UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

RAFAEL RAIMONDI COELHO

Política de gastos e de taxação: a ciclicidade da política fiscal brasileira

São Paulo

2018

Prof. Dr. Marco Antonio Zago

Reitor da Universidade de São Paulo

Prof. Dr. Adalberto Américo Fischmann

Diretor da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade

Prof. Dr. Eduardo Amaral Haddad

Chefe do Departamento de Economia

Prof. Dr. Ariaster Baumgratz Chimeli

Coordenador do Programa de Pós-Graduação em Economia

RAFAEL RAIMONDI COELHO

**Política de gastos e de taxação: a ciclicidade
da política fiscal brasileira**

Trabalho de dissertação apresentado ao Programa de Pós-Graduação em Economia do Departamento de Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo, como requisito parcial para a obtenção do título de Mestre em Ciências.

Orientadora: Profa. Dra. Fabiana Fontes Rocha

Versão Corrigida

(versão original disponível na Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade)

São Paulo

2018

FICHA CATALOGRÁFICA

Elaborada por Rafael Mielli Rodrigues – CRB-8/7286
Seção de Processamento Técnico do SBD/FEA/USP

Coelho, Rafael Raimondi

Política de gastos e de taxação: a ciclicidade da política fiscal brasileira /
Rafael Raimondi Coelho. – São Paulo, 2018.

72 p

Dissertação (Mestrado) – Universidade de São Paulo, 2018.

Orientador: Fabiana Fontes Rocha.

1. Política fiscal 2. Ciclos econômicos 3. Superávit primário 4. Gasto
do governo 5. Consumo do governo 6. Alíquotas I. Universidade de São
Paulo. Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade. II. Título.

CDD – 336.3

Dedico aos meus pais Eduardo e Viviana, à minha tia Doris e à minha avó Jacyra

RESUMO

COELHO, Rafael Raimondi. **Política de gastos e de taxaço**: a ciclicidade da política fiscal brasileira. 2018. 73 p. Dissertação (Mestrado em Ciências Econômicas) – Instituto de Pesquisas Econômicas, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2018.

O objetivo deste trabalho é analisar como a política fiscal brasileira respondeu às variações do ciclo econômico no período de 1997 a 2016. A partir do uso de dados trimestrais, busca-se entender se a política fiscal brasileira apresentou comportamento pró-cíclico, isto é, se atuou no sentido de reforçar os ciclos econômicos, se apresentou comportamento anti-cíclico, no qual as medidas de política fiscal são implementadas a fim de possibilitar um movimento fiscal na direção contrária aos ciclos, ou se foi tipicamente acíclica, sem possuir qualquer relação com o momento no qual a economia se encontrava. O estudo se dará analisando o superávit primário e enfatizando como certas variáveis macroeconômicas reagem a variações do hiato do produto. A análise se dará tanto do lado da despesa, com ênfase no gasto e também no consumo do governo, como também no que tange à receita. A análise pelo lado da receita é a grande contribuição deste trabalho para a literatura existente uma vez que os trabalhos já existentes para o caso brasileiro focam apenas no lado do gasto. Ainda no que diz respeito à receita, como a arrecadação total possui um comportamento tipicamente endógeno já amplamente discutido pela literatura existente, o foco se dará usando alíquotas efetivas médias de arrecadação tributária calculadas em estudos recentes. Os resultados indicam um comportamento pró-cíclico da política fiscal brasileira nos últimos vinte anos, tanto do lado da receita como da despesa, bem como uma inércia fiscal que ajuda a explicar o agravamento do problema da dívida pública e de solvência fiscal que o Estado brasileiro vem enfrentando recentemente.

Palavras-chave: Política fiscal. Ciclos econômicos. Superávit primário. Gasto do governo. Consumo do governo. Alíquotas.

ABSTRACT

COELHO, Rafael Raimondi. **Expenditure and tax policy**: the cyclicity of Brazilian fiscal policy. 2018. 73 p. Dissertação (Mestrado em Ciências Econômicas) – Instituto de Pesquisas Econômicas, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2018.

The aim of this work is to analyze how the Brazilian fiscal policy responded to the variations of the business cycle within the period from 1997 to 2016. By using quarterly data, we seek to understand if the Brazilian fiscal policy presented a procyclical behavior, that is, if it acted so as to reinforce the business cycles, if it presented countercyclical behavior, in which the fiscal policy measures are implemented in order to allow a fiscal movement in the opposite direction of the cycles, or if it was typically acyclical bearing no relation to the moment in which the economy was subject. This study analyzes the primary surplus and emphasizes how certain macroeconomic variables react to the variations of the output gap. The analysis is conducted from the point of view of the expenditure, with emphasis on public spending and also in the government consumption, as well as the revenue. The analysis from the point of view of the revenue is the great contribution of this work to the existing literature as the already existing studies for the Brazilian case focus only on the point of view of the expenditure. Still regarding the revenue, as the total revenue has a typically endogenous behavior already largely discussed by the existing literature, the focus is on the average effective tax rates of the tax revenue calculated in recent studies. The results indicate a procyclical behavior of the Brazilian fiscal policy over the past twenty years, from both points of view: the revenue and also the expenditure, as well as a fiscal inertia which helps to explain the aggravation of the problem of the public debt and the fiscal solvency that the Brazilian State has been facing recently.

Keywords: Fiscal policy. Business cycles. Primary surplus. Government expenditure. Government consumption. Tax rates.

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1 - Gasto e Consumo do Governo como proporção do PIB real.....	15
Gráfico 2 - Receita e Gasto do Governo como proporção do PIB real.....	19
Gráfico 3 - Variação das alíquotas – Azevedo e Fasolo (2015)	34
Gráfico 4 - Variação das alíquotas – Almeida et al. (2017)	36

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Dados das receitas com impostos	29
Tabela 2 - Estatísticas descritivas	36
Tabela 3 - Variações das alíquotas	39
Tabela 4 - Resultados – Testes de raiz unitária.....	41
Tabela 5 - Resultados – Gastos – Modelos estáticos.....	42
Tabela 6 - Resultados – Gastos – Modelos dinâmicos	43
Tabela 7 - Resultados – Gastos – Análise de assimetria.....	41
Tabela 8 - Resultados – Alíquotas (Azevedo e Fasolo) – Modelos estáticos	46
Tabela 9 - Resultados – Alíquotas (Azevedo e Fasolo) – Modelos estáticos com quebra.....	47
Tabela 10 - Resultados – Alíquotas (Almeida et al.) – Modelos estáticos	48
Tabela 11 - Resultados – Alíquotas (Almeida et al.) – Modelos estáticos com quebra.....	49
Tabela 12 - Resultados – Alíquotas (Azevedo e Fasolo) – Modelos dinâmicos	50
Tabela 13 - Resultados – Alíquotas (Azevedo e Fasolo) – Modelos dinâmicos com quebra.....	51
Tabela 14 - Resultados – Alíquotas (Almeida et al.) – Modelos dinâmicos	52
Tabela 15 - Resultados – Alíquotas (Almeida et al.) – Modelos dinâmicos com quebra.....	53
Tabela 16 - Resultados – Alíquotas (Azevedo e Fasolo) – Análise de assimetria	54
Tabela 17 - Resultados – Alíquotas (Almeida et al.) – Análise de assimetria	56

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO	13
2. REVISÃO DA LITERATURA.....	17
3. METODOLOGIA.....	25
3.1. ESTRATÉGIA EMPÍRICA.....	25
3.2. DADOS.....	27
4. ALÍQUOTAS TRIBUTÁRIAS	29
5. RESULTADOS	41
5.1. TESTES DE RAIZ UNITÁRIA.....	41
5.2. EVIDÊNCIA EMPÍRICA.....	42
5.2.1. Resultados das Estimações – Ótica dos Gastos.....	42
5.2.2. Resultados das Estimações – Ótica dos Gastos – Assimetria.....	45
5.2.3. Resultados das Estimações – Ótica da Receita.....	46
5.2.4. Resultados das Estimações – Ótica da Receita – Assimetria.....	53
6. CONCLUSÕES	57

1. INTRODUÇÃO

O objetivo deste trabalho é investigar como se deu o comportamento da política fiscal no que diz respeito aos ciclos econômicos, vale dizer, se o seu comportamento reforçou os ciclos de negócios ou se buscou atuar no sentido oposto, tentando promover o crescimento em épocas de crise e acumular recursos e meios para tal durante épocas de crescimento, no período 1997-2016. A contribuição do trabalho reside na análise do caráter cíclico pelo lado da receita. Por meio da utilização do Método dos Momentos Generalizados (GMM), além de fazer a análise olhando para os gastos, como a literatura nacional comumente faz, procura-se também avaliar o comportamento das receitas, cujo foco incidirá nas alíquotas tributárias em virtude do caráter endógeno da base tributária (algo ainda não realizado na literatura nacional). Além disso, busca-se analisar o caráter simétrico da política fiscal.

O atual objetivo da política macroeconômica brasileira é retomar o crescimento econômico gradualmente e de forma sustentável e equilibrada, aumentando a taxa de investimento, a intensidade de capital por trabalhador e a produtividade ampliando o programa de concessões, estabelecendo, assim, um estímulo adicional para o crescimento econômico.

O crescimento econômico nos últimos anos apresentou-se de maneira desafiadora, pois afetou não só os investimentos (tanto públicos quanto privados) como também os empregos e ganhos sociais. Simultaneamente, o resultado primário do governo central, definido como a diferença entre receitas e despesas do Banco Central (Bacen), Tesouro Nacional e Previdência Social, excluindo-se as receitas e despesas com juros, apresentou resultado negativo superior a R\$ 93 bilhões no último trimestre de 2015. Até então, essa era apenas a segunda vez, desde o começo de 1997, que o resultado primário do governo central apresentava um resultado trimestral deficitário superior à ordem de R\$ 10 bilhões (a primeira havia sido pouco tempo antes, no terceiro trimestre de 2014, quando o resultado negativo foi superior a R\$ 33 bilhões). O setor público consolidado, que envolve o governo central, os governos regionais e as empresas estatais, apresentou, ainda em 2014, um déficit primário de 0,59% do Produto Interno Bruto (PIB), o primeiro também desde 1997.

A importância do resultado primário reside em permitir uma avaliação da consistência entre as metas de políticas macroeconômicas e a sustentabilidade da dívida, ou seja, da capacidade do governo de honrar seus compromissos. Além de ser a variável responsável pela solução do problema de solvência orçamentária intertemporal enfrentado pelo governo, define a capacidade do governo de elaborar e executar políticas fiscais discricionárias, isto é, políticas fiscais que não reagem automaticamente a mudanças na atividade econômica.

A política fiscal discricionária é uma maneira de atuar na direção contrária ao ciclo econômico. Um exemplo seria permitir que os gastos do governo possuíssem não apenas o seu componente endógeno, inerente aos ciclos, mas também uma parcela de caráter exógeno, que estaria diretamente relacionada a decisões discricionárias de política econômica.

Aliado ao baixo crescimento econômico, nos últimos anos, o desempenho do déficit primário freou ações de política econômica e, também para garantir a manutenção dos valores da dívida pública de médio prazo, foi necessário dar outros rumos à trajetória fiscal.

A fim de manter a meta de superávit primário, parte essencial do tripé macroeconômico que passaria a guiar a política econômica a partir do começo de 1999, o governo sempre se utilizou de diversos tipos de medidas, tanto no tocante às despesas como também no que tange as receitas, com o intuito de alcançar tal meta. Com o baixo crescimento registrado nos últimos anos, algumas medidas tornaram-se mais recorrentes. No campo de controle de gastos, dentre as medidas adotadas nos últimos anos, destacam-se o aumento da taxa de juros em algumas linhas de crédito para que diminuíssem os subsídios pagos pelo Tesouro Nacional, revisão de metas para gastos com programas do governo, revisão de regras de pensão por morte, auxílio doença, seguro desemprego, abono salarial e contingenciamento de gastos em geral.

Apesar dessa tentativa de controle de gastos, os gastos do governo apresentaram considerável expansão nos últimos anos, atingindo 21,30% do PIB no quarto trimestre de 2015 em valores reais (utilizando o deflator implícito do PIB calculado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE). Contudo, o componente consumo do governo (elemento que compõe o gasto do governo que, por sua vez, diz respeito à rubrica “Despesa Total”) apresentou certa estabilidade nos últimos anos, como pode ser visto no gráfico a seguir.

Gráfico 1: Gasto e Consumo do Governo como proporção do PIB real

Fonte: Ipeadata e Secretaria do Tesouro Nacional. Elaboração própria.

Nota-se uma tentativa de estabilização recente dos gastos em torno de 20% do PIB, contra uma média de 16,48% tomando a série histórica trimestral a partir do primeiro trimestre de 1997. Paralelamente, o consumo do governo também mostra estabilidade ao redor dos 20% do PIB, contra uma média de 19,20% do PIB tomando-se o mesmo período analisado para o gasto.

As medidas recentes com o objetivo de manter a meta de superávit primário também dizem respeito às receitas do governo. Dentre as medidas recentes, destacam-se a alteração nas alíquotas de IPI para indústria automotiva e bens de consumo, tais como móveis, laminados e painéis de madeira e cosméticos, PIS/Cofins sobre importação, combustíveis, receitas financeiras das empresas, correção de taxas e preços públicos e a tributação de IOF no crédito de pessoa física.

A importância de entender a correlação entre ciclos econômicos e o comportamento da política fiscal ganhou ainda mais ênfase com a recente crise enfrentada pela economia brasileira. Mais do que nunca, faz-se necessária a adoção

de políticas fiscais discricionárias que permitam a acumulação de recursos ao longo de períodos de expansão do ciclo para o enfrentamento das dificuldades provenientes de momentos de arrefecimento da atividade econômica. A maneira como essas políticas fiscais são conduzidas e se essas atuam na direção de reforçar ou contrabalancear o ciclo constituem as perguntas que este trabalho busca entender e responder.

Tendo isso em vista, este trabalho está estruturado da seguinte forma. A segunda seção faz uma breve revisão da literatura. A terceira seção apresenta a metodologia empregada, bem como os dados utilizados. A quarta seção realiza um aprofundamento sobre as alíquotas tributárias empregadas neste trabalho. A quinta seção apresenta e discute os resultados obtidos. Por fim, as considerações finais e conclusões são apresentadas na última seção.

2. REVISÃO DA LITERATURA

Vários estudos procuraram estimar a sensibilidade da política fiscal ao ciclo econômico em países desenvolvidos. Ao focarem na análise dos gastos do governo, constataram que esses são contra-cíclicos, isto é, são elevados em “tempos ruins”¹ e reduzidos em “tempos bons” (MELITZ, 1997; ARREAZA, SORENSEN e YOSHA, 1999; GALI e PEROTTI, 2003).

Por outro lado, a evidência existente para os países em desenvolvimento indica que os gastos são pró-cíclicos e, assim, crescem nas expansões e decrescem durante as contrações econômicas, com os déficits fiscais aumentando nas fases de crescimento da economia e reduzindo nas fases de desaceleração.

Gavin e Perotti (1997) foram os primeiros a observar que, na América Latina, a política fiscal é pró-cíclica. Utilizando uma base de dados composta por 13 países latino-americanos e abrangendo o período 1968-1995, dividido por décadas, os autores constataram que a política fiscal foi tipicamente pró-cíclica no período analisado, especialmente em momentos definidos como “tempos ruins”.

Dentre as principais causas atribuídas pelos autores a esse fenômeno, destaca-se o papel das restrições ao crédito que os países emergentes costumam enfrentar em épocas de arrefecimento da economia global. A dificuldade de obtenção de crédito junto ao mercado internacional significa, na opinião dos autores, um fator que inviabiliza a condução de políticas fiscais contra-cíclicas.

Ainda nessa linha, realizando um estudo com dados de 104 países entre 1960-2003 para investigar empiricamente as propriedades cíclicas da política econômica nos países em desenvolvimento, Kaminsky, Reinhart e Vegh (2004) partem da ideia de que o ciclo de capitais é vinculado ao ciclo de negócios e pode influenciar a política macroeconômica, especialmente em países em desenvolvimento. Eles definem a ocorrência de um fluxo de capitais contra-cíclico quando há uma correlação negativa entre os componentes cíclicos do fluxo líquido de capitais e o produto, isto é, ocorre entrada de capitais quando há recessão, bem como saída de recursos em fases de crescimento. O contrário vale para um fluxo

¹ A definição de “tempos ruins” varia entre os autores. Gavin e Perotti (1997), por exemplo, definem “tempos ruins” como anos em que a taxa de crescimento do PIB do país é inferior à sua taxa de crescimento média subtraída de um desvio padrão.

pró-cíclico e, quando não há correlação estatisticamente significativa entre as duas coisas, definem como acíclico.

No que diz respeito à política fiscal, os autores definem a ciclicidade da política fiscal a partir dos gastos do governo e das alíquotas de impostos. Uma política fiscal pró-cíclica é aquela caracterizada pelo aumento dos gastos públicos e/ou queda das alíquotas tributárias em fases de crescimento econômico. O contrário vale para uma política contra-cíclica. Em outras palavras, o foco se dá sobre os componentes discricionários da política fiscal.

Os autores ressaltam que o superávit primário pode não ser uma medida correta para entender como a política fiscal reage aos ciclos econômicos. No caso de uma política fiscal pró-cíclica, segundo Kaminsky, Reinhart e Vegh (2004), existe correlação incerta entre produto e arrecadação e entre produto e resultado primário. Isso ocorre pelo fato da base aumentar ao mesmo tempo em que as alíquotas são reduzidas em épocas de expansão (o contrário vale para “tempos ruins”, cuja definição para estes autores é quando o PIB real anual está abaixo da mediana para o período analisado), tornando incerto o resultado final sobre o total da arrecadação e, conseqüentemente, sobre o resultado primário. Da mesma forma, as correlações entre essas variáveis expressas como percentual do produto e o próprio produto também não possuem sinal certo.

No que diz respeito às possíveis ligações que possam existir entre ciclos de negócios e políticas macroeconômicas, os autores identificam que a política fiscal tende a ser mais pró-cíclica em países em desenvolvimento e, no caso desses, ocorre o que os autores chamam de “*when it rains, it pours*”, ou seja, os ciclos macroeconômicos e o ciclo de fluxo de capitais se reforçam mutuamente ao longo do tempo. Concluem, por fim, que enquanto a política macroeconômica é utilizada para estabilizar os ciclos nos países desenvolvidos, no caso dos países em desenvolvimento ocorre acirramento dos ciclos via utilização de instrumentos de política fiscal.

O problema do uso do superávit primário como medida é elucidado no caso da economia brasileira. No gráfico 2, é feita a decomposição entre os elementos do saldo primário (gastos e receitas) em termos do produto real (valores novamente deflacionados pelo deflator implícito do PIB). Observa-se que há momentos nos

quais a elevação do saldo ocorre em virtude do aumento da receita². Contudo, é importante novamente enfatizar o caráter endógeno que a arrecadação tributária possui, uma vez que a base tributária é endógena aos ciclos (TALVI e VEGH, 2005).

Gráfico 2: Receita e Gasto do Governo como proporção do PIB real

Fonte: Ipeadata e Secretaria do Tesouro Nacional. Elaboração própria.

De acordo com Talvi e Vegh (2005), a falta de capacidade dos governos para gerar superávits grandes o suficiente durante fases de expansão econômica leva a uma restrição na contração de empréstimos durante tempos ruins, em virtude de um problema de solvência que o governo enfrenta. Os autores redirecionam o debate acerca dos determinantes da prociclicidade enfatizando elementos internos, preteridos em análises anteriores. Segundo eles, uma das prioridades da política fiscal deveria ser gerar e armazenar grandes superávits primários durante períodos

² Deve-se considerar que, de acordo com os Relatórios do Tesouro Nacional, em setembro de 2010 houve um impacto de R\$ 42,9 bilhões nas receitas e despesas do Tesouro Nacional em decorrência das operações realizadas para capitalização da Petrobrás. Ainda, há o registro de um ingresso de R\$ 74,8 bilhões a título de cessão onerosa para exploração de petróleo pela Petrobrás, o que também impactou as receitas do Tesouro Nacional. Tratam-se de eventos que fogem à normalidade econômica, pois se referem a parcelas de receitas e despesas não explicadas pelo comportamento cíclico do PIB.

de crescimento da atividade econômica, se precavendo para os inevitáveis momentos de arrefecimento do ciclo.

Alesina, Campante, e Tabellini (2005) argumentam numa direção contrária. Segundo esses autores, o argumento de que países em desenvolvimento possuem política fiscal pró-cíclica pelo fato de possuírem dificuldades junto ao mercado de crédito internacional (ou seja, tem maiores dificuldades de tomar emprestado em épocas de recessão impedindo o financiamento de seus déficits, diminuindo assim os gastos do governo nesses períodos) é incompleto.

Mediante um questionamento do porquê de não haver acumulação de reservas durante “*booms*” para enfrentar tal situação durante as recessões, a resposta, segundo os autores, é que isso provém de um problema do tipo agente-principal. Em equilíbrio, os eleitores não podem fazer nada para zerar a corrupção e o desvio de verbas do governo. Eles não observam, na margem, os empréstimos tomados pelo governo, apenas o estado atual da economia. Logo, durante uma expansão, eles demandarão maior quantidade de serviços, bens públicos e menores impostos (argumento de “*to starve the beast*”), pois não confiam que o dinheiro possa ser direcionado para enfrentar crises futuras. Consequentemente, os gastos públicos aumentarão durante esses períodos, caracterizando uma política fiscal pró-cíclica.

Os autores encontram evidências de que o comportamento da política fiscal nos países em desenvolvimento é mais pró-cíclico durante fases de crescimento econômico e, mesmo durante recessões, as restrições ao mercado de crédito não constituem explicações bem fundamentadas para a prociclicidade da política fiscal. Tal constatação difere da literatura já existente acerca das restrições ao crédito, que argumenta que as imperfeições desse mercado impedem ou dificultam a tomada de empréstimos por parte de países em desenvolvimento especialmente quando mais precisam, vale dizer, durante recessões.

Çiçek e Elgin (2011) levantam outro aspecto importante para o comportamento cíclico da política fiscal. Os autores argumentam que quanto maior a parcela de economia informal, algo mais recorrente em países em desenvolvimento, mais pró-cíclico tende a ser o gasto governamental. Via variabilidade da base tributária, um crescimento da economia informal, algo que tende a ocorrer em épocas de recessão, faz com que seja elevada a carga tributária vigente sobre o lado formal da economia, caracterizando uma política fiscal pró-cíclica.

Em outro artigo, Frankel, Vegh e Vuletin (2013) estudam a transição de alguns países no que diz respeito à ciclicidade de sua política fiscal. Nas últimas duas décadas, muitos países em desenvolvimento conseguiram o que os autores denominam “graduação”, ou seja, conseguiram adotar a contraciclicidade em detrimento da prociclicidade. Nesse estudo, 24 dos 73 países analisados obtiveram sucesso nessa transição, especialmente na última década. Um determinante fundamental dessa promoção é a qualidade das instituições. Verificou-se que há uma relação causal entre qualidade institucional e ciclicidade da política fiscal, na medida em que melhores instituições estão associadas a um maior grau de contraciclicidade da política fiscal.

Ainda no que tange os gastos do governo, de acordo com Ilzetzki e Vegh (2008), o componente consumo (elemento que compõe o gasto do governo de acordo com o Sistema de Contas Nacionais) pode ser usado como proxy para entender o comportamento da política fiscal. Pela análise apenas do consumo do governo, a política fiscal é tipicamente pró-cíclica tanto em países desenvolvidos como em desenvolvimento. Mais do que isso, a política fiscal reforça o ciclo de negócios mesmo em países desenvolvidos.

Para o caso brasileiro, usando como modelo padrão um vetor autorregressivo estrutural (SVAR) e utilizando dados trimestrais de janeiro de 1995 a dezembro de 2007, Mendonça, Medrano e Sachsida (2009) investigam os efeitos dos choques fiscais na economia brasileira. Além de concluírem que há um forte indício de “*crowding out*” entre investimento público e privado e de que, com elevada probabilidade, o PIB reage negativamente, no curto prazo, a um choque positivo nas receitas líquidas do governo, também concluem que o componente endógeno dos gastos do governo respondeu positivamente durante fases de crescimento da atividade econômica dentro do período analisado.

Tendo como objetivo relacionar ciclos econômicos e a condução das finanças públicas no Brasil, Rocha (2009) analisa essa relação entre 1995 e 2005. Mais especificamente, seu objetivo é tentar mensurar e qualificar os impactos da meta de superávit primário de 4,25% do PIB, acordada junto ao FMI (Fundo Monetário Internacional), sobre a operação plena e efetiva dos estabilizadores automáticos. Dentre as conclusões, enfatiza que não houve uma tentativa deliberada e sistemática por parte das autoridades fiscais de estabilizar a economia através do ciclo usando políticas discricionárias. Além disso, ressalta que a política fiscal foi

simétrica ao longo do ciclo para o período analisado (ou seja, a política fiscal reagiu de forma semelhante às variações do produto tanto em expansões quanto em recessões) e se tornou menos pró-cíclica depois da implementação da Lei de Responsabilidade Fiscal.

Num estudo mais completo, Gadelha e Divino (2013) testam muitas dessas teorias previamente discutidas na análise da prociclicidade da política fiscal brasileira. Com dados de março de 2002 a julho de 2011 e usando estimações GMM para modelos estáticos e dinâmicos, os autores encontraram resultados para algumas dessas teorias.

Primeiramente, a hipótese de variabilidade da base tributária defendida por Talvi e Vegh (2005) é corroborada usando como variável a receita do governo em termos do produto. Isso significa que mais pró-cíclica é a política fiscal quanto maior for a variação da base, que aumenta durante fases de crescimento e diminui em tempos ruins. Argumentam também que, se for levado em consideração que países em desenvolvimento tendem a possuir uma base de arrecadação especialmente pautada em impostos sobre o consumo, então é fácil entender porque a base tributária desses países é extremamente mais volátil quando comparada à dos países desenvolvidos. Ainda, ressaltam que, no caso do governo brasileiro, gastos com saúde e educação são atrelados ao resultado da arrecadação de maneira constitucional, enfatizando a prociclicidade.

Os autores também corroboram o argumento de Alesina, Campante, e Tabellini (2005) de que o grau de corrupção do governo também influencia na ciclicidade da política fiscal, utilizando como proxy para a corrupção a relação dos rendimentos médios reais efetivos dos empregados dos setores público e privado.

Outra teoria testada e confirmada pelos autores é a da economia informal de Çiçek e Elgin (2011). Na tentativa de explicar essa teoria, são usadas variáveis para a fração de trabalhadores autônomos e a razão entre o papel-moeda em poder do público e os depósitos à vista nos bancos comerciais, na ideia de que quanto maior for essa proporção, maior tende a ser o setor informal da economia. Os resultados encontrados são favoráveis à validação dessa teoria.

Por fim, ainda constata-se que a elasticidade do gasto governamental com relação aos investimentos diretos estrangeiros, apesar de ser estatisticamente significativa, é negativa, caracterizando um fluxo anticíclico e contradizendo os argumentos de Kaminsky, Reinhart e Vegh (2004) e Gavin e Perotti (1997).

Do ponto de vista da receita, Vegh e Vuletin (2012) destacam que a arrecadação tributária é de caráter endógeno, tendo forte correlação positiva com o crescimento da economia. Logo, uma análise do caráter cíclico da política fiscal pelo lado da receita deve focar nos instrumentos usados pelos policymakers. Utilizando dados de 62 países para o período de 1960 a 2013, os autores classificam as alíquotas estudadas em alíquotas de impostos sobre a renda pessoal (impostos sobre pessoa física), alíquotas tributárias incidentes sobre firmas (sobre pessoa jurídica) e alíquotas de impostos do tipo “*value-added*”, ou seja, taxas cobradas sobre bens e serviços a partir do valor adicionado em cada etapa de compra/venda. A partir dessa classificação, é criado um índice a partir da soma das variações percentuais de cada tipo de alíquota, sendo cada uma ponderada pela participação média de cada tipo de taxa na composição de toda a carga tributária de um país num determinado período. A utilização da participação média na ponderação evita flutuações de curto prazo decorrentes de aspectos que fogem do escopo da política econômica (o uso de pesos fixos esconderia políticas que envolvam mudanças da participação de cada tipo de taxa).

Além de concluírem que a política tributária é mais pró-cíclica em países em desenvolvimento, Vegh e Vuletin (2012) também concluem que países com política fiscal mais pró-cíclica, no que diz respeito aos gastos, tendem a apresentar uma política tributária igualmente mais pró-cíclica. Além disso, o caráter pró-cíclico da política tributária é maior em países com instituições mais fracas (ou seja, maior corrupção e menor qualidade burocrática) e menor grau de integração financeira.

3. METODOLOGIA

3.1. ESTRATÉGIA EMPÍRICA

O objetivo dessa dissertação é verificar empiricamente como a política fiscal brasileira responde ao ciclo econômico a partir da literatura mais recente discutida anteriormente. A análise será feita para o saldo primário como um todo e também de forma a separar e distinguir seus componentes, isto é, tanto no que diz respeito à receita quanto à despesa. O objetivo é identificar quais variáveis macroeconômicas possuem impacto significativo sobre o saldo primário, gasto, consumo do governo e alíquotas tributárias.

As regressões possuem uma forma básica. As que representam modelos estáticos consistem na regressão de uma variável dependente Y_t (que varia a cada regressão) contra o hiato do produto no período em questão, $hiato_t$.

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 hiato_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Os modelos dinâmicos assemelham-se aos estáticos, com a ressalva de que há a inclusão de uma nova variável explicativa, que nada mais é do que a variável dependente (Y_t) defasada em um período (Y_{t-1})³.

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 hiato_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

O hiato do produto foi calculado como a diferença entre o logaritmo do PIB efetivo e o logaritmo do PIB potencial, ambos em termos reais e dessazonalizados pelo método Census X-12.

Do ponto de vista da despesa, uma elevação dos gastos ou do consumo do governo em resposta a uma expansão da atividade econômica define uma política fiscal discricionária pró-cíclica. Em contrapartida, pela ótica da receita, um comportamento que causa intensificação dos ciclos de negócios consiste na redução das alíquotas tributárias, sejam elas incidentes sobre bens de consumo, bens de

³ Outra possibilidade de estimação é a utilização da variação percentual do PIB, frente ao trimestre imediatamente anterior, no lugar do hiato do produto, como é feito por Vegh e Vuletin (2012). Os resultados das estimações usando esse outro método encontram-se no Apêndice.

capital ou sobre a renda em geral. Sintetizando, quando a variável dependente (Y_t) é a razão gasto (do governo)/PIB ou consumo (do governo)/PIB, um coeficiente positivo para a variável $hiato_t$ determina um comportamento pró-cíclico da política fiscal. O mesmo vale para um coeficiente negativo para esse mesmo hiato quando a variável dependente é a razão saldo primário/PIB (SP/PIB) ou qualquer uma das alíquotas analisadas.

Tanto o modelo estático quanto o dinâmico serão estimados utilizando GMM em virtude da possível endogeneidade presente. Um dos benefícios da escolha dessa estratégia diz respeito à parametrização dos modelos. Em outras palavras, tornam-se desnecessárias quaisquer suposições adicionais com respeito aos erros e suas respectivas distribuições (HAMILTON, 1994).

O objetivo do uso do GMM também reside em minimizar uma função representando as condições de momentos. O estimador é consistente para qualquer matriz de ponderação utilizada porque os momentos populacionais são nulos em um único ponto: aquele no qual a função que representa as condições de momentos é minimizada.

Por meio de testes de raiz unitária, será verificada a estacionariedade das séries utilizadas com o objetivo de evitar a condução de regressões espúrias e permitindo que os resultados possuam validação também do ponto de vista econométrico.

Será também testada a validade/exogeneidade dos instrumentos utilizados. A fim de verificar isso, os momentos serão testados pelo teste J de Hansen ou teste de Hansen-Sargan. Neste teste, a hipótese nula é que os momentos são válidos (não são correlacionados com o termo de erro). A não rejeição dessa hipótese nula indica que o modelo encontra-se corretamente sobreidentificado. Os instrumentos utilizados são as defasagens do hiato, variando de dois ($hiato_{t-2}$) até quatro períodos anteriores ($hiato_{t-4}$), seguindo metodologia similar à empregada por Gadelha e Divino (2013).

Também será investigado se o caráter pró-cíclico da política fiscal, caso seja constatado, é simétrico ao longo do ciclo econômico, isto é, se as variações do produto possuem impacto de magnitude similar em períodos de crescimento e de contração. Para tal, será feita a distinção entre “tempos bons e ruins”. “Tempos bons” serão definidos aqui como períodos nos quais o hiato do produto encontra-se

no primeiro quartil de sua distribuição, ao passo que “tempos ruins” serão momentos da amostra nos quais esse mesmo hiato encontra-se no último quartil⁴.

A análise da assimetria seguirá ideia semelhante à apresentada por Vegh e Vuletin (2012).

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 \text{hiatotemposbons}_t * \text{hiato}_t + \beta_3 \text{hiatotemposruins}_t * \text{hiato}_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

Na regressão acima, hiatotemposbons_t é uma variável dummy que vale um apenas quando o hiato do produto encontra-se no primeiro quartil e $\text{hiatotemposruins}_t$ é uma dummy que vale um apenas quando o hiato encontra-se no último quartil de sua distribuição.

Também será testado se os coeficientes β_2 e β_3 são estatisticamente diferentes. Para tal, será testado se o índice de assimetria ϕ , definido de forma que $\phi = \beta_2 - \beta_3$, possui significância estatística.

3.2. DADOS

Os dados a respeito do gasto do governo, consumo do governo e saldo primário foram coletados junto ao sistema de séries temporais da Secretaria do Tesouro Nacional (STN) e abrangem o período 1997-2016. O PIB, por sua vez, tanto potencial como efetivo, tem como fonte o Ipeadata⁵. Os dados foram convertidos de valores correntes em valores reais, deflacionados por meio do deflator implícito do PIB. Posteriormente, os dados foram dessazonalizados pelo método Census X-12, tornando-os, portanto, dados estruturais, isto é, controlados pelos impactos das flutuações econômicas. No Brasil, é necessário que tais dados sejam calculados uma vez que não se encontram explicitamente abertos à consulta.

Do lado da receita, dado o caráter endógeno já mencionado que a arrecadação como um todo possui, optou-se pelo uso das alíquotas tarifárias,

⁴ Em seu trabalho, Rocha (2008) define tempos bons como períodos nos quais o hiato do produto é positivo e tempos ruins quando o hiato é negativo. A fim de atribuir maior robustez e permitir uma comparação, essa mesma metodologia também é empregada neste trabalho e os resultados são exibidos no Apêndice.

⁵ No caso específico do PIB potencial, o cálculo utilizado pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) tem como base a utilização de uma função de produção do tipo Cobb-Douglas para o cálculo da produtividade total dos fatores, de acordo com a metodologia empregada por Souza-Júnior (2015).

estimadas por Azevedo e Fasolo (2015), que compreendem o período 1999-2014, e por Almeida et al. (2017), que abrangem o período 1997-2013. Obviamente, nas regressões que envolverem as alíquotas calculadas por Azevedo e Fasolo (2015), serão utilizados dados apenas do período 1999-2014, ao passo que naquelas que utilizarem dados de Almeida et al. (2017), apenas dados do período 1997-2013 serão empregados nas estimações.

As alíquotas foram calculadas usando um arcabouço de modelos dinâmicos de equilíbrio geral. Uma característica importante referente aos cálculos das alíquotas efetivas dos impostos é que as alíquotas agregadas calculadas não consideram em qual agente o imposto incide, se sobre as famílias ou sobre as empresas, tendo em vista que, dentro de um arcabouço de equilíbrio geral, um agente é afetado pelos impostos incidentes sobre o outro. Outro ponto importante diz respeito às medidas desagregadas das alíquotas efetivas. Mais precisamente, as alíquotas sobre a renda do trabalho servem como aproximação para o cálculo das alíquotas efetivas incidentes sobre famílias e firmas.

Seguindo o raciocínio de Vegh e Vuletin (2012), neste trabalho é utilizada a variação percentual das alíquotas tarifárias com relação à sua média no período analisado, uma vez que tais alíquotas mudam com uma frequência menor, especialmente no caso de países em desenvolvimento como o Brasil⁶. Sendo assim, valores positivos indicam uma variação da alíquota acima de sua média para o período e valores negativos dizem respeito a mudanças abaixo da média.

⁶ De acordo com Vegh e Vuletin (2012), quando foca-se apenas em mudanças de taxas diferentes de zero, ou seja, quando a política tributária é ativa, economias em desenvolvimento apresentam variações de maior magnitude, ou seja, política tributária mais volátil. O mesmo é verificado para os gastos dos governos. Por outro lado, a frequência com que essas alíquotas mudam é menor nos países em desenvolvimento. Portanto, nas economias emergentes, há uma correlação negativa entre a volatilidade da política tributária e a frequência com a qual as alíquotas mudam.

4. ALÍQUOTAS TRIBUTÁRIAS

Como já mencionado, a grande contribuição deste trabalho reside na análise do caráter cíclico da política fiscal brasileira nos últimos anos também pelo lado da receita. O problema da endogeneidade da receita, quando analisada como um todo, abre espaço para o uso das alíquotas tributárias como proxy. Dada a dificuldade de se obter essas alíquotas, serão utilizados os valores calculados por Azevedo e Fasolo (2015) e também Almeida et al. (2017) para quatro diferentes grupos de alíquotas: aquelas incidentes sobre bens de consumo, sobre a renda das famílias, sobre a renda do trabalho e sobre a renda do capital. Enquanto Azevedo e Fasolo (2015) calcularam essas alíquotas para o período que compreende os anos de 1999 a 2014, Almeida et al. (2017) desenvolveram seu trabalho com base no período que abrange os anos de 1997 a 2013.

A importância da mensuração das alíquotas dos impostos reside, especialmente, em quantificar os efeitos de políticas fiscais, permitindo analisar os efeitos que a tributação proporciona do ponto de vista macroeconômico. Contudo, um dos principais problemas sobre as alíquotas dos impostos no Brasil diz respeito à inexistência de atualizações constantes e, em muitos casos, com periodicidade apenas anual. Outro grande problema reside na discrepância com que as diferentes esferas do governo disponibilizam os dados. No caso do governo federal, os dados são disponibilizados com frequência mensal, ao passo que no caso dos governos municipais, tais dados possuem apenas frequência anual. A fim de resolver isso, Azevedo e Fasolo (2015) construíram uma base de dados por meio de um sistema que possibilita a compilação de informações contidas em relatórios, submetidos com uma frequência bimestral. Tal submissão é obrigatória aos governos regionais, e compõe um banco de dados mantido pela Caixa Econômica Federal conjuntamente com a STN. A partir dessa ideia, os autores conseguiram estimar séries de arrecadação de impostos e da base tributária, com periodicidade trimestral, que abrangem o período compreendido entre os anos de 1999 e 2014.

A tabela 1 mostra a classificação das alíquotas dos impostos de Azevedo e Fasolo (2015) bem como sua participação na receita total. Essa participação corresponde à participação média do conjunto de impostos no total das receitas tributárias no período 1999-2014.

Tabela 1 – Dados das receitas com impostos

Imposto	Classe	Jurisdição	% Receita Total
IPI, Cide, Cofins e IOF	consumo	Federal	19,30%
ICMS	consumo	Estadual	22,60%
IRRF/remessas e outros	renda	Federal	2,90%
FGTS	trabalho	Federal	5,10%
IRRF/trabalho e PIS/PASEP	trabalho	Federal	8,10%
ITR e IRRF/capital	capital	Federal	2,90%
CPMF	capital	Federal	2,30%
IPVA e ITCD	capital	Estadual	1,80%
IPTU e ITBI	capital	Municipal	1,80%

Fonte: Azevedo e Fasolo (2015).

Diante dos impostos utilizados, cabem algumas observações. O PIS/PASEP é computado como um imposto incidente sobre a renda do trabalho pelo fato de constituir parte da renda do trabalho antes da tributação (pré-imposto), apesar de afetar diretamente o resultado contábil das firmas. O Cofins é classificado como imposto sobre o consumo pelo fato de sua base ser estreitamente vinculada à receita das firmas. O IOF também é classificado como consumo, pois apesar de afetar a decisão de investimento, seus efeitos podem ser notados justamente sobre o consumo via aumento ou redução dos meios de pagamento.

Para o cálculo das alíquotas, foi utilizada a metodologia desenvolvida por Mendoza, Razin e Tesar (1994), que construíram séries para alíquotas efetivas agregadas baseadas nos montantes de impostos pagos pelos contribuintes bem como nas contas nacionais dos países do G-7 entre os anos de 1965 e 1988. Além do sistema de contas nacionais de cada país, os autores obtiveram os dados junto ao FMI e à OCDE (Organização de Cooperação e de Desenvolvimento Econômico).

O modelo estruturado por Mendoza, Razin e Tesar (1994) representa uma economia fechada e com governo que possui apenas consumo (c), trabalho (l) e

capital (k) como bens. Nesse modelo, há um vetor de preços pagos pelos consumidores (pós-tributação), definido como $p = (p_c, p_l, p_k)$ e um vetor de preços cobrado pelos produtores (pré-tributação), denominado como $q = (q_c, q_l, q_k)$. A produção líquida é representada pelo vetor y , enquanto $h = (h_c, h_l, h_k)$ é um vetor que simboliza a alocação de consumo em relação a cada bem, feita pelos residentes, e e representa as dotações. Nessa economia, as firmas produzem bens de consumo utilizando como insumo capital e trabalho, que são fornecidos pelos residentes. Esses, por sua vez, possuem uma restrição orçamentária do tipo $p(h - e - b) = qy - p_c D$, sendo b um vetor de possíveis transferências governamentais (o que faz com que o termo entre parênteses seja um vetor de consumo líquido) e $p_c D$ um imposto do tipo *lump-sum* sobre o consumo com o propósito de financiar o déficit do governo. A ideia dos autores é calcular, a partir desse modelo, a diferença entre os vetores de alíquotas pré e pós-tributação.

De acordo com essa metodologia, as alíquotas tributárias *ad valorem* incidentes sobre bens de consumo, renda do trabalho e renda do capital são calculadas da seguinte forma, respectivamente:

$$\tau_c = \frac{p_c y_c - q_c y_c}{q_c y_c} \quad (4)$$

$$\tau_l = \frac{q_l(e_l - h_l) - p_l(e_l - h_l)}{q_l(e_l - h_l)} \quad (5)$$

$$\tau_k = \frac{-q_k y_k - (-p_k y_k)}{-q_k y_k} \quad (6)$$

Nas equações acima, os numeradores representam a diferença entre os valores agregados pagos pelos consumidores e os cobrados pelos produtores (valores pós e pré-tributação, respectivamente), para cada tipo de alíquota. Por outro lado, os denominadores mensuram consumo e renda advindos dos valores pré-taxação do trabalho e do capital.

O método utilizado permite que seja levado em consideração o efeito líquido de regras existentes quanto a isenções e deduções, assim como também permite que as alíquotas tributárias incidentes sobre a renda do trabalho possam ser

separadas das alíquotas sobre a renda do capital. Além disso, esse método permite que efeitos de impostos sobre propriedades e também contribuições para a seguridade social sejam incorporados.

Com base no modelo estruturado por Mendoza, Razin e Tesar (1994), Azevedo e Fasolo (2015) calculam, para o caso brasileiro, alíquotas efetivas médias usando um arcabouço de modelos dinâmicos de equilíbrio geral. Novamente, reitera-se que uma característica importante referente aos cálculos das alíquotas efetivas dos impostos é o fato das alíquotas agregadas não serem calculadas levando-se em conta em qual agente o imposto incide, vale dizer, se sobre as famílias ou sobre as empresas, tendo em vista o efeito geral e agregado que os impostos incidentes sobre um agente possuem sobre os demais dentro de um arcabouço de equilíbrio geral. Nesse modelo, os autores definem a restrição orçamentária de uma família representativa, no que diz respeito à despesa, composta pelo gasto em bens de consumo (c_t), investimento em capital (i_t) e títulos de dívida do governo (b_t) que rendem dividendos no período seguinte. No tocante ao lado da receita, a restrição orçamentária é composta por esses mesmos títulos públicos adquiridos no período anterior e remunerados à taxa r_t , retornos dos fatores de produção, mais precisamente, trabalho e capital ($w_t h_t$ e $r_t^k k_t$) e por uma fração dos lucros das firmas (ϕ_t), às quais a família representativa tem direito.

$$(1 + \tau_{c,h})c_t + i_t + b_t = r_t b_{t-1} + (1 - \tau_{l,h} - \tau_y)w_t h_t + (1 - \tau_{k,h} - \tau_y)r_t^k k_t + \phi_t \quad (7)$$

Nota-se que há um termo referente a uma alíquota de imposto adicional (τ_y). Essa alíquota funciona como uma alíquota de um imposto de renda, que incide igualmente sobre a remuneração dos dois fatores.

A restrição enfrentada pela firma possui a adição do produto (y_t), que pode ser consumido pelas famílias, pelo governo e também ser usado como investimento.

$$\phi_t = (1 + \tau_{c,f})(c_t + g_t) + i_t - (1 + \tau_{l,f})w_t h_t - (1 + \tau_{k,f})r_t^k k_t \quad (8)$$

A partir desse modelo, Azevedo e Fasolo (2015) calculam as alíquotas efetivas para o consumo, renda individual, renda do trabalho e renda do capital com dados do sistema de Contas Nacionais. No caso da alíquota sobre o consumo, T_c

representa a receita total advinda da tributação sobre bens de consumo e serviços, C e G são os montantes referentes ao consumo e gastos do governo, respectivamente, ao passo que GW diz respeito à remuneração dos servidores públicos.

$$\tau_c = \frac{T_c}{C + G - GW - T_c} \quad (9)$$

Para a alíquota sobre a renda individual, T_y representa a receita total advinda da tributação sobre a renda individual, W é a remuneração dos empregados, RA é a remuneração dos autônomos e EOB é o excedente operacional bruto.

$$\tau_y = \frac{T_y}{W + RA + EOB} \quad (10)$$

No caso da alíquota sobre a renda do trabalho e sobre a renda do capital, há uma grande dificuldade em identificar a carga tributária exata que incide sobre essas rendas. Assim, os autores novamente utilizam a ideia de Mendoza, Razin e Tesar (1994), isto é, assumem que a mesma alíquota incide sobre todas as fontes de remuneração das famílias. As alíquotas resultantes sobre a renda do trabalho e sobre a renda do capital são definidas, respectivamente, como:

$$\tau_l = \frac{T_l}{W + RA} \quad (11)$$

$$\tau_k = \frac{T_k}{EOB} \quad (12)$$

Novamente, T_l e T_k representam os montantes totais de receita arrecadados a partir das rendas do trabalho e do capital, respectivamente.

O gráfico 3 ilustra a variação das alíquotas calculadas por Azevedo e Fasolo (2015) ao longo do período analisado. Dentre outros aspectos, eles salientam a

quebra estrutural ocorrida em 2009, em virtude da crise internacional, no que diz respeito à trajetória das alíquotas incidentes sobre os bens de consumo.

Gráfico 3 – Variação das alíquotas – Azevedo e Fasolo (2015)

Fonte: Azevedo e Fasolo (2015). Elaboração própria.

Assim como Azevedo e Fasolo (2015), com o intuito de analisar a elevação da carga tributária brasileira nas últimas décadas, algo que tem aumentado a importância do debate sobre a tributação e seus efeitos macroeconômicos, Almeida et al. (2017) também calcularam alíquotas efetivas médias para a economia brasileira. Mais precisamente, a partir de dados obtidos junto à STN, IBGE, FGTS (Fundo de garantia do Tempo de Serviço) e ao SIAFI (Sistema Integrado de Administração Financeira do Governo Federal), calcularam as alíquotas tributárias macroeconômicas efetivas médias que incidem sobre o consumo, renda do trabalho e renda do capital, utilizando dados anuais e trimestrais de arrecadação tributária e das Contas Nacionais para a economia brasileira no período de 1997 a 2013. Essas alíquotas efetivas médias calculadas também possuem periodicidade trimestral.

O principal interesse de Almeida et al. (2017) reside em entender como se deu o crescimento dessas alíquotas nos últimos anos e analisar seu possível caráter distorcivo. Impostos distorcivos afetam as decisões de consumo e investimento dos

agentes. A tributação distorciva afeta, principalmente, o consumo (alterando os preços relativos), a renda (afetando as decisões dos agentes no que diz respeito a quanto do seu tempo alocam entre trabalho e lazer) e o patrimônio (por meio do retorno proporcionado por atividades econômicas e ativos financeiros). Segundo os autores, a existência de inúmeras taxas e impostos, com alíquotas fixas e que dependem da renda e outros elementos dificultam e até impossibilitam a realização de análises econômicas que permitam aproximar o efeito que distorções tributárias possuem sobre as decisões de consumo, poupança e investimento dos agentes na economia brasileira. Em seu trabalho, os autores também utilizaram a metodologia proposta por Mendoza, Razin e Tesar (1994). Segundo eles, o uso dessa metodologia assegura que informações sobre a contribuição para a seguridade social sejam incorporadas, assim como os efeitos de isenções e deduções. Ainda, esse método permite o cálculo de estimativas para as alíquotas tributárias agregadas efetivas em linha com a tributação efetivamente realizada e consistente com fundamentos microeconômicos de modelos do tipo agente representativo (NETO e SOUZA, 2003).

Replicando os cálculos de Mendoza, Razin e Tesar (1994) para o caso brasileiro e utilizando dados do sistema de Contas Nacionais, os autores obtiveram as alíquotas efetivas médias da economia brasileira para o período que abrange 1997 até 2013, com periodicidade trimestral. As alíquotas tributárias efetivas médias calculadas sobre o consumo e renda total são similares às calculadas por Azevedo e Fasolo (2015). Já a renda do trabalho e renda do capital foram definidas tais que:

$$\tau_l = \frac{\tau_y W + CS + FPFT}{W + CSE} \quad (13)$$

$$\tau_k = \frac{\tau_y(RA + EOB) + ITF}{EOB} \quad (14)$$

Sendo $\tau_y W$ a tributação da renda proveniente apenas dos salários dos empregados, CS o total de contribuições sociais, $FPFT$ a tributação em folha de pagamento e da força de trabalho, CSE a contribuição dos empregadores para a seguridade social e ITF a tributação incidente sobre propriedade imóvel e transações financeiras e de capital.

A evolução das séries das alíquotas tributárias efetivas médias calculadas por Almeida et al. (2017) pode ser visualizada no gráfico 4.

Gráfico 4 – Variação das alíquotas – Almeida et al. (2017)

Fonte: Almeida et al. (2017). Elaboração própria.

Os autores também apontam para a existência de uma quebra estrutural na série das alíquotas sobre o consumo no primeiro semestre de 2009, decorrente da crise financeira internacional de 2008/2009. Nota-se nesse período uma queda da alíquota tributária sobre o consumo durante um momento de desaceleração econômica, algo que, à época, foi combatido com medidas como desonerações tributárias, redução da meta de superávit primário e liberação de linhas de crédito. As elevadas alíquotas sobre bens de consumo ajudam a ilustrar como o sistema tributário brasileiro onera fortemente esses bens, algo que proporciona maior impacto sobre as famílias que possuem um nível de renda mais baixo e, consequentemente, maior propensão marginal a consumir. Essas alíquotas, assim como as incidentes sobre a renda do trabalho, afetam diretamente a decisão de alocação de tempo entre trabalho e lazer ao deixar o consumo (e o trabalho) mais caro comparativamente ao lazer.

As estatísticas descritivas referente às alíquotas trimestrais calculadas por Azevedo e Fasolo (2015) e Almeida et al. (2017) podem ser vistas na tabela 2.

Tabela 2 – Estatísticas descritivas

		Alíquota consumo	Alíquota renda	Alíquota trabalho	Alíquota capital
Média	Azevedo e Fasolo (2015)	25,60%	1,05%	22,46%	15,50%
	Almeida et al. (2017)	21,91%	1,81%	28,60%	19,41%
Mediana	Azevedo e Fasolo (2015)	26,28%	1,03%	23,37%	14,58%
	Almeida et al. (2017)	22,54%	1,80%	28,66%	19,78%
Desvio-padrão	Azevedo e Fasolo (2015)	2,25%	0,23%	2,53%	3,44%
	Almeida et al. (2017)	2,77%	0,40%	2,89%	2,94%
Máximo	Azevedo e Fasolo (2015)	28,91% (2008 Q4)	1,61% (2014 Q2)	25,75% (2013 Q4)	23,16% (2002 Q1)
	Almeida et al. (2017)	25,95% (2002 Q3)	2,76% (2013 Q2)	36,58% (1998 Q3)	25,11% (2007 Q4)
Mínimo	Azevedo e Fasolo (2015)	17,39% (1999 Q1)	0,71% (2006 Q1)	17,58% (2000 Q2)	8,63% (1999 Q2)
	Almeida et al. (2017)	14,94% (1997 Q1)	0,96% (1997 Q1)	23,06% (1998 Q1)	13,55% (1997 Q3)

Fonte: Azevedo e Fasolo (2015) e Almeida et al. (2017). Elaboração própria.

É possível notar que os valores mínimos das séries, especialmente no caso das alíquotas sobre o consumo, trabalho e sobre o capital, encontram-se no início do período 1997-2014. A carga tributária apresenta trajetória crescente, mas as

alíquotas sobre o consumo e a renda do capital sofrem uma interrupção após a crise de 2008.

Também é possível observar os elevados valores médios das alíquotas que incidem sobre o consumo, renda do capital e, especialmente, sobre a renda do trabalho. Exceção feita às alíquotas sobre a renda do capital calculadas por Azevedo e Fasolo (2015) e às incidentes sobre a renda individual calculadas por Almeida et al. (2017), todas as demais apresentam média inferior à mediana, sinalizando distribuições assimétricas negativas (ou à esquerda).

Por fim, o baixo desvio-padrão das séries indica pouca variabilidade ao longo do tempo (ALMEIDA ET AL., 2017). A princípio, isso não está em linha com o argumento de Vegh e Vuletin (2012) de que países em desenvolvimento apresentam política tributária mais volátil (variações de maior magnitude das alíquotas, quando ocorrem). Contudo, deve-se levar em consideração que o período analisado não é tão extenso.

Em decorrência da quebra estrutural, será adicionada uma dummy nas regressões das alíquotas, a fim de verificar se tal quebra existe de fato e se ela influencia os resultados. Essa dummy valerá um para todos os períodos a partir do primeiro trimestre de 2009 e zero para todos os períodos anteriores.

O principal motivo para a tributação sobre a renda familiar no Brasil ser baixa, segundo Almeida et al. (2017), é o fato dessa tributação incidir especialmente sobre empregados do setor público e setor privado formal. Isso, que é uma característica de países em desenvolvimento, proporciona uma redução da base sobre a qual a cobrança ocorre.

Como anteriormente citado, dentre as alíquotas analisadas, a incidente sobre a renda do trabalho é a maior alíquota efetiva média, evidenciando a forte tributação existente sobre as rendas derivadas do trabalho na economia brasileira, algo que ocorre de forma progressiva, isto é, maior para faixas de renda mais elevadas. Uma maior tributação sobre a renda do trabalho pode trazer consequências como elevação dos custos para as firmas na contratação de trabalhadores além de também alterar, do ponto de vista microeconômico, o *trade-off* lazer/trabalho existente na economia. Os autores, ainda, enfatizam que o aumento dessas alíquotas é explicado pelo crescente peso que as contribuições sociais vêm exercendo sobre a carga tributária.

Finalmente, no que diz respeito à evolução das alíquotas incidentes sobre a renda do capital, nota-se uma redução dessas alíquotas no período 2008/2009. Um dos fatores que explica a redução da alíquota efetiva média sobre a renda do capital é a extinção da Contribuição Provisória sobre Movimentações Financeiras (CPMF), em 2007. Aliado a desonerações do Imposto sobre Operações Financeiras (IOF), esse foi o principal motivo para a reversão da trajetória da arrecadação tributária e, consequentemente, para a redução da alíquota efetiva média sobre a renda do capital nos últimos anos do período analisado (ALMEIDA ET AL., 2017). Já no final da série analisada há uma ligeira elevação das alíquotas efetivas médias sobre a renda do capital em virtude de uma maior participação de receitas definidas pelos autores como “extraordinárias”, tais como dividendos, nesse período da série. Os autores concluem que não houve uma mudança da postura do governo no que diz respeito à tributação sobre bens de capital, no período estudado, algo que afeta direta e explicitamente a decisão de investimento. Embora a série volte a crescer no final do período, o patamar anterior a 2008/2009 não é mais alcançado.

A tabela 3 traz outras estatísticas que ajudam a elucidar o comportamento das alíquotas utilizadas neste trabalho.

Tabela 3 – Variações das alíquotas

		Alíquota consumo	Alíquota renda	Alíquota trabalho	Alíquota capital
Elevações de alíquota	Azevedo e Fasolo (2015)	35	26	31	34
	Almeida et al. (2017)	37	23	37	34
Reduções de alíquota	Azevedo e Fasolo (2015)	28	37	32	29
	Almeida et al. (2017)	30	44	30	33
Maior elevação	Azevedo e Fasolo (2015)	18,36% (2014 Q4)	93,23% (2006 Q2)	16,51% (2001 Q4)	77,75% (2000 Q1)
	Almeida et al. (2017)	24,40% (2002 Q3)	98,10% (1998 Q2)	34,43% (1998 Q2)	34,78% (2003 Q1)
Maior redução	Azevedo e Fasolo (2015)	-17,55% (2009 Q1)	-34,11% (2010 Q3)	-11,95% (2002 Q1)	-52,84% (1999 Q2)
	Almeida et al. (2017)	-14,18% (2002 Q4)	-42,57% (1998 Q4)	-20,94% (1997 Q4)	-18,91% (1998 Q2)

Fonte: Azevedo e Fasolo (2015) e Almeida et al. (2017). Elaboração própria.

Nota-se, primeiramente, a maior volatilidade que as alíquotas sobre a renda individual possuem em comparação com as demais.

Ainda na tabela 3, observa-se que as alíquotas sobre os bens de consumo e sobre bens de capital tiveram mais períodos de elevação do que de redução, em ambos os conjuntos de dados utilizados. O contrário é verificado para as alíquotas sobre a renda individual.

A partir dessas alíquotas calculadas nesses dois trabalhos recentes, será feita a análise do caráter cíclico da política fiscal brasileira pela ótica também da receita. Os resultados das estimações são apresentados no capítulo seguinte.

5. RESULTADOS

5.1. TESTES DE RAIZ UNITÁRIA

Os testes de raiz unitária foram realizados a fim de identificar se alguma série possui raiz unitária. Os resultados são reportados na tabela 4.

Tabela 4 – Resultados – Testes de raiz unitária

Variáveis	Teste ADF	Teste Phillips-Perron	Teste ADF-GLS
gasto/PIB	-3,690***	-3,210**	-5,360***
consumo/PIB	-5,308***	-5,279***	-3,116**
SP/PIB	-6,347***	-6,440***	-3,742***
hiato	-2,989**	-3,151**	-3,336**
$\Delta\%$ PIB	-6,982***	-6,965***	-5,143***
alíquota consumo (Azevedo e Fasolo)	-9,608***	-9,681***	-3,897***
alíquota renda (Azevedo e Fasolo)	-12,014***	-14,224***	-5,931***
alíquota trabalho (Azevedo e Fasolo)	-9,401***	-9,407***	-5,106***
alíquota capital (Azevedo e Fasolo)	-14,139***	-13,418***	-3,389**
alíquota consumo (Almeida et al.)	-8,629***	-9,684***	-3,909***
alíquota renda (Almeida et al.)	-11,321***	-15,281***	-3,578**
alíquota trabalho (Almeida et al.)	-11,966***	-15,197***	-3,330**
alíquota capital (Almeida et al.)	-10,526***	-11,959***	-4,664***

*** - significância a 1%; ** - significância a 5%; * - significância a 10%.

Os valores críticos dos testes de Dickey-Fuller aumentado e de Phillips-Perron para $n=79$ (gasto/PIB, consumo/PIB, SP/PIB, hiato e $\Delta\%$ PIB) são: -3,539 (1%); -2,907 (5%);

-2,588 (10%). Para $n=63$ (alíquotas de Azevedo e Fasolo (2015)) são: -3,563 (1%); -2,920 (5%); -2,595 (10%). Para $n=67$ (alíquotas de Almeida et al. (2017)) são: -3,558 (1%); -2,917 (5%); -2,594 (10%) (DICKY e FULLER, 1979; PHILLIPS e PERRON, 1998; NG e PERRON, 2001).

Os valores críticos do teste ADF-GLS para $n=68$ (gasto/PIB, consumo/PIB, SP/PIB, hiato e $\Delta\%$ PIB) são: -3,656 (1%); -3,089 (5%); -2,794 (10%). Para $n=52$ (alíquotas de Azevedo e Fasolo (2015)) são: -3,721 (1%); -3,155 (5%); -2,855 (10%). Para $n=56$ (alíquotas de Almeida et al. (2017)) são: -3,705 (1%); -3,136 (5%); -2,837 (10%) (ELLIOT, ROTHENBERG e STOCK, 1996).

Esses resultados permitem concluir que todas as séries são estacionárias de acordo com os testes realizados, o que impedirá a realização de regressões espúrias neste trabalho. Nas tabelas a seguir com os resultados das regressões, entre parênteses será exibido o erro-padrão robusto e, quando se fizer necessário, o p-valor será mostrado entre colchetes.

Primeiramente serão apresentados todos os resultados referentes à parte dos gastos, incluindo o estudo da assimetria. Posteriormente, os resultados para o lado da receita serão exibidos.

5.2. EVIDÊNCIA EMPÍRICA

5.2.1. Resultados das Estimações – Ótica dos Gastos

A tabela 5 traz os resultados das regressões dos chamados modelos estáticos, nos quais não há a presença da variável dependente defasada como variável explicativa. Mesmo sabendo que a razão saldo primário/PIB (SP/PIB) inclui despesas e receitas, optou-se por incluí-la nesta tabela.

Tabela 5 – Resultados – Gastos – Modelos estáticos

Variáveis explicativas	Variável dependente		
	gasto/PIB	consumo/PIB	SP/PIB
<i>constante</i>	0,1611*** (0,0061)	0,1937*** (0,0010)	-0,0114 (0,0088)
<i>hiato_t</i>	0,2004** (0,1196)	-0,1005*** (0,0286)	0,4936 (0,4513)
Teste de sobreidentificação de Hansen-Sargan [p-valor]	[0,2976]	[0,3350]	[0,2839]

*** - significância a 1%; ** - significância a 5%; * - significância a 10%.

Estimação da matriz de ponderação: HAC (Bartlett Kernel; Bandwidth Newey-West fixado=5000).

Instrumentos utilizados: *constante*, *hiato_{t-2}*, *hiato_{t-3}*.

No caso do saldo primário/PIB nota-se a ausência de significância do hiato. Faz-se necessária, portanto, a distinção entre os componentes do resultado primário do governo central.

Na regressão do gasto, o hiato possui coeficiente estatisticamente significativo e positivo, indicando comportamento pró-cíclico da política fiscal.

Tomando apenas o componente de consumo do governo (parte do gasto do governo, como já visto), seguindo a abordagem de Ilzetzki e Vegh (2008), observa-se que a razão consumo do governo/PIB reage negativamente a um aumento do hiato do produto, caracterizando um comportamento contra-cíclico do consumo do governo. Isso indica que outros componentes do gasto do governo (como transferências, por exemplo) mais do que compensam a redução do consumo em épocas de crescimento.

A tabela 6 apresenta os resultados das regressões dos modelos dinâmicos, no que diz respeito aos gastos, com erro-padrão robusto entre parênteses.

Tabela 6 – Resultados – Gastos – Modelos dinâmicos

Variáveis explicativas	Variável dependente		
	gasto/PIB	consumo/PIB	SP/PIB
<i>constante</i>	0,0344*** (0,0121)	0,1078*** (0,0054)	-0,0127* (0,0071)
Y_{t-1}	0,7750*** (0,0808)	0,4401*** (0,0286)	0,2118*** (0,0540)
<i>hiato_t</i>	0,1549*** (0,0547)	-0,0264 (0,0306)	0,3524 (0,3404)
Teste de sobreidentificação de Hansen-Sargan [p-valor]	[0,6173]	[0,4694]	[0,3118]

*** - significância a 1%; ** - significância a 5%; * - significância a 10%.

Estimação da matriz de ponderação: HAC (Bartlett Kernel; Bandwidth Newey-West fixado=5000).

Instrumentos utilizados: *constante*, Y_{t-1} , *hiato_{t-2}*, *hiato_{t-3}*.

Na regressão com o saldo primário, novamente não se pode inferir muito a respeito do caráter cíclico. Apesar de positivo, o coeficiente do hiato do produto não possui relevância estatística, indicando um comportamento acíclico. Contudo, esse resultado não expressa o verdadeiro comportamento do componente discricionário da política fiscal. É necessária, novamente, a distinção entre os componentes desse mesmo saldo.

Do ponto de vista da despesa, observa-se que na regressão do gasto do governo todas as variáveis são significativas a 1%. O coeficiente positivo e significativo do hiato do produto evidencia um comportamento pró-cíclico da política fiscal brasileira no período analisado. Ainda, o coeficiente positivo da variável dependente defasada ilustra um comportamento de inércia (rigidez) do gasto público. Isso é evidenciado também no que diz respeito ao consumo do governo.

No caso do consumo, os sinais dos coeficientes se assemelham ao caso no qual o gasto do governo é utilizado como variável dependente, a não ser pelo coeficiente do hiato do produto, que indica uma redução da razão consumo do

governo/PIB conforme a economia se expande. Contudo, esse coeficiente não é estatisticamente significativo, evidenciando um comportamento acíclico.

5.2.2. Resultados das Estimações – Ótica dos Gastos – Assimetria

A tabela 7 mostra os resultados quando é feita a distinção entre tempos bons, normais e ruins, para os gastos apenas, utilizando como critério uma variável dummy que indica o quartil da distribuição do hiato, conforme anteriormente explicado. No caso do teste do índice de assimetria, entre parênteses encontra-se o p-valor do teste.

Tabela 7 – Resultados – Gastos – Análise de assimetria

Variáveis explicativas	Variável dependente		
	gasto/PIB	consumo/PIB	SP/PIB
<i>constante</i>	0,0610 (0,0431)	0,1146*** (0,0101)	0,0393** (0,0174)
Y_{t-1}	0,6261** (0,2774)	0,3951*** (0,0569)	-0,0974 (0,0960)
<i>hiatotemposbons_t</i>	0,1119 (0,1745)	-0,1181* (0,0647)	-0,9737 (0,7639)
<i>hiatotemposruins_t</i>	0,2101** (0,1007)	-0,2826* (0,1694)	0,4928 (0,4381)
Índice de assimetria ($\beta_2 - \beta_3$) [p-valor]	-0,0982 [0,0138]	0,1645 [0,0002]	-1,4665 [0,0487]
Teste de sobreidentificação de Hansen-Sargan [p- valor]	[0,4797]	[0,3611]	[0,5671]

*** - significância a 1%; ** - significância a 5%; * - significância a 10%.

Estimação da matriz de ponderação: HAC (Bartlett Kernel; Bandwidth Newey-West fixado=5000).

Instrumentos utilizados: *constante*, Y_{t-1} , *hiato_{t-2}*, *hiato_{t-3}*, *hiato_{t-4}*.

O saldo primário, quando analisado como um todo (isto é, sem distinguir seus componentes), continua trazendo indícios de comportamento acíclico, assim como nos resultados apresentados anteriormente, reforçando a necessidade de uma análise que permita a distinção de seus componentes.

Com relação à razão gasto/PIB, a análise da assimetria reitera o caráter pró-cíclico da política fiscal. Analisando os coeficientes do hiato do produto, nota-se um afrouxamento um pouco maior durante períodos nos quais o hiato do produto é menor (isto é, política fiscal ainda mais pró-cíclica). Tomando apenas o componente consumo, vemos um comportamento anti-cíclico tanto durante tempos bons quanto durante tempos ruins. Também se observa novamente que há uma tendência à inércia, do ponto de vista tanto do gasto quanto do consumo, pela análise dos coeficientes da variável dependente defasada.

5.2.3. Resultados das Estimações – Ótica da Receita

Para a ótica da receita, serão apresentadas primeiramente as estimações sem levar em consideração a quebra estrutural. Posteriormente, a dummy de quebra será adicionada.

A tabela 8 apresenta os resultados das regressões dos modelos estáticos nas quais as variáveis dependentes são as alíquotas obtidas de acordo com o estudo de Azevedo e Fasolo (2015).

Tabela 8 – Resultados – Alíquotas (Azevedo e Fasolo (2015)) – Modelos estáticos

Variáveis explicativas	Variável dependente			
	alíquota consumo	alíquota renda	alíquota trabalho	alíquota capital
<i>constante</i>	0,0523*** (0,0153)	-0,0326** (0,0164)	0,0102*** (0,0019)	-0,0252** (0,0101)
<i>hiato_t</i>	-1,8254*** (0,5844)	0,1488* (0,0788)	-0,2281*** (0,0738)	1,1793** (0,4953)
Teste de sobreidentificação de Hansen-Sargan [p-valor]	[0,8826]	[0,2141]	[0,8550]	[0,2302]

*** - significância a 1%; ** - significância a 5%; * - significância a 10%.

Estimação da matriz de ponderação: HAC (Bartlett Kernel; Bandwidth Newey-West fixado=5000).

Instrumentos utilizados: *constante*, *hiato_{t-2}*, *hiato_{t-3}*.

Na regressão da alíquota sobre bens de consumo, bem como na alíquota incidente sobre a renda do trabalho, novamente há um indício de comportamento pró-cíclico: as alíquotas reagem negativamente a um aumento do hiato do produto. Apesar de apresentar um coeficiente positivo, por sua vez, o coeficiente do hiato na regressão da alíquota sobre a renda individual possui relevância estatística apenas ao nível de significância de 10%. Ainda, a alíquota incidente sobre a renda do capital indica comportamento anti-cíclico.

A tabela 9 refaz as regressões da tabela 8, incluindo a dummy para a crise de 2009.

Tabela 9 – Resultados – Alíquotas (Azevedo e Fasolo (2015)) – Modelos estáticos com quebra

Variáveis explicativas	Variável dependente			
	alíquota consumo	alíquota renda	alíquota trabalho	alíquota capital
<i>constante</i>	0,0512*** (0,0163)	-0,0391* (0,0214)	0,0103*** (0,0020)	-0,0243** (0,0100)
<i>hiato_t</i>	-1,9716*** (0,6119)	0,1366*** (0,0263)	-0,2382** (0,0950)	1,7721*** (0,5670)
<i>crise2009_t</i>	-0,0166** (0,0086)	-0,0197 (0,0172)	-0,0004 (0,0019)	-0,0360 (0,0403)
Teste de sobreidentificação de Hansen-Sargan [p-valor]	[0,9756]	[0,2146]	[0,9137]	[0,2361]

*** - significância a 1%; ** - significância a 5%; * - significância a 10%.

Estimação da matriz de ponderação: HAC (Bartlett Kernel; Bandwidth Newey-West fixado=5000).

Instrumentos utilizados: *constante*, *hiato_{t-2}*, *hiato_{t-3}*, *crise2009_t*.

Os resultados da tabela 9 estão em linha com os obtidos anteriormente e incluem a quebra estrutural sofrida pelas alíquotas incidentes sobre os bens de consumo com a crise de 2009. Embora pequeno, o coeficiente é negativo e significativo a 5%, indicando uma redução dessas alíquotas com o advento da crise.

As tabelas 10 e 11 apresentam as mesmas estimações, porém com as alíquotas calculadas por Almeida et al. (2017), sem e com quebra, respectivamente.

Tabela 10 – Resultados – Alíquotas (Almeida et al. (2017)) – Modelos estáticos

Variáveis explicativas	Variável dependente			
	alíquota consumo	alíquota renda	alíquota trabalho	alíquota capital
<i>constante</i>	0,0127*** (0,0043)	-0,0004 (0,0005)	0,0083** (0,0038)	-0,0075*** (0,0027)
<i>hiato_t</i>	-0,5255** (0,2157)	0,0267 (0,0225)	-0,3640* (0,1897)	0,3965** (0,1557)
Teste de sobreidentificação de Hansen-Sargan [p-valor]	[0,3735]	[0,6509]	[0,2840]	[0,4600]

*** - significância a 1%; ** - significância a 5%; * - significância a 10%.

Estimação da matriz de ponderação: HAC (Bartlett Kernel; Bandwidth Newey-West fixado=5000).

Instrumentos utilizados: *constante*, *hiato_{t-2}*, *hiato_{t-3}*.

Tabela 11 – Resultados – Alíquotas (Almeida et al. (2017)) – Modelos estáticos com quebra

Variáveis explicativas	Variável dependente			
	alíquota consumo	alíquota renda	alíquota trabalho	alíquota capital
<i>constante</i>	0,0116** (0,0043)	-0,0007 (0,0008)	0,0075** (0,0035)	-0,0064* (0,0033)
<i>hiato_t</i>	-0,5136*** (0,2075)	0,0314** (0,0233)	-0,4072** (0,1812)	0,4175** (0,1725)
<i>crise2009_t</i>	-0,0036** (0,0021)	-0,0005 (0,0004)	-0,0026 (0,0022)	-0,0059 (0,0048)
Teste de sobreidentificação de Hansen-Sargan [p-valor]	[0,3472]	[0,7383]	[0,3049]	[0,3972]

*** - significância a 1%; ** - significância a 5%; * - significância a 10%.

Estimação da matriz de ponderação: HAC (Bartlett Kernel; Bandwidth Newey-West fixado=5000).

Instrumentos utilizados: *constante*, *hiato_{t-2}*, *hiato_{t-3}*, *crise2009_t*.

Novamente, a dummy de crise possui coeficiente negativo e significativo apenas para a regressão das alíquotas sobre bens de consumo. É possível notar um comportamento pró-cíclico a partir do coeficiente do hiato nas regressões das alíquotas sobre bens de consumo e sobre a renda do trabalho. Todavia, na regressão da alíquota sobre o capital há indício de comportamento anti-cíclico da política fiscal, nos dois casos (com e sem quebra). Dessa vez, o hiato do produto não possui coeficiente estatisticamente significativo na regressão da renda individual quando não há quebra estrutural. Quando essa quebra é adicionada, o coeficiente torna-se positivo e significativo a 5%.

Refazendo as mesmas regressões no caso dos modelos dinâmicos, foram obtidos os seguintes resultados para as alíquotas calculadas por Azevedo e Fasolo (2015), conforme reportados nas tabelas 12 e 13.

Tabela 12 – Resultados – Alíquotas (Azevedo e Fasolo (2015)) – Modelos dinâmicos

Variáveis explicativas	Variável dependente			
	alíquota consumo	alíquota renda	alíquota trabalho	alíquota capital
<i>constante</i>	0,0401*** (0,0089)	-0,0320** (0,0137)	0,0151*** (0,0021)	-0,0370*** (0,0094)
Y_{t-1}	-0,2435* (0,1403)	-0,4459*** (0,0525)	-0,2529*** (0,0343)	-0,5032*** (0,0437)
$hiato_t$	-1,1972*** (0,3641)	0,3218** (0,1807)	-0,3682*** (0,0826)	1,9985*** (0,7145)
Teste de sobreidentificação de Hansen-Sargan [p-valor]	[0,3997]	[0,2376]	[0,5164]	[0,2326]

*** - significância a 1%; ** - significância a 5%; * - significância a 10%.

Estimação da matriz de ponderação: HAC (Bartlett Kernel; Bandwidth Newey-West fixado=5000).

Instrumentos utilizados: *constante*, Y_{t-1} , $hiato_{t-2}$, $hiato_{t-3}$.

Tabela 13 – Resultados – Alíquotas (Azevedo e Fasolo (2015)) – Modelos dinâmicos com quebra

Variáveis explicativas	Variável dependente			
	alíquota consumo	alíquota renda	alíquota trabalho	alíquota capital
<i>constante</i>	0,0395*** (0,0092)	-0,0352** (0,0149)	0,0150*** (0,0021)	-0,0322*** (0,0092)
Y_{t-1}	-0,2260 (0,1439)	-0,4590*** (0,0541)	-0,2513*** (0,0350)	-0,5332*** (0,0550)
<i>hiato_t</i>	-1,2916*** (0,3761)	0,3451*** (0,1275)	-0,3780*** (0,0823)	2,8321*** (0,8270)
<i>crise2009_t</i>	-0,0069*** (0,0021)	-0,0453 (0,0429)	-0,0008 (0,0018)	-0,0166* (0,0134)
Teste de sobreidentificação de Hansen-Sargan [p-valor]	[0,3915]	[0,2676]	[0,5645]	[0,4250]

*** - significância a 1%; ** - significância a 5%; * - significância a 10%.

Estimação da matriz de ponderação: HAC (Bartlett Kernel; Bandwidth Newey-West fixado=5000).

Instrumentos utilizados: *constante*, Y_{t-1} , *hiato_{t-2}*, *hiato_{t-3}*, *crise2009_t*.

Na regressão das alíquotas incidentes sobre bens de consumo e sobre a renda do trabalho, novamente há significância de 1% para o coeficiente do hiato, que é negativo em ambos os casos, dando indícios de comportamento pró-cíclico.

O hiato do produto é estatisticamente significativo, também, quando a variável dependente é a alíquota da tributação sobre a renda. O coeficiente positivo indica um comportamento contra-cíclico da política fiscal. Tal comportamento também é verificado para as alíquotas incidentes sobre os bens de capital.

A dummy para a quebra estrutural de 2009 é significativa a 1% para as alíquotas sobre bens de consumo e apenas a 10% para as alíquotas incidentes sobre bens de capital.

A tabela 14 apresenta os resultados dos modelos dinâmicos para as alíquotas calculadas por Almeida et al. (2017).

Tabela 14 – Resultados – Alíquotas (Almeida et al. (2017)) – Modelos dinâmicos

Variáveis explicativas	Variável dependente			
	alíquota consumo	alíquota renda	alíquota trabalho	alíquota capital
<i>constante</i>	0,0135*** (0,0045)	-0,0009* (0,0005)	0,0112** (0,0046)	-0,0092** (0,0042)
Y_{t-1}	0,0031 (0,0824)	-0,3253*** (0,0519)	-0,2763*** (0,0326)	-0,2312*** (0,0406)
<i>hiato_t</i>	-0,5629** (0,2308)	0,0520** (0,0259)	-0,4913** (0,2428)	0,4811** (0,2429)
Teste de sobreidentificação de Hansen-Sargan [p-valor]	[0,3722]	[0,7716]	[0,3230]	[0,4292]

*** - significância a 1%; ** - significância a 5%; * - significância a 10%.

Estimação da matriz de ponderação: HAC (Bartlett Kernel; Bandwidth Newey-West fixado=5000).

Instrumentos utilizados: *constante*, Y_{t-1} , *hiato_{t-2}*, *hiato_{t-3}*.

A tabela 15 refaz as estimações acima, porém incluindo a dummy para a crise de 2009.

Tabela 15 – Resultados – Alíquotas (Almeida et al. (2017)) – Modelos dinâmicos com quebra

Variáveis explicativas	Variável dependente			
	alíquota consumo	alíquota renda	alíquota trabalho	alíquota capital
<i>constante</i>	0,0127*** (0,0045)	-0,0009* (0,0005)	0,0099** (0,0042)	-0,0079 (0,0051)
Y_{t-1}	0,0143 (0,0818)	-0,3341*** (0,0518)	-0,2730*** (0,0314)	-0,2516*** (0,0449)
<i>hiato_t</i>	-0,5707*** (0,2173)	0,0580** (0,0264)	-0,5186** (0,2163)	0,5230** (0,2635)
<i>crise2009_t</i>	-0,0036** (0,0020)	-0,0007* (0,0006)	-0,0048 (0,0044)	-0,0030 (0,0025)
Teste de sobreidentificação de Hansen-Sargan [p-valor]	[0,3520]	[0,9395]	[0,3499]	[0,3687]

*** - significância a 1%; ** - significância a 5%; * - significância a 10%.

Estimação da matriz de ponderação: HAC (Bartlett Kernel; Bandwidth Newey-West fixado=5000).

Instrumentos utilizados: *constante*, Y_{t-1} , *hiato_{t-2}*, *hiato_{t-3}*, *crise2009_t*.

Os resultados dos modelos dinâmicos das regressões envolvendo as alíquotas calculadas por Almeida et al. (2017) são parecidos aos anteriormente obtidos. Novamente, o hiato do produto, nas regressões das alíquotas sobre os bens de consumo e sobre a renda do trabalho, apresenta coeficiente negativo, ao passo que nas regressões das alíquotas incidentes sobre a renda individual e a renda do capital possui coeficiente positivo. Vale ressaltar que todos esses coeficientes do hiato do produto são significativos a 5%. Também merece destaque a significância da variável dependente defasada, com exceção feita à regressão das alíquotas sobre o consumo, bem como a dummy para a crise, que reitera a existência de uma quebra estrutural para as alíquotas sobre bens de consumo.

5.2.4. Resultados das Estimações – Ótica da Receita – Assimetria

No que diz respeito ao estudo do caráter assimétrico da política fiscal sob a ótica da receita, a tabela 16 traz os resultados quando são utilizadas as alíquotas de Azevedo e Fasolo (2015).

Tabela 16 – Resultados – Alíquotas (Azevedo e Fasolo (2015)) – Análise de assimetria

Variáveis explicativas	Variável dependente			
	alíquota consumo	alíquota renda	alíquota trabalho	alíquota capital
<i>constante</i>	0,0045*** (0,0013)	-0,0011*** (0,0002)	0,0009** (0,0004)	0,0009 (0,0028)
Y_{t-1}	0,7319*** (0,1019)	-0,3717*** (0,0813)	0,9022*** (0,0253)	0,0171 (0,0692)
<i>hiatotemposbons_t</i>	-0,2400 (0,1711)	0,0856*** (0,0140)	-0,0387* (0,0214)	0,1261 (0,1158)
<i>hiatotemposruins_t</i>	-0,1693*** (0,0776)	0,0083 (0,0571)	0,5100 (0,4621)	0,1832 (1,0297)
Índice de assimetria ($\beta_2 - \beta_3$) [p-valor]	-0,0707 [0,0381]	0,0773 [0,0169]	-0,5487 [0,0384]	-0,0571 [0,0042]
Teste de sobreidentificação de Hansen-Sargan [p-valor]	[0,2615]	[0,2356]	[0,7100]	[0,2518]

*** - significância a 1%; ** - significância a 5%; * - significância a 10%.

Estimação da matriz de ponderação: HAC (Bartlett Kernel; Bandwidth Newey-West fixado=5000).

Instrumentos utilizados: *constante*, Y_{t-1} , *hiato_{t-2}*, *hiato_{t-3}*, *hiato_{t-4}*.

Analisando apenas as alíquotas de Azevedo e Fasolo (2015), utilizadas aqui novamente como proxy para a receita do governo, observa-se coeficiente negativo e estatisticamente significativo para os coeficientes do hiato no caso das alíquotas incidentes sobre os bens de consumo em tempos ruins e no caso da alíquota

incidente sobre a renda do trabalho durante tempos bons. O comportamento dessas alíquotas aponta na direção de reforçar o ciclo econômico. Ainda, observa-se relevância estatística do coeficiente do hiato, durante tempos bons, para a regressão das alíquotas incidentes sobre a renda individual, indicando comportamento anti-cíclico dessas alíquotas durante esses períodos.

A mesma análise, porém utilizando as alíquotas calculadas por Almeida et al. (2017), é feita e tem seus resultados reportados na tabela 17.

Tabela 17– Resultados – Alíquotas (Almeida et al. (2017)) – Análise de assimetria

Variáveis explicativas	Variável dependente			
	alíquota consumo	alíquota renda	alíquota trabalho	alíquota capital
<i>constante</i>	0,0099*** (0,0014)	-0,0009*** (0,0003)	-0,0028 (0,0018)	0,0001 (0,0011)
Y_{t-1}	0,8043*** (0,1160)	-0,1315 (0,1375)	0,2433*** (0,0765)	0,7796*** (0,0648)
<i>hiatotemposbons_t</i>	-0,8013* (0,4462)	0,1217*** (0,0251)	-0,0531 (0,1946)	0,2934** (0,1306)
<i>hiatotemposruins_t</i>	-0,3543 (0,5732)	0,1014 (0,1199)	-1,3577** (0,6804)	1,1274 (0,7069)
Índice de assimetria ($\beta_2 - \beta_3$) [p-valor]	-0,4470 [0,0109]	0,0203 [0,0069]	1,3046 [0,0348]	-0,8340 [0,0161]
Teste de sobreidentificação de Hansen-Sargan [p-valor]	[0,2659]	[0,4354]	[0,6197]	[0,3591]

*** - significância a 1%; ** - significância a 5%; * - significância a 10%.

Estimação da matriz de ponderação: HAC (Bartlett Kernel; Bandwidth Newey-West fixado=5000).

Instrumentos utilizados: *constante*, Y_{t-1} , *hiato_{t-2}*, *hiato_{t-3}*, *hiato_{t-4}*.

Os coeficientes do hiato no que diz respeito às regressões das alíquotas sobre os bens de consumo e sobre a renda do trabalho são negativos em todos os

momentos do ciclo. Todavia, no caso das alíquotas sobre bens de consumo, o coeficiente do hiato possui relevância estatística apenas em tempos bons. Já para as alíquotas sobre a renda do trabalho, a significância estatística aparece somente em momentos de arrefecimento do ciclo. O comportamento anti-cíclico das alíquotas incidentes sobre a renda individual e sobre a renda do capital se faz presente, de forma significativa, apenas quando o hiato encontra-se no seu primeiro quartil.

6. CONCLUSÕES

Este trabalho teve como objetivo investigar o caráter cíclico da política fiscal discricionária no Brasil, no período 1997-2016, com a intenção de detectar se as medidas de política econômica adotadas no âmbito fiscal acabaram por acentuar ou contrabalancear os ciclos da economia internacional e seus impactos sobre o ambiente interno. Utilizando a metodologia GMM e analisando tanto o lado da despesa quanto o da receita, para o período analisado, constatou-se que a política fiscal discricionária apresentou comportamento tipicamente pró-cíclico, reforçando as constatações anteriores de Gavin e Perotti (1997), Kaminsky, Reinhart e Vegh (2004) e Gadelha e Divino (2013). Fazendo a distinção entre os componentes do saldo primário, que é uma ferramenta que permite a avaliação da condução da política macroeconômica, o gasto do governo apresentou-se com forte viés pró-cíclico. Contudo, vale ressaltar que esse comportamento não é decorrente do componente de consumo do governo, que apresentou tendência anti-cíclica no período analisado. Isso leva a crer que outros componentes do gasto apresentaram comportamento ainda mais atuante na direção de reforçar os ciclos econômicos.

Ainda pela ótica dos gastos, os coeficientes dos hiatos, quando é feita distinção entre tempos bons e ruins, indicam que a razão gasto do governo/PIB eleva-se de forma mais acentuada em tempos ruins, mediante uma elevação do hiato do produto. Já no caso do componente consumo do governo, que apresenta comportamento anti-cíclico, observa-se que tal comportamento é mais presente em épocas que caracterizadas como sendo de contração da atividade econômica (isto é, quando o hiato encontra-se em seu último quartil, segundo a metodologia empregada neste trabalho). Por outro lado, o coeficiente do hiato quando a variável regredida é a razão entre o saldo primário e o produto (SP/PIB), seja em tempos ruins ou bons, não traz qualquer evidência sobre o comportamento da política fiscal.

Ainda em se tratando do caráter simétrico da política fiscal pela ótica dos gastos, percebe-se um comportamento mais atuante por parte das autoridades fiscais durante períodos de arrefecimento da atividade econômica.

Em se tratando especificamente dos modelos dinâmicos, o coeficiente da variável dependente defasada (usada como variável explicativa (Y_{t-1})) indica que há uma tendência de rigidez tanto do gasto quanto do consumo do governo ao longo do

tempo, isto é, uma elevação do gasto do governo, por exemplo, tende a colaborar com um aumento desse mesmo gasto no período subsequente.

Pela ótica da receita, utilizando as alíquotas tributárias calculadas por Azevedo e Fasolo (2015) e por Almeida et al. (2017) como elemento de análise da arrecadação do governo central, observa-se novamente uma tendência da política fiscal em reforçar os ciclos da economia brasileira no que diz respeito às alíquotas incidentes sobre os bens de consumo e sobre a renda do trabalho. Enquanto isso, as alíquotas sobre a renda familiar e sobre a renda do capital apresentaram resultados que indicam comportamento ora anti-cíclico, ora acíclico.

Quando a análise é feita com a distinção entre períodos nos quais o hiato encontra-se no primeiro ou último quartil de sua distribuição (tempos bons e ruins, respectivamente), do ponto de vista da receita, nota-se que os coeficientes do hiato para as alíquotas incidentes sobre a renda individual possuem significância apenas em tempos bons. O fato da alíquota sobre a renda individual aumentar durante expansões, o que indica um comportamento contra-cíclico da política tributária no que diz respeito a essa alíquota específica, pode ser um reflexo da própria expansão da base tributária em virtude do crescimento econômico.

Por outro lado, os coeficientes do hiato nas regressões das alíquotas incidentes sobre a renda do trabalho são maiores (em valores absolutos) em tempos ruins (embora a significância estatística nem sempre se faça presente). Isso indica que a política fiscal possa ser mais atuante ou que medidas de política tributária tenham maior êxito quando a economia enfrenta períodos de recessão e/ou arrefecimento. Se a análise for feita com base nas alíquotas que possuem maior participação na carga tributária, isto é, as que incidem sobre bens de consumo e sobre a renda do trabalho, a constatação final depende de qual base de dados é utilizada: utilizando-se as alíquotas calculadas por Azevedo e Fasolo (2015), conclui-se que as alíquotas incidentes sobre os bens de consumo possuem tendência pró-cíclica em tempos ruins ao passo que as alíquotas incidentes sobre a renda do trabalho apresentam comportamento mais atuante no sentido de reforçar os ciclos durante tempos bons. O contrário é constatado quando as alíquotas utilizadas são aquelas estimas por Almeida et al. (2017). Todavia, esse resultado reforça a importância e a utilização recorrente dessas alíquotas como instrumentos de política fiscal, algo já enfatizado por Gadelha e Divino (2013), entre outros trabalhos, que constata que, assim como ocorre em grande parte dos países em

desenvolvimento, a base tributária brasileira é pautada em impostos sobre bens de consumo e em impostos que incidem sobre a renda do trabalho, algo que amplifica a volatilidade da base e de toda a política tributária.

Por fim, no que diz respeito às alíquotas incidentes sobre bens de capital, há indícios de comportamento contra-cíclico em tempos bons com base nas alíquotas de Almeida et. al. (2017). Na análise feita utilizando-se as alíquotas calculadas por Azevedo e Fasolo (2015), não há qualquer indício de que o comportamento contra-cíclico observado no resto da análise seja mais presente durante épocas de expansão ou contração da atividade econômica.

Tais resultados sugerem que um maior esforço por parte das autoridades fiscais deve ser empregado no sentido de promover maior flexibilidade às medidas de política econômica, no que diz respeito ao âmbito fiscal aqui analisado, com o intuito de permitir enfrentar crises por vir com os recursos acumulados durante momentos de aquecimento da atividade econômica. Uma redução de gastos excessivos (pode-se incluir aqui gastos decorrentes e contabilizados como resultado da corrupção excessiva, algo em linha com o discutido por Alesina, Campante, e Tabellini (2005) e aqui exposto, ou até mesmo provenientes do exacerbado assistencialismo constatado em governos recentes), especialmente em épocas de expansão da atividade econômica, pode permitir maior possibilidade de acumular recursos para enfrentar situações inevitáveis de arrefecimento do ciclo. Por outro lado, medidas de desoneração fiscal podem ser melhor empregadas no sentido de permitir que as alíquotas incidentes sobre bens de consumo, por exemplo, possam ser menos pró-cíclicas, especialmente durante períodos de recessão.

Finalmente, uma recomendação para pesquisas futuras reside na tentativa de entender a natureza e os tipos de choques responsáveis pelo caráter pró-cíclico da política fiscal, algo tão presente em economias emergentes. Por exemplo, Bruckner e Gradstein (2014) contribuem a esse debate ao apresentarem evidências da natureza pró-cíclica dos gastos decorrente tanto de choques econômicos transitórios quanto de choques persistentes. Essa agenda de pesquisa ainda pode ser explorada para o caso brasileiro, novamente com a possibilidade de se fazer a distinção entre o lado da despesa e o da receita do governo.

REFERÊNCIAS

ALESINA, A.; CAMPANTE, F. R.; TABELLINI, G. R. **Why is fiscal policy often procyclical?** Journal of European Economic Association, MIT Press, v. 6, n. 5, p. 1006-1036, 2005.

ALMEIDA, V.; DIVINO, J. A.; GADELHA, S. R. de B.; MARANHÃO, A. **Alíquotas Tributárias Efetivas Médias para a Economia Brasileira:** uma Abordagem Macroeconômica. Revista Brasileira de Economia, v. 71, n. 2, 2017.

ARREAZA, A.; SORENSEN, B. E.; YOSHA, O. Consumption smoothing through fiscal policy in OECD and EU countries. In POTERBA, J. M.; VON HAGEN, J. (Ed.). **Fiscal institutions and fiscal performance**, Chicago: University of Chicago Press, 1999.

AZEVEDO, C. F.; FASOLO, A. M. **Alíquotas Efetivas dos Impostos sobre o Consumo e a Renda dos Fatores:** uma estimação em frequência trimestral para o Brasil. XX Prêmio do Tesouro Nacional, ago. 2015.

BRUCKNER, M.; GRADSTEIN, M. **Government spending cyclicity:** evidence from transitory and persistent shocks in developing countries. Journal of Development Economics, v. 111, p. 107-116, 2014.

ÇIÇEK, D.; ELGIN, C. **Cyclicity of fiscal policy and the shadow economy.** Empirical Economics, v. 41, p. 725- 737, 2011.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. **Distribution of the estimators for autoregressive time series with unit root.** Journal of the American Statistical Association, v. 74, n. 336, p. 427-431, 1979.

ELLIOT, G.; ROTHENBERG, T. J.; STOCK, J. H. **Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root.** Econometrica, v. 64, n. 4, p. 813-836, jul. 1996.

FRANKEL, J.; VEGH, C.; VULETIN, G. **On graduation from fiscal procyclicality**. Journal of Development Economics, vol. 100, p. 32-47, 2013.

GADELHA, S. R. de B.; DIVINO, J. A. **Uma análise da ciclicidade da política fiscal brasileira**. Estudos Econômicos, v. 43, n.4, p. 711-743, 2013.

GALI, J.; PEROTTI, R. **Fiscal policy and monetary integration in Europe**. Economic Policy, no. 37, 535-572, 2003.

GAVIN, M.; PEROTTI, R. Fiscal policy in Latin America. In BERNANKE, B.; ROTEMBERG, J. (Ed.). **NBER Macroeconomics Annual 1997**, MIT Press: Cambridge, 1997.

HAMILTON, J. D. **Time series analysis**. New Jersey: Princeton University Press, 1994.

ILZETZKI E.; VEGH, C. **Procyclical fiscal policy in developing countries: truth or fiction?** NBER Working Paper No. 14191. Forthcoming in American Economic Journal: Economic Policy, 2008.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. Disponível em: <<http://www.ipea.gov.br/cartadeconjuntura/index.php/2017/10/13/produto-potencial-e-hiato-do-produto-nivel-atual-cc36/>>. Acesso em: 09 mar. 18.

KAMINSKY, G.; REINHART, C.; VEGH, C. When it rains it pours: procyclical capital flows and macroeconomic policies. In GERTLER, M; ROGOFF, K. (Ed.). **NBER Macroeconomics Annual 2004**, MIT Press: Cambridge, 2004.

MELITZ, J. **Some cross-country evidence about debt, deficits and the behaviour of monetary and fiscal authorities**. CEPR Discussion Paper, n. 1653, 1997.

MENDONÇA, M. J.; MEDRANO, L. A.; SACHSIDA, A. **Avaliando os efeitos da política fiscal no Brasil: resultados de um procedimento de identificação agnóstica**. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), Texto para discussão n. 1377, 2009.

MENDOZA, E. G.; RAZIN, A.; TESAR, L. L. **Effective tax rates in macroeconomics**: Cross-country estimates of tax rates on factor incomes and consumption. *Journal of Monetary Economics*, v. 34, p. 297-323, 1994.

NETO, V. B. A.; SOUZA, M. C. S. de. **Tributação da renda e do consumo no Brasil**: Uma abordagem macroeconômica. *Estudos Econômicos*, v. 1, n. 33, p. 5-42, 2003.

NG, S.; PERRON, P. **Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power**. *Econometrica*, v. 69, n. 6, p. 1519-1554, 2001.

PHILLIPS, P.; PERRON, P. **Testing for a Unit Root in Time Series Regression**. *Biometrika*, v. 75, n. 2, p. 335–346, 1998.

ROCHA, F.; GIUBERTI, A.C. **Assimetria cíclica na política fiscal dos estados brasileiros**. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 38, n. 2, 2008.

ROCHA, F. **Política fiscal através do ciclo e operação dos estabilizadores fiscais**. *Revista Economia*, v.10, n. 3, p. 483-499, set./dez. 2009.

SECRETARIA DO TESOUREIRO NACIONAL. Séries Temporais. Disponível em: <<http://www.tesourotransparente.gov.br/visualizacoes/series-temporais>>. Acesso em: 15 mar. 18.

SOUZA-JÚNIOR, J. R. C. **Produto Potencial**: conceitos, métodos de estimação e aplicação à economia brasileira. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), Texto para discussão n. 1130, 2015.

TALVI, E. e VEGH, C. **Tax base variability and procyclicality of fiscal policy**. *Journal of Development Economics*, v. 78, p. 156-190, 2005.

VEGH, C.; VULETIN, G. **How is tax policy conducted over the business cycle?**
NBER Working Paper No. 17753. Forthcoming in American Economic Journal:
Economic Policy, 2012.

APÊNDICE 1 – MODELOS ESTÁTICOS - $\Delta\%PIB$

Tabela – Resultados – Gastos

Variáveis explicativas	Variável dependente		
	gasto/PIB	consumo/PIB	SP/PIB
<i>constante</i>	0,1574*** (0,0104)	0,1902*** (0,0025)	0,0298** (0,0139)
ΔPIB_t	0,6343*** (0,2271)	-0,1875 (0,1757)	-0,9586 (1,3842)
Teste de sobreidentificação de Hansen-Sargan [p-valor]	[0,4043]	[0,2690]	[0,4904]

*** - significância a 1%; ** - significância a 5%; * - significância a 10%.

Estimação da matriz de ponderação: HAC (Bartlett Kernel; Bandwidth Newey-West fixado=5000).

Instrumentos utilizados: *constante*, ΔPIB_{t-2} , ΔPIB_{t-3} .

Tabela – Resultados – Alíquotas (Azevedo e Fasolo (2015))

Variáveis explicativas	Variável dependente			
	alíquota consumo	alíquota renda	alíquota trabalho	alíquota capital
<i>constante</i>	-0,0208 (0,0160)	-0,0467*** (0,0152)	0,0060 (0,0043)	0,0146 (0,0172)
ΔPIB_t	-2,9400** (1,3250)	0,0389 (0,0978)	-0,0502* (0,0334)	0,4396 (0,6993)
<i>crise2009_t</i>	-0,0242*** (0,0099)	-0,0081 (0,0084)	-0,0026** (0,0013)	-0,0088** (0,0037)
Teste de sobreidentificação de Hansen-Sargan [p-valor]	[0,2340]	[0,2340]	[0,3508]	[0,2874]

*** - significância a 1%; ** - significância a 5%; * - significância a 10%.

Estimação da matriz de ponderação: HAC (Bartlett Kernel; Bandwidth Newey-West fixado=5000).

Instrumentos utilizados: *constante*, ΔPIB_{t-2} , ΔPIB_{t-3} , *crise2009_t*.

Tabela – Resultados – Alíquotas (Almeida et al. (2017))

Variáveis explicativas	Variável dependente			
	alíquota consumo	alíquota renda	alíquota trabalho	alíquota capital
<i>constante</i>	0,0032 (0,0027)	0,0008*** (0,0003)	0,0069** (0,0032)	-0,0044*** (0,0016)
ΔPIB_t	-0,4536** (0,2175)	0,0547* (0,0310)	-0,6942** (0,2829)	0,2436 (0,1545)
<i>crise2009_t</i>	-0,0038* (0,0014)	-0,0001 (0,0002)	-0,0021 (0,0019)	-0,0019* (0,0010)
Teste de sobreidentificação de Hansen-Sargan [p-valor]	[0,8031]	[0,9961]	[0,2950]	[0,9061]

*** - significância a 1%; ** - significância a 5%; * - significância a 10%.

Estimação da matriz de ponderação: HAC (Bartlett Kernel; Bandwidth Newey-West fixado=5000).

Instrumentos utilizados: *constante*, ΔPIB_{t-2} , ΔPIB_{t-3} , *crise2009_t*.

APÊNDICE 2 – MODELOS DINÂMICOS - $\Delta\%PIB$

Tabela – Resultados – Gastos

Variáveis explicativas	Variável dependente		
	gasto/PIB	consumo/PIB	SP/PIB
<i>constante</i>	0,0075 (0,0472)	0,1193*** (0,0135)	0,0275* (0,0160)
Y_{t-1}	0,4042*** (0,2017)	0,3717*** (0,0709)	0,2351*** (0,0908)
ΔPIB_t	0,4790** (0,2770)	0,1139 (0,1133)	-1,2251 (1,4164)
Teste de sobreidentificação de Hansen-Sargan [p-valor]	[0,8747]	[0,2403]	[0,5497]

*** - significância a 1%; ** - significância a 5%; * - significância a 10%.

Estimação da matriz de ponderação: HAC (Bartlett Kernel; Bandwidth Newey-West fixado=5000).

Instrumentos utilizados: *constante*, Y_{t-1} , ΔPIB_{t-2} , ΔPIB_{t-3} .

Tabela – Resultados – Alíquotas (Azevedo e Fasolo (2015))

Variáveis explicativas	Variável dependente			
	alíquota consumo	alíquota renda	alíquota trabalho	alíquota capital
<i>constante</i>	0,0081 (0,0094)	-0,0626*** (0,0148)	0,0041 (0,0040)	-0,0406*** (0,0109)
Y_{t-1}	-0,2543* (0,1403)	-0,3695*** (0,0590)	-0,1911*** (0,0300)	-0,4576*** (0,0292)
ΔPIB_t	-2,0533** (0,9531)	0,3023** (0,1618)	-0,2923 (0,3068)	1,6657 (1,3891)
<i>crise2009_t</i>	-0,0167*** (0,0061)	-0,0109 (0,0102)	-0,0042 (0,0044)	-0,0211*** (0,0075)
Teste de sobreidentificação de Hansen-Sargan [p-valor]	[0,7767]	[0,2379]	[0,3082]	[0,2927]

*** - significância a 1%; ** - significância a 5%; * - significância a 10%.

Estimação da matriz de ponderação: HAC (Bartlett Kernel; Bandwidth Newey-West fixado=5000).

Instrumentos utilizados: *constante*, Y_{t-1} , ΔPIB_{t-2} , ΔPIB_{t-3} , *crise2009_t*.

Tabela – Resultados – Alíquotas (Almeida et al. (2017))

Variáveis explicativas	Variável dependente			
	alíquota consumo	alíquota renda	alíquota trabalho	alíquota capital
<i>constante</i>	0,0034 (0,0027)	-0,0014*** (0,0005)	0,0102*** (0,0034)	0,0058** (0,0026)
Y_{t-1}	0,0218 (0,0456)	-0,5308*** (0,0843)	-0,2699*** (0,0234)	-0,3188*** (0,0286)
ΔPIB_t	-0,4647** (0,2295)	0,1000** (0,0461)	-0,9828*** (0,3364)	0,3239 (0,2581)
<i>crise2009_t</i>	-0,0039*** (0,0015)	-0,0001 (0,0003)	-0,0031 (0,0024)	-0,0031** (0,0014)
Teste de sobreidentificação de Hansen-Sargan [p-valor]	[0,7014]	[0,9354]	[0,3018]	[0,7164]

*** - significância a 1%; ** - significância a 5%; * - significância a 10%.

Estimação da matriz de ponderação: HAC (Bartlett Kernel; Bandwidth Newey-West fixado=5000).

Instrumentos utilizados: *constante*, Y_{t-1} , ΔPIB_{t-2} , ΔPIB_{t-3} , *crise2009_t*.

APÊNDICE 3 – ASSIMETRIA – SINAL DO HIATO

Tabela – Resultados – Gastos – Análise de assimetria – sinal do hiato

Variáveis explicativas	Variável dependente		
	gasto/PIB	consumo/PIB	SP/PIB
<i>constante</i>	0,0713* (0,0409)	0,1164*** (0,0164)	0,0656** (0,0318)
Y_{t-1}	0,5098*** (0,1109)	0,3691*** (0,1019)	-0,0542 (0,0931)
<i>hiatopositivo_t</i>	0,3459 (0,3417)	0,1578 (0,1220)	-0,5031 (0,4216)
<i>hiatonegativo_t</i>	0,6047** (0,3275)	-0,4647 (0,3853)	0,2186 (0,2806)
Índice de assimetria ($\beta_2 - \beta_3$) [p-valor]	-0,2588 [0,0493]	0,6225 [0,0027]	-0,7217 [0,0389]
Teste de sobreidentificação de Hansen-Sargan [p-valor]	[0,6307]	[0,2441]	[0,9528]

*** - significância a 1%; ** - significância a 5%; * - significância a 10%.

Estimação da matriz de ponderação: HAC (Bartlett Kernel; Bandwidth Newey-West fixado=5000).

A diferença entre os coeficientes β_2 e β_3 diz respeito aos coeficientes das variáveis *hiatopositivo_t* e *hiatonegativo_t*, uma vez que a regressão acima possui a seguinte estrutura: $Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 \text{hiatopositivo}_t + \beta_3 \text{hiatonegativo}_t + \varepsilon_t$. A variável *hiatopositivo_t* diz respeito apenas aos hiatos do produto positivos dentro do período analisado. A variável *hiatonegativo_t*, por sua vez, refere-se apenas aos hiatos negativos dentro do mesmo período.

Instrumentos utilizados: *constante*, Y_{t-1} , *hiato_{t-2}*, *hiato_{t-3}*, *hiato_{t-4}*.

Tabela – Resultados – Alíquotas (Azevedo e Fasolo (2015)) – Análise de assimetria
– sinal do hiato

Variáveis explicativas	Variável dependente			
	alíquota consumo	alíquota renda	alíquota trabalho	alíquota capital
<i>constante</i>	0,0096** (0,0047)	-0,0030*** (0,0005)	-0,0003 (0,0010)	0,0041 (0,0044)
Y_{t-1}	0,7009*** (0,0898)	-0,3144*** (0,0905)	0,8913*** (0,0210)	0,0268 (0,0605)
<i>hiatopositivo_t</i>	-0,2839*** (0,0997)	0,1090*** (0,0136)	-0,0643* (0,0353)	-0,1669 (0,1646)
<i>hiatonegativo_t</i>	-0,3079 (0,8752)	0,1184*** (0,0587)	-0,4041 (0,4211)	0,4957 (0,8572)
Índice de assimetria (β_2 - β_3) [p-valor]	0,0240 [0,0322]	-0,0094 [0,0001]	0,3398 [0,0008]	-0,6626 [0,0111]
Teste de sobreidentificação de Hansen-Sargan [p-valor]	[0,2546]	[0,2227]	[0,7082]	[0,2523]

*** - significância a 1%; ** - significância a 5%; * - significância a 10%.

Estimação da matriz de ponderação: HAC (Bartlett Kernel; Bandwidth Newey-West fixado=5000).

A diferença entre os coeficientes β_2 e β_3 diz respeito aos coeficientes das variáveis *hiatopositivo_t* e *hiatonegativo_t*, uma vez que a regressão acima possui a seguinte estrutura: $Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 \text{hiatopositivo}_t + \beta_3 \text{hiatonegativo}_t + \varepsilon_t$. A variável *hiatopositivo_t* diz respeito apenas aos hiatos do produto positivos dentro do período analisado. A variável *hiatonegativo_t*, por sua vez, refere-se apenas aos hiatos negativos dentro do mesmo período.

Instrumentos utilizados: *constante*, Y_{t-1} , *hiato_{t-2}*, *hiato_{t-3}*, *hiato_{t-4}*.

Tabela – Resultados – Alíquotas (Almeida et al. (2017)) – Análise de assimetria – sinal do hiato

Variáveis explicativas	Variável dependente			
	alíquota consumo	alíquota renda	alíquota trabalho	alíquota capital
<i>constante</i>	0,0216*** (0,0062)	-0,0035*** (0,0006)	-0,0045 (0,0060)	-0,0076* (0,0040)
Y_{t-1}	-0,7244*** (0,1055)	-0,0304 (0,1200)	-0,2353*** (0,0664)	-0,7829*** (0,0512)
<i>hiatopositivo_t</i>	-0,6982* (0,3630)	0,1484*** (0,0245)	-0,0728 (0,2569)	0,4408*** (0,1707)
<i>hiatonegativo_t</i>	-1,5329** (0,6435)	0,0669*** (0,0223)	-1,3894** (0,6419)	0,7669 (0,6667)
Índice de assimetria ($\beta_2 - \beta_3$) [p-valor]	0,8347 [0,0062]	0,0815 [0,0003]	1,3166 [0,0059]	-0,3261 [0,0383]
Teste de sobreidentificação de Hansen-Sargan [p-valor]	[0,2920]	[0,8727]	[0,5954]	[0,6878]

*** - significância a 1%; ** - significância a 5%; * - significância a 10%.

Estimação da matriz de ponderação: HAC (Bartlett Kernel; Bandwidth Newey-West fixado=5000).

A diferença entre os coeficientes β_2 e β_3 diz respeito aos coeficientes das variáveis *hiatopositivo_t* e *hiatonegativo_t*, uma vez que a regressão acima possui a seguinte estrutura: $Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 \text{hiatopositivo}_t + \beta_3 \text{hiatonegativo}_t + \varepsilon_t$. A variável *hiatopositivo_t* diz respeito apenas aos hiatos do produto positivos dentro do período analisado. A variável *hiatonegativo_t*, por sua vez, refere-se apenas aos hiatos negativos dentro do mesmo período.

Instrumentos utilizados: *constante*, Y_{t-1} , *hiato_{t-2}*, *hiato_{t-3}*, *hiato_{t-4}*.