

POLÍTICA FISCAL, CICLO ECONÔMICO E CICLO FINANCEIRO: EVIDÊNCIAS PARA O CASO DO BRASIL

Dyeggo Rocha Guedes¹
André Moreira Cunha²

Resumo

Esse trabalho tem por objetivo analisar a importância dos ciclos financeiros como elemento adicional para explicar a fragilidade fiscal da economia brasileira nos últimos anos. Para isso foram estimadas funções de reação fiscal para o Brasil para o período de 1997 a 2018 a partir de Modelos Autorregressivos de Defasagens Distribuídas e testes de limites para cointegração. O principal resultado deste trabalho sugere evidências de que o ciclo financeiro atua como estímulo adicional para a política fiscal do Brasil quando se considera o longo prazo.

Palavras-chave: Política macroeconômica; Ciclos; Política fiscal.

Abstract

This work aims to analyze the importance of financial cycles as an additional element to explain the fiscal fragility of the Brazilian economy in recent years. For this, fiscal reaction functions were estimated for Brazil for the period from 1997 to 2018 from Autoregressive Distributed-Lag Models and limit tests for cointegration. The main result of this work suggests evidence that the financial cycle acts as an additional stimulus for Brazil's fiscal policy when considering the long term.

Keywords: Macroeconomic policy; Cycles; Fiscal policy.

Área: Economia

¹ Professor Adjunto da Faculdade de Ciências Econômicas da UNIFESSPA. E-mail: dyeggorguedes@unifesspa.edu.br.

² Professor do PPGE-UFRGS e Pesquisador do CNPq. E-mail: andre.cunha@ufrgs.br.

1. Introdução

Ao longo dos últimos anos, a política fiscal no Brasil sofreu reverses em função de diversos fatores. Entre os mais importantes, dado o caráter multidimensional da atual crise fiscal segundo Holland (2019), estão o baixo dinamismo da atividade econômica e o esgotamento dos estímulos fiscais para incentivar o investimento privado, em especial, os gastos tributários e os subsídios. A atividade econômica nos anos de 2015 e 2016 recuou, respectivamente, 3,5% e 3,3% e, apesar de a economia ter saído da recessão nos anos de 2017-2018, apresentou novo recuo de 0,9% do PIB no primeiro trimestre de 2019, segundo o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Ademais, a despeito dos gastos tributários de 4,1% do PIB em média entre os anos de 2011 a 2015 (IFI, 2018), e dos subsídios implícitos e explícitos terem alcançado, em média, 1,2% do PIB no mesmo período³, os dados do IBGE também apontam que a formação bruta de capital fixo saiu da ordem de, aproximadamente, 20% para 15% do PIB entre 2010 e 2018. O atual cenário, portanto, é desafiador para condução da política fiscal no País, uma vez que os desequilíbrios orçamentários persistem, os investimentos públicos estão em níveis historicamente baixos, e os ajustes de curto prazo não têm produzido os efeitos esperados em termos de retomada da atividade econômica.

Do ponto de vista teórico, as soluções em termos de aplicação da política fiscal nesse cenário são diversas. De acordo com Talvi e Végh (2005), por exemplo, a condução ótima da política fiscal deveria se manter essencialmente neutra durante as fases do ciclo de negócios, e responder apenas às mudanças imprevistas que afetam a restrição orçamentária do governo, como elevações bruscas em seu endividamento. Essa prescrição se baseia nos modelos *tax-smoothing* de Barro (1974, 1979) e se fundamenta na hipótese de Equivalência Ricardiana. Segundo Alesina e Passalacqua (2016), a condução ótima da política fiscal, em acordo com a tradição keynesiana, sugere que a mesma deveria atuar de modo contracíclico frente às oscilações da atividade econômica. Isso significa que, em momentos de baixo dinamismo como o atual para a economia brasileira, o governo deveria adotar uma política de elevação de gastos, ou de diminuição de impostos, ou alguma combinação dessas duas medidas. Por outro lado, segundo Arestis et al. (2016) a condução da política fiscal, em acordo com a tradição pós-keynesiana, deveria ser feita de modo cuidadoso, com ênfase no investimento público de cobertura social, de caráter complementar ao investimento privado, com horizonte de longo prazo que busca a lucratividade, e atento às condições do ambiente macroeconômico no momento de sua aplicação. Ou seja, mesmo em períodos adversos, a política fiscal deveria ser utilizada de modo prudente.

A literatura sobre a condução da política fiscal no Brasil ao longo do ciclo econômico, como será visto, não apresenta consenso. Apesar de as regras fiscais no País sugerirem que a política fiscal possui comportamento pouco flexível em relação às oscilações da economia, dadas características como rigidez orçamentária e metas anuais de superávit primário (ORAIR, 2016; PIRES, 2017), algumas evidências indicam, por exemplo, que a mesma não exerce influência significativa ao longo dos ciclos da atividade econômica (LUPORINI, 2015; MELLO, 2005; ROCHA, 2009). Ademais, além da ausência de consenso a esse respeito, há uma lacuna por parte da literatura nacional sobre como os fatores financeiros também alteram o comportamento da política fiscal ao longo do tempo. Borio et al. (2016), Bénétrix e Lane (2017) e Alcidi (2017) sugerem que, para além dos fatores relacionados ao ciclo econômico, o ciclo financeiro também exerce influência sobre a política fiscal e como a mesma afeta a atividade por meio de canais diretos e indiretos de transmissão.

Tendo em vista esses aspectos, esse trabalho visa explorar essa lacuna da literatura para o Brasil e tem por objetivo estimar os efeitos de curto e longo prazo dos ciclos econômicos e financeiros sobre o comportamento fiscal no País para o período de 1997T1 a 2018T4. Entende-se que, para que a política fiscal seja conduzida de maneira ótima ao longo dos ciclos, independente do arcabouço teórico que a fundamenta, é necessário conhecer como os mesmos atuam entre períodos, por exemplo,

³ Dados extraídos do “Demonstrativo de Benefícios Financeiros e Creditícios Ano 2017” do Ministério da Fazenda, disponível em: <http://bit.ly/2xPuk7Q>.

se exercem estímulo adicional, ou até mesmo se contribuem com o processo de estabilização macro ao longo do tempo. Assim, para capturar os efeitos de curto e longo prazo, foram estimadas funções de reação fiscal por meio de Modelos Autorregressivos de Defasagens Distribuídas (ARDL), e realizados testes de limites para cointegração de Pesaran e Shin (1999) e Pesaran et al. (2001). O trabalho está dividido em duas seções, além dessa introdução e das considerações finais. A segunda seção apresenta uma revisão de literatura sobre política fiscal, ciclo econômico e ciclo financeiro. A terceira seção apresenta a estratégia empírica utilizada neste trabalho, ou seja, a metodologia, o procedimento de estimação, os dados utilizados e os resultados alcançados.

2. Revisão de Literatura

2.1 Política Fiscal e Ciclo Econômico

De acordo com a literatura, de modo geral, a política fiscal nos países em desenvolvimento e da América Latina, diferentemente dos países desenvolvidos, tende a apresentar comportamento pró-cíclico. Esse aspecto contribui com efeitos econômicos adversos em momentos de recessão, uma vez que a política atua no mesmo sentido do ciclo econômico (ALESINA et al., 2008; CARNEIRO; GARRIDO, 2015; ILZETZKI; VÉGH, 2008). No entanto, como ressaltado anteriormente, os resultados empíricos para o Brasil são distintos e não geram consenso.

Mello (2005) estima funções de reação fiscal para o Brasil no período de janeiro de 1995 a julho de 2004. O objetivo do trabalho é testar o comportamento sustentável da dívida ao longo do tempo, porém o autor também fornece resultados acerca do comportamento da política fiscal em função das oscilações cíclicas da atividade econômica. As variáveis dependentes são o saldo primário (% PIB), a receita primária (% PIB) e a despesa primária (% PIB). As variáveis independentes são a relação dívida/PIB, o hiato do produto, calculado pelo filtro Hodrick-Prescott (HP), a inflação, e as variáveis dependentes, todas defasadas em um período. Entre as técnicas de estimação aplicadas no estudo aquela que corresponde aos resultados destacados aqui é por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Os resultados para o comportamento cíclico do produto indicam que a postura fiscal no Brasil pode ser considerada acíclica ao longo do período.

Blanco e Herrera (2006) avaliam o caráter cíclico da política fiscal do Brasil para o período de janeiro de 1991 a janeiro de 2002. A variável dependente no estudo é o saldo primário do governo, a variável que capta as oscilações do produto é o logaritmo do produto e as variáveis de controle são a relação dívida/PIB, a taxa de câmbio real efetiva (em log), a taxa de juros e o log do *Emerging Markets Bond Index* (EMBI). A técnica de estimação aplicada segue a dos Modelos Autorregressivos com Defasagens Distribuídas (ARDL). Os principais resultados indicam que, no curto prazo, o saldo primário se eleva durante os períodos de contração do produto, ou seja, há evidências de que a política fiscal foi pró-cíclica. Por outro lado, as evidências sugerem que, para o longo prazo, a política fiscal foi contracíclica.

Mendonça et al. (2009) estimam uma função de reação fiscal para o setor público consolidado no período de janeiro de 1995 a dezembro de 2007. O trabalho tem como objetivo principal testar se o superávit primário se ajusta às mudanças na dívida pública para garantir a sustentabilidade no período. No entanto, também apresenta resultados acerca do comportamento cíclico do produto e de como a variável fiscal reage às variações na mesma. A variável dependente é a necessidade de financiamento primária do setor público consolidado (NFSP), as variáveis de controle e de interesse nas estimações são a dívida líquida do setor público consolidado em relação ao PIB, a taxa de inflação medida pelo Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), e a taxa de crescimento do produto industrial, que corresponde à *proxy* para o ciclo econômico nas estimações. A técnica de estimação utilizada pelo estudo é a de Maximização da Função de Verossimilhança, e os modelos estimados são do tipo Markov-Switching (MS). Os principais resultados destacam que a política fiscal no Brasil apresentou dois regimes distintos após o Plano Real: o regime “pós-2000” e o regime “pré-2000”. Os resultados

indicam que, em ambos os regimes, o superávit reagiu positivamente ao movimento cíclico do produto, indicando que a política fiscal no período foi moderadamente contracíclica.

Rocha (2009), por sua vez, analisa a relação entre ciclo econômico e política fiscal no Brasil com dados trimestrais para o período de 1995 a 2005. As variáveis dependentes no estudo são o saldo primário e o saldo primário ajustado ciclicamente, calculado por Mello e Moccerro (2006), ambos como proporção do PIB. As variáveis explicativas são o saldo primário como proporção do PIB defasado em um período, o hiato do produto calculado com base no filtro HP, e a dívida pública líquida como proporção do PIB defasada em um período. As regressões foram estimadas por MQO, e os resultados indicam que a política fiscal foi acíclica ao longo do período. A autora conclui que o papel dos estabilizadores automáticos foi relativamente pequeno e que a política fiscal foi simétrica ao longo do ciclo.

O trabalho de Gadelha e Divino (2013) analisa o caráter cíclico da política fiscal do Brasil para o período de março de 2002 a julho de 2011. Para fornecer uma ampla gama de resultados acerca do comportamento cíclico da política fiscal no País, os autores testam hipóteses que contribuem com a análise de prociclicidade da política fiscal nos países em desenvolvimento. Tais hipóteses são relacionadas às pressões exercidas por grupos políticos sobre o orçamento (TALVI; VEGH, 2005; TORNELL; LANE, 1999), à corrupção (ALESINA et al., 2008), à restrição de crédito (GAVIN; PEROTTI, 1997) e à economia informal (ÇIÇEK; ELGIN, 2011). A variável dependente é o gasto governamental em relação ao PIB, e as variáveis de controle e interesse nas equações estimadas são o gasto defasado em um período, o hiato do produto, uma *dummy* para a crise financeira (2008-2009) e um conjunto de variáveis que captam aspectos políticos como corrupção, variabilidade da base tributária, mercado de trabalho e mercado de crédito. A técnica de estimação utilizada é por Método dos Momentos Generalizados (GMM). Os principais resultados do trabalho sugerem que o comportamento da política fiscal brasileira no período foi pró-cíclico. Ademais, as evidências também sugerem que as pressões políticas relacionadas aos gastos governamentais aumentam quando o superávit fiscal se eleva, potencializando o caráter pró-cíclico da política fiscal.

Wichmann e Portugal (2013) avaliam a existência de assimetrias na resposta de política fiscal ao longo do ciclo econômico no Brasil para o período de janeiro de 2001 a dezembro de 2010. As assimetrias consideradas pelo trabalho dizem respeito à direção, velocidade e dimensão das respostas fiscais durante as fases do ciclo econômico. As variáveis fiscais do estudo são o superávit primário, os gastos e as receitas do governo. Estas variáveis são utilizadas para capturar o componente de impulso fiscal segundo metodologias da OCDE, FMI, pelo método Holandês e por meio do Filtro de Kalman. As demais variáveis utilizadas são o PIB, a taxa de juros interna e a inflação, capturada pelo IPCA. Os autores utilizam modelos Vetoriais Autorregressivos com Mudanças Markovianas para capturar o comportamento da política fiscal ao longo do ciclo econômico. Nesses modelos, as funções impulso à resposta dependem do regime em que se encontra a economia. O principal resultado do trabalho aponta que a política fiscal é contracíclica durante os períodos recessivos e pró-cíclica durante os períodos de crescimento.

Luporini (2015) analisa o comporta cíclico da política fiscal no Brasil por meio de funções de reação para o período de janeiro de 1991 a agosto de 2013. A variável dependente é o saldo primário (% PIB) e as variáveis independentes são a dívida pública (% PIB), defasada em um período, o hiato do produto calculado pelo filtro HP, e a taxa Selic. A técnica de estimação utilizada no trabalho é a de Vetor de Cointegração por MQO. O resultado do artigo para a variável que capta as oscilações do produto indica que a política fiscal no Brasil foi acíclica.

2.2 Política Fiscal e Ciclo Financeiro: Canais de Transmissão

A relação entre política fiscal e ciclo financeiro, por sua vez, envolve canais de transmissão diretos e indiretos. Os ciclos financeiros podem ser capturados pelos ciclos dos preços de ativos, saldo em conta corrente, que representa uma *proxy* para entrada líquida de capitais, e pelo crescimento do

crédito (BÉNÉTRIX; LANE, 2017). De acordo com Eschenbach e Schuknecht (2004), existem três canais de transmissão entre preços de ativos e orçamento fiscal. O primeiro canal é direto, uma vez que a mudança nos preços dos ativos nos balanços das empresas e famílias tem efeito sobre as receitas orçamentárias por meio dos ganhos/perdas de capital/renda (impostos diretos), ampliação do consumo e investimento (impostos indiretos), ou pelo volume de transações dos ativos, o “*market turnover*”. Contudo, vale ressaltar que tais efeitos sobre o volume de transações dependerão do peso da carga tributária sobre os ativos financeiros na economia.

O segundo canal é indireto e atua por meio do produto. A elevação dos preços dos ativos retroalimenta os efeitos macroeconômicos estabelecidos pelo primeiro canal por meio de “*second-round effects*” sobre o consumo, investimento e emprego. Por outro lado, uma desaceleração dos preços dos ativos reduziria o patrimônio líquido dos agentes, afetando de forma adversa o consumo, investimento e as finanças públicas. Esse efeito amplifica os choques negativos sobre a atividade econômica porque o patrimônio líquido do tomador de empréstimo é amplamente pró-cíclico em função do comportamento dos lucros e preços dos ativos ao longo do ciclo econômico. Como a diferença entre o custo dos recursos captados externamente e o custo de oportunidade dos fundos internos à empresa, ou prêmio de financiamento externo, tem comportamento contracíclico, o custo do financiamento sobe durante as recessões e amplifica as oscilações nos empréstimos e investimentos.

O terceiro canal, por sua vez, está relacionado aos custos incorridos pelos governos quando optam pelo resgate dos balanços do sistema financeiro em momentos de recessão e deterioração dos preços dos ativos (“*bailout fiscal costs*”). O efeito adverso ocorre porque a queda abrupta nos preços dos ativos, além dos impactos já apontados, pode minar a solidez dos balanços financeiros privados e tornar os agentes ilíquidos ou insolventes. Isso pode prejudicar o balanço das instituições financeiras e também o patrimônio líquido dos bancos. Tais fatores são derivados de riscos sistêmicos e podem gerar custos fiscais adicionais, uma vez que o governo ficará comprometido com passivos que servirão como garantia para os empréstimos resgatados. Somam-se aqui os passivos contingentes implícitos ou explícitos associados às instituições “*too big to fail*” do sistema financeiro e outros canais que afetam o orçamento, como subsídios, corte de impostos e recapitalização de bancos ou empresas para acomodar os impactos adversos sobre a atividade.

Como apontam Bénétrix e Lane (2015), tanto o saldo em conta corrente quanto o crescimento do crédito também podem afetar as receitas orçamentárias visto que: i) o déficit em conta corrente pode melhorar as receitas de impostos indiretos, uma vez que as entradas líquidas de capital financiam mais alto nível de absorção doméstica (DOBRESCU; SALMAN, 2011); ii) o crescimento do crédito impacta positivamente sobre o preço dos ativos domésticos e estimula o volume de negócios; iii) o crescimento do crédito está associado a uma mudança na composição do produto da economia em direção a setores *non-tradables*, cuja base de arrecadação é maior, como o de construção civil (ARAMENDÍA; RACIBORSKI, 2015); e iv) o crescimento do crédito pode estar associado à inflação ou à valorização da taxa de câmbio real, fatores que aumentam o preço relativo dos bens *non-tradables* e, assim, ampliam as receitas fiscais.

Por fim, é importante mencionar que, se tratando da capacidade de resposta da política fiscal com o objetivo de estabilizar a economia em função de choques derivados dos ciclos financeiros, os riscos são maiores caso ela atue de modo pró-cíclico. Isso porque a prociclicidade da política fiscal, nesse contexto, pode ampliar os desequilíbrios macroeconômicos e enfraquecer a capacidade do governo de responder efetivamente à ocorrência de uma crise financeira. Em outra direção, mesmo que o impacto sobre os balanços fiscais seja contracíclico, a volatilidade adicional nas variáveis fiscais representa um desafio para a gestão da política fiscal ao longo do ciclo econômico (BÉNÉTRIX; LANE, 2015). Baseado nessas considerações, o que diz a literatura empírica sobre esse tema?

2.3 Política Fiscal e Ciclo Financeiro: Algumas Evidências

Bénétrix e Lane (2013) analisam a relação entre ciclo fiscal e ciclo financeiro para uma amostra de 11 países da União Europeia para o período de 1980 a 2007. Os autores utilizam a metodologia de Dados em Painel, e as técnicas de estimação aplicadas são por MQO e Variáveis Instrumentais (VI). As variáveis utilizadas como proxies para capturar o comportamento do ciclo financeiro são os fluxos líquidos de capitais, cuja variável representativa é o saldo em conta corrente (% PIB), e o crescimento do crédito privado (% PIB). As variáveis fiscais utilizadas como dependentes nas estimações são o saldo geral do governo (% PIB) e o saldo do governo geral ciclicamente ajustado (% PIB). As variáveis de controle nas estimações são o desvio do PIB de sua tendência, que capta o comportamento do ciclo econômico, os níveis defasados da dívida pública e do saldo do governo geral. Os principais resultados mostram que o crescimento do crédito está associado a melhoras nas medidas de saldo fiscal geral e ciclicamente ajustado, enquanto o mesmo crescimento não se apresenta para a medida de saldo em conta corrente dos países da amostra.

Bénétrix e Lane (2017) também examinam o papel do ciclo financeiro em conduzir o comportamento cíclico da política fiscal. A amostra é de 52 países (22 países avançados e 30 países emergentes), o período é anual e compreende os anos de 1980 a 2007. A metodologia utilizada é a de Dados em Painel e Vetores Autorregressivos (VAR), e as técnicas de estimação aplicadas são por MQO (*fixed-effects* e *mean group*). As variáveis financeiras utilizadas no trabalho são similares às de Bénétrix e Lane (2013). A principal variável fiscal utilizada como dependente nas estimações é o saldo geral do governo (% PIB) e as variáveis de controle são o desvio do PIB de sua tendência, a diferença entre o PIB e as exportações líquidas (medida de “absorção interna”), os níveis defasados da dívida pública e do saldo geral do governo. Os principais resultados do trabalho para as estimações por MQO indicam um movimento conjunto entre ciclo financeiro e ciclo fiscal, em particular, havendo evidências de um padrão desestabilizador entre o saldo em conta corrente e o saldo fiscal, pois o déficit em conta corrente está associado a um aumento no gasto público, não sendo tal relação encontrada para a variável de crédito. Tais resultados não se aplicam para a amostra de países emergentes. Quanto ao impacto de choques a partir do VAR, os resultados indicam que choques nas variáveis financeiras afetam a dinâmica do equilíbrio fiscal direta e indiretamente, especialmente quando a variável de crédito é utilizada. Os autores identificam que *booms* de crédito melhoram o saldo fiscal do governo no curto prazo.

Alberola e Sousa (2017) avaliam, entre outros fatores, como as expansões e as recessões do ciclo financeiro impactam o comportamento cíclico da política fiscal para uma amostra de 27 países no período trimestral de 1940T1 a 2015T4. Os autores utilizam metodologias de Séries Temporais e Painel (*fixed-effects*), e as técnicas de estimação aplicadas são por GMM e VI. A variável fiscal utilizada como dependente nas estimações é o saldo orçamentário do governo ciclicamente ajustado, a variável que capta o comportamento econômico é o PIB, e a medida de ciclo financeiro corresponde aos momentos de expansão e recessão do crédito. Entre os principais resultados do trabalho, destaca-se o efeito diversificado entre ciclos financeiros e o comportamento cíclico da política fiscal para os países. Para o caso do Brasil, em particular, os resultados indicam que a política fiscal é contracíclica e as expansões do crédito tendem a reforçar tal característica. Em síntese, os resultados do trabalho mostram que o comportamento do crédito exerce forte influência sobre o comportamento cíclico da política fiscal.

Em síntese, como foi possível observar ao longo dessa revisão, as evidências para o comportamento da política fiscal no Brasil em relação ao ciclo econômico sugerem divergências, e ainda há certa escassez de estudos que analisem como a política reage também às oscilações do ciclo financeiro. Porém, destaca-se que o padrão contracíclico da política fiscal no Brasil é obtido quando as técnicas aplicadas controlam para períodos de curto ou longo prazo, ou por mudanças de regime. Ademais, a especificação utilizada para os modelos estimados apresenta caráter heterogêneo, contudo há certa ênfase na utilização de medidas de estabilidade, como as flutuações econômicas, a trajetória da dívida pública e alguma variável que esteja relacionada ao controle da estabilidade de preços (inflação ou taxa de juros). Dado esses aspectos, entende-se que esse trabalho contribui para essa literatura, pois, além de cobrir um período de tempo mais atualizado e relativamente amplo em relação aos demais

trabalhos revisados, explora não apenas o efeito dos ciclos econômicos na análise, mas a importância e o efeito dos fatores financeiros sobre a política fiscal do País – área de pesquisa ainda em aberto na literatura nacional.

3. Estratégia Empírica

3.1 Metodologia e Procedimento de Estimação

Para estimar os efeitos de curto e longo prazo dos ciclos econômico e financeiro sobre a condução da política fiscal no Brasil, esse trabalho faz uso de Modelos Autorregressivos de Defasagens Distribuídas (ARDL) e aplica os testes de limites para cointegração desenvolvido por Pesaran e Shin (1999) e Pesaran et al. (2001). Segundo Pesaran (2015), os testes de cointegração baseados nos resíduos dependem da certeza de que as variáveis utilizadas no modelo sejam I(1), ou seja, integradas de ordem um. Porém, os testes para identificação de raiz unitária têm baixo poder estatístico, o que introduz incerteza adicional à análise empírica.

A metodologia proposta por Pesaran e Shin (1999) e Pesaran et al. (2001) supera esse problema, pois apresenta vantagens em relação aos testes de cointegração para variáveis não estacionárias como os de Engle e Granger (1987), Johansen (1991) e aos modelos Vetoriais Autorregressivos (VAR). Primeiro, após a estimação do modelo ARDL, os testes de limites podem ser aplicados independentemente de as variáveis serem I(0), I(1), ou uma combinação das duas ordens de integração. Segundo, o procedimento permite que se empregue um número suficiente de defasagens de modo a capturar o processo de geração de dados. Terceiro, o modelo de correção de erros (ECM) pode ser derivado do modelo ARDL por uma transformação linear, que integra ajustes de curto prazo com equilíbrio de longo prazo, sem perda de informações. Ainda, as propriedades em amostras pequenas do procedimento são superiores às da técnica de cointegração de Johansen (1991), e a endogeneidade deixa de ser um problema, pois o procedimento é livre de correlação serial nos resíduos se a especificação utilizada nos modelos estimados for adequada.

Dadas essas características, os modelos de referência utilizados estão especificados a partir das seguintes equações de cointegração:

$$SP_t = \beta_0 + \beta_1 Hiato_t + \beta_2 Credito_t + \beta_3 DLSP_t + \beta_4 Inf_t + \beta_5 dummy_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$Desp_t = \beta_0 + \beta_1 Hiato_t + \beta_2 Credito_t + \beta_3 DLSP_t + \beta_4 Inf_t + \beta_5 dummy_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

Para as equações (1) e (2), β_0, \dots, β_5 são parâmetros de longo prazo; o subscrito t denota o tempo; SP representa o superávit primário do governo; $Desp$ é a variável despesa primária do governo; $Hiato$ corresponde ao hiato do produto; $DLSP$ representa a dívida líquida do setor público em termos % do PIB; Inf representa a inflação; $dummy$ é uma variável dicotômica que captura as recessões da atividade econômica no Brasil ao longo do período analisado; ε_t é o termo de erro aleatório do modelo. Seguindo Bénétrix e Lane (2017), o comportamento do ciclo financeiro é representado pelo $Credito$ nas duas equações.

O procedimento de estimação dos modelos consiste de três etapas. Primeiro, foram realizados testes para identificação de raiz unitária nas séries utilizadas. Os testes para raiz unitária são relevantes, pois o procedimento para testes de limites de cointegração pode ser aplicado apenas para séries I(0), I(1) ou fracionalmente integradas. A presença de variáveis I(2) tornam inválidos os valores críticos da estatística F fornecidos por Pesaran et al. (2001).

A segunda etapa do procedimento consiste em estimar o modelo irrestrito de correção de erros (UECM), ou modelo “ECM condicional”, segundo Pesaran et al. (2001). As equações estimadas são:

$$\begin{aligned}\Delta SP_t = & b_0 + \sum_{j=1}^{q_0} b_{1j}\Delta SP_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_1} b_{2j}\Delta Hiato_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_2} b_{3j}\Delta Credito_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_4} b_{4j}\Delta DLSP_{t-j} \\ & + \sum_{j=0}^{q_5} b_{5j}\Delta Inf_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_6} b_{6j}\Delta dummy_{t-j} + \lambda_1 SP_{t-1} + \lambda_2 Hiato_{t-1} \\ & + \lambda_3 Credito_{t-1} + \lambda_4 DLSP_{t-1} + \lambda_5 Inf_{t-1} + \lambda_6 dummy_{t-1} + e_t\end{aligned}\quad (3)$$

$$\begin{aligned}\Delta Desp_t = & b_0 + \sum_{j=1}^{q_0} b_{1j}\Delta Desp_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_1} b_{2j}\Delta Hiato_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_2} b_{3j}\Delta Credito_{t-j} \\ & + \sum_{j=0}^{q_4} b_{4j}\Delta DLSP_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_5} b_{5j}\Delta Inf_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_6} b_{6j}\Delta dummy_{t-j} + \lambda_1 Desp_{t-1} \\ & + \lambda_2 Hiato_{t-1} + \lambda_3 Credito_{t-1} + \lambda_4 DLSP_{t-1} + \lambda_5 Inf_{t-1} + \lambda_6 dummy_{t-1} + e_t\end{aligned}\quad (4)$$

Para as equações (3) e (4), b_0 é uma constante, b_{1j}, \dots, b_{6j} são parâmetros de curto prazo; $\lambda_1, \dots, \lambda_6$ são parâmetros de longo prazo; e e_t é um erro gerado por um processo ruído branco. Os números de termos nos somatórios em (3) e (4) podem ir de q_0 , de um a q_1 , de um a q_2 e assim por diante. Os mesmos representam a dinâmica de correção dos erros do modelo UECM.

Por fim, serão estimados, por MQO, dois modelos ECM convencionais a partir das estimativas dos modelos ARDL selecionados no passo anterior, segundo as equações:

$$\begin{aligned}\Delta SP_t = & b_0 + \sum_{j=1}^{q_0} b_{1j}\Delta SP_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_1} b_{2j}\Delta Hiato_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_2} b_{3j}\Delta Credito_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_4} b_{4j}\Delta DLSP_{t-j} \\ & + \sum_{j=0}^{q_5} b_{5j}\Delta Inf_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_6} b_{6j}\Delta dummy_{t-j} + \alpha ECM_{t-1} + w_t\end{aligned}\quad (5)$$

$$\begin{aligned}\Delta Desp_t = & b_0 + \sum_{j=1}^{q_0} b_{1j}\Delta Desp_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_1} b_{2j}\Delta Hiato_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_2} b_{3j}\Delta Credito_{t-j} \\ & + \sum_{j=0}^{q_4} b_{4j}\Delta DLSP_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_5} b_{5j}\Delta Inf_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_6} b_{6j}\Delta dummy_{t-j} + \alpha ECM_{t-1} + w_t\end{aligned}\quad (6)$$

Para as equações (5) e (6), ECM_{t-1} é a série dos resíduos defasada em um período; e α representa a velocidade de ajustamento de volta ao equilíbrio de longo prazo. Com base nesse modelo são obtidas as estimativas dos parâmetros de longo prazo das equações (1) e (2).

Dado o objetivo desse trabalho, as hipóteses a serem testadas pelos modelos estimados estão fundamentadas nos trabalhos de Gadelha e Divino (2013), Borio et al. (2016) e Bénétrix e Lane (2017), e são:

- i) a política fiscal no Brasil reagiu de modo pró-cíclico às oscilações do produto, ou seja, espera-se $\beta_1 < 0$ e estatisticamente significativo para a equação (1), e que $\beta_1 > 0$ e estatisticamente significativo para a equação (2), e;

ii) o crédito exerceu estímulo adicional para política fiscal no longo prazo, ou seja, para equação (1) espera-se $\beta_2 < 0$ e estatisticamente significativo, e para a equação (2) espera-se $\beta_2 > 0$ e estatisticamente significativo.

As variáveis independentes e de controle nos modelos estimados são de interesse secundário para esse trabalho. No entanto, para efeitos de interpretação $\beta_3 > 0$ e estatisticamente significativo indica que, para equação (1) a política fiscal foi sustentável ao longo do período, enquanto que para equação (2) a interpretação sugere o contrário, que política fiscal não foi sustentável pelo lado do gasto; $\beta_4 > 0$ e estatisticamente significativo indica que, para equação (1) a política fiscal contribuiu com a estabilidade monetária da economia, enquanto que para equação (2) a interpretação sugere que a política fiscal não contribuiu com a estabilidade de preços; e $\beta_5 < 0$ e estatisticamente significativo para equação (1) indica que a política fiscal atuou de modo a estabilizar os choques recessivos da economia por meio do gasto, e para equação (2) a interpretação sugere o contrário, ou seja, que a política fiscal não estabilizou os choques recessivos do produto. As estimações foram realizadas no Stata 14.

3.2 Dados

O período de tempo analisado por este trabalho compreende o primeiro trimestre de 1997 ao quarto trimestre de 2018, totalizando 88 observações. As variáveis dependentes nos modelos estimados são o saldo primário acumulado do governo federal normalizado para um, SP , e o logaritmo da despesa primária acumulada do governo federal, $Desp$. As séries foram obtidas nos Anexos do Resultado do Tesouro Nacional (RTN), deflacionadas com base no Índice Geral de Preços - Disponibilidade Interna (IGP-DI) de dezembro de 2018, trimestralizada e acumulada em quatro trimestres. No geral, a literatura utiliza o saldo primário do governo para avaliar o comportamento cíclico frente às oscilações do produto e das finanças. No entanto, segundo Ilzetzki e Végh (2008), a despesa do governo representaria melhor o comportamento da política fiscal, uma vez que os gastos estão sujeitos a maior controle pelos formuladores de políticas. Por esse motivo, se utiliza a despesa nas estimações.

Entre as variáveis independentes, e que são utilizadas como medidas de controle nas especificações estão: i) $DLSP$, que é o logaritmo da dívida líquida do setor público em % do PIB (fluxo acumulado em 12 meses), variável obtida no Banco Central do Brasil (BCB) e que representa uma medida de sustentabilidade da política fiscal⁴; ii) Inf , que é a inflação medida pelo IPCA. A variável tem como fonte o IBGE, foi obtida em bases mensais e trimestralizada, e é utilizada na especificação com o objetivo de capturar se a política fiscal contribuiu com a estabilização da economia ao longo do período; iii) por fim, utiliza-se uma *dummy* para recessão na especificação, construída com base na classificação do Comitê de Datação de Ciclos Econômicos (CODACE) da Fundação Getúlio Vargas (FGV). Segundo o CODACE, a economia brasileira passou por cinco recessões durante o período de 1997 a 2018. As recessões ocorreram entre 1998T1 a 1999T1, 2001T2 a 2001T4, 2003T1 a 2003T2, 2008T4 a 2009T1, e 2014T2 a 2016T4.

Entre as variáveis independentes e que são de interesse do estudo estão: i) *Hiato*, medida que captura o comportamento do ciclo econômico, calculada com base no método de função de produção por Souza-Júnior (2017) e disponibilizada pela Diretoria de Estudos e Políticas Macroeconômicas do Instituto de Pesquisa Econômica e Aplicada (DIMAC/IPEA); ii) e *Credito*, que é o logaritmo do crédito do sistema financeiro nacional, medida que representa o ciclo financeiro. Essa variável refere-se ao saldo da carteira de crédito do BCB, foi deflacionada com base na média do último trimestre de 2018 pelo IGP-DI e logaritimizada. Os Gráficos 1 a 6 apresentam o comportamento dessas variáveis

⁴ Vale ressaltar que, segundo o BCB (2018), a DLSP é o indicador mais abrangente para fins de avaliação do endividamento público, uma vez que considera os ativos e passivos do Governo Federal (inclusive previdência), dos governos regionais (estados e municípios), do próprio Banco Central e das empresas estatais não financeiras dos três níveis de governo (exceto empresas dos grupos Petrobras e Eletrobrás).

ao longo do período, o Gráfico 7 apresenta os períodos recessivos capturados pela *dummy*, e a Tabela 1 apresenta a estatística descritiva das séries.

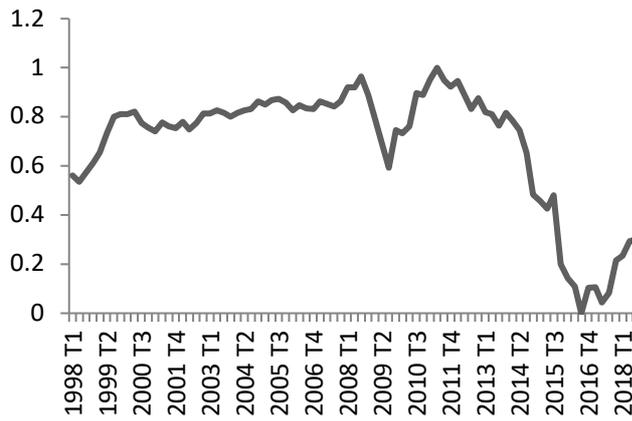
Em síntese, para as séries fiscais destaca-se que o saldo primário passou por forte deterioração a partir de 2011, enquanto que a despesa apresentou elevada persistência ao longo de todo o período. Segundo Pires (2017), esse padrão para os resultados fiscais pode ser entendido em função do crescimento econômico ao longo dos anos 2000, de algumas reformas fiscais específicas e pelas regras constitucionais do orçamento. Com relação ao primeiro aspecto, o autor aponta que o fato de a economia brasileira ter crescido algo em torno de 3,77% a.a. no período de 2000 a 2010 permitiu que a arrecadação do governo também crescesse⁵. Ademais, o comportamento da despesa primária, especialmente entre os anos de 2003-2007 e 2012-2015, está associado à própria institucionalidade da política fiscal, que produz elevada rigidez para o orçamento e baixa margem para adequação dos gastos aos ciclos de crescimento e recessão da economia nacional.

O hiato do produto apresenta comportamento errático ao longo do período com dois períodos de queda acentuada para 2008-2009 e após 2015. Na média para o período, o hiato do produto foi negativo, de -0,92% (ver Tabela 1). O crédito, por sua vez, apresentou leve queda entre 1997 e meados de 2003, ascensão positiva entre 2003 e 2015, e novo recuo após 2015. Segundo Mora (2015), entre os motivos para esses movimentos destacam-se a retração do crédito em função dos programas de reestruturação do sistema financeiro após a implantação do Plano Real. Esse processo de queda perdurou até o final de 2003, após esse período, o expressivo aumento do crédito esteve relacionado, num primeiro momento, ao comportamento dos bancos privados e, num segundo momento, às ações do governo por meio do crédito direcionado. Essas ações estiveram relacionadas à resposta de política econômica ao agravamento da crise financeira internacional de 2007-2008, e foram mantidas e aprofundadas durante o governo Dilma. O comportamento da dívida pública (% PIB) apresenta três padrões. O primeiro é de crescimento, que ocorre entre 1997 até meados de 2002; o segundo de trajetória descendente, entre os anos de 2003 e meados de 2013; e o terceiro é de ascensão rápida e positiva entre 2014-2018. Segundo o BCB (2018), os principais fatores da elevação da dívida após esse período são, em termos acumulados, os juros incorporados por competência (26,4 p.p.) e os déficits primários (6,6 p.p.). A inflação manteve relativa estabilidade ao longo do período, com exceção para os anos de 1998, 2002-2003 e de 2015.

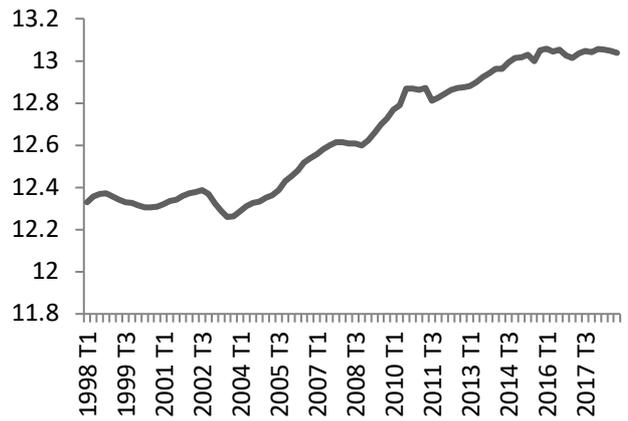
Gráfico 1: Saldo Primário Acumulado

Gráfico 2: Despesa Primária Acumulada

⁵ Segundo o autor, a elevação da arrecadação ao longo desse período também esteve associada à reforma do PIS/COFINS no ano de 2003. Após a crise financeira de 2007-2008, a estabilidade das receitas fiscais esteve relacionada ao aumento da alíquota do Imposto sobre Operações Financeiras (IOF) em 2008, que compensou parte das receitas perdidas com o fim da Contribuição Provisória sobre Movimentação Financeira (CPMF) em 2007.

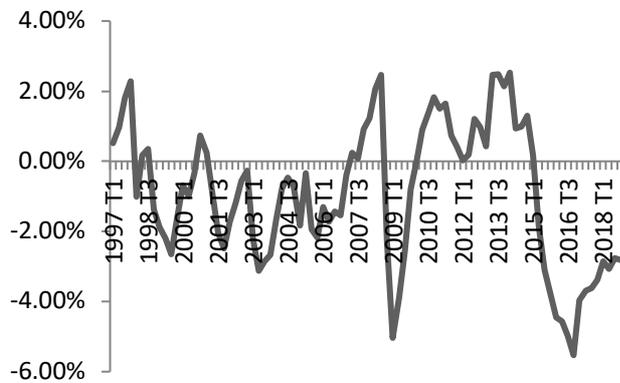


Fonte: RTN. Elaboração própria.



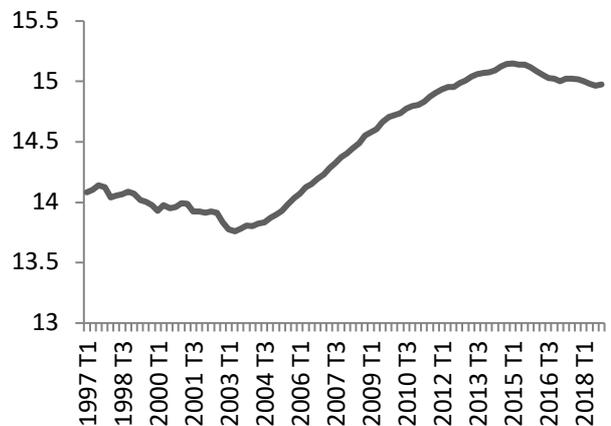
Fonte: RTN. Elaboração própria.

Gráfico 3: Hiato do Produto



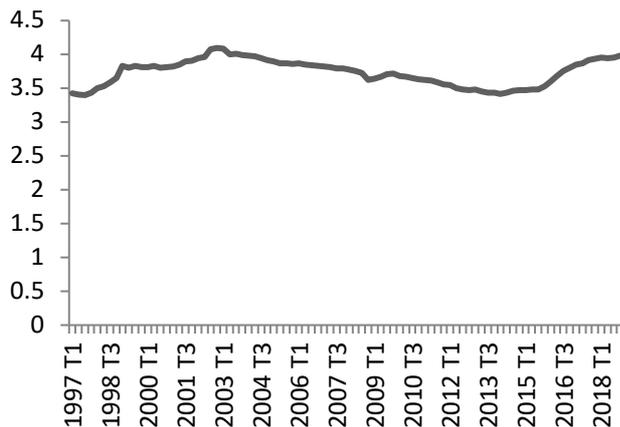
Fonte: DIMAC/IPEA. Elaboração própria.

Gráfico 4: Crédito



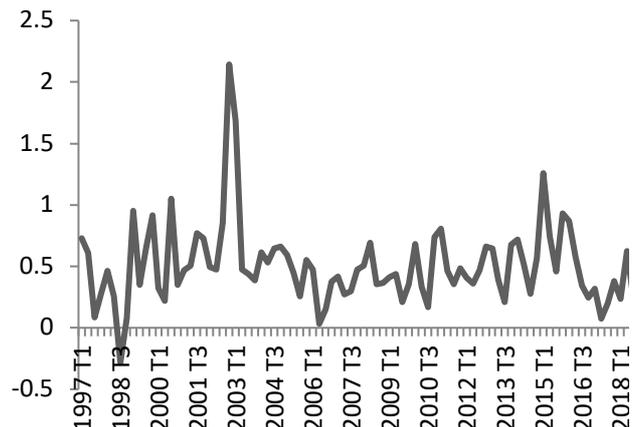
Fonte: BCB. Elaboração própria.

Gráfico 5: DLSP % PIB (log)



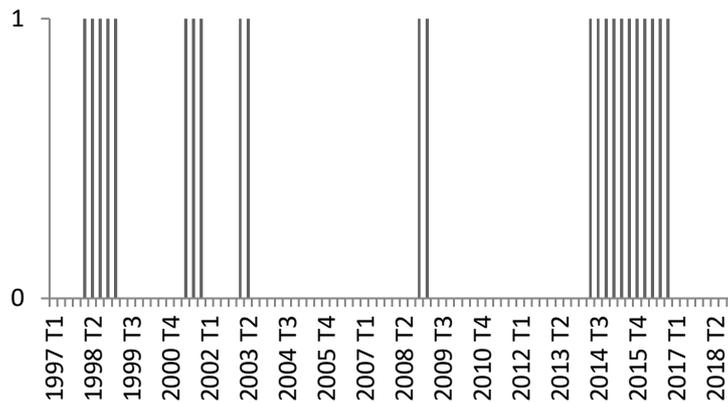
Fonte: BCB. Elaboração própria.

Gráfico 6: Inflação



Fonte: IBGE. Elaboração própria.

Gráfico 7: Dummy



Fonte: CODACE-FGV. Elaboração própria.

É importante ressaltar também que o período em análise foi marcado por mudanças estruturais na condução da política macroeconômica do País. Destacam-se, em geral, a instituição do regime macroeconômico baseado em metas de inflação, metas de superávit primário e câmbio flutuante; a regulamentação da gestão do orçamento pela Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF), no início dos anos 2000, bem como a instituição do Novo Regime Fiscal, regulamentado pela Emenda Constitucional nº 95 no ano de 2016. Ademais, entre os acontecimentos ao nível da economia internacional e nacional ao longo desse período, aqueles que podem ser considerados principais estão relacionados ao ciclo positivo de preços das commodities, a crise financeira internacional de 2007-2008 e ao fato de a economia brasileira ter experimentado uma das maiores crises econômicas de sua história após o ano de 2015.

Tabela 1: Estatística Descritiva das Séries

	SP_t	$Desp_t$	$Hiato_t$	$Crédito_t$	$DLSP_t$	Inf_t
Média	0,69	12,65	-0,92%	14,46	3,73	0,50
Mínimo	0,0	12,26	-5,53%	13,76	3,40	-0,28
Máximo	1,0	13,06	2,53%	15,15	4,10	2,14
Desvio-padrão	0,26	0,29	2,00%	0,49	0,19	0,33
Número de observações	84	84	88	88	88	88

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

3.3 Resultados

Para primeira etapa do procedimento de estimação, identificação de raiz unitária, foram utilizados os testes Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Phillips-Perron (PP). A Tabela 2 apresenta os resultados. Os testes foram feitos sem considerar a presença de constante e tendência, caso a hipótese nula não fosse rejeitada, o mesmo teste foi feito considerando a presença de constante e, se necessário, constante e tendência. Para as variáveis em nível, se o *p-valor* do teste exceder 10%, a hipótese nula de que a série possui uma raiz unitária não será rejeitada e, portanto, a série será considerada não estacionária. O teste também será aplicado para as mesmas variáveis em primeira diferença e a regra de decisão será semelhante. Assim, caso o *p-valor* para as variáveis em nível exceda o limite de 10%, mas para a variável em primeira diferença o *p-valor* não exceda o limite de 10%, a variável será considerada I(1). Os testes foram aplicados para todas as variáveis em nível e em primeira diferença.

Com base nos resultados da Tabela 2, é possível observar que os testes ADF e PP indicam que as variáveis *SP*, *Desp*, *Crédito* e *DLSP* são I(1) para o nível, ou seja, não estacionárias, mas são I(0) para a primeira diferença. Enquanto que as variáveis *Hiato*, *Inf* e *dummy* são I(0), ou seja, estacionárias tanto no nível quanto para a primeira diferença. Desse modo, é possível rejeitar a hipótese de que há variáveis I(2) no modelo e seguir com a análise.

Após a estimação dos modelos, a identificação da cointegração entre as variáveis foi realizada pelos testes de limites (*bound tests*) e estatísticas F. A Tabela 3 apresenta os resultados das equações estimadas. Para efeito de comparação, a especificação da quantidade de lags para as variáveis dos modelos estimados são definidas pelo critério de informação Bayesiano (BIC) e de Akaike (AIC).

Tabela 2: Testes para Identificação de Raiz Unitária

Variáveis	ADF	PP	Decisão / I(.)
SP	-1,673	-1,812	
<i>Constante / Tendência</i>	<i>Sim / Sim</i>	<i>Sim / Sim</i>	<i>Não Estacionária / I(1)</i>
ΔSP	-7,948***	-8,065***	
<i>Constante / Tendência</i>	<i>Não / Não</i>	<i>Não / Não</i>	<i>Estacionária / I(0)</i>
Desp	-1,749	-2,027	
<i>Constante / Tendência</i>	<i>Sim / Sim</i>	<i>Sim / Sim</i>	<i>Não Estacionária / I(1)</i>
ΔDesp	-5,495***	-5,636***	
<i>Constante / Tendência</i>	<i>Não / Não</i>	<i>Não / Não</i>	<i>Estacionária / I(0)</i>
Hiato	-2,182**	-2,464**	
<i>Constante / Tendência</i>	<i>Não / Não</i>	<i>Não / Não</i>	<i>Estacionária / I(0)</i>
ΔHiato	-7,765***	-7,702***	
<i>Constante / Tendência</i>	<i>Não / Não</i>	<i>Não / Não</i>	<i>Estacionária / I(0)</i>
Crédito	-1,440	-1,531	
<i>Constante / Tendência</i>	<i>Sim / Sim</i>	<i>Sim / Sim</i>	<i>Não Estacionária / I(1)</i>
ΔCrédito	-4,582***	-4,448***	
<i>Constante / Tendência</i>	<i>Não / Não</i>	<i>Não / Não</i>	<i>Estacionária / I(0)</i>
DLSP	-1,267	-1,420	
<i>Constante / Tendência</i>	<i>Sim / Sim</i>	<i>Sim / Sim</i>	<i>Não Estacionária / I(1)</i>
ΔDLSP	-5,877***	-5,945***	
<i>Constante / Tendência</i>	<i>Não / Não</i>	<i>Não / Não</i>	<i>Estacionária / I(0)</i>
Inf	-3,009***	-2,597**	
<i>Constante / Tendência</i>	<i>Não / Não</i>	<i>Não / Não</i>	<i>Estacionária / I(0)</i>
ΔInf	-10,414***	-12,071***	
<i>Constante / Tendência</i>	<i>Não / Não</i>	<i>Não / Não</i>	<i>Estacionária / I(0)</i>
dummy	-3,238***	-3,263***	
<i>Constante / Tendência</i>	<i>Não / Não</i>	<i>Não / Não</i>	<i>Estacionária / I(0)</i>
Δdummy	-9,220***	-9,307***	
<i>Constante / Tendência</i>	<i>Não / Não</i>	<i>Não / Não</i>	<i>Estacionária / I(0)</i>

Nota: ADF e PP: H0 = série possui raiz unitária. Os testes são baseados em Dickey e Fuller (1979) e Phillips e Perron (1988). I(.) indica a ordem de integração da variável. *, **, *** indica que a estatística de teste é significativa a 10%, 5% e 1%, respectivamente. Δ indica que a variável foi transformada para a primeira diferença.

Fonte: Elaboração própria. Testes realizados no Stata 14.

Tabela 3: Modelos ARDL – Política Fiscal, Ciclo Econômico e Ciclo Financeiro

	MODELO 1	MODELO 2	MODELO 3	MODELO 4
<i>Variável dependente</i>	<i>SP</i>	<i>SP</i>	<i>Desp</i>	<i>Desp</i>
Critério de Informação	BIC	AIC	BIC	AIC
Especificação ARDL	ARDL (1, 0, 0, 0, 0, 0)	ARDL (1, 3, 0, 0, 0, 0)	ARDL (3, 0, 0, 0, 0, 0)	ARDL (4, 2, 0, 3, 0, 0)
Estatística F do teste de limites para cointegração	4,532**	2,827	5,141***	5,053**
<i>Coefficientes de Longo Prazo</i>				
<i>Hiato</i>	11,258**	-1,465*	-0,415	-1,465*
<i>Credito</i>	-0,342**	0,628***	0,631***	0,628***
<i>DLSP</i>	0,334	0,237**	0,252***	0,237**
<i>Inf</i>	-0,074	-0,003	-0,033	-0,003
<i>Dummy</i>	-0,197	0,031	-0,013	0,031
<i>Coefficientes de Curto Prazo</i>				
$\Delta Desp_{-1}$	-	-	0,287***	0,164
$\Delta Desp_{-2}$	-	-	0,286***	0,277***
$\Delta Desp_{-3}$	-	-	-	0,219**
$\Delta Hiato$	-	-1,223	-	0,713***
$\Delta Hiato_{-1}$	-	-1,077	-	0,356
$\Delta Hiato_{-2}$	-	1,472**	-	-
$\Delta DLSP$	-	0,001	-	0,001
$\Delta DLSP_{-1}$	-	-0,107*	-	-0,107*
$\Delta DLSP_{-2}$	-	-0,138**	-	-0,138**
ECM_{t-1}	-0,140**	-0,195***	-0,258***	-0,276***
Nº de observações	80	80	80	80
<i>Testes de Diagnóstico¹</i>				
Teste Breusch-Godfrey para correlação serial ²	0,349	0,427	0,074	0,819
Teste Breusch-Pagan/Cook-Weisberg p/ heterocedasticidade ³	0,008	0,026	0,477	0,390
Teste Jarque-Bera para os resíduos ⁴	0,000	0,019	0,000	0,006
Teste CUSUM para estabilidade dos resíduos ⁵	“Não”	“Não”	“Sim”	“Sim”

Nota: ¹Os testes de diagnóstico para os modelos apresentam o *p-value* das estatísticas e a regra de decisão com base na representação gráfica dos resíduos, no caso do teste CUSUM. ²H0 = ausência de correlação serial; ³H0 = variância constante; ⁴H0 = normalidade; ⁵O teste indica se a soma cumulativa recursiva dos resíduos e dos resíduos ao quadrado dos modelos estão dentro do intervalo de 95% de confiança, “Sim” representa que o modelo é estável segundo o teste e “Não” representa que o modelo não é estável segundo o teste. *, **, *** indica que a estatística de teste é significativa a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Fonte: Elaboração própria. Estimações realizadas no Stata 14.

Os Modelos 1 e 2 apresentam as estimativas para a relação entre política fiscal, ciclo econômico e ciclo financeiro considerando a medida de saldo primário como variável dependente. Os resultados das estimações para o hiato do produto e crédito (Modelo 1), apesar de sugerirem que no longo prazo a política fiscal no Brasil reagiu de modo contracíclico às oscilações do produto e de modo pró-cíclico às oscilações do crédito, apresentam sinais que sugerem resultado contrário no Modelo 2. Ademais, esses modelos apresentam frágil evidência para relação de cointegração segundo os testes de diagnóstico, estatística F e testes de limites, no geral. Assim, entende-se que para esses modelos, não há evidências que sugiram uma relação de longo prazo entre essas variáveis.

Os Modelos 3 e 4, por sua vez, apresentam as estimativas para a relação entre política fiscal, ciclo econômico e ciclo financeiro considerando a medida de despesa primária como variável dependente. Dado o conjunto de estatísticas (testes de diagnóstico, estatística F e testes de limites), entende-se que o Modelo 4 é considerado o mais adequado para os resultados aqui analisados. Em acordo com esse modelo, as evidências sugerem que, para o longo prazo, a política fiscal reagiu de modo contracíclico às oscilações do produto e de modo pró-cíclico às oscilações do crédito. No entanto, para o curto prazo, os resultados para a medida de hiato do produto sugerem que a política fiscal foi pró-cíclica, uma vez que o coeficiente para $\Delta Hiato$ é positivo e estatisticamente significativo. Por outro lado, não há evidências de ter havido uma relação de curto prazo entre ciclo financeiro e política fiscal.

O coeficiente estimado para o termo de correção de erro, o ECM_{t-1} , foi negativo e estatisticamente significativo a 1%, algo esperado uma vez que as variáveis do modelo são cointegradas segundo a estatística F e o teste de limites. Assim, estima-se que 27,6% de qualquer desequilíbrio de curto prazo da despesa primária acumulada e as demais variáveis no Modelo 4 são resolvidos rapidamente. De modo mais preciso, ao longo de $1/0,276 = 3,62$ trimestres, aproximadamente. E, considerando as variáveis de controle, a única que apresenta relação estatisticamente significativa é a $DLSP$. Os resultados para essa medida sugerem que, apesar de o gasto reagir de modo sustentável no curto prazo (coeficiente negativo e estatisticamente significativo para $\Delta DLSP_{-1}$ e $\Delta DLSP_{-2}$), as evidências sugerem que, para o longo prazo, a política fiscal no Brasil não foi sustentável.

O resultado para a relação entre ciclo econômico e política fiscal, portanto, se mantém qualitativamente em acordo com Blanco e Herrera (2006), uma vez que as evidências para o Modelo 4 sugerem que a política fiscal no Brasil foi pró-cíclica no curto prazo e contracíclica no longo prazo. Considerando apenas o efeito de curto prazo, a evidência é qualitativamente semelhante às encontradas por Gadelha e Divino (2013) e Wichmann e Portugal (2013). Enquanto o efeito de longo prazo também é qualitativamente semelhante ao encontrado por Mendonça et al. (2009). Blanco e Herrera (2006) estimam que a elevação de 1% na produção aumenta o saldo primário do governo em, aproximadamente, 0,2% do PIB no longo prazo. Para o Modelo 4, as evidências sugerem que o efeito marginal da elevação de 1% no hiato do produto reduz a despesa primária acumulada em, aproximadamente, -0,58% no longo prazo.

O resultado para a relação entre ciclo financeiro e política fiscal, por sua vez, difere do encontrado por Alberola e Sousa (2017), mas corrobora com a hipótese levantada por Borio et al. (2016) e Bénétrix e Lane (2017), pois sugere que os fatores financeiros, capturados aqui por meio da medida de crédito, constituíram estímulo pró-cíclico adicional para política fiscal no longo prazo para o Brasil. O efeito marginal estimado indica que a elevação de 1% na medida de crédito aumenta a despesa primária acumulada do governo em, aproximadamente, 0,75%. As principais implicações desses resultados indicam que a avaliação da política fiscal deveria considerar não apenas o comportamento cíclico do produto, mas também deveria atuar de modo a minimizar a volatilidade dos fatores financeiros. A possibilidade de o comportamento fiscal reagir de modo pró-cíclico aos ciclos financeiros pode contribuir com a ampliação dos desequilíbrios macroeconômicos e com o

enfraquecimento da capacidade de atuação do governo frente às crises, uma vez que pode limitar o espaço fiscal durante os períodos recessivos.

4. Considerações Finais

O debate recente sobre a crise da política fiscal no Brasil identifica diversos fatores que contribuíram com a mesma, entre elas destacam-se a institucionalidade da política, o comportamento pró-cíclico em relação a atividade econômica, e até mesmo o excesso de estímulo fiscal para compensar o baixo desempenho da economia ao longo dos últimos anos. Em síntese, o levantamento da literatura apontou que as evidências para o comportamento da política fiscal no Brasil em relação ao ciclo econômico sugerem divergências, e que, para o Brasil em especial, ainda há escassez de estudos que analisem como a política fiscal reage às oscilações do ciclo financeiro.

Dados esses aspectos, esse trabalho buscou explorar essa lacuna presente no debate sobre o comportamento cíclico da política fiscal para o Brasil. O objetivo, portanto, foi estimar os efeitos de curto e longo prazo tanto dos ciclos econômicos quanto dos ciclos financeiros sobre o comportamento fiscal no País para o período de 1997T1 a 2018T4. Foram testadas, assim, duas hipóteses que também podem contribuir para explicar o atual quadro fiscal do País. A primeira afirmava que a política fiscal no Brasil apresentou comportamento pró-cíclico em relação ao ciclo econômico, aspecto que fragiliza a atuação da política fiscal em períodos recessivos. E a segunda hipótese postulou, além disso, os fatores financeiros exerceram estímulo adicional para a política fiscal no período.

Em síntese, os principais resultados, obtidos a partir das equações estimadas, sugerem que: i) há evidências frágeis de que a política fiscal reage de modo pró-cíclico em relação ao ciclo econômico no curto prazo, mas de modo contracíclico no longo prazo, e; ii) há evidências de que o ciclo financeiro atua como estímulo adicional para a despesa primária do governo federal no longo prazo. De modo secundário, as estimativas sugeriram que a política fiscal não reagiu de modo sustentável ao endividamento público ao longo do período.

Esses resultados são importantes e entende-se que deveriam servir como orientação de políticas fiscais que evitem uma atuação sistemática por meio de cortes de impostos, ou flexibilidade tributária por parte do governo, como ocorreu no Brasil com maior ênfase após 2011. Isso porque o estímulo tributário também pode sofrer reveses cíclicos das finanças. Ainda, se as despesas fiscais induzidas pelo comportamento dos ciclos financeiros forem persistentes ao longo do tempo, como indicam Bénétrix e Lane (2015, 2017), é possível esperar que eles atuem de modo a ampliar os desequilíbrios macroeconômicos e enfraqueçam a capacidade do governo de responder efetivamente à ocorrência de uma crise econômica ou financeira. Essas evidências também indicam que as regras de política fiscal deveriam levar em consideração os fatores financeiros, uma vez que também podem auxiliar no acompanhamento cíclico da economia e, desse modo, melhorar a distribuição de riscos associados aos desequilíbrios macroeconômicos.

Referências

- ALBEROLA, E.; SOUSA, R. **Assessing fiscal policy through the lens of the financial and the commodity price cycles**. Basel: BIS, 2017. (Working Papers, 638).
- ALCIDI, C.; GROS, D.; THIRION, G. **Is fiscal policy pro-cyclical in bad times?** Helsinki: European Union, 2016. (FIRSTRUN, 649261).
- ALESINA, A.; PASSALACQUA, A. The Political Economy of Government Debt. In: TAYLOR, J. B.; UHLIG, H. (ed.). **Handbook of Macroeconomics**. Amsterdam: Elsevier, v. 2, 2016, p. 2599-2651.
- ALESINA, A.; TABELLINI, G.; CAMPANTE, F. R. Why Is Fiscal Policy Often Procyclical? **Journal of the European Economic Association**, Cambridge, v. 6, n. 5, p. 1006-1036, 2008.

- ARAMENDÍA, M. M.; RACIBORSKI, R. **Using financial variables to estimate the Irish output gap: do they make a difference?** Luxembourg: Office of the European Union, 2015. (Economic Brief, 004).
- ARESTIS, P.; FERRARI-FILHO, F.; TERRA, F. H. B. Post Keynesian Macroeconomic Policy Regime. In: FERRARI-FILHO, F.; TERRA, F. H. B. (org.). **Keynes: ensaios sobre os 80 anos da Teoria Geral**. Porto Alegre: Tomo Editorial, 2016. p. 151-176.
- BARRO, R. J. Are Government Bonds Net Wealth? **Journal of Political Economy**, Chicago, v. 82, n. 6, p. 1095-1117, 1974.
- BARRO, R. J. On the determination of the public debt. **Journal of Political Economy**, Chicago, v. 87, n. 5, p. 940-971, 1979.
- BÉNÉTRIX, A. S.; LANE, P. R. Financial Cycles and Fiscal Cycles. In: ÓDOR, L. **Rethink Fiscal Policy after the Crisis**. Cambridge: Cambridge University Press, 2017. p. 356-383.
- BÉNÉTRIX, A. S.; LANE, P. R. **Financial Cycles and Fiscal Cycles**. Rethinking Fiscal Policy After the Crisis conference. Bratislava, 2015.
- BÉNÉTRIX, A. S.; LANE, P. R. Fiscal cyclicalities and EMU. **Journal of International Money and Finance**, Amsterdam, v. 34, p. 164-176, 2013.
- BLANCO, F.; HERRERA, S. **The quality of fiscal adjustment and the long-run growth impact of fiscal policy in Brazil**. Washington: World Bank, 2006. (Policy Research Working Paper, 4004).
- BORIO, C.; LOMBARDI, M.; ZAMPOLLI, F. **Fiscal sustainability and the financial cycle**. Basel: BIS, 2016. (Working Paper, 552).
- CARNEIRO, F. G.; GARRIDO, L. **New Evidence on the Cyclicalities of Fiscal Policy**. Washington: World Bank, 2015. (Policy Research Working Paper, 7293).
- ÇIÇEK, D.; ELGIN, C. Cyclicalities of fiscal policy and the shadow economy. **Empirical Economics**, Vienna, v. 41, n. 3, p. 725-737, 2011.
- DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. **Journal of the American Statistical Association**, Philadelphia, v. 74, n. 366a, p. 427-431, 1979.
- DOBRESCU, G.; SALMAN, F. **Fiscal Policy During Absorption Cycles**. Washington: IMF, 2011. (Working Paper, 11/41).
- ENGLE, R. F. GRANGER, C. W. J. Co-integration and error correction: representation, estimation and testing. **Econometrica**, Cambridge, v. 55, p. 251-76, 1987.
- ESCHENBACH, F.; SCHUKNECHT, L. Budgetary Risks from Real Estate and Stock Markets. **Economic Policy**, New York, v. 39, p. 313-346, 2004.
- GADELHA, S. R. B.; DIVINO, J. A. Uma análise da ciclicidade da política fiscal brasileira. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 43, n. 4, p. 711-743, dez. 2013.
- GAVIN, M.; PEROTTI, R. Fiscal Policy in Latin America. **NBER Macroeconomics Annual**, Cambridge, v. 12, p. 11-61, 1997.
- HOLLAND, M. Fiscal crisis in Brazil: causes and remedy. **Brazil. J. Polit. Econ.** v. 39, n.1, São Paulo, jan./mar. 2019
- ILZETZKI, E.; VÉGH, C. A. **Procyclical Fiscal Policy In Developing Countries: Truth Or Fiction?** Cambridge: NBER, 2008. (Working Paper, 14191).
- INSTITUIÇÃO FISCAL INDEPENDENTE. **Relatório de Acompanhamento Fiscal nº 23**. Brasília: IFI, dez. 2018.
- JOHANSEN, S. Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models. **Econometrica**, Cambridge, v. 59, p. 1551-1580, 1991.

- LUPORINI, V. Sustainability of Brazilian fiscal policy, once again: corrective policy response over time. **Estudos Econômicos**, v. 45, n. 2, p. 437–458, jun. 2015.
- MELLO, L. **Estimating a Fiscal Reaction Function: The Case of Debt Sustainability in Brazil**. Paris: OECD Publishing, 2005. (Working Papers, 483).
- MELLO, L.; MOCCERO, D. **Brazil's fiscal stance during 1995-2005: The effect of indebtedness on fiscal policy over the business cycle**. Paris: OECD Publishing, 2006. (Working Papers, 485).
- MENDONÇA, M. J. C.; SANTOS, C. H. M.; SACHSIDA, A. Revisitando a função de reação fiscal no Brasil pós-Real: uma abordagem de mudanças de regime. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 39, n. 4, p. 873–894, dez. 2009.
- MINISTÉRIO DA FAZENDA. **Demonstrativo de Benefícios Financeiros e Creditícios Ano 2017**. Brasília, jul. 2018.
- MORA, M. **A evolução do crédito no Brasil entre 2003 e 2010**. Rio de Janeiro: IPEA, janeiro/2015. (Texto para Discussão, 2022).
- ORAIR, R. **Investimento Público no Brasil: trajetória e relações com o regime fiscal**. Brasília: IPEA, 2016. (Texto para Discussão, 2215).
- PESARAN, M. H. **Time series and panel data econometrics series**. 1ª Ed., Oxford: Oxford University Press, 2015.
- PESARAN, M. H.; SHIN, Y. An Autoregressive Distributed-Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis. **Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium**. Cambridge: Cambridge University Press, 1999.
- PESARAN, M. H.; SHIN, Y.; SMITH, R. J. Bounds Testing Approaches To The Analysis Of Level Relationships. **J. Appl. Econ.**, Chichester, v. 16, p. 289-326, 2001.
- PHILLIPS, P. C. B.; PERRON, P. Testing for a Unit Root in Time Series Regression. **Biometrika**, London, v. 75, n. 2, p. 335–346, 1988.
- PIRES, M. C. de C. **Política Fiscal e Ciclos Econômicos: Teoria e a Experiência Recente**. Rio de Janeiro. Elsevier: FGV, 2017.
- ROCHA, F. Política Fiscal Através do Ciclo e Operação dos Estabilizadores Fiscais. **EconomiA**, Brasília, v. 10, n. 3, p. 483-499, 2009.
- SOUZA-JÚNIOR, J. R. C. **Produto Potencial e Hiato do Produto: nível atual e projeções para 2018**. Carta de Conjuntura do IPEA, v. 36, 2017.
- TALVI, E.; VÉGH, C. A. Tax base variability and procyclical fiscal policy in developing countries. **Journal of Development Economics**, Amsterdam, v. 78, n. 1, p. 156-190, out. 2005.
- TORNELL, A.; LANE, P. R. The voracity effect. **The American Economic Review**, Nashville, v. 89, n. 1, p. 22-46, 1999.
- WICHMANN, R. M.; PORTUGAL, M. S. Política Fiscal Assimétrica: o caso do Brasil. **RBE**, Rio de Janeiro, v. 67, n. 3, p. 355-378, jul.-set. 2013.