSTANTINI, O. **The cyclically adjusted budget**: history and exegesis of a fateful estimate. New York: Institute for New Economic Thinking, 2015. (Working Paper, n. 24).

COTTARELLI, C. Potential growth rates and the working of SGP fiscal rules. **Vox CEPR Policy Portal**, 2 Mar. 2015. Disponível em: <https://bit.ly/1FzrjV5>.

D'AURIA, F. *et al*. **The production function methodology for calculating potential growth rates and output gaps**. Brussels: European Commission, July 2010. (Economic Papers, n. 420).

DEUTSCHE BUNDESBANK. **On the reliability of international organisations' estimates of the output gap**. Germany: Deutsche Bundesbank, Apr. 2014. (Monthly Report).

DEVRIES, P. *et al*. **A new action-based dataset of fiscal consolidation**. Washington: IMF, 2011. (IMF Working Paper Series, n. 11128).

EC – EUROPEAN COMMISSION. **Report on public finances in EMU**. Brussels: EC, 2013. (European Economy, n. 4/2013). Disponível em: <https://bit.ly/2xO2Ylu>.

_____. **European economic forecast**. Luxembourg: Publications Office of the European Union, 2016. (Institutional Paper, n. 38). Disponível em: <https://bit.ly/2Lqu58b>.

FABER, F. I. L. Parcelamentos tributários: análise de comportamento e impacto. **Revista de estudos tributários e aduaneiros da Receita Federal**, v. 3, n. 1-2, p. 161-187, 2017.

FIGUEIREDO, C. G.; MELLO, L. C. **Nota metodológica do resultado fiscal estrutural**. Brasília: SPE, 2017.

GIORNO, C. *et al*. **Estimating potential output, output gaps and structural budget balances**. Paris: OECD Publishing, 1995. (OECD Economics Department Working Papers, n. 152).

GIROUARD, N.; ANDRÉ, C. **Measuring cyclically-adjusted budget balances for OECD countries**. Paris: OECD Publishing, 2005. (OECD Economics Department Working Papers, n. 6434).

GOBETTI, S. W. **Regras fiscais no Brasil e na Europa**: um estudo comparativo e propositivo. Brasília: Ipea, 2014. (Texto para Discussão, n. 2018).

GOBETTI, S. W.; ORAIR, R. O. **Resultado primário e contabilidade criativa**: reconstruindo as estatísticas fiscais acima da linha do governo geral. Brasília: Ipea, 2017. 58 p. (Texto para Discussão, n. 2288).

GUAJARDO, J.; LEIGH, D.; PESCATORI, A. **Expansionary austerity**: new international evidence. Washington: IMF, 2011. (IMF Working Paper, n. 11/158).

HAGEMANN, R. P. **The structural budget balance: the IMF's methodology.** WIMF, 1999. (IMF Working Paper, n. 99/95).

HAMILTON, J. **Why you should never use the Hodrick-Prescott filter**. Cambridge, MA: NBER, 2017. (NBER Working Papers, n. 23429).

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**. Brussels: European Commission, 2014. (Economic Papers, n. 535).

HELLER, P. *et al*. **A review of the fiscal impulse measure**. Washington: IMF, May 1986. 53 p. (Occasional Paper, n. 44).

HODRICK, R. J.; PRESCOTT, E. C. Postwar US business cycles: an empirical investigation. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 29, n. 1, p. 1-16, 1997.

HRISTOV, A.; RACIBORSKI, R.; VANDERMEULEN, V. **Assessment of the plausibility of the output gap estimates**. Luxembourg: Publications Office of the European Union, 2017. (Economic Brief, n. 23).

JOUMARD, I. *et al*. **Accounting for one-off operations when assessing underlying fiscal positions**. Paris: OECD Publishing, 2008. (OECD Economics Department Working Papers, n. 642).

MARCEL, M. *et al*. Balance estructural: la base de la nueva regla de política fiscal chilena. **Economia Chilena**, v. 4, n. 3, p. 5-27, 2001.

MOURRE, G.; PRINCEN, S. **Tax revenue elasticities corrected for policy changes in the EU**. Luxembourg: Publications Office of the European Union, 2015. (European Economy Discussion Papers, n. 18).

NEWEY, W.; WEST, K. A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. **Econometrica**, v. 55, n. 3, p. 703-708, 1987.

OKUN, A. M. Potential GNP: its measurement and significance. *In*: AMERICAN STATISTICAL ASSOCIATION (Ed.). **Proceedings of the business and economic statistics section**. Washington: American Statistical Association, 1962. p. 98-103.

ORAIR, R. **Desonerações em alta com rigidez da carga tributária**: o que explica o paradoxo do decênio 2005-2014? Brasília: Ipea, 2015. (Texto para Discussão, n. 2117).

ORENG, M. ***Superavit* fiscal estrutural brasileiro**. São Paulo: Itaú, abr. 2012. (Texto para Discussão, n. 6).

ORLANDI, F. **Structural unemployment and its determinants in the EU countries**. Brussels: European Commission, 2012. (Economic Papers, n. 455).

PISANI-FERRY, J. Unnecessary instability. **Project Syndicate, 31** mar. 2015. Disponível em: <https://bit.ly/2sLv23e>.

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**. Rio de Janeiro: IBRE/FGV, 2016. (Nota Técnica FGV IBRE).

ROMER, C.; ROMER, D. 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.

SCHAECHTER, A. *et al*. **Fiscal rules in response to the crisis-toward the next-generation rules**: a new dataset. New York: IMF, 2012. (Working Paper, n. 12/187).

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, p. 233-285, 2011.

SOUZA JÚNIOR, J. R. **Capacidade produtiva ociosa atual e projeção para o produto potencial 2017-2018**. Ipea, 2017. (Carta de Conjuntura, n. 34).

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).

STN – SECRETARIA DO TESOURO NACIONAL. **Resultado do Tesouro Nacional**: séries históricas. Brasília: STN, 2017. Acesso em: 20 maio 2017.

STOCK, J.; WATSON, M. A Simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems. **Econometrica**, v. 61, n. 4, p. 783-820, 1993.

VALDÉS, R.; ENGEL, E. **Optimal fiscal strategy for oil exporting countries**. Washington: IMF, 2000. (IMF Working Paper, n. 00/118).

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

ALBEROLA, E. *et al*. **Output gaps and policy stabilisation in Latin America: the effect of commodity and capital flow cycles.** BIS, Monetary and Economic DepartmentBIS, 2016. (BIS Working Paper, n. 568).

APOKIN, A. Y.; IPATOVA, I. B. **Structural breaks in potential GDP of three major economies**: just impaired credit or the "new normal"? Moscow: National Research University Higher School of Economics, 2016. (WP BRP, n. 142/EC).

BCB – BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Notas econômico-financeiras para a imprensa**: política fiscal. Brasília: BCB, 2017.

FMI – FUNDO MONETÁRIO INTERNACIONAL. **Government finance statistics manual 2014**. Washington: FMI, 2014.

LENDVAI, J.; SALTO, M.; THUM-THYSEN, A. **Structural unemployment vs. NAWRU**: implications for the assessment of the cyclical position and the fiscal stance. Luxembourg: Publications Office of the European Union, 2015. (Economic Papers, n. 552).

ROMER, C.; ROMER, D. **A narrative analysis of postwar tax changes**. Berkeley: Department of Economics/University of California, 2008. (Working paper).

APÊNDICE A

TESTES DE QUEBRA ESTRUTURAL DO PRODUTO INTERNO BRUTO

TABELA A.1

Teste de Quandt-Andrews para a taxa de crescimento do produto interno bruto (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

Elaboração dos autores.
Obs.: Foram excluídos 15% dos dados do início e do final da amostra.

TABELA A.2

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

Elaboração dos autores.
Obs.: 1. Foram excluídos 15% dos dados do início e do final da amostra.
2. * = Nível de 5%.

APÊNDICE B

TABELA B.1
Resultados da ferramenta de plausibilidade (1996-2007)

Trim.-ano	Hiato	Previsão	Hiato revisto	Intervalo de plausibilidade			
				Limite inferior (REQM90)	Limite inferior (REQM68)	Limite superior (REQM68)	Limite superior (REQM90)
Mar./96	-1,98	1,06	-0,36	-0,36**	0,54	1,58	2,47
Jun./96	-2,88	-0,31	-1,73	-1,73**	-0,83	0,21	1,10
Set./96	0,36	0,18	0,36	-1,24	-0,34	0,70	1,59
Dez./96	-1,26	0,07	-1,26	-1,35	-0,45*	0,59	1,48
Mar./97	-0,74	1,32	-0,10	-0,1**	0,80	1,83	2,73
Jun./97	-1,02	0,61	-0,81	-0,81**	0,09	1,12	2,02
Set./97	-0,40	-0,19	-0,40	-1,60	-0,70	0,33	1,23
Dez./97	-0,31	-1,16	-0,31	-2,58	-1,68	-0,65*	0,25
Mar./98	-3,22	-2,10	-3,22	-3,51	-2,61*	-1,58	-0,68
Jun./98	-1,76	-2,18	-1,76	-3,60	-2,70	-1,67	-0,77
Set./98	-2,15	-3,50	-2,15	-4,92	-4,02	-2,99*	-2,09
Dez./98	-3,76	-4,19	-3,76	-5,61	-4,71	-3,68	-2,78
Mar./99	-4,31	-4,17	-4,31	-5,58	-4,68	-3,65	-2,75
Jun./99	-4,59	-3,06	-4,47	-4,47**	-3,58	-2,54	-1,64
Set./99	-4,70	-1,74	-3,16	-3,16**	-2,26	-1,22	-0,32
Dez./99	-3,53	-2,14	-3,53	-3,55	-2,65*	-1,62	-0,72
Mar./00	-2,36	-2,11	-2,36	-3,53	-2,63	-1,60	-0,70
Jun./00	-2,03	-1,18	-2,03	-2,60	-1,7*	-0,66	0,23
Set./00	-1,65	-1,09	-1,65	-2,51	-1,61*	-0,57	0,33
Dez./00	-0,74	-0,51	-0,74	-1,93	-1,03	0,00	0,90
Mar./01	-0,83	-0,72	-0,83	-2,14	-1,24	-0,20	0,70
Jun./01	-1,26	-1,50	-1,26	-2,91	-2,01	-0,98	-0,08
Set./01	-2,91	-3,48	-2,91	-4,90	-4,00	-2,96*	-2,07
Dez./01	-3,46	-2,11	-3,46	-3,52	-2,62*	-1,59	-0,69
Mar./02	-2,29	-1,39	-2,29	-2,80	-1,9*	-0,87	0,03
Jun./02	-2,23	-2,88	-2,23	-4,30	-3,40	-2,36*	-1,47
Set./02	-1,34	-3,69	-2,28	-5,11	-4,21	-3,18	-2,28**
Dez./02	-0,69	-2,29	-0,87	-3,70	-2,80	-1,77	-0,87**
Mar./03	-2,36	-1,36	-2,36	-2,78	-1,88*	-0,84	0,06
Jun./03	-2,89	-2,86	-2,89	-4,28	-3,38	-2,34	-1,45
Set./03	-2,38	-2,86	-2,38	-4,27	-3,37	-2,34	-1,44
Dez./03	-1,56	-1,14	-1,56	-2,56	-1,66	-0,62	0,28
Mar./04	-0,41	-1,03	-0,41	-2,45	-1,55	-0,51*	0,38
Jun./04	1,21	0,21	1,21	-1,21	-0,31	0,72*	1,62
Set./04	1,95	-0,26	1,15	-1,68	-0,78	0,25	1,15**
Dez./04	2,15	1,81	2,15	0,39	1,29	2,32	3,22
Mar./05	1,43	1,50	1,43	0,08	0,98	2,01	2,91
Jun./05	2,35	0,28	1,70	-1,13	-0,23	0,80	1,7**
Set./05	1,17	0,13	1,17	-1,29	-0,39	0,64*	1,54

(Continua)

(Continuação)

Trim.-ano	Hiato	Previsão	Hiato revisto	Intervalo de plausibilidade			
				Limite inferior (REQM90)	Limite inferior (REQM68)	Limite superior (REQM68)	Limite superior (REQM90)
Dez./05	1,22	0,64	1,22	-0,78	0,12	1,16*	2,05
Mar./06	1,72	1,69	1,72	0,28	1,18	2,21	3,11
Jun./06	1,72	1,33	1,72	-0,08	0,82	1,85	2,75
Set./06	2,19	1,82	2,19	0,40	1,30	2,34	3,24
Dez./06	2,36	2,41	2,36	1,00	1,90	2,93	3,83
Mar./07	3,30	3,18	3,30	1,76	2,66	3,69	4,59
Jun./07	4,22	3,87	4,22	2,46	3,35	4,39	5,29
Set./07	3,96	3,54	3,96	2,12	3,02	4,05	4,95
Dez./07	4,53	4,69	4,53	3,28	4,18	5,21	6,11

Elaboração dos autores.
Obs.: Os casos-limite estão indicados por * e os potencial implausíveis por **.

TABELA B.2
Resultados da ferramenta de plausibilidade (2008-2017)

Trim.-ano	Hiato	Previsão	Hiato revisto	Intervalo de plausibilidade			
				Limite inferior (REQM90)	Limite inferior (REQM68)	Limite superior (REQM68)	Limite superior (REQM90)
Mar./08	5,12	5,82	5,12	4,40	5,3*	6,33	7,23
Jun./08	5,62	4,76	5,62	3,34	4,24	5,28*	6,18
Set./08	6,30	3,41	4,82	1,99	2,89	3,92	4,82**
Dez./08	0,66	-1,25	0,16	-2,67	-1,77	-0,73	0,16**
Mar./09	-2,63	-1,58	-2,63	-2,99	-2,09*	-1,06	-0,16
Jun./09	-1,02	-0,36	-1,02	-1,77	-0,88*	0,16	1,06
Set./09	0,39	0,56	0,39	-0,85	0,05	1,08	1,98
Dez./09	1,78	1,68	1,78	0,27	1,17	2,20	3,10
Mar./10	2,45	2,68	2,45	1,27	2,17	3,20	4,10
Jun./10	2,95	3,71	2,95	2,29	3,19*	4,22	5,12
Set./10	3,28	3,12	3,28	1,70	2,60	3,63	4,53
Dez./10	3,25	3,71	3,25	2,29	3,19	4,23	5,12
Mar./11	2,96	3,29	2,96	1,88	2,77	3,81	4,71
Jun./11	4,07	3,08	4,07	1,66	2,56	3,6*	4,50
Set./11	2,99	1,93	2,99	0,51	1,41	2,44*	3,34
Dez./11	2,47	2,18	2,47	0,77	1,67	2,70	3,60
Mar./12	1,50	2,87	1,50	1,45	2,35*	3,38	4,28
Jun./12	1,54	3,42	2,01	2,01**	2,91	3,94	4,84
Set./12	2,67	3,05	2,67	1,63	2,53	3,57	4,46
Dez./12	2,46	3,03	2,46	1,62	2,52*	3,55	4,45
Mar./13	1,97	2,74	1,97	1,32	2,22*	3,25	4,15
Jun./13	3,56	2,51	3,56	1,10	2,00	3,03*	3,93
Set./13	3,64	2,17	3,58	0,75	1,65	2,68	3,58**
Dez./13	3,19	2,87	3,19	1,46	2,35	3,39	4,29
Mar./14	3,00	2,73	3,00	1,32	2,22	3,25	4,15
Jun./14	1,89	1,99	1,89	0,58	1,47	2,51	3,41
Set./14	1,48	0,91	1,48	-0,51	0,39	1,43*	2,32

(Continua)

(Continuação)

Trim.-ano	Hiato	Previsão	Hiato revisto	Intervalo de plausibilidade			
				Limite inferior (REQM90)	Limite inferior (REQM68)	Limite superior (REQM68)	Limite superior (REQM90)
Dez./14	1,33	-0,06	1,33	-1,48	-0,58	0,46*	1,35
Mar./15	-0,13	-1,48	-0,13	-2,90	-2,00	-0,97*	-0,07
Jun./15	-2,55	-3,41	-2,55	-4,82	-3,92	-2,89*	-1,99
Set./15	-4,17	-5,44	-4,17	-6,86	-5,96	-4,92*	-4,03
Dez./15	-5,27	-5,71	-5,27	-7,13	-6,23	-5,19	-4,30
Mar./16	-6,09	-6,32	-6,09	-7,73	-6,83	-5,80	-4,90
Jun./16	-6,82	-7,30	-6,82	-8,72	-7,82	-6,79	-5,89
Set./16	-7,05	-6,65	-7,05	-8,07	-7,17	-6,14	-5,24
Dez./16	-8,24	-7,96	-8,24	-9,38	-8,48	-7,45	-6,55
Mar./17	-7,52	-7,02	-7,52	-8,43	-7,54	-6,50	-5,60
Jun./17	-7,29	-6,41	-7,29	-7,82	-6,92*	-5,89	-4,99
Set./17	-7,70	-6,50	-7,70	-7,92	-7,02*	-5,99	-5,09

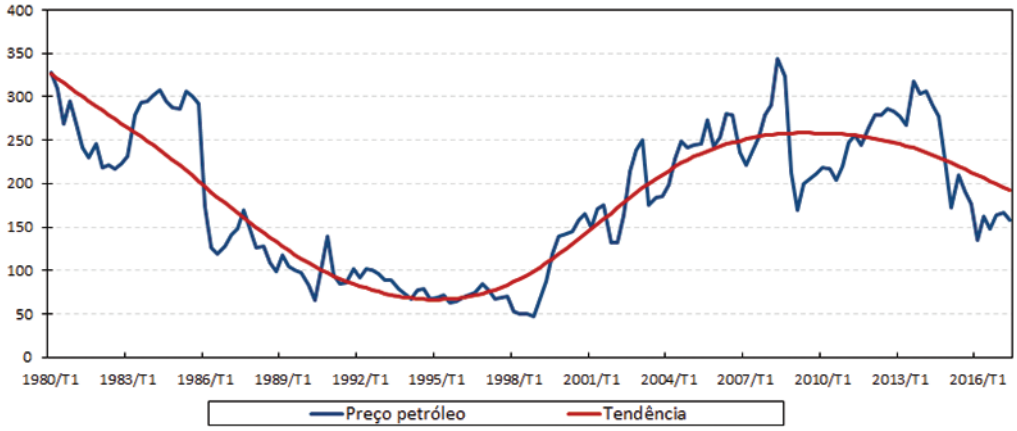
Elaboração dos autores.
Obs.: Os casos-limite estão indicados por * e os potencial implausíveis, por **.

APÊNDICE C

PREÇO DO PETRÓLEO

A tendência do petróleo, estimada pelo filtro Hodrick-Prescott (HP), 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 C.1
Preço do petróleo e tendência (1980-2016)



Fonte: FMI (2014).
Elaboração dos autores.

RELAÇÃO DETERMINÍSTICA ENTRE PREÇO DO PETRÓLEO E DAS RECEITAS

As receitas petrolíferas podem ser calculadas de acordo com as seguintes fórmulas:

$$R1 = Royalties/barril = 0{,}1\ P \quad ; \text{ e} \tag{C.1}$$

$$R2 = PE/barril = 20\% \times [\ 0{,}9\ P - C\ ] \ . \tag{C.2}$$

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$ 77,00 (ou US$ 23,00). 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 anteriores, temos as seguintes fórmulas de ajustamento:

$$R1^* = R1 \,.\, P^*/P. \tag{C.3}$$

$$R2^* = R2^* = R2\,\frac{0{,}18P^* - 0{,}2C}{0{,}18P - 0{,}2\,C}\,. \tag{C.4}$$

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.

APÊNDICE D

IMPACTO DE MUDANÇAS NO PRODUTO INTERNO BRUTO POTENCIAL SOBRE ESTIMATIVAS DE IMPULSO FISCAL

A metodologia tradicional de estimar o impulso fiscal é dada pela diferença do resultado estrutural ajustado ao ciclo entre dois períodos – ou seja:

$$I_t = \frac{R_t^* - D_t}{Y_t^*} - \frac{R_{t-1}^* - D_{t-1}}{Y_{t-1}^*}, \quad , \tag{D.1}$$

em que Y^* denota o produto interno bruto potencial e R^* a receita estrutural ajustada ao ciclo, sendo as despesas consideradas no cálculo sem qualquer ajuste. Esse impulso pode ser decomposto entre receitas e despesas, bem como expresso de uma forma alternativa, substituindo o PIB potencial do período $t-1$ pelo PIB potencial do período t dividido pelo índice de crescimento do PIB potencial em t, que denotaremos por $1 + y_t^* = g_t^*$, de modo que:

$$I_t = I_t^R + I_t^D = \frac{R_t^* - g_t^* \times R_{t-1}^*}{Y_t^*} - \frac{D_t - g_t^* \times D_{t-1}}{Y_t^*}. \tag{D.2}$$

Se substituirmos, na equação anterior, a taxa de crescimento do PIB potencial por sua média centrada de médio prazo, denotada por $\hat{g}$, chega-se a uma nova expressão para o impulso fiscal, balizada num *benchmark* mais estável:

$$\hat{I}_t = \hat{I}_t^R + \hat{I}_t^D = \frac{R_t^* - \hat{g} \times R_{t-1}^*}{Y_t^*} - \frac{D_t - \hat{g} \times D_{t-1}}{Y_t^*}.. \tag{D.3}$$

Pelo lado da despesa, o impulso fiscal redefinido é praticamente equivalente ao que a Comissão Europeia define como esforço fiscal discricionário, com a única e desprezível diferença de que o denominador da expressão é o PIB potencial, e não o PIB efetivo. Por conseguinte, se $\hat{I}_t^D \cong EFD_t^D$, então o impacto da mudança de *benchmark* sobre o resultado estrutural e o método tradicional de estimar o impulso fiscal será dado pela seguinte expressão:

$$I_t^D - EFD_t^D \cong \frac{D_{t-1}}{Y_t^*}(g_t^* - \hat{g}). \tag{D.4}$$

Pelo lado da receita, por sua vez, não se pode pura e simplesmente substituir a taxa de crescimento do PIB potencial por sua média, sem também considerar o efeito disso sobre o próprio ajustamento ao ciclo. Nesse caso, é preciso desdobrar a expressão do impulso fiscal da seguinte forma:

$$I_t^R = \frac{R_t\left(Y_t^*/Y_t\right)^{\varepsilon} - g_t^* \times R_{t-1}\left(Y_{t-1}^*/Y_{t-1}\right)^{\varepsilon}}{Y_t^*} = \frac{\left(Y_t^*/Y_t\right)^{\varepsilon}\left[R_t - R_{t-1}\left(g_t^{\varepsilon} \times g_t^{*1-\varepsilon}\right)\right]}{Y_t^*}, \quad \text{(D.5)}$$

em que g é a taxa de crescimento do PIB efetivo, de tal maneira que:

$$\frac{Y_{t-1}^*}{Y_{t-1}} = \frac{Y_t^*}{Y_t} \times \frac{g_t}{g_t^*}. \quad \text{(D.6)}$$

Nesse caso, substituindo a diferença g* por $\hat{g}$ na expressão anterior, chega-se ao resultado de que o impacto da mudança de *benchmark* sobre o impulso fiscal será dado por:

$$I_t^R - \hat{I}_t^R = \left(Y_t^*/Y_{t-1}\right)^{\varepsilon} \frac{R_{t-1}}{Y_t^*} g^{\varepsilon}\left(\hat{g}^{1-\varepsilon} - g_t^{*1-\varepsilon}\right). \quad \text{(D.7)}$$

Note-se que:

- se a elasticidade é maior que 1, o efeito do hiato entre o PIB potencial e sua média terá o mesmo sinal que sobre a despesa, mas sua magnitude será menor, a menos que a elasticidade seja maior que 2;
- se a elasticidade da receita é igual à unidade, o termo da diferença entre parênteses anula-se, o que significa que não haverá impacto sobre a estimativa de impulso fiscal;
- se a elasticidade da receita é menor que a unidade, o efeito terá sinal contrário ao da despesa, sendo tanto maior quanto mais próxima a elasticidade estiver de 0; e
- no caso de receitas não ajustadas ao ciclo, para as quais se assume elasticidade de receita nula, a expressão da diferença de impulso se torna idêntica à da despesa, mas com sinal contrário:

$$I_t^R - \hat{I}_t^R = \frac{R_{t-1}}{Y_t^*}\left(\hat{g} - g_t^*\right). \quad \text{(D.8)}$$

A seguir, descrevem-se as estimativas de impacto sobre o impulso fiscal a partir de duas diferentes estimativas para a taxa média de crescimento do PIB potencial: uma primeira utilizando a média centrada de cinco anos e uma segunda, com a média de dez anos.

TABELA D.1
Efeito do desvio do PIB potencial em relação à sua taxa média
(Em % do PIB potencial)

Receita tributária ajustada	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Receita tributária não ajustada	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	-	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Outras receitas	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Despesas	-	0,0	0,0	0,0	0,1	0,3	0,0	0,0	0,1	-	-	-	-	-

Elaboração dos autores.
Obs.: Cálculo com taxa média centrada de cinco anos (*t*-3; *t*+2).

TABELA D.2
Efeito do desvio do PIB potencial em relação à sua taxa média
(Em % do PIB potencial)

Receita tributária ajustada	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Receita tributária não ajustada	0,0	0,0	0,0	0,0	-	-	0,0	0,0	0,0	0,0	0,1	0,1	0,1	0,1
Outras receitas	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Despesas	-	0,0	0,1	0,2	0,3	0,6	0,2	0,2	0,1	-	-	-	-	-

Elaboração dos autores.
Obs.: Cálculo com taxa média centrada de dez anos (*t*-8; *t*+2).

TABELA D.3
Determinantes da variação do resultado estrutural (2003-2016)
(Em % do PIB potencial)

Anual	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
Δ (RPt - RPt-1)	1,1%	-0,5%	-0,2%	-0,9%	0,1%	0,0%	-1,3%	-0,2%	0,7%	-0,7%	-1,1%	-1,5%	1,5%	-0,7%
Esforço fiscal discricionário	1,2%	-0,2%	-1,2%	-1,6%	-0,2%	-1,3%	-1,6%	-0,3%	0,6%	-0,7%	-0,9%	-1,2%	2,0%	0,4%
d/q despesa	1,2%	-1,1%	-1,3%	-1,4%	-0,2%	-0,4%	-0,6%	-0,9%	0,5%	-0,1%	-0,5%	-0,6%	2,0%	0,2%
d/q tax measures	0,0%	1,0%	0,2%	-0,1%	0,0%	-0,9%	-1,0%	0,6%	0,1%	-0,7%	-0,5%	-0,7%	0,0%	0,2%
Δ Receita não-discricionária	0,0%	0,0%	1,0%	0,2%	0,1%	1,0%	-0,6%	0,0%	0,2%	-0,1%	0,2%	-0,2%	0,1%	-0,6%
Δ Discrepância estatística	0,1%	-0,4%	-0,2%	0,3%	-0,1%	-0,2%	0,6%	-0,1%	-0,2%	0,2%	0,0%	0,3%	-0,1%	0,1%
Resíduo: PIB potencial*	-0,2%	0,0%	0,1%	0,2%	0,3%	0,5%	0,2%	0,2%	0,1%	-0,1%	-0,3%	-0,4%	-0,4%	-0,5%

(*) Efeito do desvio do PIB potencial em relação a sua taxa média
(**) Calculo com taxa média de 10 anos (t-8;t+2)
(***) Δ Receita não-discricionária inclui variações na receita tributária não explicada por medidas discricionárias e variações das receitas não-tributárias, como royalties

Acumulado por período	Σ(2009-14)	Σ(2015-16)	Σ(2009-16)
Δ (RPt - RPt-1)	-4,2%	0,8%	-3,3%
Esforço fiscal discricionário	-4,1%	2,5%	-1,6%
Δ Receita não-discricionária	-0,5%	-0,6%	-1,0%
Δ Discrepância estatística	0,8%	0,0%	0,8%
Resíduo: PIB potencial*	-0,4%	-0,9%	-1,3%

Elaboração dos autores.
Nota: [1] O *resíduo: PIB potencial* corresponde ao efeito do desvio do PIB potencial em relação à sua taxa média, calculada como média decenal de dez anos (*t*-7,...,*t*,...,*t*+2).
Obs.: Δ receita não discricionária inclui variações na receita tributária não explicada por medidas discricionárias e variações das receitas não tributárias, como *royalties*.

Ipea – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

Assessoria de Imprensa e Comunicação

EDITORIAL

Coordenação
Cláudio Passos de Oliveira

Supervisão
Everson da Silva Moura
Leonardo Moreira Vallejo

Revisão
Ana Clara Escórcio Xavier
Camilla de Miranda Mariath Gomes
Clícia Silveira Rodrigues
Idalina Barbara de Castro
Olavo Mesquita de Carvalho
Regina Marta de Aguiar
Reginaldo da Silva Domingos
Alice Souza Lopes (estagiária)
Amanda Ramos Marques (estagiária)
Isabela Monteiro de Oliveira (estagiária)
Isabella Silva Queiroz da Cunha (estagiária)
Lauane Campos Souza (estagiária)
Lynda Luanne Almeida Duarte (estagiária)
Polyanne Alves do Santos (estagiária)

Editoração
Aeromilson Trajano de Mesquita
Bernar José Vieira
Cristiano Ferreira de Araújo
Danilo Leite de Macedo Tavares
Herllyson da Silva Souza
Jeovah Herculano Szervinsk Junior
Leonardo Hideki Higa

Capa
Danielle de Oliveira Ayres
Flaviane Dias de Sant'ana

Projeto Gráfico
Renato Rodrigues Bueno

The manuscripts in languages other than Portuguese published herein have not been proofread.

Livraria Ipea
SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES, Térreo
70076-900 – Brasília – DF
Tel.: (61) 2026-5336
Correio eletrônico: livraria@ipea.gov.br

Composto em adobe garamond pro 12/16 (texto)
Frutiger 67 bold condensed (títulos, gráficos e tabelas)
Brasília-DF

Missão do Ipea
Aprimorar as políticas públicas essenciais ao desenvolvimento brasileiro por meio da produção e disseminação de conhecimentos e da assessoria ao Estado nas suas decisões estratégicas.

ipea Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

MINISTÉRIO DO PLANEJAMENTO, DESENVOLVIMENTO E GESTÃO

ISSN 1415-4765