

A CICLICALIDADE DA POLÍTICA FISCAL BRASILEIRA REVISITADA

Cleiton Silva de Jesus¹

Resumo: Estudos empíricos realizados nas últimas duas décadas têm sugerido que a condução da política fiscal nos países em desenvolvimento é procíclica. Além disso, a dinâmica da dívida pública e os choques inflacionários podem ajudar a explicar comportamento da autoridade fiscal numa economia em desenvolvimento. O objetivo deste artigo é verificar a ciclicidade da política fiscal brasileira a partir da estimação de uma função de reação fiscal que, além de levar em conta uma medida do ciclo econômico, também considera a dívida pública e a taxa de inflação. Os principais resultados desta pesquisa sugerem que: i) a política fiscal no período foi contracíclica, mas só se tornou contracíclica recentemente; ii) os estabilizadores fiscais automáticos do lado da despesa têm se tornado mais efetivos; iii) o comportamento das finanças públicas, na média, tem sido coerente com a estabilização da dívida pública e iv) não é claro se a autoridade fiscal tem contemplado a inflação em seus objetivos.

Palavras-chave: Função de reação fiscal, ciclicidade, estabilidade macroeconômica, economia brasileira.

Classificação JEL: E60, E62, C01.

THE CYCLICALITY OF FISCAL POLICY IN BRAZIL REVISITED

Abstract: Empirical researches in the last two decades have suggested that the fiscal policy in developing countries is procyclical. Furthermore, the public debt dynamic and the inflationary shocks can be useful to understand the fiscal authority behavior in developing economies. The main goal of this paper is to verify the cyclical properties of Brazilian fiscal policy by estimating a fiscal reaction function that, in addition to taking in account a measure of the business cycle, also consider the variables public debt and inflation rate. The main results found in our empirical estimates suggest that: i) the fiscal policy is countercyclical, but became countercyclical just recently, ii) the automatic stabilizers on the government spending side have become more effective; iii) on average, the fiscal authority behavior is compatible with debt stabilization and iv) it is not clear that the fiscal authority has considered inflation in its targets.

Keywords: fiscal reaction function, cyclicity, macroeconomic stability, Brazilian economy.

JEL Classification: E60, E62, C01.

¹ Doutor em Economia pela UFPR e Professor do Curso de Ciências Econômicas da Universidade Estadual de Feira de Santana (UEFS). E-mail: cleiton.uefs@gmail.com

1. INTRODUÇÃO

A discussão acerca do comportamento da política fiscal nos países em desenvolvimento é relevante porque que nestas economias os estabilizadores automáticos geralmente não são poderosos e as instituições fiscais não parecem colaborar para a atuação contracíclica das finanças públicas. De fato, uma gama de estudos empíricos tem sugerido que a política fiscal na América Latina e demais países em desenvolvimento é procíclica: contracionista em tempos ruins e expansionistas em tempos bons². Sabe-se que este tipo de comportamento da autoridade fiscal é distinto daquele verificado nas economias desenvolvidas, de modo que um comportamento procíclico tende a aprofundar os ciclos econômicos quando o ideal seria mitigá-lo.

As evidências empíricas corroboram com o entendimento de que uma política fiscal procíclica prejudica o desempenho macroeconômico, inclusive no longo prazo. Aghion e Marinescu (2007) e Woo (2009), por exemplo, mostraram que o grau de prociclicidade fiscal está associado com menor crescimento do PIB per capita. Em trabalhos mais recentes Vegh e Vuletin (2014) sugeriram que uma política fiscal contracíclica tem sido importante para a redução da duração e da intensidade das crises, enquanto McManus e Ozkan (2015) sustentaram que os países que seguem uma política fiscal mais procíclica apresentam menor taxa de crescimento econômico, maior volatilidade do produto e taxa de inflação mais elevada. As principais explicações para o comportamento procíclico da política fiscal disponíveis na literatura são as seguintes: i) restrição a crédito no mercado internacional (Gavin e Perotti, 1997; Kaminsky, Reinhart e Vegh, 2004); ii) problemas de economia política, tais como o efeito voracidade (Tornell e Lane, 1999), o poder político disperso (Lane, 2003) e a polarização social (Woo, 2009); iii) o tamanho do setor público (Akitoby et al. 2006) e iv) a qualidade das instituições (Frankel, Vegh e Vuletin, 2013; Céspedes e Velasco, 2014).

O argumento contra a utilização da política fiscal de maneira procíclica não é exclusivo de uma única abordagem teórica. A prescrição keynesiana padrão de sintonia fina no gerenciamento da demanda agregada sustenta que a política fiscal deve ser contracíclica, e os macro-modelos microfundamentados com preços rígidos prescrevem que as políticas contracíclicas são ótimas. Já os modelos de política fiscal ótima de inspiração neoclássica predizem que as taxas de impostos devem permanecer constantes ao longo do ciclo dos negócios. De acordo com Talvi e Vegh (2005), se os policymakers seguem a prescrição keynesiana, deve-se observar uma correlação positiva entre taxas de impostos e produto, e negativa entre gastos do governo e produto. Contudo, se os policymakers seguem a prescrição neoclássica, estas correlações devem ser essencialmente nulas.

Acredita-se que o desafio da boa política fiscal é contribuir para uma menor volatilidade do produto e, ao mesmo tempo, garantir a sustentabilidade da dívida pública. Embora esses objetivos possam ser concorrentes em alguma medida, espera-se que a diminuição do nível de endividamento público durante os bons tempos cria espaço para a utilização futura da política fiscal tendo em vista a macro-estabilidade e a suavização dos ciclos econômicos (Vegh e Vuletin, 2014; Huidrom, Kose e Ohnsorge, 2017; Martorano, 2017). Ademais, autores como Mello e

² Ver, por exemplo, Gavin e Perotti (1997), Catao e Sutton (2002), Kaminsky, Reinhart e Vegh (2004), Alesina, Campante e Tabellini (2008), Talvi e Vegh (2005), Akitoby *et al* (2006), Ilzetzki e Vegh (2008), Vegh e Vuletin (2012), Klemm (2014) e Carneiro e Garrido (2016).

Moccerro (2006), Clements, Faircloth e Verhoeven (2007) e Barbosa (2010) sugerem que a redução do endividamento público para níveis prudentes em tempos de normalidade é um importante pré-requisito para a eliminação do caráter procíclico da política fiscal.

Deste modo, a estimação adequada de uma função de reação fiscal para uma economia em desenvolvimento, considerando o período recente, é importante para averiguar se a condução da política fiscal tem sido compatível com as prescrições da teoria econômica em termos de suavização dos ciclos econômicos, da solvência intertemporal do setor público e do contrabalanceamento dos choques inflacionários. O presente artigo pretende oferecer uma contribuição nesse sentido ao tentar responder as seguintes questões: i) a política fiscal brasileira é realmente procíclica, como sugere a literatura padrão? ii) a condução da política fiscal é compatível com a estabilização da dívida pública? iii) a autoridade fiscal tem respondido a choques na inflação e cooperado com a autoridade monetária?

Algumas versões da função de reação fiscal para o Brasil já foram estimadas em diferentes estudos³. Entretanto, ressalta-se que estes trabalhos são muito heterogêneos, tanto no que diz respeito ao período/frequência da amostra, quanto no que diz respeito à metodologia e as variáveis utilizadas. Apesar destas heterogeneidades, é possível afirmar que a estes estudos convergem em apontar que a política fiscal brasileira é procíclica, que a política fiscal brasileira é sustentável e que o instrumento de política fiscal não responde a choques na inflação.

A contribuição do presente artigo consiste em trazer novas evidências para o comportamento da autoridade fiscal brasileira, especialmente no que tange a sua postura ao longo do ciclo econômico. A base de dados utilizada nos exercícios empíricos cobre o período 2003T1-2017T2, de modo que a postura da política fiscal considerando três recessões distintas (2013, 2008-2009 e 2014-2016) pode ser quantitativamente analisada, diferentemente dos trabalhos disponíveis na literatura. As evidências aqui obtidas a partir de modelos estimados pelos métodos de Mínimos Quadrados Ordinários (OLS) e Método dos Momentos Generalizados (GMM) sugerem que a política fiscal no período tem sido contracíclica; os estabilizadores fiscais automáticos do lado da despesa têm ganhado relevância ao longo do ciclo econômico; o comportamento das finanças públicas, na média, tem sido coerente com a estabilização da dívida pública e não é claro se a autoridade fiscal tem contemplado a inflação em seus objetivos. Regressões auxiliares com parâmetros variando no tempo informam que o resultado não convencional do comportamento contracíclico da política fiscal brasileira só é verificado quando são incorporados no modelo dados do período mais recente, de modo que este resultado é robusto a diferentes especificações do modelo empírico.

O presente artigo está organizado em mais cinco seções além desta introdução. Na próxima seção é apresentada a estratégia empírica para a estimação da função de reação fiscal. Na terceira são descritos os dados utilizados no modelo de referência. Na quarta são reportados os resultados das estimativas econométricas bem como os testes de sensibilidade do modelo, enquanto na quinta estes mesmos exercícios empíricos são realizados com variáveis fiscais desagregadas. Por fim, na última seção são feitas as considerações finais.

³ Por exemplo, Mello e Moccerro (2006), Blanco e Herrera (2006), Mello (2007), Mendonça, Santos e Sachsida (2009), Rocha (2009), Gadelha e Divino (2013), Simonassi, Arraes e Sena (2014) Schettini (2014) e Luporini (2015).

2. ESTRATÉGIA EMPÍRICA

Estimativas da função de reação da política fiscal geralmente são realizadas a partir da regressão de uma variável de política fiscal (despesa pública ou saldo fiscal como proporção do PIB) contra alguma medida de atividade econômica para representar o ciclo econômico (como taxa de crescimento do produto real ou hiato do produto), a razão entre a dívida pública e o PIB e outras variáveis de controle. Neste artigo, a função de reação fiscal de referência possui o seguinte formato:

$$\ln(g_t) = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 d_{t-1} + \beta_3 \pi_{t-1} + \varepsilon_t \quad [1]$$

em que: $\log(g_t)$ é o logaritmo natural da despesa pública primária, y_{t-1} é o hiato do produto do período anterior, d_{t-1} é a dívida pública do período anterior, π_{t-1} é a inflação do período anterior e ε_t é o termo de erro (choque i.i.d com média zero e variância constante). Os quatro parâmetros da equação (1) serão estimados por Mínimos Quadrados Ordinários (OLS) e pelo Método dos Momentos Generalizados (GMM). Especificar a função de reação fiscal supondo que a despesa pública, em nível, deve responder as demais variáveis com defasagem de um período justifica-se porque é improvável que a autoridade fiscal reaja imediatamente à mudança nas condições econômicas (há defasagem de implementação na política fiscal). Além disso, como argumentam Ilzetzki e Végh (2008), uma função de reação fiscal que incorpora o hiato do produto defasado é mais apropriada quando se usa dados trimestrais, já que o hiato do produto também é afetado contemporaneamente pela despesa pública através do multiplicador.

Em outra especificação da função de reação fiscal acrescenta-se uma variável dummy que visa levar em conta os períodos em que a economia brasileira esteve em recessão. Esta variável assume um valor 1 para os períodos recessivos e 0 para tempos de não recessão. Seguindo a classificação do Comitê de Datação de Ciclos Econômicos (CODACE) da Fundação Getúlio Vargas, a economia brasileira passou por três recessões entre 2003 e 2017: entre o primeiro e o segundo trimestre de 2003; entre o quarto trimestre de 2008 e o primeiro trimestre de 2009, e entre o segundo trimestre de 2014 e o quarto trimestre de 2016. Esta datação foi utilizada na construção da variável dummy de recessão. O modelo de referência estendido, portanto, assume o seguinte formato:

$$\ln(g_t) = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 d_{t-1} + \beta_3 \pi_{t-1} + \beta_4 \text{recessão} + \varepsilon_t \quad [2]$$

em que β_4 é o parâmetro de resposta da autoridade fiscal devido à ocorrência de recessão. Os coeficientes da função de reação fiscal são estimados por OLS com erros padrão robustos de Huber-White, e os instrumentos utilizados nas estimativas por GMM são, além da constante e da dummy de recessão, as variáveis hiato do produto, inflação e dívida pública, todas defasadas em dois e em três períodos. Este procedimento é adotado para se averiguar a robustez e corrigir possíveis endogeneidades nos coeficientes estimados por OLS. Questões relacionadas à robustez dos parâmetros estimados e à endogeneidade das variáveis foram discutidas no trabalho de Ilzetzki e Végh (2008), de modo que estes autores também utilizaram estimadores de GMM após a estimação da função de reação fiscal por OLS. Nas estimações por GMM

utiliza-se a matriz de covariância de Newey-West (que leva em conta tanto heterocedasticidade quanto autocorrelação) e verifica-se se as condições de sobre-identificação de Hansen são válidas, uma vez que há mais instrumentos do que regressores potencialmente endógenos.

Se o termo β_1 na função de reação fiscal for menor que zero, então define-se a política fiscal como sendo contracíclica: quando a economia cresce além do seu nível potencial, a autoridade fiscal contém os gastos públicos para que haja disponibilidade de recursos nos períodos em que o crescimento é lento em relação ao seu nível potencial. O caso contrário indica que a política fiscal é pró-cíclica, e β_1 nulo indica que a política fiscal é acíclica. De maneira similar, se β_2 da equação (2) for positivo (negativo) define-se a política fiscal como sendo contracíclica (procíclica) nas recessões. Uma política fiscal sustentável requer $\beta_2 < 0$, indicando que autoridade fiscal se preocupa com a dinâmica da dívida pública e, com isso, diminui a despesa primária após um choque positivo na razão entre a Dívida Pública e o PIB. Já a inclusão da inflação na função de reação fiscal justifica-se porque é possível que a autoridade fiscal tenha cooperado com a autoridade monetária no processo de estabilização inflacionária (Mendonça, Santos e Sachsida, 2009). Se $\beta_3 < 0$, então a política fiscal contribui para o desaquecimento da economia após aceleração da taxa de inflação. Por outro lado, se $\beta_3 > 0$ então a autoridade fiscal expande a demanda agregada na presença de perturbações inflacionárias e deixa o trabalho da autoridade monetária mais difícil.

Uma questão relevante quando se discute uma regra de política fiscal está relacionada com a variável utilizada como instrumento de política. Sabe-se que numa regra de política monetária, por exemplo, a taxa básica de juros é a variável instrumento, ao passo que toda literatura empírica usa a mesma variável na estimação de funções de reação da política monetária do tipo Taylor (1993). Para o caso da política fiscal a situação é notadamente distinta: não existe consenso acerca do indicador relevante para a análise da função de reação da política fiscal. Grande parte da literatura tem usado o saldo fiscal primário em proporção do PIB como o indicador relevante para o estudo do comportamento discricionário do governo. No trabalho seminal de Gavin e Perotti (1997), por exemplo, esta variável foi utilizada para a definição do comportamento da política fiscal ao longo do ciclo econômico. Vale dizer, entretanto, que um argumento contra o uso deste indicador pode ser encontrado no trabalho de Kaminsky, Reinhart e Vegh (2004). Eles sugeriram que o saldo primário é um indicador ambíguo para o estudo das propriedades cíclicas da política fiscal, posto que ele é um resultado que depende de qual estágio do ciclo dos negócios a economia se encontra, e não um instrumento de política fiscal utilizado pelos formuladores de política.

Desta forma, quando o saldo primário apresenta uma correlação positiva com o hiato do produto, isso não significa dizer, necessariamente, que a política fiscal está sendo contracíclica, tal como definido por Gavin e Perotti (1997) e Alesina, Campante e Tabellini (2008). Isto acontece porque no caso de uma política fiscal acíclica, por exemplo, o saldo primário deve aumentar quando a economia cresce e diminuir em caso contrário, uma vez que tanto a base tributária quanto os gastos automáticos dependem das condições econômicas vigentes. Neste caso, olhando a correlação estatística entre saldo primário e ciclo dos negócios, pode ser possível concluir equivocadamente que a política fiscal é contracíclica quando na verdade ela é neutra.

Seguindo esta lógica, Kaminsky, Reinhart e Vegh (2004) e Ilzetzki e Vegh (2008) argumentam que o nível da despesa pública é, do ponto de vista teórico, o melhor indicador

disponível para a análise da política fiscal ao longo do ciclo econômico, já que o saldo primário observado é um indicador que tem o potencial de fornecer resultados equivocados⁴. Assumindo que esta argumentação é coerente, o presente artigo considera o logaritmo da despesa pública primária como a variável relevante na estimação da função de reação da política fiscal no modelo de referência. No entanto, em especificações auxiliares, utilizam-se os componentes desagregados da despesa primária e o déficit fiscal estrutural (ciclicamente ajustado) como proporção do PIB. A especificação com o déficit fiscal estrutural é utilizada porque a conclusão da ciclicidade da política fiscal obtida apenas analisando o lado da despesa só é verdadeira se for assumido que não há mudanças relevantes na política fiscal pelo lado da receita (Klemm, 2014). A despesa desagregada, por seu turno, é utilizada com o intuito de se investigar se o comportamento da política fiscal ao longo do ciclo econômico é explicado pela dinâmica das despesas que são discricionárias ou pela dinâmica das despesas que podem ser caracterizadas como estabilizadores automáticos.

O déficit fiscal estrutural do Governo Central⁵ passou a ser calculado e disponibilizado recentemente pela Secretaria de Política Econômica do Ministério da Fazenda (SPE, 2017), tanto em periodicidade anual quanto trimestral⁶. Ele é definido como o déficit fiscal compatível caso i) o PIB observado fosse igual ao PIB potencial; ii) o preço do Petróleo fosse idêntico a seu nível de equilíbrio de longo prazo e iii) fossem desconsideradas as receitas e despesas não recorrentes do Governo. Na metodologia aplicada pela SPE considera-se oito grupos de receita tributária para o cálculo das elasticidades das receitas em relação ao hiato do produto e das elasticidades das receitas em relação às flutuações do preço do Petróleo, mas desconsidera-se o ajuste cíclico das despesas públicas. Na função de reação fiscal estimada por Galí e Perotti (2003) e Rocha (2009) a variável dependente também é o déficit (saldo) fiscal estrutural, mas é importante ressaltar que este indicador é sensível às estimativas das elasticidades das receitas, à estimativa de produto potencial e a definição de eventos não recorrentes.

Na sequência, os modelos especificados nas equações (1) e (2) também serão estimados por meio de *rolling regressions* (com janelas móveis de tamanho fixo) e *recursive rolling analysis* (com data de início fixa e tamanho da janela crescente à medida que o período final se aproxima). Estes procedimentos permitem calcular parâmetros que variam no tempo. Com isso, será possível investigar se houve alteração significativa na magnitude dos parâmetros do modelo, especialmente àquele relativo ao hiato do produto. Uma suspeita é que a ampliação do espaço fiscal na década de 2000 (com a diminuição do nível de endividamento bruto e líquido, a manutenção de saldos fiscais primários positivos, a diminuição da probabilidade de default da dívida soberana e o acúmulo de reservas internacionais) tenha criado condições macroeconômicas para que a política fiscal no Brasil tenha diminuído o seu grau de prociclicidade ou mesmo se tornado contracíclica, como sugere Frankel, Vegh e Vuletin (2013)

⁴ Na verdade, o saldo primário como proporção do PIB, o gasto público como proporção do PIB, a receita tributária e a receita tributária como proporção do PIB também não são indicadores relevantes para a análise das propriedades cíclicas da política fiscal. Por outro lado, a taxa de impostos (*tax rate*) é outro indicador que pode fornecer, sem ambigüidade, a resposta da política fiscal através do ciclo econômico (Kaminsky, Reinhart e Vegh, 2004, pp. 7). No entanto, como não existe uma série de *tax rate* disponível para o Brasil, seguiremos neste estudo utilizando o gasto público na principal especificação da função de reação fiscal.

⁵ O gráfico com esta medida déficit pode ser visto na Figura A3 no Apêndice, juntamente com o déficit fiscal estrutural do Setor Público Consolidado, que inclui Governo Central, Estados, Municípios e Estatais.

⁶ O último dado disponível para esta variável refere-se ao quarto trimestre de 2016 e, por este motivo, as regressões que envolvem o déficit fiscal estrutural cobrirão o período 2003T1-2016T4.

e Klemm (2014). Outra possibilidade é que os estabilizadores fiscais automáticos pelo lado da despesa se tornaram mais efetivos na economia brasileira, de modo que a ação destes estabilizadores tenha mais que compensando o comportamento procíclico dos investimentos públicos e das demais despesas discricionárias do Governo.

3. DADOS

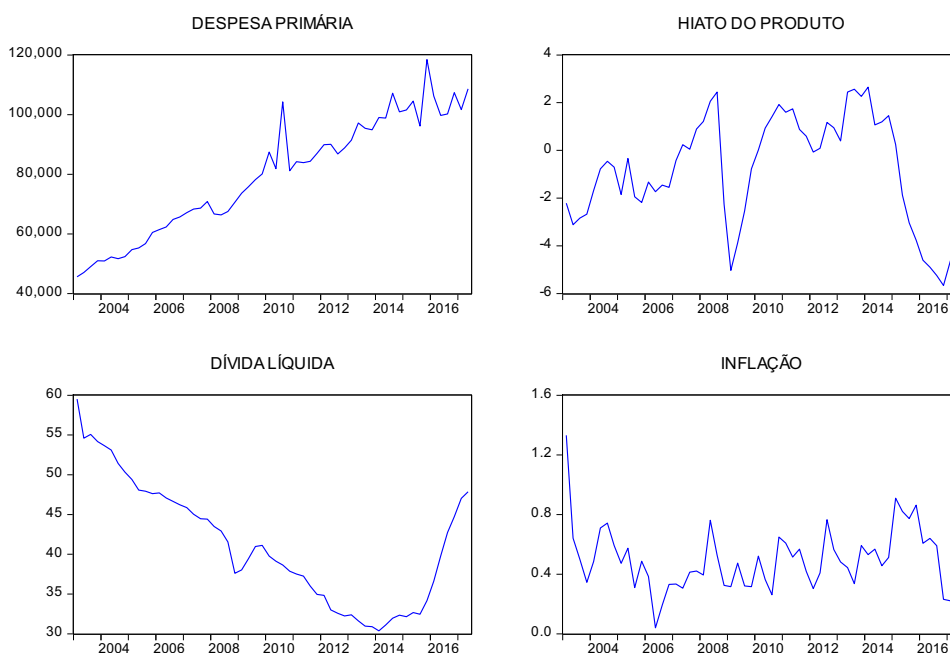
Para a estimação do modelo de referência foram utilizados dados trimestrais para o período compreendido entre 2003T1 e 2017T2, totalizando 58 observações. As variáveis utilizadas nesta especificação econométrica são as seguintes: i) Despesas, que são as despesas primárias do Governo Central⁷ a valores correntes (milhões de R\$) disponíveis no site da Secretaria do Tesouro Nacional (STN, 2017) e calculadas pelo critério acima da linha. Esta série foi coletada com periodicidade mensal, em seguida foi deflacionada pelo IGP-DI⁸ a preços de junho de 2017, trimestralizadas por meio de média simples, e dessazonalizadas pelo algoritmo Census X12; ii) Hiato do Produto: é o desvio percentual do PIB compilado e disponibilizado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) em relação ao seu nível potencial. O nível potencial do PIB, uma variável não observada, foi calculado por Souza-Júnior (2017) a partir do método da função de produção⁹ e esta série está disponível no site do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA); iii) Dívida Pública: é a dívida líquida do setor público como proporção do PIB (em %) extraída site do Banco Central do Brasil (BCB) em periodicidade mensal. A série trimestral é a média simples da série mensal. Esta variável é o principal indicador de solvência do país e é obtida a partir da diferença entre a dívida bruta e os ativos do Governo; iv) Inflação: é a média trimestral (em %) sazonalmente ajustada da variação mensal do Índice Nacional de Preços do Consumidor Amplo (IPCA). A série mensal é calculada e disponibilizada pelo IBGE. O comportamento das quatro variáveis descritas acima pode ser visualizado na Figura 1.

⁷ Como salientado por Ilzetzki e Végh (2008, p. 17), o uso das despesas do Governo Central ao invés do Setor Público Consolidado, está de acordo com a ideia de que o instrumento de política fiscal está mais diretamente sob o controle de uma simples autoridade fiscal.

⁸ Utilizou-se também o IPCA ao invés do IGP-DI para deflacionar a série de despesa primária do Governo Central. Como notou-se que os resultados dos exercícios econométricos aqui realizados não foram qualitativamente alterados quando a despesa primária foi deflacionada pelo IPCA, optou-se por não reportar tais resultados neste artigo. Ressalta-se que embora a média e a mediana da despesa primária deflacionada pelo IPCA sejam maiores que a média e a mediana desta mesma série deflacionada pelo IGP-DI, a correlação entre estas duas séries no período é muito alta (99,7%).

⁹ Para a estimativa do produto potencial Souza-Junior (2017) assumiu que a estrutura produtiva da economia é representada por uma função Cobb-Douglas homogênea de grau um.

Figura 1. Séries macroeconômicas utilizadas no modelo de referência



Fonte: STN, IPEA, BCB e IBGE. Elaboração Própria.

A simples inspeção visual destes dados informa que: i) a despesa primária cresceu sistematicamente em termos reais no período, sendo que esta taxa de crescimento foi superior à taxa de crescimento do PIB real; ii) o hiato do produto foi bastante negativo nas recessões de 2008-09 e 2014-16; iii) a razão entre a dívida pública e o PIB caiu pela metade entre 2003 e 2014, revertendo a tendência a partir de então e iv) na maior parte do tempo (88% da amostra) a inflação mensal média situou-se entre 0,3% e 0,8%. Ademais, notou-se que correlação contemporânea entre a despesa primária e o hiato do produto foi positiva e baixa durante todo o período (5%), mas razoavelmente negativa (-50%) para o período 2010T1-2017T2.

4. RESULTADOS

As estimativas da função de reação fiscal (1) e (2) estão sumarizadas na Tabela 1. O principal parâmetro de interesse é o relativo ao hiato do produto defasado. Este parâmetro é negativo e significativo a 1% em todas as estimativas, sugerindo que a política fiscal tem sido contracíclica. Cabe notar que a variabilidade do coeficiente do hiato do produto é menor nas estimativas por GMM, mas a magnitude média deste parâmetro é menor (em valor absoluto) nas estimativas por OLS. A dummy de recessão é positiva nas duas estimativas que ela foi considerada, mas em nenhuma delas o referido coeficiente mostrou-se estatisticamente significativo. Um fato notável é que a magnitude do coeficiente da dívida pública permaneceu praticamente inalterado nas quatro estimativas, e o sinal negativo deste coeficiente indica que a autoridade fiscal tem levado em conta o motivo estabilização da dívida ao executar as despesas primárias. A variabilidade deste parâmetro aumenta se a dívida líquida for substituída pela dívida bruta na função de reação fiscal, mas permanece negativo e significativo. Por outro lado, em nenhuma estimativa o coeficiente da inflação se mostrou estatisticamente significativo, de modo que excluir esta

variável da função de reação fiscal estimada não acarreta em prejuízos empíricos: neste caso, os demais parâmetros de inclinação, além da constante, não sofreriam alteração no sinal e na significância estatística.

TABELA 1. FUNÇÃO DE REAÇÃO FISCAL
VARIÁVEL DEPENDENTE: LOG DAS DESPESAS PRIMÁRIAS

	(I)	(II)	(III)	(IV)
CONSTANTE	12,59*	12,55*	12,88*	12,89*
	(0,091)	(0,097)	(0,017)	(0,017)
HIATO (-1)	-0,034*	-0,030*	-0,043*	-0,043*
	(0,007)	(0,008)	(0,011)	(0,012)
DÍVIDA/PIB (-1)	-0,033*	-0,031*	-0,037*	-0,036*
	(0,002)	(0,002)	(0,003)	(0,003)
INFLAÇÃO (-1)	-0,029	-0,079	-0,246	-0,043
	(0,069)	(0,081)	(0,153)	(0,024)
RECESSÃO		0,051		0,092
		(0,044)		(0,054)
R ² ajust.	0,82	0,82	0,76	0,71
Prob (J Stat)			0,42	0,51

Notas: (*), (**), (***) estatisticamente significativa a 1%, 5% e 10%, respectivamente. Os coeficientes das colunas (I) e (II) foram estimados por OLS e das colunas (III) e (IV) foram estimados por GMM. Os instrumentos utilizados em (III) foram os seguintes: *constante*, y_{t-2} , y_{t-3} , d_{t-2} , d_{t-3} , π_{t-2} , π_{t-3} . No modelo (IV) utilizou-se os mesmos instrumentos do modelo (III) mais a variável dummy de recessão. Os erros-padrão estão entre parênteses.

Em estimativas alternativas (não reportadas) considerou-se os modelos estimados na Tabela 1 com o hiato do produto calculado por meio de cinco procedimentos estatísticos diferentes: i) o tradicional filtro Hodrick-Prescott (HP); ii) o filtro HP one-sided; iii) uma tendência linear; iv) o procedimento de Hamilton (2017) e v) o componente principal de um vetor contendo estas quatro proxies para o hiato do produto mais o hiato do produto calculado por função de produção. Para o cálculo destas medidas¹⁰ considerou-se a série encadeada do índice de volume do PIB trimestral dessazonalizado disponível nas Contas Nacionais (IBGE). Nestas novas estimações verificou-se que os sinais dos coeficientes do hiato do produto e da dívida pública permanecem sempre negativos e significativos, enquanto o coeficiente da inflação permanece não sendo estatisticamente diferente de zero. Notou-se também que o coeficiente da dummy de recessão é positivo e significativo (com p-valor menor que 0,07) apenas nas estimativas em que o hiato do produto é calculado por meio do filtro HP tradicional.

Ademais, acrescentar nas equações (1) e (2) os componentes cíclicos dos termos de troca¹¹ e do índice de preços de commodities¹², não alteram os principais resultados dos modelos

¹⁰ O fator de suavização $\lambda=1400$ foi utilizado para o cálculo do PIB potencial com os filtros HP tradicional e one-sided. A Figura A1 no Apêndice contém as medidas de hiato do produto utilizadas nas diferentes estimações econométricas (exceto a calculada por meio de componentes principais).

¹¹ O componente cíclico dos termos de troca também foi incorporado na função de reação fiscal estimada por Cato e Sutton (2002) e Alesina, Campante e Tabellini (2008). A série termos de troca foi extraída do Ipeadata.

¹² Céspedes e Velasco (2014) também utilizam o componente cíclico de um índice de commodities na função de reação fiscal empírica. O Índice de Commodities Brasil aqui utilizado foi extraído do Banco Central do Brasil.

estimados por OLS e GMM, como pode ser visto na Tabela A1 no Apêndice. Em todas as estimativas alternativas em que os componentes cíclicos dos termos de troca e do índice de preços de commodities foram incorporadas notou-se que o sinal do coeficiente do hiato do produto permanece negativo e significativo, o sinal do coeficiente da dívida pública permanece ao redor de 0,03 (e sempre significativa a 1%) e a inflação não parece ser uma variável relevante na função de reação fiscal. O coeficiente do componente cíclico dos termos de troca é positivo e estatisticamente significativo em todas as estimativas que ele foi incorporado, mas o do índice de commodities não é estatisticamente diferente de zero. Quando substitui-se na equação (2) a dummy de recessão por uma dummy de eleição presidencial (1 no trimestre anterior às eleições e 0 em caso contrário), os resultados aqui reportados também não são modificados, ao passo que o coeficiente da dummy de eleição aparece com sinal positivo e não significativo¹³.

Em seguida, a série de despesa primária do Governo Central disponibilizada pela STN foi substituída por duas definições alternativas de despesas públicas: i) a série de despesa primária do Governo Central corrigida pelo efeito das pedaladas/despeladas fiscais e outras distorções, que foram devidamente calculadas e disponibilizadas por Gobetti e Orair (2017) e ii) a série de consumo do Governo das contas nacionais calculadas e disponibilizadas pelo IBGE. Nas estimativas realizadas com os dados de Gobetti e Orair (2017) notou-se que os resultados da Tabela 1 permaneceram praticamente inalterados, de modo que nem a magnitude dos parâmetros e nem a estatística t dos coeficientes estimados sofreram alterações relevantes¹⁴. Para o caso das estimativas com os dados de consumo do Governo os resultados também não mudaram qualitativamente, embora a magnitude dos coeficientes estimados tenha sido alterada¹⁵.

A Tabela 2 mostra os resultados da função de reação fiscal quando se considera o déficit estrutural do Governo Central como variável dependente. Nestas novas estimativas o coeficiente do hiato do produto também é negativo e significativo em todos os modelos, mas agora a dummy de recessão apresenta sinal positivo e pode-se rejeitar a hipótese de que este parâmetro é estatisticamente igual a zero nas estimativas que ele foi considerado. Isso sugere que nas recessões o Governo Central tende a aumentar o déficit fiscal estrutural da economia, tudo o mais permanecendo constante. O parâmetro da dívida pública permanece negativo e estatisticamente significativo a 1% em todas as estimativas. O parâmetro da inflação, por outro lado, apresenta sinal positivo e estatisticamente significativo nas estimativas que não levam em conta a dummy de recessão, enquanto nas estimativas em que considera-se a dummy de recessão este parâmetro apresentou sinal contraditório (0,67 e -1,45), mas não significativo.

¹³ Estes resultados podem ser vistos nas colunas (4), (5), (9) e (10) da Tabela A1 no Apêndice.

¹⁴ Este resultado não surpreende muito, pois embora haja duas discrepâncias notáveis entre estas séries de despesa primária, uma entre o segundo e o quarto trimestre de 2010 (devido ao efeito da despesa com a capitalização da Petrobrás) e outra entre o terceiro trimestre de 2015 e o primeiro trimestre de 2016 (devido ao efeito das despedaladas fiscais), a correlação entre elas no período 2003T1-2017T2 é muito alta (98,5%), como pode ser visto na Figura A2 no Apêndice. A série mensal original de Orair e Gobetti (2017) foi deflacionada pelo IGD-DI, dessazonalizada e trimestralizada.

¹⁵ Esta alteração deve-se a escala da variável consumo do Governo disponibilizada pelo IBGE, que é um número índice (1995=100). A correlação entre esta variável e a despesa primária da STN é 95,2% no período 2003T1-2017T2.

TABELA 2. FUNÇÃO DE REAÇÃO FISCAL (ESPECIFICAÇÃO ALTERNATIVA)
VARIÁVEL DEPENDENTE: DÉFICIT FISCAL ESTRUTURAL

	(V)	(VI)	(VII)	(VIII)
CONSTANTE	4,94*	3,73*	5,85*	5,19*
	(0,703)	(0,602)	(1,416)	(1,295)
HIATO (-1)	-0,26*	-0,16**	-0,33*	-0,24*
	(0,057)	(0,050)	(0,086)	(0,072)
DÍVIDA/PIB (-1)	-0,18*	-0,14*	-0,19*	-0,15*
	(0,016)	(0,014)	(0,024)	(0,023)
INFLAÇÃO (-1)	2,10*	0,67	1,54***	-1,45
	(0,543)	(0,505)	(0,956)	(1,375)
RECESSÃO		1,49*		1,95*
		(0,272)		(0,606)
R ² ajust.	0,72	0,82	0,70	0,73
Prob (J Stat)			0,21	0,31

Notas: (*), (**), (***) estatisticamente significativa a 1%, 5% e 10%, respectivamente. Os coeficientes das colunas (V) e (VI) foram estimados por OLS e das colunas (VII) e (VIII) foram estimados por GMM. Os instrumentos utilizados em (VII) foram os seguintes: constante, y_{t-2} , y_{t-3} , d_{t-2} , d_{t-3} , π_{t-2} , π_{t-3} . No modelo (VIII) utilizou-se os mesmos instrumentos do modelo (VII) mais a variável dummy de recessão. Os erros-padrão estão entre parênteses.

Quando todas as estimativas são realizadas considerando como variável dependente o déficit fiscal estrutural do Setor Público Consolidado, ao invés do déficit fiscal estrutural do Governo Central, o mesmo padrão emerge para os coeficientes da inflação: ele é positivo e estatisticamente significativo nas estimativas que não se leva em conta a dummy de recessão e nas demais estimativas aparece com sinais ambíguos e não estatisticamente diferentes de zero. Por outro lado, com esta nova variável dependente notou-se que o coeficiente do hiato do produto é estatisticamente significativo em apenas duas estimativas, enquanto a dummy de recessão permanece estatisticamente significativa nos modelos que elas foram incluídas (assumindo os valores de 1,98 no modelo estimado por OLS e 2,73 no modelo estimado por GMM). Estes resultados (não reportados) analisados conjuntamente com aqueles da Tabela 2 não nos permite negar a hipótese de que a política fiscal no Brasil tem sido contracíclica.

Com o intuito de verificar se o coeficiente do hiato do produto sofreu alteração de sinal ao longo do tempo, estimou-se regressões com janelas móveis (*rolling regressions*) com número fixo de observações de 40 trimestres¹⁶. Considerou-se apenas a especificação da função de reação fiscal sem a dummy de recessão, mas o resultado aqui reportado não é alterado se, por exemplo, os componentes cíclicos dos termos de troca e do índice de commodities forem incorporados no vetor de variáveis explicativas, assim como a variável dummy de recessão. Novamente, todos os modelos foram estimados por OLS e GMM (com as mesmas variáveis dependentes dos modelos das Tabelas 1 e 2), de modo que os coeficientes do hiato do produto

¹⁶ A escolha de 40 trimestres foi feita de maneira *ad hoc*, mas regressões com janelas móveis de 36, 38, 42 e 44 trimestres também foram estimadas e os resultados aqui reportados não foram qualitativamente alterados.

defasado de cada regressão e o intervalo de confiança de 95% podem ser vistos nas Figuras 2 e 3.

FIGURA 2. COEFICIENTES DO HIATO DO PRODUTO NA FUNÇÃO DE REAÇÃO FISCAL
VARIÁVEL DEPENDENTE: LOG DAS DESPESAS PRIMÁRIAS

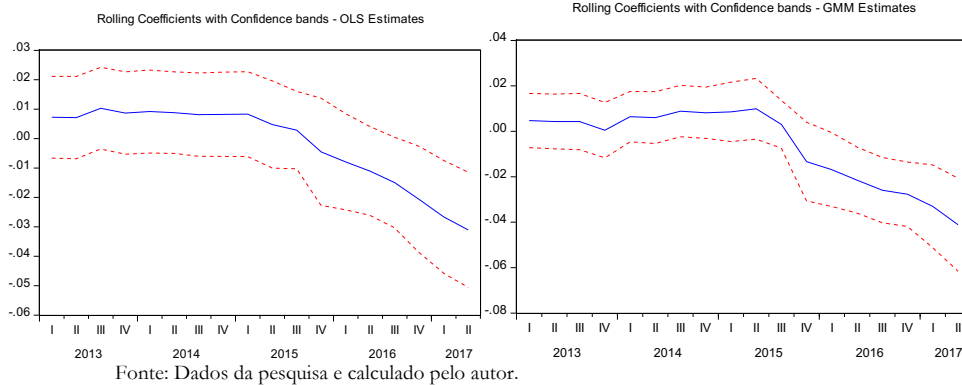
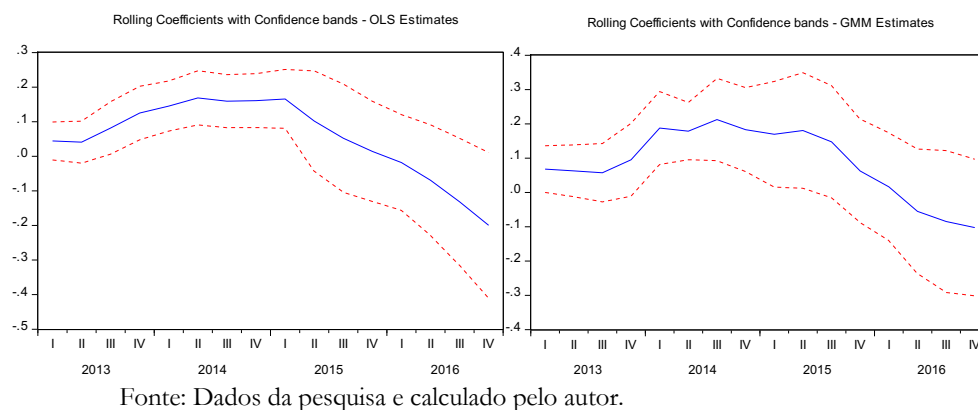


FIGURA 3. COEFICIENTE DO HIATO DO PRODUTO NA FUNÇÃO DE REAÇÃO FISCAL
VARIÁVEL DEPENDENTE: DÉFICIT FISCAL ESTRUTURAL



Nota-se que nas primeiras regressões (Figura 2) em que a variável dependente foi o logaritmo da despesa primária, tanto nas estimativas por OLS quanto por GMM, o coeficiente do hiato do produto é positivo, mas não é estatisticamente significativo. Isto sugeriria um padrão acíclico da política fiscal quando os dados mais antigos são considerados. Quando os modelos são estimados incluindo dados de 2016 em diante, entretanto, o coeficiente do hiato do produto passa a ser negativo e estatisticamente significativo tanto nos modelos estimados por OLS quanto nos estimados por GMM. Um padrão parecido para os coeficientes do hiato do produto emerge quando considera-se o déficit fiscal estrutural como variável dependente na função de reação fiscal (Figura 3). Quando apenas os dados mais antigos são considerados, o coeficiente de interesse é positivo e chega até ser estatisticamente significativo, tanto nos modelos estimados por OLS quanto nos estimados por GMM. No entanto, na medida em que dados novos vão sendo incorporados, nota-se que o coeficiente do hiato do produto passa a ser negativo.

Por fim, os coeficientes recursivos do hiato do produto da função de reação fiscal de referência foram estimados. Nestas estimações, a primeira sub-amostra foi para o período 2003T1-2007T1 e a sub-amostra subsequente foi composta da sub-amostra anterior

acrescentada dos dados do trimestre posterior, e assim sucessivamente. Desta forma, o tamanho da amostra cresce à medida que novas observações vão sendo incorporadas. Novamente considerou-se tanto o logaritmo das despesas primárias quanto o déficit fiscal estrutural como variáveis dependentes. Ressalta-se que a última sub-amostra é idêntica à amostra do modelo completo, de modo que os últimos coeficientes de cada conjunto de regressões (por OLS e por GMM) devem ser exatamente iguais àqueles já apresentados nas Tabelas 1 e 2. As Figuras 4 e 5 mostram cada coeficiente destes dois blocos de regressões e o intervalo de confiança de 95%.

FIGURA 4. COEFICIENTE RECURSIVO DO HIATO DO PRODUTO
VARIÁVEL DEPENDENTE: LOG DAS DESPESAS PRIMÁRIAS

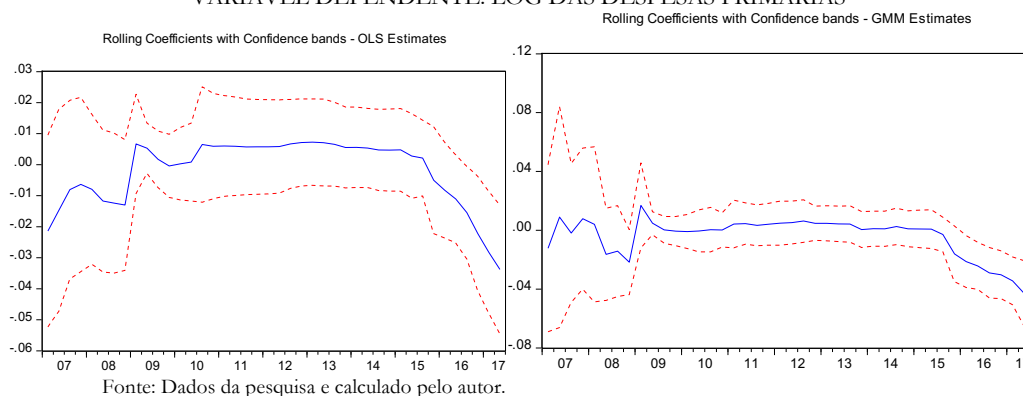
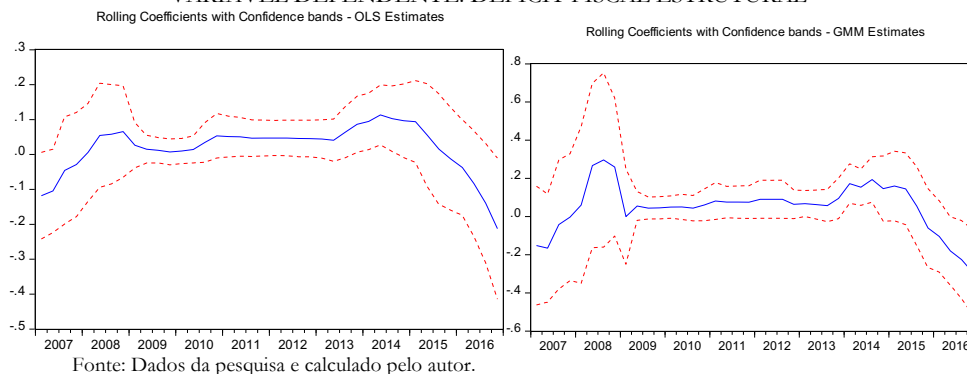


FIGURA 5. COEFICIENTE RECURSIVO DO HIATO DO PRODUTO
VARIÁVEL DEPENDENTE: DÉFICIT FISCAL ESTRUTURAL



Os resultados destas novas estimativas não divergem qualitativamente daqueles fornecidos pelas regressões com janelas móveis, pois nota-se que há uma tendência de queda do coeficiente do hiato do produto quando os dados mais recentes são incorporados nos exercícios econométricos. Além disso, notou-se em modelos auxiliares (não reportados) que o padrão dos coeficientes recursivos observados nas Figuras 2, 3, 4 e 5 não é significativamente alterado quando leva-se em conta i) a série de despesa primária do Governo Central reconstruída por Orair e Gobetti (2017), ii) a série de consumo do Governo do IBGE; iii) o déficit fiscal estrutural do Setor Público Consolidado e iv) o déficit fiscal convencional como proporção do PIB (do Governo Central e do Setor Público Consolidado)¹⁷. Deste modo, as evidências

¹⁷ Notou-se que os coeficientes recursivos do hiato do produto nas estimativas em que levam em conta as medidas de déficit fiscal convencional são negativos e estatisticamente significantes, pelo menos a partir do ponto em que os dados de 2009 em diante são considerados, o que não é incompatível com a conclusão de Frankel, Vegh e Vuletin (2013), Vegh e Vuletin (2014) e Huidrom, Kose e Ohnsorge (2017) sobre a mudança de postura

analisadas de forma conjunta sugerem que a política fiscal no Brasil era moderadamente procíclica ou acíclica, mas se tornou contracíclica em período recente¹⁸.

5. ESTIMATIVAS COM AS DESPESAS PRIMÁRIAS DESAGREGADAS

Verificou-se na seção anterior que a postura da política fiscal tem sido contracíclica se for considerada as despesas primárias agregadas como variável relevante de política fiscal. Outra questão relevante, entretanto, é se este comportamento contracíclico persiste quando se desagrega as despesas primárias do Governo Central. Deste modo, esta seção objetiva estimar a equação (1) considerando as despesas primárias desagregadas, para todo o período, e calcular o coeficiente do hiato do produto a partir de regressões com janelas móveis de 40 trimestres.

As variáveis de despesas públicas utilizadas nestas novas especificações são as seguintes: i) Benefícios Previdenciários; ii) Pessoal e Encargos Sociais; iii) Outras Despesas Obrigatórias e iv) Despesas Discricionárias. Para a média do período, estas despesas representaram 39,7%, 24,8%, 12,5% e 23% das despesas primárias totais, respectivamente. Ressalta-se que somente as despesas com “Abono Salarial e Seguro Desemprego” e com “Benefício de Prestação Continuada da LOAS/RMV” representaram, em média, 62,8% da categoria Outras Despesas Obrigatórias. Isso implica que parte não desprezível das Outras Despesas Obrigatórias pode ser definida como estabilizadores fiscais automáticos: despesas que reagem automaticamente ao ciclo econômico em um movimento claramente contracíclico.

Os resultados das estimativas da equação (1) por OLS considerando cada uma das quatro categorias desagregadas de despesas podem ser vistos na Tabela (3). Com estas novas estimativas é possível notar que o coeficiente do hiato do produto não é significativo quando a variável dependente é definida como “Despesas Discricionárias” (a estatística t é $-0,78$), mas é negativo e significativo quando as demais categorias de despesas públicas são consideradas como variável dependente. Particularmente, o coeficiente do hiato do produto é maior, em valor absoluto, quando a equação (1) é estimada com a variável “Outras Despesas Obrigatórias”. Este coeficiente é 2,15 vezes maior do que o mesmo coeficiente obtido quando a função de reação é estimada com a variável agregada de despesas primárias. Como esperado, o coeficiente da dívida pública é negativo e significativo em todas as especificações. O valor absoluto deste coeficiente é aproximadamente três vezes mais elevado na especificação com “Outras Despesas Obrigatórias” ($-0,06$) do que na especificação com despesas com “Pessoal e Encargos Sociais” ($-0,021$). O coeficiente da taxa de inflação, por seu turno, não é significativo em nenhuma estimativa, justamente como na Tabela (1). Notou-se também em regressões não reportadas que os resultados apresentados na Tabela 3 não são qualitativamente alterados quando a dummy de recessão é incorporada em cada uma das quatro especificações.

(“graduação”) da política fiscal em algumas economias latino-americanas/emergentes. Além disso, assim como nos modelos aqui apresentados nas Figuras 4 e 5, estes coeficientes se tornam mais negativos quando a amostra passa a ser dominada pelo período pós-2008. Nas especificações com as medidas de déficit fiscal convencional considerou-se o período 2003T1-2017T2.

¹⁸ Mais evidências para este fato são obtidas quando insere-se na equação (1) a interação do hiato do produto defasado com uma dummy de tempo (1 para o período 2008T4 em diante e 0 para o período anterior a 2008T4) no vetor de variáveis explicativas. Em todas as estimativas realizadas com esta especificação (não reportadas) o coeficiente do hiato do produto isolado foi positivo (mas não significativo) e o da variável iterativa pós2008*y_{t-1} foi negativo e estatisticamente significante. Portanto, a conclusão de que a ciclicidade da política fiscal no Brasil foi alterada no período pós-2008 é forte.

TABELA 3. FUNÇÃO DE REAÇÃO FISCAL COM DESPESA DESAGREGADA (OLS)

	Variável dependente			
	Previdenciárias	Pessoal	Obrigatórias	Discricionárias
CONSTANTE	11,62*	10,76*	11,55*	11,44*
	(0,092)	(0,067)	(0,183)	(0,134)
HIATO (-1)	-0,037*	-0,015*	-0,073*	-0,010
	(0,007)	(0,005)	(0,014)	(0,010)
DÍVIDA/PIB (-1)	-0,031*	-0,021*	-0,060*	-0,039*
	(0,002)	(0,001)	(0,004)	(0,003)
INFLAÇÃO (-1)	-0,045	-0,064	-0,102	-0,023
	(0,069)	(0,05)	(0,139)	(0,101)
R ² ajust.	0,79	0,77	0,78	0,77

Nota: (*),(**), (***) estatisticamente significativa a 1%, 5% e 10%, respectivamente. Os erros-padrão estão entre parênteses.

A Tabela (4) abaixo sumariza os resultados das estimativas da equação (1) realizadas pelo método GMM:

TABELA 4. FUNÇÃO DE REAÇÃO FISCAL COM DESPESA DESAGREGADA (GMM)

	Variável Dependente			
	Previdenciárias	Pessoal	Obrigatórias	Discricionárias
CONSTANTE	11,77*	10,99*	11,86*	11,71*
	(0,170)	(0,154)	(0,337)	(0,171)
HIATO (-1)	-0,038*	-0,018***	-0,082*	-0,025**
	(0,014)	(0,010)	(0,026)	(0,012)
DÍVIDA/PIB (-1)	-0,034*	-0,025*	-0,064*	-0,043*
	(0,003)	(0,002)	(0,006)	(0,003)
INFLAÇÃO (-1)	-0,122	-0,027***	-0,10	-0,26
	(0,168)	(0,146)	(0,298)	(0,167)
R ² ajust.	0,75	0,73	0,74	0,71
Prob (J Stat)	0,32	0,22	0,13	0,31

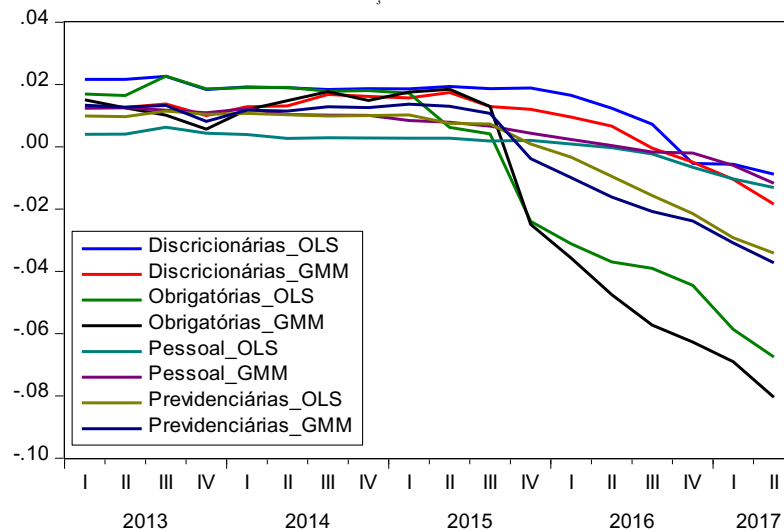
Notas: (*),(**), (***) estatisticamente significativa a 1%, 5% e 10%, respectivamente. Os instrumentos utilizados em todos os modelos foram os seguintes: $constante$, y_{t-2} , y_{t-3} , d_{t-2} , d_{t-3} , π_{t-2} , π_{t-3} . Os erros-padrão estão entre parênteses.

Nota-se agora que, diferentemente das estimativas por OLS, o coeficiente do hiato do produto é significativo a 5% quando a variável dependente são as “Despesas Discricionárias”, e este coeficiente é significativo a apenas 10% quando a variável dependente considerada são as “Despesas com Pessoal e Encargos Sociais”. Além disso, nota-se que em apenas uma especificação o coeficiente da inflação é negativo e significativo a 10%. Quando a dummy de recessão é incorporada no modelo nota-se que o coeficiente da inflação passa a não ser estatisticamente significativo (embora permaneça negativo) e o coeficiente do hiato do produto

permanece estatisticamente significativa a pelo menos 5% em todas as quatro novas estimativas (resultados não reportados). Apesar destas diferenças em relação aos modelos estimados por OLS, nota-se novamente que o coeficiente do hiato do produto é maior, em valor absoluto, nas estimativas em que a variável dependente é definida como “Outras Despesas Obrigatórias”, e o coeficiente da dívida pública permanece negativo e significativo a 1% em todas as estimativas.

O próximo passo foi calcular o coeficiente do hiato do produto da equação (1) em regressões com janelas móveis de 40 trimestres considerando as quatro variáveis desagregadas de despesas primárias. Assim como no caso das estimativas feitas com as despesas primárias agregadas, este procedimento é adotado para verificar se o coeficiente do hiato do produto na função de reação fiscal sofreu alteração de sinal ao longo do tempo. As estimativas foram realizadas por OLS e por GMM, da mesma forma que na seção anterior. As estimativas pontuais destes coeficientes podem ser visualizadas conjuntamente na Figura 6.

FIGURA 6. COEFICIENTES DO HIATO DO PRODUTO NA FUNÇÃO DE REAÇÃO FISCAL DIFERENTES DEFINIÇÕES DA VARIÁVEL DEPENDENTE



Nota: Os coeficientes são estimados considerando as diferentes definições da variável dependente. Fonte: Dados da pesquisa e calculado pelo autor.

Nota-se que quando são consideradas sub-amostras até o terceiro trimestre de 2015 o coeficiente do hiato do produto na função de reação fiscal é positivo (embora geralmente não significativo) para qualquer categoria da variável dependente utilizada. No entanto, se forem considerados os coeficientes obtidos a partir de regressões com sub-amostras dos períodos mais recentes, com predominância dos dados do período pós-2008, obtêm-se uma história diferente. Particularmente, quando as janelas de 40 trimestres vão se movendo para o fim da amostra verifica-se que as “Outras Despesas Obrigatórias” e as “Despesas Previdenciárias” passam a apresentar um comportamento cada vez mais contracíclico, tanto para os parâmetros estimados por OLS quanto para os estimados por GMM. Este movimento, somado com o comportamento acíclico ou moderadamente contracíclico das “Despesas Discricionárias” e das “Despesas com Pessoal e Encargos Sociais”, têm gerado um comportamento contracíclico da

política fiscal no Brasil, na média. Estes resultados são coerentes com aqueles apresentados nas Figuras (2) e (3) da seção anterior.

Em linhas gerais, os resultados de todas estas estimativas com dados desagregados da despesa primária do Governo Central permite-nos afirmar que o comportamento contracíclico da política fiscal brasileira no período 2003-2017 deve-se especialmente à dinâmica das “Outras Despesas Obrigatórias”, de modo que foi este o componente da despesa primária que se tornou mais sensível ao ciclo econômico no período recente. Como as “Despesas Discricionárias” apresentaram um comportamento acíclico¹⁹ ou apenas moderadamente contracíclico, parece seguro afirmar, ao contrário de Rocha (2009), que os estabilizadores fiscais automáticos do lado da despesa têm se tornado mais efetivos na economia brasileira. De fato, exercícios empíricos realizados (Figura A4 no Apêndice) apenas com as despesas com o seguro-desemprego, com o benefício de prestação continuada da LOAS/RMV e com a previdência rural sugerem que este é o caso: o comportamento de todas estas aberturas de despesas públicas, que podem ser amplamente entendidas como estabilizadores automáticos, têm se tornado mais contracíclico quando as estimativas econométricas são realizadas com dados do período mais recente²⁰.

6. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Neste artigo estimou-se uma função de reação fiscal para o Brasil considerando o período de 2003T1-2017T2. Ao utilizar diferentes definições da variável dependente e um conjunto abrangente de variáveis explicativas, a função de reação fiscal estimada neste artigo se distingue daquelas que podem ser encontradas em outros trabalhos aplicados ao caso brasileiro. Análises de sensibilidade das estimativas empíricas foram realizadas de maneira exaustiva e os principais resultados do modelo de referência se mostraram robustos.

Embora a prociclicidade da política fiscal seja uma tendência comum em praticamente todos os países latino-americanos, esta característica parece ter sido rompida no Brasil em período recente. A análise do coeficiente do hiato do produto estimado por meio de *rolling regressions*, por exemplo, sugere que este é o caso quando a amostra é dominada por dados do período pós-2008. O resultado aqui encontrado, portanto, não difere qualitativamente daquele apontado por Frankel, Vegh e Vuletin (2013), Vegh e Vuletin (2014) e Huidrom, Kose e Ohnsorge (2017), que sugeriram que a política fiscal em algumas economias em desenvolvimento tem deixado de ser procíclica e passado a ser contracíclica. O Brasil, de acordo com esta literatura, teria se “graduado” em matéria de política fiscal.

O comportamento contracíclico da política fiscal brasileira é verificado quando se considera as despesas públicas agregadas e também quando se considera o déficit fiscal estrutural

¹⁹ O parâmetro do hiato do produto apresentou sinal positivo e não significativo em várias estimativas (não reportadas) da função de reação fiscal que considera o logaritmo do investimento do Governo Central como variável dependente. Por outro lado, quando a variável dependente foi o logaritmo dos subsídios (incluindo os subsídios implícitos do BNDES), este parâmetro apresentou sinal negativo e significativo, variando de -0,8 a -0,12. Nestas estimações utilizou-se os dados de investimento do Governo Central e de subsídios das estatísticas fiscais reconstruídas por Gobetti e Orair (2017).

²⁰ Barbosa (2010) descreve com detalhes as diversas medidas deliberadamente contracíclicas adotadas no Brasil após a crise internacional de 2008, e salienta que o valor total das transferências de renda do Governo Federal para as famílias subiu de 6,9% para 8,6% do PIB entre 2002 e 2008. Os dados de despesas previdenciárias da STN também fornecem uma informação interessante: a razão entre a despesa previdenciária rural (que tem natureza assistencial) e a urbana subiu de 23,8% no período 2002-2008 para 28,3% no período 2009-2017.

e a maior parte das despesas desagregadas, especialmente as despesas previdenciárias e as demais despesas obrigatórias. Como não ficou claro se as despesas discricionárias tem sido contracíclicas, inclusive quando considerou-se sub-amostras do período mais recente, pode-se afirmar que o papel dos estabilizadores fiscais automáticos do lado da despesa aumentou. Uma leitura que pode ser feita é que a regra de reajuste do salário mínimo adotada²¹ desde 2007, que determina que a correção do salário mínimo do ano t deve ser dada pela inflação do ano $t-1$ mais a taxa de crescimento do PIB real (se positiva) em $t-2$, ajudou a fortalecer os estabilizadores fiscais automáticos do lado da despesa e, conseqüentemente, contribuiu para a mudança da postura da política fiscal ao longo do ciclo econômico. Um ambiente de recessão com desinflação (ou de forte crescimento com aceleração da inflação) potencializa este movimento. Isso ocorre porque boa parte das despesas obrigatórias é indexada ao salário mínimo, de modo que a combinação de desaceleração do crescimento com desinflação, por exemplo, força o Governo a conceder ajustes acima da inflação corrente a maioria dos beneficiários de diversos programas sociais, tais como previdência, assistência social (LOAS e RMV), seguro-desemprego e abono salarial. Este movimento expansionista das despesas previdenciárias e demais despesas obrigatórias, que têm aumentado suas participações nas despesas primárias totais ao longo dos últimos anos, faz com que se observe na função de reação fiscal uma correlação parcial negativa entre o ciclo econômico e o nível das despesas do Governo Central, especialmente quando a amostra é dominada por dados do período pós-2008.

O resultado relativo à sustentabilidade da política fiscal no Brasil, na média, não é surpreendente, mesmo que a razão entre a dívida líquida e o PIB tenha subido de pouco mais de 30% para 48% entre 2014T1 e 2017T2 e o Brasil tenha perdido em 2015 o grau de investimento. De fato, o resultado encontrado nas estimativas aqui realizadas corrobora com o de Rocha (2009), Schettini (2014), Simonassi, Arraes e Sena (2014) e Loporini (2015), que não rejeitaram a hipótese de sustentabilidade da dívida pública brasileira. No que tange ao comportamento da autoridade fiscal na ocorrência de choques inflacionários, não é possível obter uma conclusão inequívoca, embora Mendonça, Santos e Sachsida (2009) tenham sugerido, após encontrarem resultados similares aos aqui obtidos, que a autoridade fiscal brasileira não tem utilizado ativamente a política fiscal discricionária como instrumento de combate à inflação.

Como a Lei de Responsabilidade Fiscal completará 20 anos em 2020, e em 2017 começou a valer a regra que limita a taxa de crescimento da despesa primária do Governo Central à inflação passada (EC n. 95 de 2016), espera-se que a análise cuidadosa do papel das regras fiscais na função de reação fiscal brasileira deva ser objeto de pesquisas empíricas no futuro. Avaliar se as regras vigentes são mais eficientes do que regras fiscais alternativas (como uma meta para a dívida pública ou uma meta para o resultado fiscal estrutural) também deve fazer parte da agenda de pesquisa sobre a relação entre a política fiscal e a estabilidade macroeconômica.

²¹ Esta regra, fruto da negociação entre sindicatos e o Governo, culminou com a Lei n. 12.382 de 25 de fevereiro de 2011, que dispõe sobre o valor do salário mínimo daquele ano e sua apolítica de valorização no longo prazo. A referida legislação foi renovada em 2015 e deve valer, pelo menos, até 2019.

REFERÊNCIAS

- Aghion, P.; Marinescu, I. Cyclical budgetary policy and economic growth: what do we learn from OECD panel data? **NBER Macroeconomics Annual**, vol. 22, pp. 251-97, 2007.
- Akitoby, B.; Clements, B.; Gupta, S.; Inchauste, G. 2006. Public spending, voracity, and Wagner's Law in developing countries. **European Journal of Political Economy**, vol. 22, Amsterdam, Elsevier, 2006.
- Alesina, A.; Campante, F.; Tabellini, G. Why is fiscal policy often procyclical? **Journal of the European Economic Association**, vol. 6(5), pp. 1006-1036, 2008.
- Barbosa, N. Countercyclical Policies in Brazil: 2008-09. **Journal of Globalization and Development**. vol. 1, Nº 1, Art. 13, 2010.
- Blanco, F.; Herrera, S. The Quality of Fiscal Adjustment and the Long-Run Growth Impact of Fiscal Policy in Brazil. **World Bank Policy Research Working Paper** n. 4004, 2006.
- Carneiro, F. G.; Garrido, L. Revisiting the evidence on the cyclicity of fiscal policy across the World. **MF Global Practice Discussion Paper** n. 16, World Bank, 2016.
- Catao, L. A.; Sutton, B. W. Sovereign defaults: The role of volatility. **IMF Working Papers** 02/149, International Monetary Fund, 2002.
- Céspedes, L. F. Velasco, V. 2014. Was this time different? Fiscal policy in commodity republics. **Journal of Development Economics**, 106, 92-106.
- Clements, B.; Faircloth, C.; Verhoeven, M. Public Expenditure in Latin America: Trends and Key Policy. **Cepal Review**, 93, 37-60, 2007.
- Frankel, J. A.; Vegh, C. A. Guillermo Vuletin. On graduation from fiscal procyclicality. **Journal of Development Economics**, 100(1), 32-47, 2013.
- Gadelha, S, R.; Divino, J. A. Uma análise da ciclicidade da política fiscal brasileira. **Estudos Econômicos**, São Paulo, vol. 43, n. 4, 711-743, 2013.
- Galí, J.; Perotti, R. Fiscal policy and monetary integration in Europe. *Economic Policy*, 37:535-572, 2003.
- Gavin, M.; Peroti, R. Fiscal policy in Latin America. **NBER Macroeconomics Annual**, Cambridge, MA: MIT Press, pp. 11-61, 1997.
- Gobetti, S. W.; Orair, R. O. Resultado Primário e Contabilidade Criativa: reconstruindo as estatísticas fiscais "acima da linha" do Governo Geral. **Texto para Discussão IPEA** n. 2288, Brasília, 2017.
- Hamilton, J. Why you should never use the Hodrick-Prescott filter. **NBER Working Paper** 23429, 2017.
- Huidrom, R.; Kose, M. A; Ohnsorge, F. L. Challenges of Fiscal Policy in Emerging and Developing Economies. **Emerging Markets Finance and Trade**. Online Version, 2016.
- Ilzetzki, E.; Végh, C. A. Pro-cyclical Fiscal Policy in Developing Countries: Truth or Fiction? **NBER Working Paper**, n.14191, 2008.

Kaminsky, G., Reinhart, C., Vegh, C. When it rains, it pours: Procyclical capital flows and macroeconomic policies. **NBER Working paper** 10780. Cambridge MA, 2004.

Klemm, A. Fiscal Policy in Latin America over the Cycle. **IMF Working Papers**, n. 14/59, Washington, 2014.

Lane, P. The Cyclical Behavior of Fiscal Policy: Evidence from the OECD. **Journal of Public Economics**, 87: 2661-2675, 2003.

Luporini, V. Sustainability of Brazilian fiscal policy, once again: corrective policy response over time. **Estudos Econômicos**. São Paulo, vol. 45, n.2, 437-458, 2015.

Martorano, B. Cyclicity of Fiscal Policy in Latin America over the period 1990-2015. **Review of Development Economics**, 2017.

McManus, R; Ozkan, F. G. On the Consequences of Pro-Cyclical Fiscal Policy. **Fiscal Studies**, vol. 36, n. 1, 29-50, 2015.

Mello, L. Estimating a fiscal reaction function: the case of debt sustainability in Brazil. **Applied Economics**, v. 40, p. 271-284, 2007.

Mello, L.; Moccerro, D. Brazil's fiscal stance during 1995-2005: The effect of indebtedness on fiscal policy over the business cycle. **OECD Economics Department Working Papers** 485, 2006.

Mendonça, M. J; Santos, C. H.; 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, 2009.

Rocha, F. Política Fiscal Através do Ciclo e Operação dos Estabilizadores Fiscais". **EconomiA**, Brasília, v.10, n.3, 483-499, 2009.

Schettini, B. P. Determinação dos superávits do governo central brasileiro: influência da política monetária na ótica de regressões de limiar. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 44, p. 241-275, 2014.

Simonassi, A. G.; Arraes, R. A.; Sena, A. M. C. Fiscal reaction under endogenous structural changes in Brazil. **EconomiA**, Brasília. 15(1): 68-81, 2014.

Souza-Júnior, J. R. C. Capacidade Produtiva Ociosa Atual e Projeções para o Produto Potencial 2017-2018. **Carta de Conjuntura do Ipea**, n. 34, 2017.

SPE. **Nota Metodológica do Resultado Fiscal Estrutural**. Ministério da Fazenda, 2017.

STN. **Resultado do Tesouro Nacional**. Brasília: Secretaria do Tesouro Nacional, 2017.

Talvi, E.; Vegh, C. Tax base variability and procyclical fiscal policy in developing countries. **Journal of Development Economics**. Vol. 78, 156-190, 2005.

Taylor, J. B. Discretion versus Policy Rules in Practice. **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy** 39, 195-214, 1993.

Tornell, A.; Lane, P. R. The Voracity Effect. **American Economic Review** 89: 22-46, 1999.

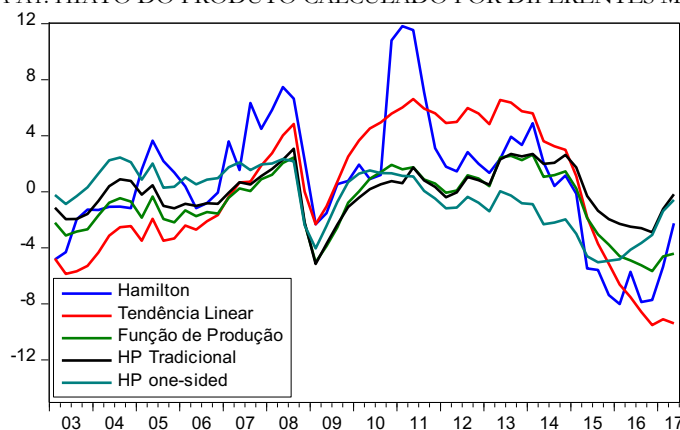
Vegh, Carlos A.; Vuletin, Guillermo. How is tax policy conducted over the business cycle? **NBER Working Paper** n. 17753, 2012.

Vegh, Carlos A.; Vuletin, Guillermo. The Road to Redemption: Policy Response to Crises in Latin America. **IMF Economic Review**, vol. 62, Issue 4, 526-568, 2014.

Woo, J. Why do more polarized countries run more procyclical fiscal policy? **Review of Economics and Statistics**, vol. 91, pp. 850-70. 2009.

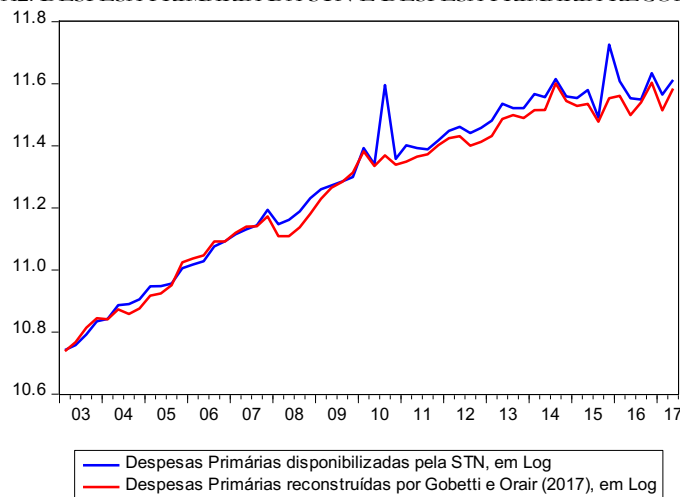
APÊNDICE

FIGURA A1. HIATO DO PRODUTO CALCULADO POR DIFERENTES MÉTODOS



Nota: Séries calculadas da seguinte forma: $100[(\text{PIB}/\text{PIB}^*)-1]$, de modo que PIB^* é a estimativa do PIB potencial calculado pelo respectivo método. Fonte: Souza-Junior (2017) e IBGE.

FIGURA A2. DESPESA PRIMÁRIA DA STN E DESPESA PRIMÁRIA RECONSTRUÍDA



Fonte: STN (2017) e Gobetti e Orair (2017).

FIGURA A3. DÉFICIT FISCAL ESTRUTURAL (EM % DO PIB)

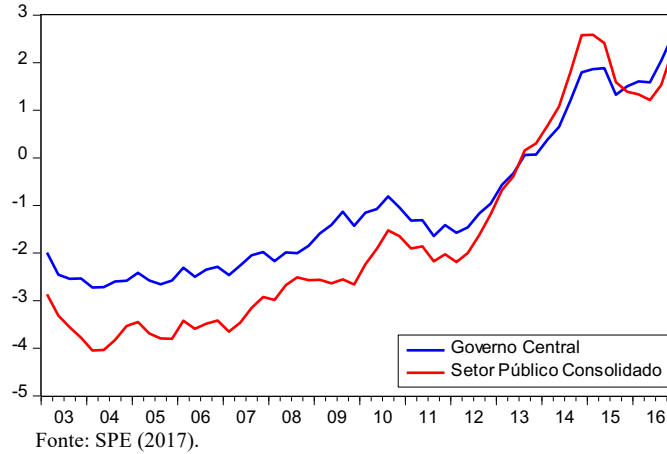
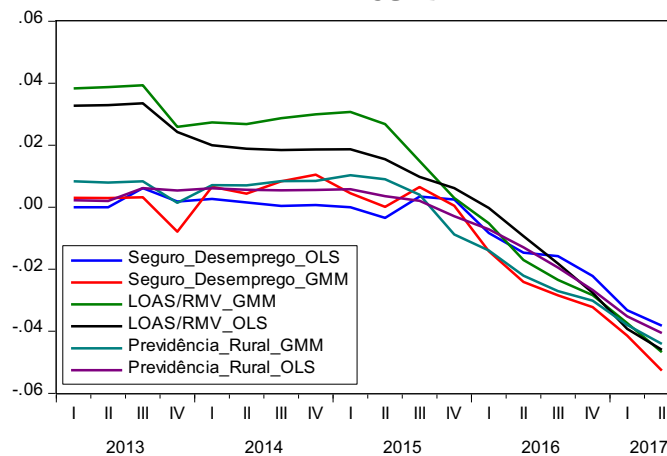


FIGURA A4. COEFICIENTES DO HIATO DO PRODUTO NA FUNÇÃO DE REAÇÃO FISCAL



Nota: Os coeficientes são estimados considerando diferentes componentes das Outras Despesas Obrigatórias, conforme disponibilizado no Resultado do Tesouro Nacional da STN. Fonte: Dados da pesquisa.

TABELA A1. VARIÁVEL DEPENDENTE: LOG DAS DESPESAS PRIMÁRIAS (STN)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
CONSTANTE	12,64*	12,62*	12,56*	12,60*	12,56*	12,92*	12,83*	12,84*	12,71*	12,86*
HIATO (-1)	-0,05*	-0,04*	-0,04*	-0,05*	-0,03*	-0,06*	-0,05*	-0,05*	-0,06*	-0,04*
DÍVIDA/PIB (-1)	-0,03*	-0,03*	-0,03*	-0,03*	-0,03*	-0,04*	-0,04*	-0,04*	-0,04*	-0,04*
INFLAÇÃO (-1)	0,016	0,055	-0,001	0,08	-0,004*	-0,16	-0,11	-0,30	0,03	-0,23
TOT (-1)	0,010**	0,011*	0,012*	0,012**		0,010***	0,010***	0,01***	0,012**	
COMMOD (-1)		-0,002	-0,002	-0,002			0,00006	-0,003	-0,001	
RECESSÃO			0,07					0,09		
ELEIÇÃO				0,12***	0,11				0,08	0,06
R ² ajust.	0,85	0,85	0,86	0,86	0,82	0,79	0,80	0,77	0,83	0,77
Prob (J Stat)						0,21	0,23	0,29	0,22	0,39

Nota: (*), (**), (***) estatisticamente significativa a 1%, 5% e 10%, respectivamente. Os coeficientes das colunas (1)-(5) foram estimados por OLS e das colunas (6)-(10) foram estimados por GMM. TOT é o componente cíclico dos termos de troca, definido como a razão entre o índice de preço das exportações e o índice de preço das importações, e COMMOD é o componente cíclico do Índice de Commodities Brasil. Os componentes cíclicos foram obtidos a partir da diferença entre a variável e sua tendência (filtro HP).

TABELA A2. VARIÁVEL DEPENDENTE: LOG DAS DESPESAS PRIMÁRIAS (Gobetti e Orair, 2017)

	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)	(20)
CONSTANTE	12,64*	12,63*	12,57*	12,61*	12,58*	12,92*	12,93*	12,91*	12,86*	12,89*
HIATO (-1)	-0,04*	-0,04*	-0,04*	-0,05*	-0,03*	-0,05*	-0,05*	-0,05*	-0,05*	-0,04*
DÍVIDA/PIB (-1)	-0,03*	-0,03*	-0,03*	-0,03*	-0,03*	-0,04*	-0,04*	-0,04*	-0,04*	-0,04*
INFLAÇÃO (-1)	0,01	0,04	-0,02	0,05	-0,03	0,20	-0,22	-0,40	-0,15	-0,29
TOT (-1)	0,010*	0,012*	0,013*	0,012*		0,010**	0,011**	0,011**	0,012**	
COMMOD (-1)		-0,002	-0,002	-0,002			-0,002	0,004	0,001	
RECESSÃO			0,07***					0,09		
ELEIÇÃO				0,06**	0,04				0,017	-0,01
R ² ajust.	0,88	0,88	0,89	0,88	0,89	0,83	0,82	0,79	0,84	0,78
Prob (J Stat)						0,20	0,28	0,43	0,25	0,40

Nota: (*), (**), (***) estatisticamente significativa a 1%, 5% e 10%, respectivamente. Os coeficientes das colunas (11)-(15) foram estimados por OLS e das colunas (16)-(20) foram estimados por GMM. TOT é o componente cíclico dos termos de troca, definido como a razão entre o índice de preço das exportações e o índice de preço das importações, e COMMOD é o componente cíclico do Índice de Commodities Brasil.

Os componentes cíclicos foram obtidos a partir da diferença entre a variável e sua tendência (filtro HP).