



Universidade do Estado do Rio de Janeiro

Centro de Ciências Sociais

Faculdade de Ciências Econômicas

Thiago Felipe Ramos de Abreu

**A Eficácia da Política Fiscal no Brasil: Uma Abordagem SVAR
identificado com Restrições de Sinais e de Zeros**

Rio de Janeiro

2017

Thiago Felipe Ramos de Abreu

A Eficácia da Política Fiscal no Brasil: Uma Abordagem SVAR identificado com Restrições de Sinais e de Zeros

Dissertação apresentada, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre, ao Programa de Pós-graduação em Ciências Econômicas, da Universidade do Estado do Rio de Janeiro.

Orientador: Prof. Ph.D. Eleyon Caiado Rocha Lima

Rio de Janeiro

2017

CATALOGAÇÃO NA FONTE
UERJ/REDE SIRIUS/BIBLIOTECA CCS/B

A162 Abreu, Thiago Felipe Ramos de.
Eficácia da política fiscal no Brasil: uma abordagem
SVAR identificado com restrições de sinais e de zeros /
Thiago Felipe Ramos de Abreu. – 2017.
84 f.

Orientador: Prof. Dr. Elcyon Caiado Rocha Lima.
Dissertação (mestrado) – Universidade do Estado do
Rio de Janeiro, Faculdade de Ciências Econômicas.
Bibliografia: f.76-80.

1. Política tributária – Brasil – Teses. 2. Política
monetária – Brasil – Teses. 3. Impostos – Brasil – Teses.
I. Lima, Elcyon Caiado Rocha. II. Universidade do Estado
do Rio de Janeiro. Faculdade de Ciências Econômicas. III.
Título.

CDU 336.2(81)

Autorizo, apenas para fins acadêmicos e científicos, a reprodução total ou parcial desta
dissertação.

Assinatura

Data

Thiago Felipe Ramos de Abreu

A Eficácia da Política Fiscal no Brasil: Uma Abordagem SVAR identificado com Restrições de Sinais e de Zeros

Dissertação apresentada, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre ao Programa de Pós-graduação em Ciências Econômicas, da Universidade do Estado do Rio de Janeiro.

Aprovada em 29 de novembro de 2017.

Banca Examinadora:

Prof. Ph.D. Elcyon Caiado Rocha Lima (Orientador)
Faculdade de Ciências Econômicas da UERJ

Prof. Dr. Antônio Salazar Pessoa Brandão
Faculdade de Ciências Econômicas da UERJ

Prof. Dr. Fernando de Holanda Barbosa
Escola Brasileira de Economia e Finanças da FGV

Rio de Janeiro

2017

AGRADECIMENTOS

De todos os agradecimentos, o primeiro sempre será a Deus por me conceder a oportunidade de realizar o mestrado e de me colocar próximo as pessoas que me instruíram e ajudaram para que essa dissertação pudesse ser produzida.

Agradeço aos meus pais pelo suporte e dedicação constante e à minha namorada pelo companheirismo.

Sou grato ao Ph.D. Jonas Arias pela disponibilidade, prestatividade e agilidade ao sanar dúvidas frequentes sobre a programação e metodologia aqui empregadas. Assim como, ao Dr. Claudio Hamilton dos Santos pela disponibilização de séries e dados que possibilitaram a produção dessa dissertação.

Agradeço ao meu orientador, Prof. Ph.D. Elcyon Caiado Rocha Lima por toda a ajuda na elaboração deste trabalho, como também a todos os professores que tive o prazer de conhecer ao longo do mestrado, agradeço por todo o conhecimento compartilhado e inspiração.

E a toda a comissão do Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas da UERJ – membros da secretaria e colegas que eu tive o prazer de conviver nesses anos.

The more I learn, the more I realize how much I don't know.

Albert Einstein

RESUMO

ABREU, T. F. R. **A Eficácia da Política Fiscal no Brasil: Uma Abordagem SVAR** identificado com Restrições de Sinais e de Zeros. Ano de apresentação 2017. 84 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Econômicas) – Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade do Estado do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2017.

Este trabalho tem por objetivo auferir a eficácia da política fiscal no Brasil, verificando inclusive se seus impactos são significativamente afetados quando ela não altera o déficit fiscal do governo ou quando são utilizados períodos de tempo distintos. Para este fim, foi adotado um modelo de Vetor Autorregressivo Estrutural Bayesiano com uma identificação inovadora, proposta por Arias *et al.* (2014) em outro contexto, que não só impõe restrições de sinais, mas também restrições de zeros nas Funções Impulso Resposta. Esta nova forma de identificar as inovações fiscais permite evitar ambiguidades na identificação dos choques. Como não há consenso, na literatura teórica e empírica, sobre os efeitos da política fiscal é importante mensurá-los sob hipóteses de identificação alternativas. Os resultados indicam uma mudança na resposta do PIB no Brasil nos dois períodos distintos de tempo considerados: no primeiro intervalo de tempo (1999-2007), uma redução de impostos e aumento do consumo do governo aumenta o PIB; no segundo período analisado (2009-2016), a resposta do PIB se dá de forma contrária. Em relação aos Multiplicadores Fiscais que não afetam o orçamento do governo obteve-se uma resposta positiva do PIB para choques no consumo do governo, enquanto para choques da FBCFG houve uma variação de sinal na resposta do PIB entre os diferentes intervalos de tempo, sendo negativa no primeiro intervalo de tempo e positiva no segundo.

Palavras-chave: Política Fiscal, Modelo de Vetores Autorregressivos Estruturais (SVAR), Restrições de Sinais e de Zeros, Função de Impulso Resposta (IRF), Multiplicadores Fiscais.

ABSTRACT

ABREU, T. F. R. **The Effectiveness of Fiscal Policy in Brazil: a SVAR Approach Identified with Signal and Zero Restrictions.** Year of Presentation 2017 84 f. Dissertation (Master in Economics) – Faculty of Economics, State University of Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2017.

The objective of this study is to assess the effectiveness of fiscal policy in Brazil, including whether its impacts are significantly affected when it does not alter the government's fiscal deficit or when different periods of time are considered. For this purpose, it was adopted a Structural Bayesian Vector Autoregression model with an innovative identification, proposed by Arias et al. (2014) in another context, which not only imposes signal constraints, but also zeros constraints on the Impulse Response Functions. This new way of identifying fiscal innovations allows avoiding ambiguities in the identification of shocks. As there is no consensus in the theoretical and empirical literature on the effects of fiscal policy, it is important to measure them under alternative hypotheses of identification. The results indicate a change in the GDP response in Brazil in the two different time periods considered: in the first period of time (1999-2007), a reduction of taxes and increase of expenses increases the GDP; in the second period analyzed (2009-2016), the GDP response is the opposite. In relation to Fiscal Multipliers that do not affect the government budget, a positive GDP response was obtained for government consumption shocks, while for government investment shocks there was a change in the GDP response between the different time intervals, due to the form of the other variables studied reacted to shock.

Keywords: Fiscal Policy, Model of Autoregressive Structural Vectors (SVAR), Signal and Zero Constraints, Impulse Response Function (IRF), Fiscal Multipliers.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – PIB: evolução das taxas de crescimento acumulada em quatro trimestres (Em %).	18
Figura 2 – IPCA: Índice Geral e Núcleos (Variação acumulada em 12 meses – Em %)......	19
Figura 3 – Resultado Primário do Tesouro (Em % do PIB)......	20
Figura 4 – Dívida Bruta do Governo Geral (Em % do PIB).	20
Figura 5 – EMBI+ Risco Brasil (média mensal).	21
Figura 6 – Funções Impulso Resposta e Multiplicadores Fiscais para Choques nos Impostos no período 1999-2007.....	45
Figura 7 – Funções Impulso Resposta e Multiplicadores Fiscais para Choques nos Impostos no período 2009-2016.....	46
Figura 8 – Funções Impulso Resposta e Multiplicadores Fiscais para Choques nos Impostos no período 1999-2016.....	47
Figura 9 – Funções Impulso Resposta e Multiplicadores Fiscais para Choques no Consumo do Governo no período 1999-2007.....	51
Figura 10 – Funções Impulso Resposta e Multiplicadores Fiscais para Choques no Consumo do Governo no período 2009-2016.....	52
Figura 11 – Funções Impulso Resposta e Multiplicadores Fiscais para Choques no Consumo do Governo no período 1999-2016.....	53
Figura 12 – Funções Impulso Resposta e Multiplicadores Fiscais para Choques no Consumo do Governo que não afetam o Orçamento Público no período 1999-2007.	56
Figura 13 – Funções Impulso Resposta e Multiplicadores Fiscais para Choques no Consumo do Governo que não afetam o Orçamento Público no período 2009-2016.	57
Figura 14 – Funções Impulso Resposta e Multiplicadores Fiscais para Choques no Consumo do Governo que não afetam o Orçamento Público no período 1999-2016.	58
Figura 15 – Funções Impulso Resposta e Multiplicadores Fiscais para Choques na FBCFG no período 1999-2007.....	61
Figura 16 – Funções Impulso Resposta e Multiplicadores Fiscais para Choques na FBCFG no período 2009-2016.....	62
Figura 17 – Funções Impulso Resposta e Multiplicadores Fiscais para Choques na FBCFG no período 1999-2016.....	63

Figura 18 – Funções Impulso Resposta e Multiplicadores Fiscais para Choques na FBCFG que não afetam o Orçamento Público no período 1999-2007.	66
Figura 19 – Funções Impulso Resposta e Multiplicadores Fiscais para Choques na FBCFG que não afetam o Orçamento Público no período 2009-2016.	67
Figura 20 – Funções Impulso Resposta e Multiplicadores Fiscais para Choques na FBCFG que não afetam o Orçamento Público no período 1999-2016.	68
Figura 21 – Funções Impulso Resposta e Multiplicadores Fiscais para Choques nos Impostos, no Consumo do Governo e na FBCFG: Identificados como em Castelo-Branco <i>et al.</i> (2017) no período 1999-2007.....	71
Figura 22 – Funções Impulso Resposta e Multiplicadores Fiscais para Choques nos Impostos, no Consumo do Governo e na FBCFG: Identificados como em Castelo-Branco <i>et al.</i> (2017) no período 2009-2016.....	72
Figura 23 – Funções Impulso Resposta e Multiplicadores Fiscais para Choques nos Impostos, no Consumo do Governo e na FBCFG: Identificados como em Castelo-Branco <i>et al.</i> (2017) no período 1999-2016.....	73

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Resultado do teste de seleção de defasagem do VAR.....	37
Tabela 2 - Restrições de sinais e de zeros utilizadas para identificação dos choques na política fiscal.	39
Tabela 3 - Restrições de sinais e de zeros utilizadas para identificação dos choques na política fiscal que não afetam o Orçamento Público.	40
Tabela 4 - Restrições de sinais e de zeros utilizadas para identificação dos choques na política fiscal comparáveis a Castelo-Branco <i>et al.</i> (2017).	41
Tabela 5 – Multiplicadores Fiscais para Choques nos Impostos.	48
Tabela 6 – Multiplicadores Fiscais para Choques no Consumo do Governo.	50
Tabela 7 – Multiplicadores Fiscais para Choques no Consumo do Governo que não afetam o Orçamento Público.	55
Tabela 8 – Multiplicadores Fiscais para Choques na FBCFG.	60
Tabela 9 – Multiplicadores Fiscais para Choques na FBCFG que não afetam o Orçamento Público.	65
Tabela 10 – Multiplicadores Fiscais a Choques nos Impostos, no Consumo do Governo e na FBCFG: Identificados como em Castelo-Branco <i>et al.</i> (2017).	70
Tabela 11 – Tabela ANOVA: Regressão das séries da FBCFG.	83

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

- AIC – Critério de informação de Akaike
- BCB – Banco Central do Brasil
- DSGE – Modelos Dinâmicos Estocásticos de Equilíbrio Geral
- EC – Emenda Constitucional
- EMBI+ – *Emerging Markets Bond Index Plus*
- FBCFG – Formação Bruta de Capital Fixo do Governo
- HQ – Critério de Informação de Hannan-Quinn
- IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
- IPCA – Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo
- IRF – Função de Impulso Resposta
- MS – Markov-Switching
- OLS – Mínimos Quadrados Ordinários
- PEC – Proposta de Emenda Constitucional
- PFA – Problema de Minimização da Função Perda
- PIB – Produto Interno Bruto
- RREO – Relatório Resumido da Execução Orçamentária
- SC – Critério de Schwarz
- STN – Secretaria do Tesouro Nacional
- SBVAR – Vetores Autorregressivos Estrutural Bayesiano
- SVAR – Vetores Autorregressivos Estrutural
- TFNP – Teoria Fiscal do Nível de Preços
- VAR – Vetores Autorregressivos

SUMÁRIO

INTRODUÇÃO	12
2. REVISÃO DE LITERATURA.....	14
2.1. DESENVOLVIMENTO TEÓRICO SOBRE OS IMPACTOS DA POLÍTICA FISCAL	14
2.2. A POLÍTICA FISCAL NO BRASIL PÓS PLANO REAL.....	17
2.3. RESULTADOS DE TRABALHOS EMPÍRICOS	21
3. METODOLOGIA.....	27
3.1. MODELO	27
<u>3.1.1. Restrições de Sinais</u>	<u>29</u>
<u>3.1.2. Restrições de Zeros.....</u>	<u>32</u>
<u>3.1.3. Dados.....</u>	<u>35</u>
<u>3.1.5. Multiplicadores Fiscais.....</u>	<u>41</u>
4. RESULTADOS	43
4.1 AS IRF E OS MULTIPLICADORES DOS IMPOSTOS	43
4.2. AS IRF E OS MULTIPLICADORES DO CONSUMO DO GOVERNO	49
4.3. AS IRF E OS MULTIPLICADORES DA FORMAÇÃO BRUTA DE CAPITAL FIXA DO GOVERNO	59
4.4. AVALIAÇÃO DOS RESULTADOS EMPÍRICOS PARA O BRASIL.....	69
5. CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	74
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	76
APÊNDICE A – IMPLEMENTAÇÃO RECURSIVA DO TEOREMA 1	81
APÊNDICE B – ENCADEAMENTO DA SÉRIE FORMAÇÃO BRUTA DE CAPITAL FIXO DO GOVERNO	83

INTRODUÇÃO

Este trabalho tem por objetivo auferir a eficácia da política fiscal no Brasil, verificando inclusive se seus impactos são significativamente afetados quando ela não altera o orçamento público. Para este fim, foi adotado um modelo de Vetor Autorregressivo Estrutural (SVAR) com uma identificação inovadora, proposta por Arias *et al.* (2014) em outro contexto, que não só impõe restrições de sinais, mas também restrições de zeros nas Funções Impulso Resposta (IRFs). Esta nova forma de identificar as inovações fiscais permite evitar ambiguidades na identificação dos choques. Como não há consenso, na literatura teórica e empírica, sobre os efeitos da política fiscal é importante mensurá-los sob hipóteses de identificação alternativas.

Na história econômica recente do Brasil, mais precisamente a partir da crise de 2008, políticas anticíclicas foram utilizadas na tentativa de mitigar a contração do nível de atividade econômica provocada pela recessão, sendo um de seus canais a redução do superávit orçamentário primário. Entretanto, passado esse primeiro momento, essas políticas foram mantidas, gerando descontrole orçamentário.

Segundo Perotti (2007), mesmo que a política fiscal seja um tema clássico na macroeconomia, a maior parte dos economistas discordam até mesmo de seus efeitos básicos. Por esta razão o impacto dos choques fiscais é um tópico de discussão recorrente na literatura econômica. A discordância se dá tanto do ponto de vista teórico como empírico. Há economistas que defendem uma política fiscal passiva, conduzidas por regras bem definidas, dada a dificuldade de se prever seu impacto e já que existe um hiato de tempo entre a implementação das políticas fiscais e seus efeitos. Já outros defendem a necessidade de uma política fiscal ativa e discricionária para prevenir desvios da economia em relação à sua trajetória de crescimento equilibrado.

Os artigos de Ramey e Shapiro (1998), Burnside *et al.* (2004) e Cogan *et al.* (2009) são exemplos de trabalhos, com metodologias distintas, mas que concluem que uma política fiscal passiva seria de melhor proveito do ponto de vista econômico. Já trabalhos como os de Blanchard e Perotti (2002), Fatás e Mihov (2001), Perrotti (2004) e Forni *et al.* (2009), que também utilizam metodologias diferentes, defendem uma política fiscal mais ativa.

Os resultados empíricos para o Brasil não poderiam ser mais distintos. Enquanto Peres e Ellery Jr. (2009), Carvalho *et al.* (2013) encontram resultados condizentes com a teoria keynesiana, que postula uma política fiscal ativa, para Cavalcanti e Silva (2009), Silva e

Portugal (2010) e Mendonça *et al.* (2009) os resultados indicam que medidas fiscais ativas podem aumentar a incerteza enfrentada pelos agentes econômicos, produzindo flutuações cíclica economicamente ineficientes.

O presente trabalho pretende investigar que política fiscal é mais eficiente para estimular a economia: expansão dos gastos públicos, cortes nos impostos do governo ou aumento da formação bruta de capital fixo do governo (FBCFG). Também procura avaliar se as inovações fiscais apresentam divergência, na resposta do PIB (Produto Interno Bruto), quando afetam o orçamento do governo.

Os resultados obtidos revelam uma mudança nas respostas do PIB aos choques exógenos nos impostos e no consumo do governo, quando se considera diferentes intervalos de tempo, 1999-2007 e 2009-2016. Para o primeiro período, o aumento de impostos reduz o PIB e o aumento do consumo do governo tem o poder de expandi-lo. Estes resultados não se repetem no segundo período analisado, onde a resposta do PIB aos choques se dá de forma contrária. A diferença dos resultados, nos dois intervalos de tempo, pode estar diretamente relacionada à preocupação dos agentes econômicos com a solvência do governo.

Quando o choque fiscal não afeta o orçamento do governo, apesar dos multiplicadores de impacto conterem zero em seus intervalos de confiança, as IRFs do PIB têm uma maior probabilidade de reagir de forma positiva aos choques no consumo do governo para ambos os intervalos de tempo. Em relação a choques na FBCFG, há uma variação do sinal da resposta do PIB nos diferentes instantes de tempo: para o primeiro intervalo, 1999-2007, o PIB reagiu de forma negativa, enquanto no segundo, 2009-2016, a resposta foi positiva. Destaca-se ainda que o Valor Presente do Multiplicador Cumulativo dos choques na FBCFG, que não afetam o orçamento e para o intervalo de tempo 1999-2007, apresentou o maior valor em sua mediana no longo prazo, frente as demais inovações fiscais.

O trabalho está organizado da seguinte forma: além desta introdução, no segundo capítulo é feita uma revisão da literatura internacional e nacional sobre os impactos da política fiscal; no terceiro capítulo são apresentados a metodologia, os dados e as hipóteses de identificação; no quarto capítulo são descritos os principais resultados; e, por fim, no quinto capítulo são apresentadas as principais conclusões.

2. REVISÃO DE LITERATURA

O presente capítulo se divide em três seções. Na primeira, são apresentadas as principais análises teóricas sobre como a política fiscal influencia a economia. Na segunda seção, será feita uma breve descrição sobre a política fiscal adotada pelo Brasil no período recente. Já na terceira e última seção, são apresentados os trabalhos empíricos que tentaram auferir a eficiência do uso das políticas fiscais para minimizar flutuações cíclicas na economia.

2.1. Desenvolvimento Teórico sobre os Impactos da Política Fiscal

Nesta seção será feita uma rápida revisão da visão novo-clássica, novo-keynesiana sobre os impactos da política fiscal. Abordaremos também o conceito de Equivalência Ricardiana e a Teoria Fiscal do Nível de Preços (TFNP).

Segundo Perotti (2007), mesmo que a política fiscal seja um tema clássico na macroeconomia, a maior parte dos economistas discordam até mesmo de seus efeitos básicos e por esta razão o impacto dos choques fiscais é um tópico de discussão recorrente na literatura econômica. Nas palavras do autor:

In contrast, perfectly reasonable economists can and do disagree on the basic theoretical effects of fiscal policy, and on the interpretation of the existing empirical evidence. For instance, neoclassical models predict that private consumption and the real wage should fall following a positive shock to government consumption, while some models with neo-keynesian features predict the opposite. (PERROTTI, 2007, p. 1).

As diferentes abordagens teóricas diferem em grande medida pela diferença na adoção de hipóteses sobre a flexibilidade dos preços nominais.

Quando se adota como pressuposto básico a flexibilidade de preços, as inovações fiscais podem atenuar ou até mesmo reverter seus efeitos expansionistas sobre os ciclos econômicos, através dos seus efeitos na riqueza e nas expectativas dos agentes econômicos. Esse tipo de análise, também conhecida como novo-clássica (Lucas e Stokey (1993) e Chari e Kehoe (1998)), apresentam quedas no salário real e no consumo privado como resposta à uma inovação fiscal expansionista. Nesse contexto, as famílias reagem elevando a demanda por

lazer em detrimento da oferta de horas trabalhadas. Esta reação é provocada pelo aumento esperado na carga tributária para cobrir a expansão do déficit gerado. Cabe ainda destacar, trabalhos como o de Lucas (1975) e Sargent e Wallace (1975), onde admite-se que as inovações financeiras são totalmente antecipadas pelos agentes. Para esse caso específico, o efeito sobre o crescimento econômico é nulo tanto no curto, como no longo prazo.

Na teoria da Equivalência Ricardiana de David Ricardo, melhor desenvolvida posteriormente por Barro (1974), a forma do financiamento de uma redução do superávit governamental não tem o poder de afetar a riqueza do setor privado. Se os agentes antecipam a subida de impostos futuros, para que essa redução do superávit seja controlada, elas reagirão aumentando a sua poupança, adquirindo títulos da dívida pública do governo. Uma vez que a dívida apenas adia os impostos que deverão ser pagos no futuro, a poupança privada aumentará no mesmo nível condizente com o financiamento do déficit orçamentário, sem provocar mudanças na taxa de juros praticadas na economia.

Portanto, para teóricos de ambas as linhas de pensamento descrita anteriormente, a tarefa do formulador de políticas econômicas é a de minimizar as distorções tributárias sem prejudicar a provisão de serviços governamentais essenciais. Sargent e Wallace (1981) demonstram que déficits orçamentários criam um ambiente econômico de incerteza, sendo um erro a combinação de uma política fiscal ativa associada a uma política monetária ativa.

A importância da demanda agregada, na explicação dos ciclos econômicos, é apresentada primeiramente por Keynes (1936), já que o aumento da demanda reduz o nível de desemprego involuntário, influenciando o ciclo econômico. O pressuposto básico é inflexibilidade dos preços, o que acaba por gerar uma curva de oferta agregada com inclinação ascendente, contrastante com a visão clássica onde a mesma seria vertical. Se a oferta agregada é positivamente inclinada no curto prazo, é possível que inovações fiscais, via demanda agregada, tenham o poder de causar alterações de curto prazo no produto e no emprego.

Portanto, os modelos novos-keynesianos têm por característica que as inovações fiscais são seguidas por um aumento do consumo privado e do salário real. O aumento do salário real é provocado por mark-ups anticíclicos (Ravn *et al.* (2006)), preços fixos (Linnemann e Schabert (2003)) e rendimentos crescentes de escala (Devereux *et al.* (1996)). Enquanto o aumento do consumo privado pode ser provocado pelo maior salário real, que induz os indivíduos a substituir lazer por consumo (Ravn, *et al.* (2006)); ou pela existência de restrição de crédito (Galí *et al.* (2007)). Cabe destacar que a natureza da rigidez nominal pode provocar resultados diferentes, é o caso da inflexibilidade dos salários nominais, onde um

aumento dos gastos do governo leva a uma queda do salário em termos reais (Dupor *et al.* (2017)).

Apesar de existir certo nível de consenso que tomadores de decisões de políticas macroeconômicas devam buscar baixo desemprego, estabilidade dos preços e crescimento econômico equilibrado, as visões de como alcançar esses objetivos diferem sensivelmente entre os economistas.

Ainda sobre o ambiente econômico de incerteza, criado por déficits orçamentários elevados, é destaque a tese da TFNP de Leeper (1991), Sims (1994) e Woodford (1994). A partir dos pressupostos da TFNP, pode-se indagar se um Banco Central independente é suficiente para garantir a estabilidade de preços, uma vez que o efeito da política fiscal sobre o nível geral de preços pode ir além do uso de senhoriagem por parte dos *policy makers*.

Como destacado por Christiano e Fitzgerald (2000), a distinção entre a TFNP e a abordagem tradicional está na interpretação da restrição orçamentária intertemporal do governo, onde o valor do estoque da dívida real deve ser igual ao valor presente descontado dos superávits futuros. A abordagem tradicional, o já mencionado regime Ricardiano, encara a igualdade como uma restrição ao comportamento do governo, que deve adotar medidas fiscais em que a igualdade permaneça dado qualquer nível de preços. Na TFNP, a igualdade é vista como uma condição de equilíbrio, para dado estoque de dívida nominal, e admitindo que o valor presente descontado dos superávits futuros seja constante, tem-se que o ajustamento deve ocorrer através do nível de preços. No contexto de regime não-Ricardiano, portanto, há um efeito riqueza, e a determinação do nível de preços é independente das mudanças na trajetória da oferta monetária. Dessa forma, a restrição orçamentária intertemporal do governo não é satisfeita para todos os níveis de preço. Num cenário de taxas de juros elevadas, há uma elevação abrupta da dívida nominal, as famílias encaram o aumento da dívida pública como um aumento na sua riqueza, o que leva a um aumento no consumo e assim do nível geral de preços. Dada trajetória de superávits esperados inconsistente com o equilíbrio para o nível de preços regente, a autoridade monetária pode vir a tentar frear a aceleração dos preços com um aumento ainda maior da taxa de juros. Forma-se, então, um círculo vicioso onde as tentativas de aumentar as taxas de juros acabam por gerar mais inflação.

Apontados os pressupostos e teses, fica claro que a política fiscal é um tema recorrente na macroeconomia e que alguns economistas discordam até mesmo de seus efeitos básicos. Por esta razão a eficiência real da política fiscal é um tema importante e de extrema valia para o debate econômico, uma vez que a adoção de uma política fiscal pode causar diferentes

resultados possíveis, ou até mesmo acentuar desvios ao longo da trajetória de crescimento equilibrado.

2.2. A Política Fiscal no Brasil pós Plano Real

Nessa seção, será demonstrado como as políticas fiscais adotadas são de suma importância para a compreensão dos ciclos econômicos e do cenário de crise econômica brasileira atual.

A importância sobre o controle orçamentário e das políticas fiscais para o debate nacional pode ser visto através da história econômica brasileira sobre tudo nas últimas décadas. No Brasil pré-Plano Real a maior dificuldade era a hiperinflação, devida a causas estruturais que não foram combatidas nos planos anti-inflacionários anteriores: Plano Cruzado (1986), Plano Bresser (1987), Plano Verão (1989), Primeiro Plano Collor (1990) e Segundo Plano Collor (1991).

Consoante a Franco (2004), no centro de todos os planos apresentava-se o congelamento de preços como base, alegando-se ainda a inexistência, ou mesmo a irrelevância, do desequilíbrio fiscal.

Para o autor, o Plano Real obteve grande êxito no combate a hiperinflação, com a virtude de um duplo ataque ao problema: um tratamento extremamente sofisticado das questões pertinentes à indexação e à coordenação decisória durante a transição da nova moeda, e, em paralelo, a deflagração de várias agendas reformistas relacionadas com as causas fundamentais da inflação brasileira, entre elas o descontrole orçamentário.

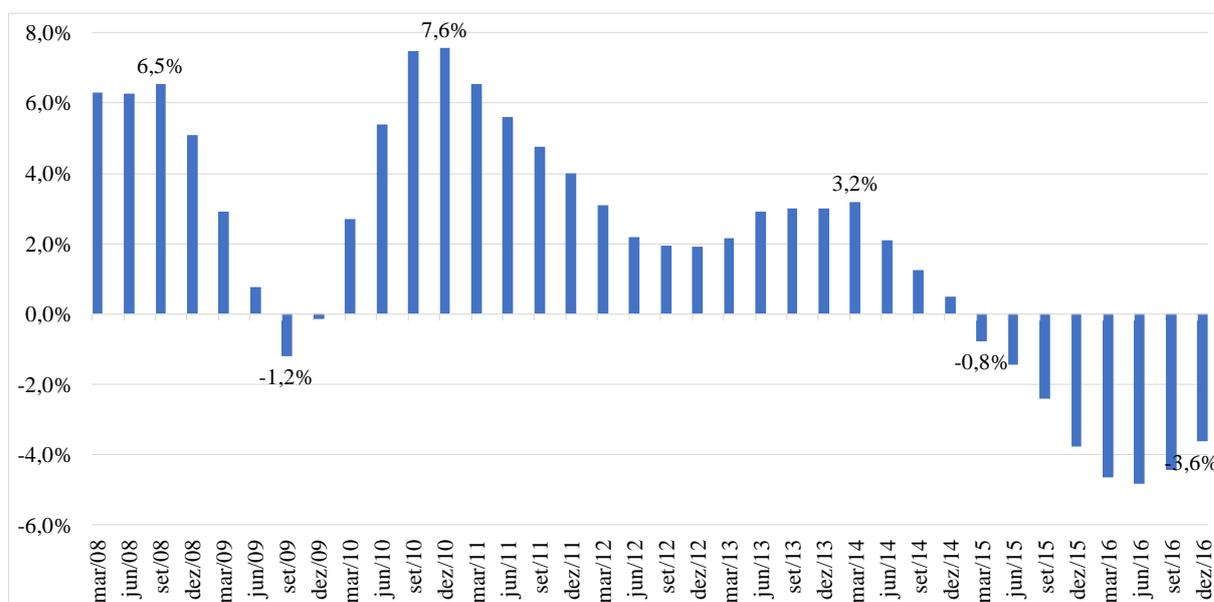
Como exposto em Paula e Pires (2017), nos anos 2000, com base na continuidade da política de Metas para a Inflação na década seguinte e reforçado pelo ambiente externo propício com baixas taxas de juros internacionais e elevação do preço das *commodities*, houve um substancial aumento da arrecadação pelo governo, proporcionando políticas de distribuição de renda e aumento de crédito para o consumo, até a chegada da crise de 2008, quando o quadro econômico mudou com a paralização do sistema de crédito mundial.

Pessoa (2014) detalha as tentativas de resposta a crise de 2008 através da análise dos canais de sua transmissão com políticas anticíclicas keynesianas: redução da taxa de juros, do superávit orçamentário primário, incentivo ao endividamento pelas famílias através do aumento de crédito para o consumo. Após a significativa recuperação nos períodos seguintes a crise, optou-se pela continuidade dessas políticas, intensificando-as. Foi adotada uma pauta

de desenvolvimento, concedendo isenções tributárias, financiamento com taxas de juros menores do que as práticas pelo mercado, com o abandono gradativo do tripé econômico.

A partir do último trimestre do ano de 2009, há uma desaceleração da taxa de crescimento. Apesar de uma pequena recuperação e estabilidade ao longo dos anos de 2012 e 2013, a taxa volta a cair a níveis negativos, aprofundando a recessão nos anos seguintes, chegando a uma queda do PIB de 3,6% para o ano de 2016.

Figura 1 – PIB: evolução das taxas de crescimento acumulada em quatro trimestres (Em %).



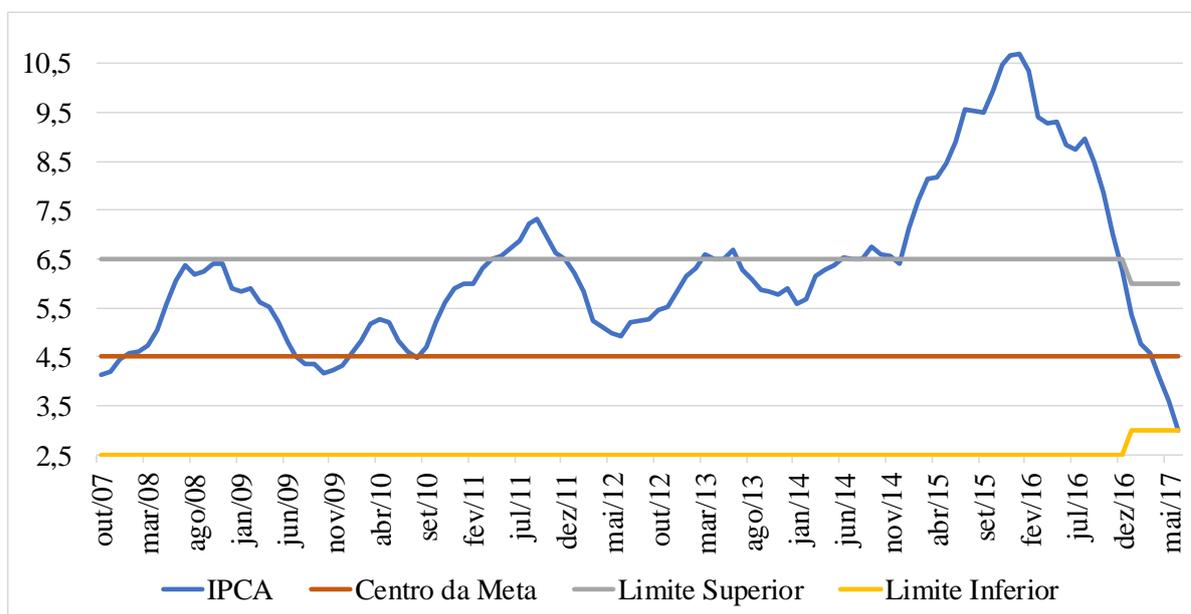
Fonte: O autor, 2017 baseado em dados do IBGE, 2017.

Parte do controle da inflação passou a ser realizada através do represamento artificial de tarifas e preços administrados. Esse novo quadro gerou uma perda de credibilidade do governo e aumento do grau de incerteza econômica, que pode ter certa relação com a redução do crescimento econômico e do aumento da pressão inflacionária, a partir de 2014.

Como pode ser visto na Figura 2, no início do ano de 2015, o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) passou a ficar acima do limite superior da meta do Banco Central do Brasil (BCB) para a inflação. Note ainda que há uma mudança na trajetória a partir do primeiro trimestre de 2016 e uma redução dos limites das bandas para a inflação a partir de 2017 de 2% para 1,5%, através da Resolução do BCB N° 4.419/2015¹.

¹ Disponível em: <<http://bit.ly/2eFEL4B>>. Acesso em: 18 de junho de 2017.

Figura 2 – IPCA: Índice Geral e Núcleos (Variação acumulada em 12 meses – Em %).



Fonte: O autor, 2017 baseado em dados do IBGE, 2017.

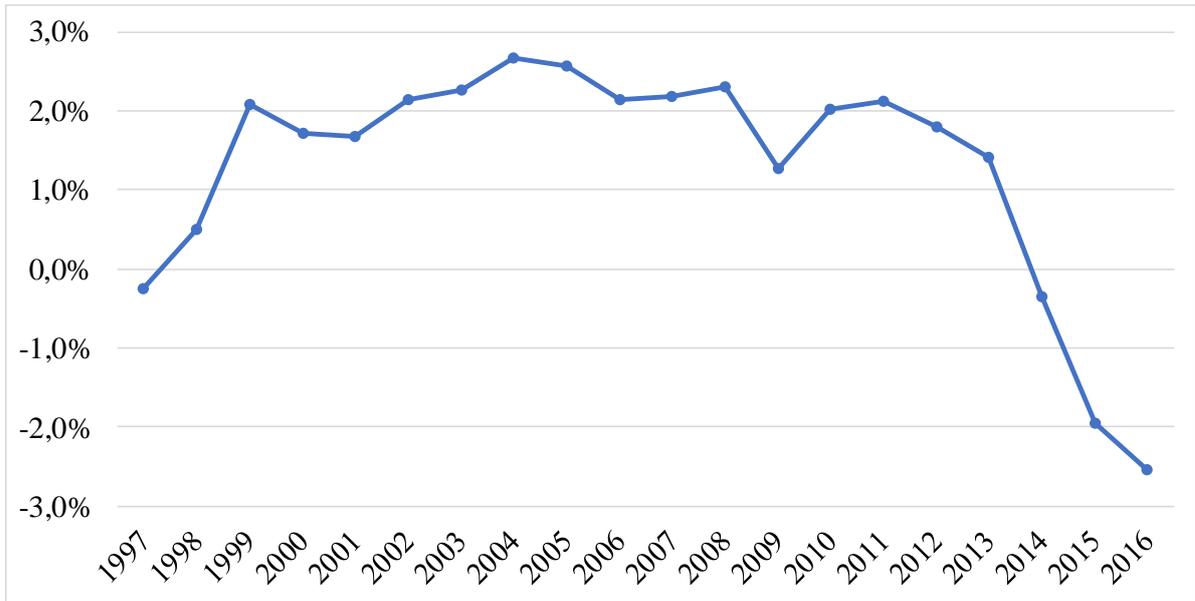
Quando se observa a evolução da dívida bruta do governo geral, é possível notar um salto em 10 anos, um aumento de cerca de 14,9% na participação do PIB. Essa trajetória explosiva da dívida do governo fez com que algumas medidas de controle fiscal fossem tomadas. Destacando-se as propostas da reforma do teto dos gastos públicos, Emenda Constitucional (EC) 95/2016², cuja a principal mudança é a de que o teto para as despesas públicas só possa crescer em proporção a inflação do ano anterior; e a da reforma da previdência, via PEC 287/2016³, que busca a redução dos gastos previdenciários.

De acordo com as projeções realizadas por Souza Jr. e Santos (2016), a reforma do teto dos gastos públicos tem o potencial de estabilizar e reduzir a dívida pública garantindo, assim, a sua sustentabilidade. Segundo os autores, os efeitos positivos de uma maior credibilidade do controle orçamentário podem extrapolar a questão puramente fiscal e se espalharem para a economia real por meio de um aumento da segurança para consumidores e investidores quanto ao futuro da economia brasileira.

²Disponível em: < <http://bit.ly/2sf5OLy>>. Acesso em: 18 de junho de 2017.

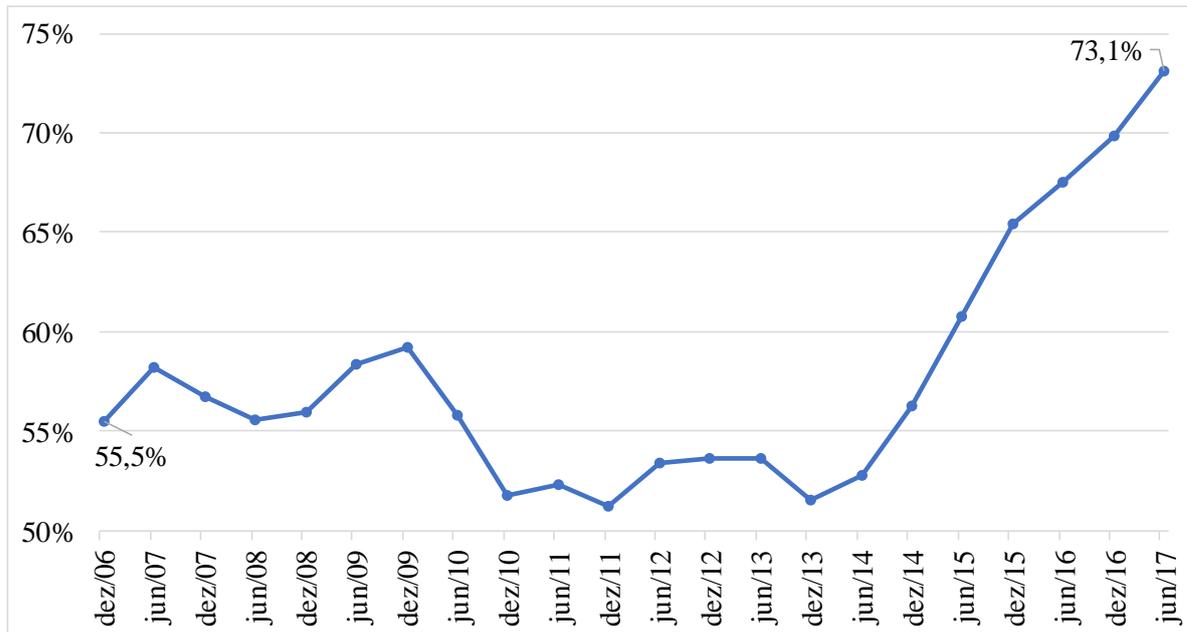
³Disponível em: <<http://bit.ly/2lXR119>>. Acesso em: 18 de junho de 2017.

Figura 3 – Resultado Primário do Tesouro (Em % do PIB).



Fonte: O autor, 2017 baseado em dados da STN, 2017.

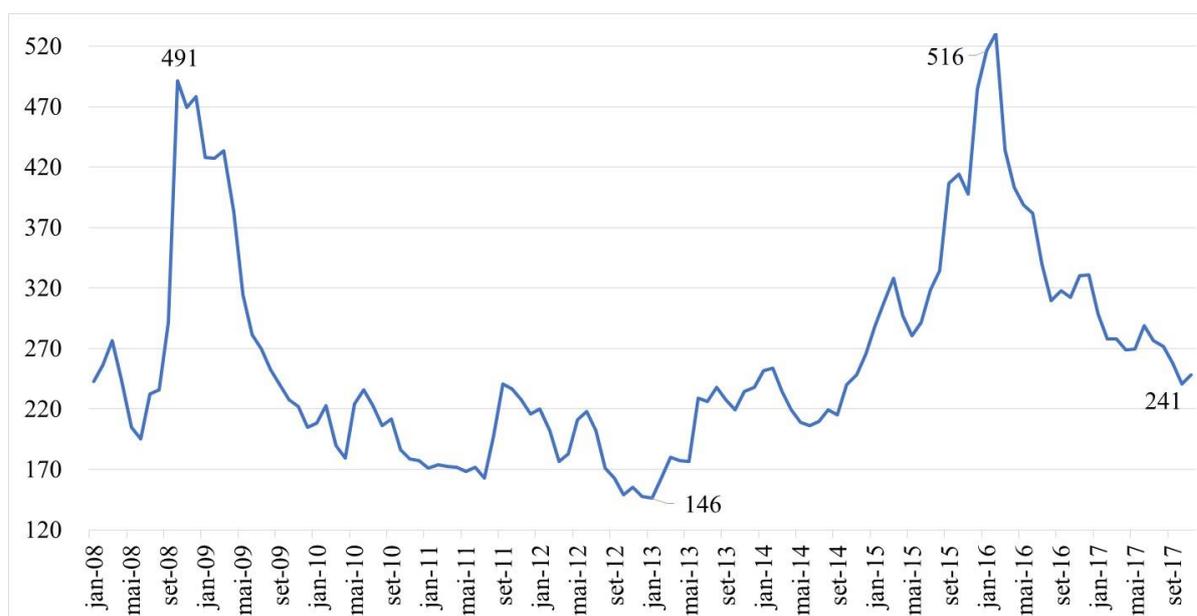
Figura 4 – Dívida Bruta do Governo Geral (Em % do PIB).



Fonte: O autor, 2017 baseado em dados do BCB, 2017.

Deve ser ainda levado em consideração o impacto de resultados como esses no âmbito fiscal, sobre o risco de investimento no país. O *Emerging Markets Bond Index Plus* (EMBI+), índice produzido pela JP Morgan, bastante utilizado na análise de risco de países emergentes, mostra um cenário de aumento do risco no Brasil com valores superiores aos encontrados durante a crise de 2008.

Figura 5 – EMBI+ Risco Brasil (média mensal).



Fonte: O autor, 2017 baseado em dados do Ipea, 2017.

É possível ver que a utilização da política fiscal é questão vital para a análise dos ciclos econômicos na história recente da econômica brasileira. Uma política fiscal mais ativa pode estar relacionada tanto a uma melhora no nível do PIB após a crise de 2008, como a sua manutenção e intensificação podem ter um papel direto na piora do ambiente econômico pós 2014.

Destaca-se, novamente, a importância do estudo das ações fiscais sobre a economia, desde a sua eficiência em provocar alterações nas flutuações cíclicas ao longo do caminho de crescimento equilibrado; até a preocupação, por parte dos agentes, sobre o grau de solvência do governo provocado por um desequilíbrio orçamentário.

2.3. Resultados de Trabalhos Empíricos

Há uma considerável gama de modelos e abordagens que são utilizados para estimar os efeitos das inovações fiscais sobre os ciclos econômicos. Dar-se-á, nessa seção, o devido destaque aos principais trabalhos empíricos internacionais e nacionais sobre o tema.

Com relação aos trabalhos empíricos, diferentes resultados são encontrados a partir da metodologia adotada. Tanto nos trabalhos empíricos internacionais como nacionais, não há consenso quanto aos efeitos de choques fiscais sobre a economia. Um elemento importante

que explica os diferentes resultados consiste na forma como choques fiscais são identificados, ou seja, está no fato de diferenciar adequadamente o componente exógeno, associado a mudanças discricionárias na adoção da política fiscal; de seu componente endógeno, que tem relação com o ciclo econômico.

Um dos primeiros trabalhos a esse respeito é o de Giavazzi e Paganó (1990). Através de uma análise de dados em painel, os autores identificam períodos em que houve um ajustamento fiscal significativo. Nestes períodos observam como certas variáveis-chave se comportam quando comparadas ao desempenho das mesmas variáveis em períodos considerados normais, ou seja, sem o mesmo nível de ajustamento fiscal. Encontrou-se episódios em países da Europa em que as variáveis se comportaram tanto como preconizado pela teoria novo-keynesiana, caso da Irlanda, como pela teoria novo-clássica, caso da Dinamarca.

Ramey e Shapiro (1998) e Burnside *et al.* (2004) utilizaram-se de um modelo autorregressivo vetorial (VAR) em sua forma reduzida. O método foi escolhido para analisar como a expansão nos gastos militares realizados pelo governo americano durante períodos de guerra afetaram o produto, consumo, emprego e entre outras variáveis de interesse. Para isso, constrói-se uma variável *dummy* correspondente a tais eventos, que é então incorporada ao modelo VAR. Os resultados mostram quedas no consumo e no salário real quando seguidos por um choque fiscal, o que corrobora com as implicações teóricas dos modelos novos-clássicos, sendo que em Burnside *et al.* (2004), o consumo não apresenta variação significativa. Um argumento a favor dessa metodologia é a de que, por se tratarem de variáveis *dummies*, que por definição são exógenas, não são necessárias hipóteses adicionais sobre a identificação do VAR.

Já em Romer e Romer (2007) é utilizado outro tipo de abordagem. Na tentativa de medir os efeitos em mudanças na carga tributária, os autores focam sua análise em observar as ações tomadas através da legislação e documentos oficiais nas quais ficassem claro quais seriam as reais motivações dos formuladores da política fiscal. A partir daquelas consideradas exógenas, ou seja, que não tinham o motivo de causar mudanças no nível de atividade da economia, estima-se uma regressão da taxa de crescimento do PIB. Tiveram como resultado que para os Estados Unidos, o aumento em um por cento na receita de impostos provocaria uma redução em torno de três por cento no PIB.

A abordagem do modelo de vetores autoregressivos estruturais (SVAR) é uma das abordagens que mais se desenvolveu ao longo dos últimos anos, e será utilizada nesse trabalho. Ela pode ser tanto baseada na identificação dos choques fiscais estruturais, que é

feito a partir de informações sobre o *lag* com que determinada política adotada tem seus resultados e outras características institucionais. Como através da imposição de sinais sobre a resposta de determinadas variáveis.

No primeiro método de identificação são destaques os trabalhos de Blanchard e Perotti (2002), Fatás e Mihov (2001) e Perotti (2004), que apresentam resultados consistentes com a teoria novo-keynesiana, onde um aumento nos gastos do governo é seguido por uma elevação do consumo privado e do salário real. Para Perotti (2007), o problema com esta abordagem está na existência de certa defasagem entre o anúncio de um aumento nos gastos e a implementação dessa política. Essa diferença temporal permite uma reação antecipada por parte do setor privado à implementação da inovação fiscal, o que resultaria em funções impulso-resposta enviesadas.

O outro método de identificação mencionado, proposto por Mountford e Uhlig (2008) e Uhlig (2005), identifica o modelo SVAR a partir de hipóteses sobre os sinais das respostas esperadas a choques fiscais. Mountford e Uhlig (2008), a partir de uma amostra contendo diversas variáveis trimestrais dos EUA de 1955 a 2000, encontram que choques fiscais estimulam o produto, onde déficits orçamentários provocados por corte nas taxas de impostos apresentam melhores resultados em provocar um aumento no nível de atividade econômica.

A metodologia escolhida nesse trabalho se utilizará do avanço metodológico proposto por Arias *et al.* (2014). Em seu trabalho os autores expandem o algoritmo proposto por Rubio-Ramírez *et al.* (2010), em outro contexto, que não só impõe restrições de sinais, mas também restrições de zeros. A partir da mesma base de dados de Mountford e Uhlig (2008), em Arias *et al.* (2014) os largos intervalos de confiança das IRFs impossibilitaram aferir qualquer mudança das inovações fiscais sobre a economia americana.

A divergência nos resultados entre as metodologias se dá pelo fato, como apontado por Arias *et al.* (2014), de que o algoritmo mais utilizado, o de Mountford e Uhlig (2008), tem pelo menos três problemas possíveis:

- A matriz ortogonal ótima, a matriz \bar{Q}^* , que resolve o sistema de equações do Problema de Minimização da Função Perda (PFA), pode não satisfazer as restrições de sinais impostas;
- Uma vez que somente uma matriz ortogonal é escolhida, o exame crítico não está claramente considerando todos os valores possíveis dos parâmetros estruturais condicionais às restrições de sinais;

- E por fim, ao escolher somente um sinal da matriz ortogonal para minimizar a função perda, se as IRFs de duas variáveis a um choque particular são correlacionadas, pode-se estar introduzindo viés em suas IRFs e em outras estatísticas de interesse.

Dessa maneira, ao escolher uma matriz ortogonal particular, que maximiza a resposta de uma variável a um choque fiscal pela minimização da função perda, está se enviesando a resposta das outras variáveis ao mesmo choque. De certo modo, a PFA comporta-se como se houvesse restrições de sinais adicionais nas variáveis que são similarmente irrestritas e, conseqüentemente, viola a agnosticidade de qualquer esquema de identificação utilizado.

Duas inconveniências sobre a metodologia de Mountford e Uhlig (2008) podem afetar a inferência. A de que a PFA impõe restrições de sinais em variáveis que são aparentemente sem restrição – violando a proclamada agnosticidade da identificação – o que envia as IRFs. E dado que o algoritmo escolhe um único valor de parâmetros estruturais, a PFA cria artificialmente intervalos de confiança estreitos em torno das IRFs, o que afeta severamente a interpretação econômica dos resultados. Portanto, chega-se à conclusão de que a PFA, o algoritmo proposto por Mountford e Uhlig (2008), não extrai corretamente os parâmetros estruturais do modelo SVAR condicionais às restrições de sinais de sua distribuição à posteriori.

Há outros trabalhos que criticam a PFA de Mountford e Uhlig (2008) usando argumentos semelhantes aos já listados. Baumeister e Benati (2013) e Binning (2013) propõem diferentes algoritmos, mas falham em prover qualquer justificativa teórica, como exposto em Arias *et al.* (2014). Há ainda Caldara e Kamps (2012), que, apesar de criticarem, não fornecem um algoritmo alternativo. Além de Baumeister e Hamilton (2013), que advogam pelo uso de priores, que não só levem em consideração as restrições de sinais, como também a plausibilidade relativa de diferentes valores dos parâmetros dentro da amostra de dados utilizada.

Vale ainda destacar a utilização, em alguns trabalhos, de modelos dinâmicos estocásticos de equilíbrio geral (DSGE), calibrados ou estimados diretamente na forma estrutural como Cogan *et al.* (2009) e Forni *et al.* (2009). O primeiro trabalho encontrou como resultado, que para os Estados Unidos seria de mais valia um anúncio por parte do governo federal que haveria uma redução de sua participação na economia. A sinalização faria com que as famílias esperassem uma queda na carga tributária, onde essa medida seria mais estimulante do que um eventual aumento nos gastos. Já Forni *et al.* (2009) encontram

evidências mais ligadas a teoria novo-keynesiana com efeitos mais significativos sobre o nível de atividade quando também há reduções na arrecadação do governo.

A partir do que foi destacado sobre trabalhos empíricos internacionais, é possível notar que não existe um consenso sobre como as inovações fiscais afetam os ciclos econômicos, uma vez que os resultados variam em função da metodologia adotada, bem como das características dos modelos, do método de identificação e do período amostral utilizado.

Para pesquisas nacionais, os resultados não poderiam ser diferentes. Entre os trabalhos que se utilizam da metodologia SVAR são destaques Peres e Ellery Jr. (2009), Cavalcanti e Silva (2010), Mendonça *et al.* (2009) e Castelo-Branco *et al.* (2017). Já aqueles que tentaram responder à pergunta sobre uma ótica da estimação de modelos DSGE são destaques Silva e Portugal (2010), Mussolini e Teles (2012) e Carvalho *et al.* (2013).

Peres e Ellery Jr. (2009), utilizando-se da metodologia SVAR de Blanchard e Perotti (2002), obtiveram como resultado que a resposta do produto aos choques fiscais é pequena e tem característica tipicamente keynesiana para o período de 1994-2005. Os resultados apontam que uma elevação de gastos tem uma relação positiva com o nível de produto, e aumentos na carga tributária relação negativa.

Cavalcanti e Silva (2010) avançaram na pesquisa ao levar em consideração o papel da dívida pública, com base no trabalho de Favero e Giavazzi (2007), em que os autores evidenciaram que a ausência da variável resulta numa provável superestimação do modelo. Desse modo, encontraram para o período de 1995-2008 resultados próximos a zero no nível de produto a um choque nos gastos e levemente positivo para o PIB no médio prazo para aumentos na receita. Para os autores, esse efeito se dá devido a uma possível preocupação com a solvência da dívida pública no período.

Em Mendonça *et al.* (2009), os resultados foram semelhantes. Ao se utilizar da metodologia proposta por Mountford e Uhlig (2008), identificando o modelo SVAR através da imposição de restrições de sinais sobre as IRFs, encontraram resultados tipicamente não-keynesianos. Onde um aumento inesperado do gasto corrente do governo pode conduzir a uma retração do produto real, enquanto que um choque positivo na carga tributária líquida pode levar, a médio prazo, a uma resposta positiva do PIB.

Castelo-Branco *et al.* (2017), utilizaram a metodologia SVAR, mas com um enfoque Markov-Switching (MS), através de um modelo de Vetores Autorregressivos Estrutural Bayesiano (SBVAR). Os autores encontraram que choques no consumo do governo são pouco eficazes para realizar qualquer alteração no PIB, enquanto o aumento da carga

tributária tem um impacto negativo. Em contrapartida, os multiplicadores fiscais da FBCFG são eficazes com impacto permanente e de longo prazo no PIB.

Os trabalhos que se utilizaram da mensuração de modelos DSGE, tiveram, resumidamente os seguintes resultados: enquanto Carvalho *et al.* (2013) mostram que choques fiscais elevam tanto a taxa de emprego como o salário real, resultado tipicamente novo keynesiano; Silva e Portugal (2010) encontrou exatamente o oposto, queda do consumo como consequência de choques nos gastos do governo com uma redução do salário real; e para Mussolini e Teles (2012) a variável carga tributária é a mais importante para explicar o nível do produto além da produtividade.

3. METODOLOGIA

3.1. Modelo

Os modelos SVARs são amplamente utilizados para a análise de políticas e para fornecer fatos estilizados para a teoria económica. Porém, antes de se realizar qualquer análise empírica através dessa metodologia particular, é necessário que o modelo seja corretamente identificado, já que, caso contrário, os resultados empíricos seriam enganosos.

Em Rubio-Ramírez *et al.* (2010), há o desenvolvimento de condições gerais para a identificação e de algoritmos eficientes para estimação, sobretudo, em modelos SVARs com restrições não lineares. Arias *et al.* (2014) através dos resultados obtidos em Rubio-Ramírez *et al.* (2010) expande o algoritmo proposto para permitir restrições de zeros. Dessa forma, considere um VAR em sua forma estrutural, como em Rubio-Ramírez *et al.* (2010):

$$y_t' A_0 = \sum_{l=1}^p y_{t-l}' A_l + c + \varepsilon_t' \quad \text{para } 1 \leq t \leq T \quad (1)$$

Onde y_t é um vetor $n \times 1$ de variáveis endógenas, ε_t é um vetor $n \times 1$ de choques estruturais exógenos, A_l é uma matriz $n \times n$ dos parâmetros para $1 \leq l \leq p$ com A_0 , a matriz de relações contemporâneas, invertível, c é um vetor $1 \times n$ de parâmetros, p é a extensão do lag e T é o tamanho da amostra. O vetor ε_t , condicional as informações passadas e as condições iniciais de y_0, \dots, y_{1-p} , é Gaussiano com média zero e matriz de covariância I_n , a matriz de identidade $n \times n$. O modelo tem sua forma compacta dada por:

$$y_t' A_0 = x_t' A_+ + \varepsilon_t' \quad \text{para } 1 \leq t \leq T \quad (2)$$

Sendo $A_+ = [A_1' \ \dots \ A_p' \ c']$ e $x_t = [y_{t-1}' \ \dots \ y_{t-p}' \ 1]$ para $1 \leq t \leq T$. A dimensão de A_+ é $m \times n$, onde $m = np + 1$. A representação da forma reduzida implícita pela equação (2) é:

$$y_t' = x_t' B + u_t' \quad \text{para } 1 \leq t \leq T \quad (3)$$

Onde $B = A_+ A_0^{-1}$, $u_t' = \varepsilon_t' A_0^{-1}$ e $E[u_t u_t'] = \Sigma = (A_0 A_0')^{-1}$. As matrizes B e Σ são os parâmetros do modelo em sua forma reduzida, enquanto A_0 e A_+ são os parâmetros em sua forma estrutural.

Para a identificação do SBVAR serão impostas restrições de sinais e de zeros nas IRFs. Portanto, se faz necessário, antes de se prosseguir com a apresentação da metodologia, definir as IRFs no horizonte finito e infinito:

Definição 1: Sendo (A_0, A_+) qualquer valor dos parâmetros estruturais, a IRF da i -ésima variável ao j -ésimo choque estrutural no horizonte finito h corresponde ao elemento na linha i e coluna j da matriz:

$$L_h(A_0, A_+) = (A_0^{-1} J' F^h J)' \quad (4)$$

Onde

$$F = \begin{bmatrix} A_0 A_0^{-1} & I_n & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ A_{p-1} A_0^{-1} & 0 & \dots & I_n \\ A_p A_0^{-1} & 0 & \dots & 0 \end{bmatrix} \quad e \quad J = \begin{bmatrix} I_n \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{bmatrix}$$

Sendo que no caso do horizonte infinito, assumimos que a i -ésima variável está em primeira diferença.

Definição 2: Sendo (A_0, A_+) qualquer valor dos parâmetros estruturais, a IRF da i -ésima variável ao j -ésimo choque estrutural no horizonte infinito (também chamado de IRF de longo prazo) corresponde ao elemento na linha i e coluna j da matriz:

$$L_\infty(A_0, A_+) = (A_0' - \sum_{l=1}^p A_l')^{-1} \quad (5)$$

Para que as restrições nas IRFs sejam impostas em diferentes horizontes de tempo, é conveniente pilhar as IRFs para todos os horizontes relevantes em uma única matriz de dimensão $k \times n$, a qual denotamos por $f(A_0, A_+)$. Para o caso em que a restrição de sinal é imposta no horizonte zero e infinito, temos que a dimensão da matriz será $k \times 2n$, apresentando a seguinte forma:

$$f(A_0, A_+) = \begin{bmatrix} L_0(A_0, A_+) \\ L_\infty(A_0, A_+) \end{bmatrix}. \quad (6)$$

3.1.1. Restrições de Sinais

Para impor restrições de sinais é necessário a criação de um algoritmo eficiente, que faça extrações de um conjunto de parâmetros na forma estrutural a partir de sua distribuição a posteriori irrestrita, ou seja, da distribuição a posteriori de todos os parâmetros estruturais antes de qualquer esquema de identificação ser considerado. Para a correta identificação do modelo, é necessário que essas extrações satisfaçam as restrições de sinais impostas nas IRFs.

Essas restrições de sinais são representadas pelas matrizes S_j para $1 \leq j \leq n$, onde o número de colunas em S_j é igual ao número de linhas em $f(A_0, A_+)$. Usualmente, S_j será uma matriz selecionada e assim terá exatamente em cada linha da matriz um elemento não-zero. Admitindo que a ordenação de S_j é s_j , então s_j é o número de restrições de sinais na IRF para o j -ésimo choque estrutural. O número total de restrições de sinais é dado por

$s = \sum_{j=1}^n s_j$. Sendo e_j a j -ésima coluna de I_n , aonde I_n é a matriz de identidade de dimensão

$n \times n$.

Desse modo, os parâmetros na forma estrutural (A_0, A_+) satisfazem as restrições de sinais, se e somente se:

$$S_j f(A_0, A_+) e_j > 0 \quad \text{para} \quad 1 \leq j \leq n. \quad (7)$$

É importante notar que as IRFs possuem a seguinte propriedade:

$$L_h(A_0 Q, A_+ Q) = L_h(A_0, A_+) Q \quad \text{para} \quad 0 \leq h \leq \infty \text{ e } Q \in O(n) \quad (8)$$

Portanto, sendo $O(n)$ o conjunto de todas matrizes $n \times n$ ortogonais, a medida em que (A_0, A_+) é um conjunto de parâmetros estruturais e Q qualquer elemento do conjunto $O(n)$, então (A_0, A_+) e $(A_0 Q, A_+ Q)$ são equivalentes observacionalmente.

Outra propriedade importante, como destacado por Geweke (1986), é a de que um SVAR com restrição de sinal só será identificado se para qualquer (A_0, A_+) que satisfaz as restrições de sinais, as combinações lineares de $(A_0 Q, A_+ Q)$ também as satisfarão para todas as matrizes ortogonais Q suficientemente próximos à identidade. Assim, o conjunto de parâmetros estruturais condicionais às restrições de sinais será um conjunto aberto de medidas positivas em todos o conjunto de parâmetros estruturais.

Desse modo, Rubio-Ramirez *et al.* (2010) apresenta o desenvolvimento de um algoritmo eficiente para obter extrações independentes da posteriori irrestrita, que é resultado de extrações da posteriori dos parâmetros na forma reduzida junto a extrações das matrizes ortogonais Q da distribuição uniforme com respeito a medida de Haar⁴ no $O(n)$. Se a priori na forma reduzida é da família da Distribuição Multivariada Inversa de Wishart, então a posteriori será da mesma família e haverá algoritmos eficientes para obter extrações independentes da distribuição. Esse *mapping* de conversão segue da formulação de dois teoremas.

O primeiro teorema demonstra uma maneira conveniente de implementar uma seleção aleatória de matrizes ortogonais para obter funções de impulso resposta que satisfaçam as restrições de sinais. Sendo possível desenvolver um algoritmo eficiente para obter extrações independentes da distribuição a posteriori irrestrita usando extrações da distribuição a posteriori dos parâmetros na forma reduzida, utilizando o segundo teorema como base.

Teorema 1: *Sendo X uma matriz $n \times n$ aleatória com cada elemento tendo uma distribuição normal padrão independente. Sendo $X = QR$, onde QR é a decomposição QR de X ⁵. A matriz padrão Q tem distribuição uniforme com respeito à medida Haar no $O(n)$.*

Teorema2: *sendo π a densidade a priori dos parâmetros na forma reduzida. Se (B, Σ) é uma extração da posteriori dos parâmetros na forma reduzida e Q é a extração da distribuição uniforme com respeito a medida de Haar no $O(n)$, então $\hat{h}(B, \Sigma, Q)$ é a extração da posteriori irrestrita dos parâmetros na forma estrutural com respeito a priori $\hat{\pi}(A_0, A_+) = \pi(B, \Sigma) |\det(\hat{h}'(B, \Sigma, Q))|^{-1}$.*

Admitindo que g denota o *mapping* do parâmetro estrutural para a forma reduzida dos parâmetros dado por $g(A_0, A_+) = (A_+ A_0^{-1}, (A_0 A_0')^{-1})$. Sendo h qualquer *mapping* continuamente diferenciável do conjunto de matrizes simétrica $n \times n$ positiva definida para o conjunto de matrizes $n \times n$ tal que $h(X)'h(X) = X$. Por exemplo, $h(X)$ poderia ser a decomposição Cholesky de X , onde $h(X)$ é triangular superior com diagonal positiva. Usando h , podemos definir uma função \hat{h} que transforma o produto do conjunto de parâmetros da forma reduzida com o conjunto das matrizes ortogonais em parâmetros

⁴ A medida de Haar é a única medida do $O(n)$ que é invariante dentro das rotações e reflexões tal qual a medida de todos os $O(n)$ é única. Veja Krantz e Parks (2008) para mais detalhes.

⁵ Com probabilidade um a matriz X randômica será não-singular e, então, a decomposição QR será única se a diagonal de R é normalizada para ser positiva.

estruturais dados por $\hat{h}(B, \Sigma, Q) = (h(\Sigma)^{-1}Q, Bh(\Sigma)^{-1}Q)$, que será feito com base no Teorema 2.

Note que $g(\hat{h}(B, \Sigma, Q)) = (B, \Sigma)$ para todo $Q \in O(n)$. A função \hat{h} será continuamente diferenciável com uma função inversa continuamente diferenciável.

Tem-se, portanto, o argumento formalizado de que dado uma densidade a priori π dos parâmetros na forma reduzida, junto à distribuição uniforme com respeito a medida Haar no $O(n)$, utiliza-se \hat{h} para extrair os parâmetros estruturais da posteriori irrestrita. Ao mesmo tempo em que \hat{h} induz a priori nos parâmetros estruturais irrestritos. A densidade da distribuição a priori induzida será:

$$\hat{\pi}(A_0, A_+) = \pi(B, \Sigma) |\det(\hat{h}'(B, \Sigma, Q))|^{-1}, \quad (9)$$

Onde $(B, \Sigma, Q) = \hat{h}^{-1}(A_0, A_+)$.

Através do Algoritmo 1 é possível realizar extrações independentes dos parâmetros estruturais, condicionais às restrições de sinais, a partir da distribuição a posteriori dos parâmetros estruturais com base nos Teoremas 1 e 2.

Algoritmo 1:

1. Extraí-se (B, Σ) da distribuição a posteriori dos parâmetros na forma reduzida;
2. Usado o Teorema 1 para extrair a matriz Q ortogonal da distribuição uniforme com respeito à medida de Haar no $O(n)$;
3. Por causa do Teorema 2, $\hat{h}(B, \Sigma, Q) = (h(\Sigma)^{-1}Q, Bh(\Sigma)^{-1}Q)$ será extraída da posteriori irrestrita dos parâmetros na forma estrutural;
4. Mantendo a extração se as restrições de sinais são satisfeitas para $1 \leq j \leq n$.
5. Retorna ao passo 1 até o número de extrações requeridos da posteriori dos parâmetros estruturais condicionais às restrições de sinais seja obtido.

Como já mencionado, se a priori na forma reduzida é da família da Distribuição Multivariada Inversa de Wishart, temos um algoritmo eficiente para obter extrações independentes requerida no passo 1 do Algoritmo 1. O Teorema 1 dá um algoritmo eficiente para obter extrações independentes requeridas no passo 2, e o passo 3 é justificado pelo Teorema 2. Na prática, $h(\Sigma)$ é a decomposição Σ de Cholesky, tal que $h(\Sigma)$ é triangular superior com diagonal positiva. Em qualquer caso, o Teorema 2 também mostra que outros *mappings* são possíveis.

3.1.2. Restrições de Zeros

Como também queremos impor restrições de zeros em vários horizontes, tanto finito quanto infinito, admite-se a função $f(A_0, A_+)$ para pilhar as IRFs nos horizontes desejados. A função $f(A_0, A_+)$ conterà IRFs para ambas as restrições. A restrição de zero poder ser representada por Z_j para $1 \leq j \leq n$, onde o número de colunas em Z_j é igual ao número de linhas em $f(A_0, A_+)$. Se a ordenação de Z_j é z_j , então z_j é o número de restrições de zeros associado com o j -ésimo choque estrutural, onde o número total de restrições é dado por

$$z = \sum_{j=1}^n z_j.$$

De mesmo modo, os parâmetros na forma estrutural (A_0, A_+) devem satisfazer as restrições de zeros e que acontecerá, se e somente se:

$$Z_j f(A_0, A_+) e_j = 0 \quad \text{para} \quad 1 \leq j \leq n \quad (10)$$

A condição necessária para que os parâmetros estruturais satisfaçam as restrições de zeros inviabiliza o uso do Algoritmo 1, impossibilitando a criação de uma amostra a partir de extrações da posteriori dos parâmetros estruturais condicionais às restrições de sinais e zeros. A inviabilidade se dá pelo fato de que o conjunto de parâmetros estruturais condicionais às restrições de zeros é de medida zero no conjunto de todos os parâmetros estruturais. Anteriormente, quando se impunha somente restrições de sinais, tinha-se que o conjunto de parâmetros estruturais condicionais às restrições de sinais era um conjunto aberto de medidas positivas em todos o conjunto de parâmetros estruturais.

Para realizar essas extrações, Arias *et al.* (2014) propõe um novo algoritmo, onde o conjunto de parâmetros estruturais condicionais às restrições de sinais e de zeros será de medida positiva. A dificuldade vem do fato que as restrições de zeros impõem restrições não lineares nos parâmetros estruturais (A_0, A_+) . Assim, os autores propõem uma forma de transformar estas restrições não-lineares nos parâmetros estruturais em restrições lineares na matriz ortogonal Q . A análise parte de uma nova reformulação do Teorema 2, de modo a permitir que extrações dos parâmetros na forma reduzida combinadas com extrações da matriz Q da distribuição uniforme com respeito a medida de Haar no $O(n)$, possam ser transformadas em extrações de parâmetros estruturais respeitando as restrições de sinais e de zeros.

Como f tem a propriedade em que $f = (A_0Q, A_+Q) = (A_0, A_+)Q$, as restrições de zeros, nas IRFs de parâmetros estruturais observacionalmente equivalentes, podem ser convertidas em uma restrição linear nas colunas da matriz ortogonal Q . Para isso, cabe notar que:

$$Z_i f(A_0Q, A_+Q)e_j = Z_i f(A_0, A_+)Qe_j = Z_i f(A_0, A_+)q_j \quad \text{para } 1 \leq j \leq n. \quad (11)$$

Portanto, a restrição de zero associada com o j -ésimo choque estrutural pode ser expressa como uma restrição linear na j -ésima coluna da matriz ortogonal Q . Assim, as restrições de zeros, como já mencionado antes, serão sustentadas se e somente se a equação (10) seja satisfeita.

Em adição a equação (10), a matriz Q resultante deve ser ortogonal. Esta condição impõe restrições lineares extras nas colunas de Q . Assim, precisa-se encontrar uma matriz ortogonal Q , que para qualquer valor dos parâmetros estruturais, tenha-se como resultado que (A_0Q, A_+Q) satisfaz as restrições de zeros.

Para isso, Arias *et al.* (2014) apresenta o seguinte teorema, que implica que para qualquer valor dos parâmetros em sua forma estrutural, combinações lineares podem ser feitas de modo que, ao impor as restrições de zeros sobre a matriz ortogonal Q , as restrições de zeros sobre as IRFs serão satisfeitas, já que (A_0, A_+) e (A_0Q, A_+Q) são equivalentes observacionalmente.

Teorema 3. *Sendo (A_0, A_+) qualquer valor dos parâmetros estruturais. O parâmetro estrutural (A_0Q, A_+Q) , onde Q é ortogonal, satisfaz as restrições de zeros se e somente se $\|q_j\| = 1$ e*

$$R_j(A_0, A_+)q_j = 0 \quad \text{para } 1 \leq j \leq n \quad (12)$$

Onde:

$$R_j(A_0, A_+)q_j = \begin{bmatrix} Z_i f(A_0, A_+) \\ Q'_{j-1} \end{bmatrix}.$$

Além disso, se a ordenação de Z_i é menor ou igual a $n - j$, então não haverá solução de zero para a equação (12) independente dos valores de Q_{j-1} .⁶

A medida em que a solução de zero da equação (10) depende claramente da ordenação das equações (colunas) do sistema original, que é arbitrário, deve-se considerar somente restrições de zeros tal que $z_j \leq n - j$. Desse fato, é possível reescrever o Teorema 2, em que a

⁶ Para mais detalhes ver Anexo A.

partir da distribuição a posteriori dos parâmetros na forma reduzida, seja possível realizar extrações independentes da posteriori que satisfaçam as restrições de zeros.

Mas para isso precisa-se obter extrações da distribuição uniforme com respeito a medida de Haar no $O(n)$ condicional às restrições de zeros. Arias *et al.* (2014) através do Teorema 4, com base nos resultados do Teorema 3, encontra uma forma de se obter extrações da distribuição uniforme com respeito a medida de Haar no $O(n)$ respeitadas as restrições de zeros.

Teorema 4. Sendo $1 \leq j \leq n$, onde Z_j representa restrições de zeros com as equações do sistema dada por (1) ordenado tal que $z_j \leq n - j$. Dado (A_0, A_+) qualquer valor dos parâmetros estruturais, a matriz Q será obtida através de:

1. Sendo $j = 1$;
2. Acha-se uma matriz N_{j-1} tal que as colunas formam bases ortogonais para o espaço nulo de $R_j(A_0, A_+)$;
3. Extrai x_j da distribuição normal padrão em \mathbb{R}^n .
4. Sendo $q_j = N_{j-1} \left(\frac{N'_{j-1} x_j}{\|N'_{j-1} x_j\|} \right)$;
5. Se $j = n$ para, caso contrário, sendo $j = j + 1$ move-se para o passo 2.

A matriz randômica Q tem distribuição uniforme com respeito a medida de Haar no $O(n)$ condicional aos $(A_0 Q, A_+ Q)$ satisfazendo as restrições de zeros.

Assim, reescreve-se o Teorema 2, de modo que leve em consideração as restrições de zeros da seguinte maneira:

Teorema 5. Sendo π a densidade priori dos parâmetros na forma reduzida. Se (B, Σ) é uma extração dos parâmetros na forma reduzida a partir de sua posteriori e Q é uma extração da distribuição uniforme com respeito a medida de Haar no $O(n)$ condicional ao $\hat{h}(B, \Sigma, Q) = (h(\Sigma)^{-1} Q, B h(\Sigma)^{-1} Q)$ que satisfaz as restrições de zeros como no Teorema 4, então $\hat{h}(B, \Sigma, Q)$ é uma extração da posteriori dos parâmetros estruturais com respeito à priori $\hat{\pi}(A_0, A_+) = \pi(B, \Sigma) |\det(\hat{h}'(B, \Sigma, Q))|^{-1}$, condicional às restrições de zeros.

O que permite obter extrações independentes dos parâmetros estruturais de sua distribuição a posteriori condicionais as restrições de sinais e de zeros.

Algoritmo 2

1. Extraí (B, Σ) da distribuição posteriori dos parâmetros na forma reduzida;
2. Usa-se o Teorema 4 para extrair uma matriz ortogonal Q tal que $\hat{h}(B, \Sigma, Q) = (h(\Sigma)^{-1}Q, Bh(\Sigma)^{-1}Q)$ satisfaz as restrições de zeros;
3. Mantem-se a extração se as restrições de sinais são satisfeitas para $1 \leq j \leq n$;
4. Retorna ao passo 1 até que o número de extrações requerida da distribuição posteriori dos parâmetros estruturais condicional às restrições de zeros e de sinais sejam obtidas.

3.1.3. Dados

As séries utilizadas a fim de compor o vetor y_t de variáveis endógenas são dadas pelo PIB, o Consumo do Governo, como também a sua arrecadação através dos Impostos e a Formação Bruta de Capital Fixo do Governo, todas essas a nível do governo geral, ou seja, somando União, Estados e Municípios.

Para o PIB foi utilizado a série disponibilizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) através dos indicadores das contas nacionais trimestrais. Trata-se da série do PIB em valores constantes de 1995 com ajuste sazonal. A série para o Consumo do Governo foi obtida através da mesma fonte, recebendo o mesmo tratamento, ou seja, trata-se da série a preços constantes de 1995 com ajuste sazonal.

A variável Impostos foi obtida também pelo IBGE, através da série Impostos dos indicadores das contas nacionais trimestrais, disponibilizadas a preços constantes de 1995. Para o ajuste sazonal foi utilizado o pacote estatístico *Demetra*, através do método X-13, onde se obteve como resultado que a série em questão seguia o processo Sarima $[(0,1,1)(0,1,1)]$.

Para a FBCFG foi utilizado a série construída por Dos Santos *et al.* (2011). A fim de se obter um maior tamanho da amostra optou-se ainda por um encadeamento, a partir do quarto trimestre do ano de 2015, dos dados junto a série de Aquisição de Ativos Não Financeiros disponibilizada pela Secretaria do Tesouro Nacional (STN)⁷. A série encadeada foi trazida a preços constantes de 1995 pelo deflator implícito da Formação Bruta de Capital Fixo Agregada disponibilizado pelo IBGE. Sendo o ajuste sazonal realizado pelo pacote estatístico *Demetra*, utilizando o método X-13, onde se obteve como resultado que a série em questão seguia o processo Sarima $[(1,0,0)(1,1,1)]$.

⁷ Para mais informações sobre o encadeamento da série ver Anexo B.

Foi criada ainda a série Orçamento, que se trata do logaritmo natural dos Impostos reduzido dos logaritmos naturais do Consumo do Governo e da FBCFG. A sua criação é realizada a fim de identificar inovações fiscais sem que haja alteração no orçamento público.

Com essa finalidade, optou-se por dois conjuntos diferentes de variáveis: O primeiro conjunto (Amostra I) contém as séries temporais do PIB, Impostos, Consumo do Governo e FBCFG; e o outro conjunto (Amostra II) é dado pelo PIB, a variável Orçamento, o Consumo do Governo e a FBCFG. Na Amostra II, optou-se pela retirada da variável Impostos para que não houvesse problema de multicolinearidade.

Para a estimação do modelo optou-se por utilizar o logaritmo natural das séries em nível. Após a transformação em logaritmo natural, multiplicou-se os valores por cem. A finalidade da multiplicação é a de que fosse feita uma mudança na escala dos dados, a fim de conseguir uma amostra maior dos parâmetros do modelo SBVAR, extraídos conforme o Algoritmo 2.

Além da divisão em duas amostras, optou-se por trabalhar com três períodos de tempo distintos devido a possibilidade de quebra estrutural da série. Diante desse problema, os intervalos de tempo escolhidos foram o do segundo trimestre do ano de 1999, quando houve a adesão do regime de metas para a inflação, ao quarto trimestre de 2007 (Intervalo I); outra amostra compreendendo o intervalo de tempo do segundo trimestre de 2009 ao quarto de 2016 (Intervalo II); além da amostra compreendendo do segundo trimestre do ano de 1999 ao quarto trimestre de 2016, ou seja, o período completo (Intervalo III). A divisões aqui realizadas tem por base os resultados encontrados por Castelo-Branco *et al.* (2017), onde se obteve como resultado, através de uma metodologia MS-SBVAR, a ocorrência de três regimes distintos:

- 1º período: 1999T1 - 2008T2: Regime 1 - Regime de menor variância nos resíduos das equações;
- 2º período: 2009T2 – 2012T4: Regime 2 – Regime de variância “intermediária” nos resíduos das equações; e
- 3º período: 2008T3 – 2009T1: Regime 3 – Regime de maior variância nos resíduos das equações.

Vale destacar que por se tratar de um modelo que estima os parâmetros do SVAR através de um procedimento bayesiano há a eliminação do problema da ordem de integração das séries, bem como a relevância da importância do tamanho da amostra, como advogado por Sims (1988). Na mesma forma em que, testes de cointegração e testes que mensuram a existência de raízes unitárias são de baixa potência em relação a alternativas plausíveis,

especialmente no que se refere à hipótese alternativa de tendência estacionária. Como exposto também por Sims *et al.* (1990), a metodologia empregada não exhibe problemas de inconsistência estatística.

Por fim, foi realizado um teste a fim de avaliar o número de *lags* a serem utilizados para a mensuração do modelo. Para o teste de *Lag Length Criteria* foi utilizado o pacote estatístico *Eviews 8*. Os resultados do teste encontram-se na tabela abaixo:

Tabela 1 - Resultado do teste de seleção de defasagem do VAR.

<i>Lag</i>	AIC			SC			HQ		
<i>Intervalo</i>	<i>I</i>	<i>II</i>	<i>III</i>	<i>I</i>	<i>II</i>	<i>III</i>	<i>I</i>	<i>II</i>	<i>III</i>
0	-14,4	-17,8	-12,8	-14,2	-17,6	-12,6	-14,4	-17,7	-12,7
1	-20,0	-23,6*	-20,4	-19,1*	-22,5*	-19,7*	-19,7	-23,2*	-20,1
2	-20,0	-23,0	-20,5*	-18,3	-21,2	-19,4	-19,4	-22,4	-20,1*
3	-19,8	-22,9	-20,5	-17,4	-20,5	-18,8	-19,0	-22,2	-19,8
4	-20,9	-23,0	-20,4	-17,7	-19,7	-18,1	-19,9	-22,0	-19,5
5	-21,9*	-	-20,3	-17,9	-	-17,5	-20,5*	-	-19,2
6	-	-	-20,4	-	-	-17,1	-	-	-19,1

Legenda: AIC: Critério de informação de Akaike; SC: Critério de informação de Schwarz; HQ: Critério de informação de Hannan-Quinn.

Fonte: O autor, 2017.

Optou-se por apresentar os resultados apenas para a Amostra I, uma vez que o teste apresentou os mesmos resultados para ambas amostras, visto que se trata das mesmas variáveis, apesar da transformação realizada para construção da variável Orçamento. O critério de Schwarz (SC) foi escolhido como ferramenta de decisão frente aos demais critérios, pois é o mais utilizado na literatura e o de melhor interpretação bayesiana. O critério ainda se destaca por ser o que mais penaliza o número de parâmetros. Assim, trabalhou-se em todos os processos de estimação, aqui apresentados, com apenas uma defasagem.

3.1.4. Identificação dos Choques

Nas Tabelas 2, 3 e 4 são apresentadas as restrições de sinais e de zeros impostas para a identificação dos diversos choques de política fiscal, os quais são representados nas linhas das

referidas tabelas. Optou-se pela identificação de choques fiscais restritivos através de um aumento dos Impostos por parte do governo, e expansionistas através de um aumento do Consumo do Governo e da FBCFG.

De acordo com as restrições sumariadas na Tabela 2, os classificados como Agnósticos são os choques cuja identificação é amplamente utilizada na literatura. São impostas somente restrições de sinais na variável ao qual se deseja mensurar um choque exógeno. Para as identificações agnósticas foi utilizado uma janela de restrições de 4 passos à frente, sendo a primeira restrição imposta no horizonte zero.

Através das restrições de zeros é possível identificar choques exógenos restritos, ou seja, choques em que somente as variáveis de interesse sofrem alterações durante horizontes específicos das IRFs. Nesse sentido, a vantagem de se trabalhar com restrições de zeros está em anular possíveis alterações provocadas por outras variáveis, que não seja a de interesse.

Seria o caso, por exemplo, de uma identificação agnóstica de um choque exógeno dos Impostos, Tabela 2 – linha A.T. Ao interpretar as IRFs a esse choque pode se estar cometendo um erro, uma vez que não é possível dizer se existe uma relação de causalidade entre as variáveis. O aumento dos impostos pode ter impactado positivamente o PIB, da mesma forma em que um aumento de produtividade pode ter elevado o PIB, que por consequência provocou um aumento na arrecadação do governo.

A dificuldade de se obter relações de casualidade vem do fato de que através do Algoritmo 2, a medida em que se faz uma extração de uma matriz ortogonal Q e se realiza combinações lineares junto aos parâmetros na forma reduzida de um VAR, a fim de se obter parâmetros em sua forma estrutural condicionais as restrições de sinais e de zeros, tem-se que para cada extração da matriz Q um novo modelo SVAR é extraído. Ou seja, para a construção das IRFs inúmeros modelos SVAR são extraídos junto a matriz Q , de modo em que não se tem uma representação exata desse modelo.

Tabela 2 - Restrições de sinais e de zeros utilizadas para identificação dos choques na política fiscal.

		PIB (Y)	Impostos (T)	Consumo do Governo (C_G)	FBCFG (K_G)	Horizontes
Agnóstico	$A.C_G$			>0		[0 3]
	$A.K_G$				>0	[0 3]
	$A.T$		>0			[0 3]
Restrito	$R^{K_G,T}.C_G$		=0	>0	=0	0
	$R^{K_G,T,Y}.C_G$	=0	=0	>0	=0	0
	$R^{C_G,T}.K_G$		=0	=0	>0	0
	$R^{C_G,T,Y}.K_G$	=0	=0	=0	>0	0
	$R^{C_G,K_G}.T$		>0	=0	=0	0
	$R^{C_G,K_G,Y}.T$	=0	>0	=0	=0	0

Legenda: $A.C_G$: Choque Agnóstico do Consumo do Governo; $A.K_G$: Choque Agnóstico da FBCFG; $A.T$: Choque Agnóstico dos Impostos; $R^{K_G,T}.C_G$: Choque Restrito do Consumo do Governo com Restrições de Zero em K_G e T ; $R^{K_G,T,Y}.C_G$: Choque Restrito do Consumo do Governo com Restrições de Zero em K_G , T e Y ; $R^{C_G,T}.K_G$: Choque Restrito da FBCFG com Restrições de Zero em C_G e T ; $R^{C_G,T,Y}.K_G$: Choque Restrito da FBCFG com Restrições de Zero em C_G e Y ; $R^{C_G,K_G}.T$: Choque Restrito dos Impostos com Restrições de Zero em C_G e K_G ; $R^{C_G,K_G,Y}.T$: Choque Restrito dos Impostos com Restrições de Zero em C_G , K_G e Y .

Fonte: O autor, 2017.

Nesse sentido, para melhorar a identificação foram impostas restrições de zeros para aquelas variáveis as quais não se queria que houvesse variação. E o caso da linha $R^{K_G,T}.C_G$ da Tabela 2, onde tentou-se identificar uma política fiscal expansionista via consumo do governo, mantendo tanto os impostos como a FBCFG constantes, fazendo com que as suas IRFs sejam iguais a zero no primeiro trimestre. Para os choques aqui classificamos como restritos, optou-se por uma janela de restrições de apenas 1 passo à frente, sendo essa restrição imposta no horizonte zero. Nesse caso, apesar de haver um ganho na identificação, se perde na mensuração do impacto que essas variáveis têm entre si contemporaneamente, ou seja, no horizonte de tempo em que ocorreria o choque.

A identificação de choques de política fiscal, sem que afetasse o orçamento do governo, teve como base o sumário exposto na forma da Tabela 3.

Tabela 3 - Restrições de sinais e de zeros utilizadas para identificação dos choques na política fiscal que não afetam o Orçamento Público.

		PIB (Y)	Orçamento	Consumo do Governo (C_G)	FBCFG (K_G)	Horizontes
Agnóstico	$AE.C_G$		=0	>0		0
	$AE.K_G$		=0		>0	0
Restrito	$RE^{K_G}.C_G$		=0	>0	=0	0
	$RE^{K_G,Y}.C_G$	=0	=0	>0	=0	0
	$RE^{C_G}.K_G$		=0	=0	>0	0
	$RE^{C_G,Y}.K_G$	=0	=0	=0	>0	0

Legenda: $AE.C_G$: Choque Agnóstico do Consumo do Governo com Orçamento Constante; $AE.K_G$: Choque Agnóstico da FBCFG com Orçamento Constante; $RE^{K_G}.C_G$: Choque Restrito do Consumo do Governo com Orçamento Constante e com Restrição de Zero em K_G ; $RE^{K_G,Y}.C_G$: Choque Restrito do Consumo do Governo com Orçamento Constante e com Restrições de Zero em K_G e Y ; $RE^{C_G}.K_G$: Choque Restrito da FBCFG com Orçamento Constante e com Restrição de Zero em C_G ; $RE^{C_G,Y}.K_G$: Choque Restrito com Orçamento Constante da FBCFG com Restrições de Zero em C_G , e Y .

Fonte: O autor, 2017.

Para o caso exposto, as restrições de zeros possibilitaram não somente a mensuração de choques restritos, como também a identificação de choques de política fiscal sem que afetasse o orçamento público. Como demonstrado na identificação do choque da linha $RE^{C_G}.K_G$, onde buscou-se mensurar como um choque restrito na FBCFG impacta as demais variáveis dado orçamento e consumo do governo constante no horizonte zero.

Buscou-se ainda, com a finalidade de comparação dos resultados empíricos, identificar choques fiscais seguindo a decomposição de Cholesky utilizada por Castelo-Branco *et al.* (2017), Tabela 4. Para esse fim, foram impostas restrições de zeros, no horizonte zero, nas variáveis em que não se relacionavam contemporaneamente, além de restrições de sinais nas variáveis em que se buscou mensurar os choques fiscais.

Tabela 4 - Restrições de sinais e de zeros utilizadas para identificação dos choques na política fiscal comparáveis a Castelo-Branco *et al.* (2017).

	PIB (Y)	Impostos (T)	Consumo do Governo (C_G)	FBCFG (K_G)	Horizontes
Choque do Consumo do Governo	=0	=0	>0	=0	0
Choque da FBCFG	=0	=0		>0	0
Choque dos Impostos		>0	=0	=0	0

Fonte: O autor, 2017.

3.1.5. Multiplicadores Fiscais

No trabalho realizado, foram calculados três multiplicadores fiscais distintos, sendo eles dados por:

- (i) Multiplicador de Impacto, que mensura a resposta da variável Y_t no período t a partir de um choque na variável X_t no período t :

$$\left(\frac{\Delta Y_t}{\Delta X_t} \right);$$

- (ii) Multiplicador Cumulativo, que soma, a cada período, todas as respostas da variável Y_t a um choque permanente na variável X_t , também somado a cada período.

$$\left(\frac{\sum_{i=1}^n \Delta Y_{t+i}}{\sum_{i=1}^n \Delta X_{t+i}} \right);$$

- (iii) Valor Presente do Multiplicador Cumulativo, que traz a valor presente o Multiplicador Fiscal Cumulativo através de uma taxa de juros.

$$\left(\frac{\sum_{t=0}^T (1+i)^{-t} \Delta Y_t}{\sum_{t=0}^T (1+i)^{-t} \Delta X_t} \right).$$

Apresentar os resultados obtidos através desses Multiplicadores lança luz ao debate sobre o caráter do impacto das inovações fiscais. Através dos Multiplicadores Fiscais é possível demonstrar se o impacto dos choques exógenos tem caráter meramente transitório

sobre a economia, ou se ele se estende a longo prazo. Além dos Multiplicadores Fiscais serão apresentadas as IRFs às quais foram impostas as restrições de sinais e de zeros.

4. RESULTADOS

Nesse capítulo serão apresentados os resultados encontrados a partir da metodologia empregada. Para melhor compreensão dos resultados, esse capítulo será dividido de acordo com os três meios possíveis, por parte do governo, de exercer influência sobre a economia através da política fiscal, ou seja, via consumo, investimento e arrecadação. Ainda será apresentada uma subseção com a qual se comparará os resultados empíricos encontrados com as demais pesquisas nacionais.

Dessa maneira, as IRFs e os multiplicadores fiscais aqui apresentados foram construídos através de uma amostra de dez mil extrações da distribuição a posteriori em que se respeitasse às restrições de sinais e de zeros impostas para as IRFs, exibindo um intervalo de confiança de 68%.

4.1 As IRF e os Multiplicadores dos Impostos

As IRFs e os Multiplicadores Fiscais encontrados para os choques nos impostos identificado de acordo com a Tabela 2, linhas A.T, $R^{C_G, K_G}.T$ e $R^{C_G, K_G, Y}.T$, para os três intervalos de tempo, são dadas pelas figuras que se seguem (Figuras 5, 6 e 7).

Através das IRFs é possível observar como as identificações via restrições de sinais e de zeros funcionam. Ao tentar identificar de maneira agnóstica uma política fiscal restritiva via aumento dos impostos (coluna A.T), para todos os intervalos de tempo houve uma resposta positiva por parte do PIB, assim como as das demais variáveis, onde os intervalos de confiança das IRFs para a maioria dos horizontes analisados contêm zero. Como mencionando anteriormente, a relação de causalidade é dúbia ao se impor somente restrições de sinais. A metodologia não possibilita a apresentação do modelo SVAR exato com o qual se criou as IRFs aqui apresentadas. Portanto, pode ter se identificado tanto uma inovação no nível do produto como no dos impostos. O mesmo resultado positivo por parte do PIB é obtido quando se impõe restrições de zeros no consumo do governo e na FBCFG, coluna $R^{C_G, K_G}.T$.

Nesse sentido, destacam-se os resultados encontrados quando se adiciona uma restrição de zero para a resposta do PIB no horizonte zero, coluna $R^{C_G, K_G, Y, T}$. É possível ver uma mudança na resposta para um choque nos impostos entre os intervalos de tempo: enquanto para o período 1999-2007, o PIB apresentou uma resposta negativa, como defendido pelas principais teorias econômicas; para o segundo intervalo de tempo, 2009-2016, o PIB responde de forma positiva.

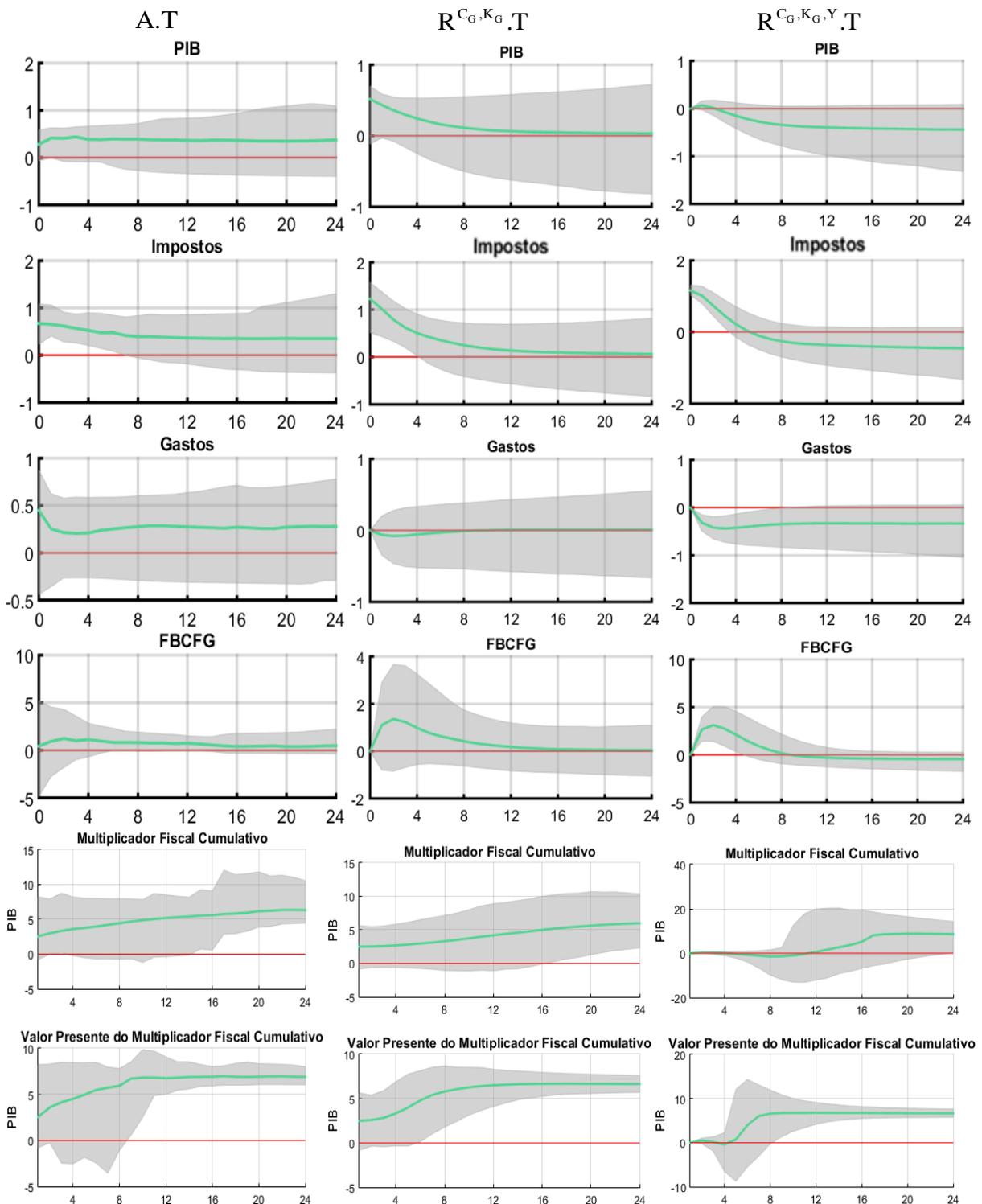
Ainda em relação a identificação $R^{C_G, K_G, Y, T}$, enquanto no período 1999-2007 o consumo do governo recua e a FBCFG aumenta, para o segundo período há uma resposta positiva de ambas as variáveis, ainda que o consumo caia até o segundo trimestre seguinte ao choque. Essa mudança na resposta do PIB pode estar diretamente relacionada a um quadro de dominância fiscal, fruto de uma piora nas finanças governamentais, onde os agentes reagem de forma otimista a uma tentativa de recuperar o nível de solvência por parte do governo.

Dentre os Multiplicadores apresentados junto as IRFs (Figura 5, 6 e 7), destaca-se que no período 1999-2007, em diversos instantes de tempo os Multiplicadores não foram estatisticamente significante, o que em nenhum momento aconteceu para o segundo período analisado, 2009-2016. Reforçando a ideia em que a piora nas contas públicas resultou em um regime não-ricardiano.

Os resultados demonstram, no caso de um aumento da arrecadação, que os formadores de política econômica ao adotar uma medida fiscal, devem se preocupar também com as expectativas dos agentes em relação a essas políticas e o nível de solvência das contas públicas.

As IRFs e os Multiplicadores Fiscais estimados para o período completo, 1999-2016, para esses e os demais choques fiscais, em sua grande parte, se comportaram de forma similar aos resultados encontrados para o primeiro intervalo de tempo.

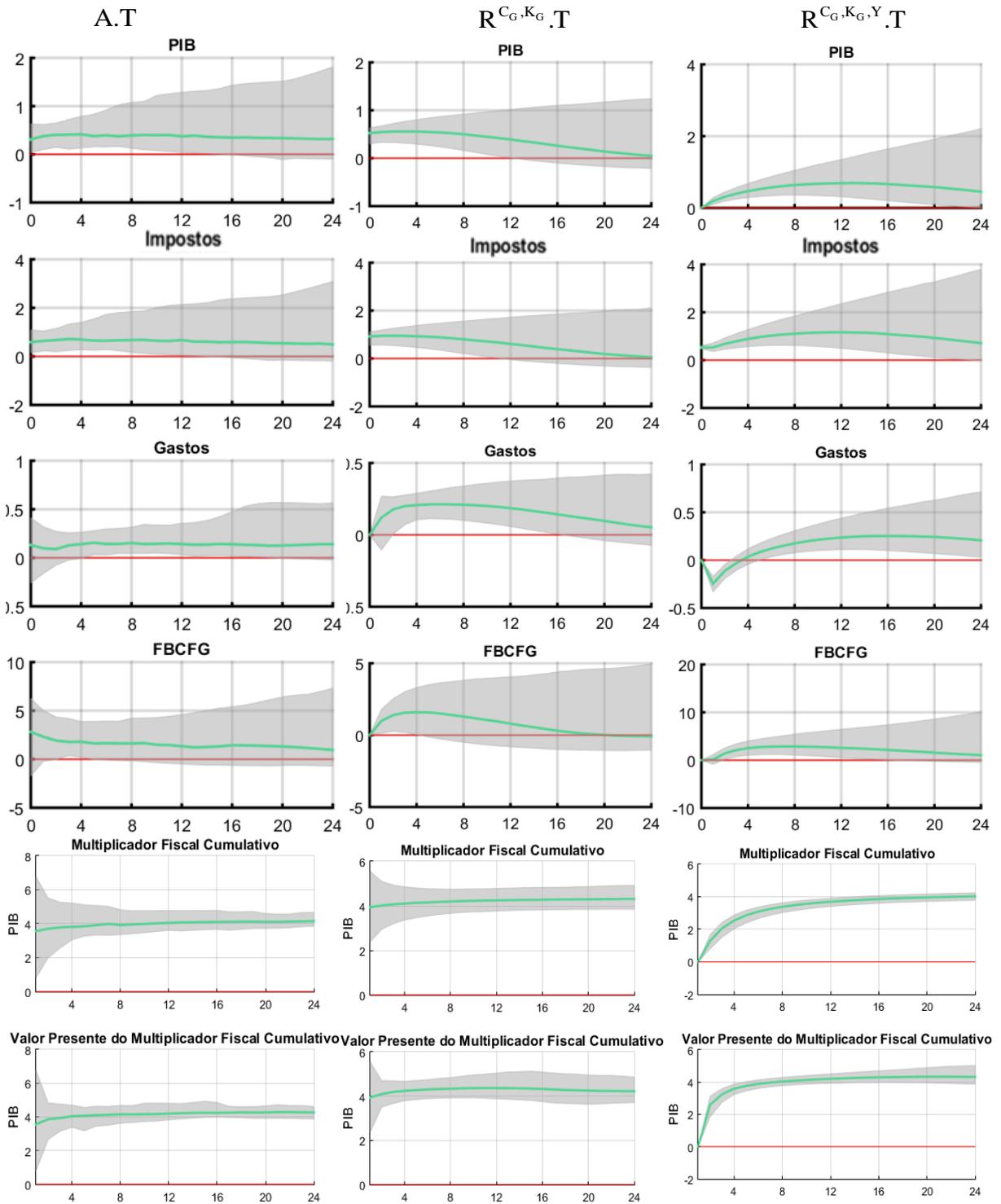
Figura 6 – Funções Impulso Resposta e Multiplicadores Fiscais para Choques nos Impostos no período 1999-2007.



Legenda: $A.T$: Choque Agnóstico dos Impostos; $R^{C_G, K_G}.T$: Choque Restrito dos Impostos com Restrições de Zero em C_G e K_G ; $R^{C_G, K_G, Y}.T$: Choque Restrito dos Impostos com Restrições de Zero em C_G , K_G e Y .

Fonte: O autor, 2017.

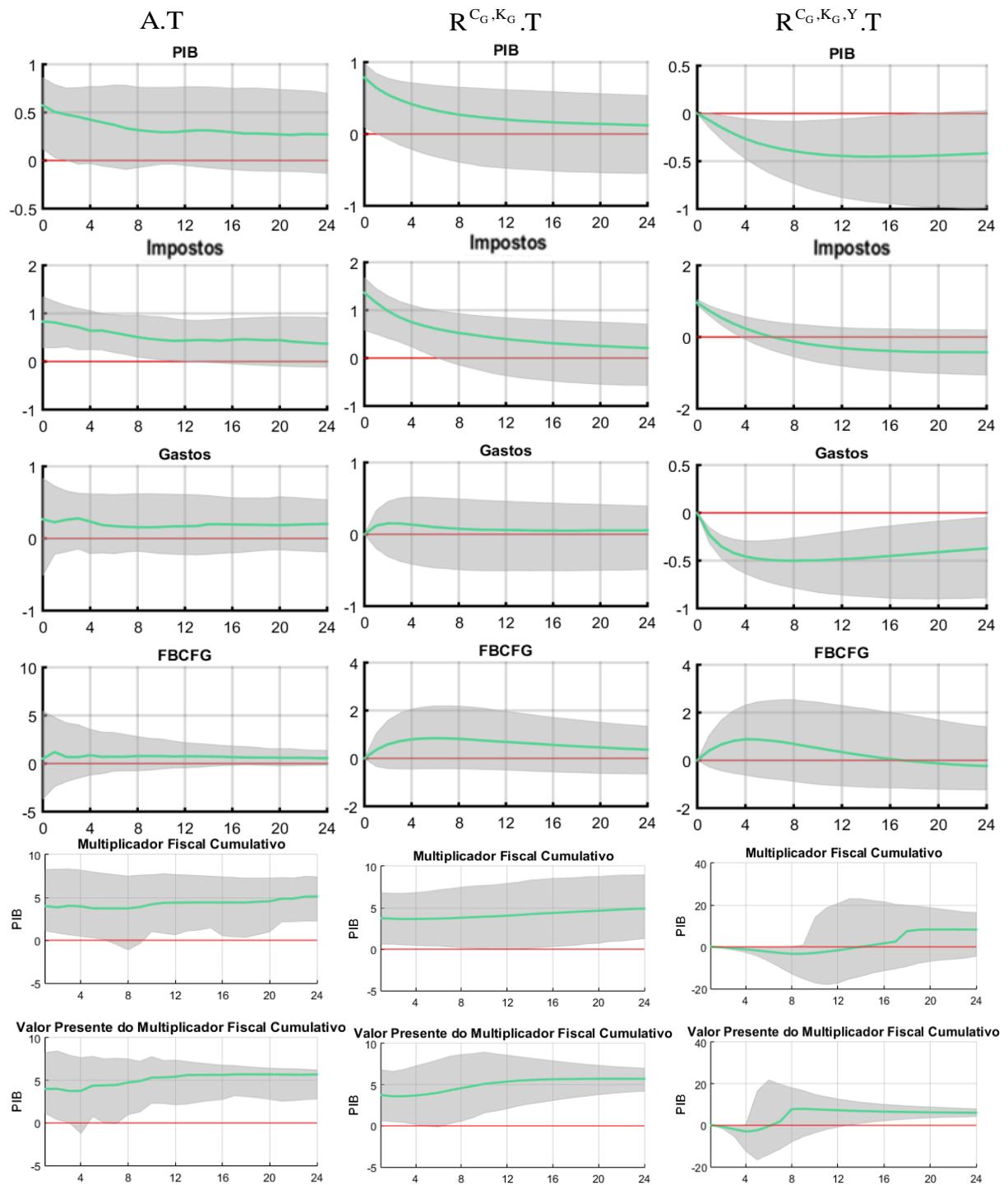
Figura 7 – Funções Impulso Resposta e Multiplicadores Fiscais para Choques nos Impostos no período 2009-2016.



Legenda: A.T : Choque Agnóstico dos Impostos; $R^{C_G, K_G}.T$: Choque Restrito dos Impostos com Restrições de Zero em C_G e K_G ; $R^{C_G, K_G, Y}.T$: Choque Restrito dos Impostos com Restrições de Zero em C_G , K_G e Y .

Fonte: O autor, 2017.

Figura 8 – Funções Impulso Resposta e Multiplicadores Fiscais para Choques nos Impostos no período 1999-2016.



Legenda: A.T : Choque Agnóstico dos Impostos; $R^{C_G, K_G}.T$: Choque Restrito dos Impostos com Restrições de Zero em C_G e K_G ; $R^{C_G, K_G, Y}.T$: Choque Restrito os Impostos com Restrições de Zero em C_G , K_G e Y .

Fonte: O autor, 2017.

Na tabela a seguir dá-se destaque aos Multiplicadores Fiscais. Como se pode observar, apesar dos multiplicadores de impacto serem altos, para o primeiro intervalo de tempo eles não são significativos por conterem em seus intervalos zero. Destaca-se ainda um aumento na mediana dos multiplicadores de impacto no período 2009 a 2016, de cerca de 49% em média. Porém ao final do período analisado essa diferença se inverte, onde para o período 1999-2007 ambos os multiplicadores, o cumulativo e o seu valor presente, apresentam um valor 38% maior em média. O valor médio ao final do período, considerando todos os intervalos de tempo e todas as hipóteses de identificação, é de 5,74 para as medianas do Multiplicado Cumulativo e de 5,60 para as medianas do seu Valore Presente.

Tabela 5 – Multiplicadores Fiscais para Choques nos Impostos.

Multiplicador de Impacto

	(1999-2007)			(2009-2016)			(1996-2016)		
	Int. Inf.	Med.	Int. Sup.	Int. Inf.	Med.	Int. Sup.	Int. Inf.	Med.	Int. Sup.
A.T	-0,80	2,56	8,22	0,79	3,56	6,78	1,10	3,99	8,26
$R^{C_G, K_G}.T$	-0,83	2,49	5,63	2,38	3,94	5,55	0,60	3,74	6,81

Multiplicador Cumulativo (Horizonte 24)

	(1999-2007)			(2009-2016)			(1996-2016)		
	Int. Inf.	Med.	Int. Sup.	Int. Inf.	Med.	Int. Sup.	Int. Inf.	Med.	Int. Sup.
A.T	4,46	6,32	10,57	3,84	4,15	4,66	2,24	5,12	7,41
$R^{C_G, K_G}.T$	2,30	5,98	10,36	3,84	4,31	4,92	1,27	4,90	8,96
$R^{C_G, K_G, Y}.T$	0,17	8,63	14,36	3,78	4,02	4,24	-4,54	8,27	16,43

Valor Presente do Multiplicador Cumulativo (Horizonte 24)

	(1999-2007)			(2009-2016)			(1996-2016)		
	Int. Inf.	Med.	Int. Sup.	Int. Inf.	Med.	Int. Sup.	Int. Inf.	Med.	Int. Sup.
A.T	6,04	6,90	8,00	3,87	4,26	4,61	2,80	5,68	6,22
$R^{C_G, K_G}.T$	5,67	6,63	7,60	3,70	4,22	4,86	4,21	5,71	6,99
$R^{C_G, K_G, Y}.T$	5,73	6,66	7,63	3,87	4,32	5,02	4,17	5,99	7,88

Legenda: A.T : Choque Agnóstico dos Impostos; $R^{C_G, K_G}.T$: Choque Restrito dos Impostos com Restrições de Zero em C_G e K_G ; $R^{C_G, K_G, Y}.T$: Choque Restrito dos Impostos com Restrições de Zero em C_G , K_G e Y .

Fonte: O autor, 2017.

4.2. As IRF e os Multiplicadores do Consumo do Governo

As IRFs encontradas para os choques no consumo do governo, referente a Tabela 2 identificadas conforme as linhas $A.C_G$, $R^{K_G.T}.C_G$ e $R^{K_G.T.Y}.C_G$, para todos os intervalos de tempo, são dadas pelas figuras que se seguem (Figuras 8, 9 e 10).

Diferente do que foi mensurado para os choques dos impostos, para o período 1999-2007 as IRFs aos choques no consumo do governo se comportaram de maneira similar independente das restrições de zeros impostas.

Em todos os casos, obteve-se que choques de gastos são seguidos por aumento de impostos, esse resultado pode ser explicado pelo elevado nível de rigidez orçamentária brasileira. Segundo o Relatório Resumido da Execução Orçamentária (RREO), para o ano de 2016,⁸a participação das Despesas Obrigatórias da União na Receita Total Líquida é de 88,1%.

Soma-se ao fato a resposta positiva por parte do PIB ao choque no consumo do governo, onde o aumento da arrecadação pode estar seguindo o crescimento do PIB. Esse resultado também foi observado nas IRFs a choques nos impostos, onde ambas as variáveis tendem a se comportar de maneira análoga, com exceção de quando foram impostas restrições de zeros na resposta do PIB. Para esse caso específico, os resultados apontaram uma maior probabilidade de se obter resultados negativos a um aumento dos impostos para os períodos compreendidos entre 1999-2007 e 1999-2016.

Quando se observa as IRFs para o período de 2009-2016 o PIB passa a responder de forma negativa, com exceção ao choque agnóstico (coluna $A.C_G$). Assim como o PIB as demais variáveis reagiram de forma negativa a um choque nos gastos do governo. Esse resultado compactua com a resposta do PIB a um choque nos impostos para o mesmo período, intensificando a ideia de um possível quadro de dominância fiscal. Como já demonstrado na seção 2.2, o intervalo de tempo em questão foi marcado por um aumento substancial da dívida bruta e, da mesma forma, por uma redução do superávit primário do governo.

Os Multiplicadores de Impacto do PIB, apresentados na Tabela 6, tiveram medianas baixas e intervalos de confiança extensos, mostrando-se em sua grande parte estatisticamente insignificantes. Insignificância essa também visualizada para os demais Multiplicadores para

⁸ Disponível em: <http://bit.ly/2p8KYti>. Acesso em 18 de junho de 2017.

o período de 2009-2016. Porém no longo prazo, os multiplicadores passam a ser estatisticamente significante, atingindo medianas altas para os intervalos de confiança.

Tabela 6 – Multiplicadores Fiscais para Choques no Consumo do Governo.

Multiplicador de Impacto

	(1999-2007)			(2009-2016)			(1996-2016)		
	Int. Inf.	Med.	Int. Sup.	Int. Inf.	Med.	Int. Sup.	Int. Inf.	Med.	Int. Sup.
$A.C_G$	-2,02	1,36	6,39	0,93	5,81	19,72	-1,71	2,99	11,92
$R^{K_G, T}.C_G$	-2,38	0,57	3,77	-3,44	-0,08	2,96	-2,98	0,48	4,24

Multiplicador Cumulativo (Horizonte 24)

	(1999-2007)			(2009-2016)			(1996-2016)		
	Int. Inf.	Med.	Int. Sup.	Int. Inf.	Med.	Int. Sup.	Int. Inf.	Med.	Int. Sup.
$A.C_G$	4,40	5,95	7,32	3,47	13,40	27,14	2,59	6,02	8,55
$R^{K_G, T}.C_G$	4,95	5,99	6,98	10,81	19,99	38,05	3,31	5,31	6,76
$R^{K_G, T, Y}.C_G$	4,86	5,68	6,33	14,40	21,51	40,19	1,69	4,31	5,40

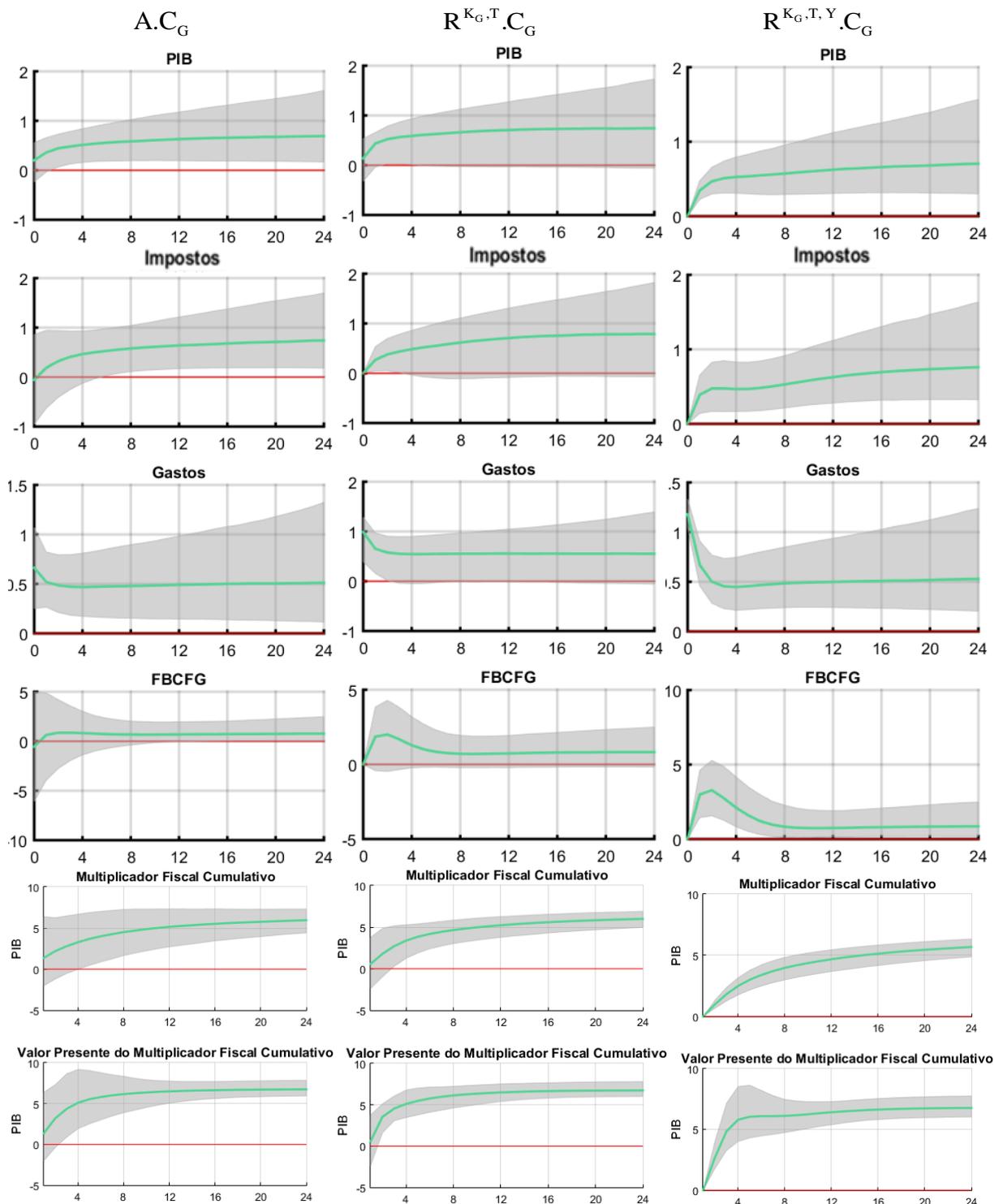
Valor Presente do Multiplicador Cumulativo (Horizonte 24)

	(1999-2007)			(2009-2016)			(1996-2016)		
	Int. Inf.	Med.	Int. Sup.	Int. Inf.	Med.	Int. Sup.	Int. Inf.	Med.	Int. Sup.
$A.C_G$	5,94	6,74	7,85	5,90	12,45	20,68	5,30	6,64	7,73
$R^{K_G, T}.C_G$	6,00	6,74	7,80	6,60	12,14	19,48	5,19	6,43	7,06
$R^{K_G, T, Y}.C_G$	6,02	6,76	7,75	6,40	11,80	19,35	5,18	6,55	7,30

Legenda: $A.C_G$: Choque Agnóstico do Consumo do Governo; $R^{K_G, T}.C_G$: Choque Restrito do Consumo do Governo com Restrições de Zero em K_G e T ; $R^{K_G, T, Y}.C_G$: Choque Restrito do Consumo do Governo com Restrições de Zero em K_G , T e Y .

Fonte: O autor, 2017.

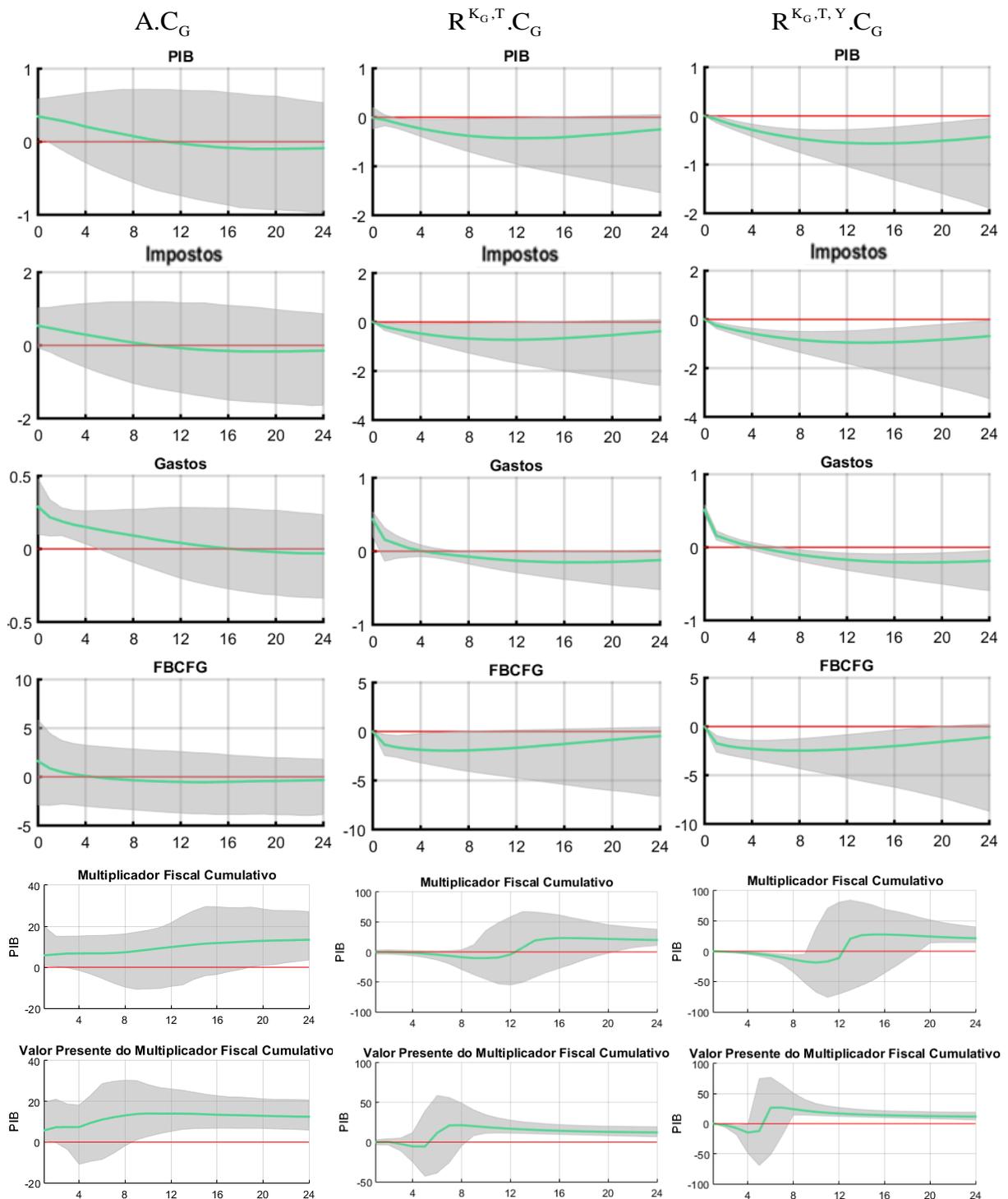
Figura 9 – Funções Impulso Resposta e Multiplicadores Fiscais para Choques no Consumo do Governo no período 1999-2007.



Legenda: $A.C_G$: Choque Agnóstico do Consumo do Governo; $R^{K_G, T}.C_G$: Choque Restrito do Consumo do Governo com Restrições de Zero em K_G e T ; $R^{K_G, T, Y}.C_G$: Choque Restrito do Consumo do Governo com Restrições de Zero em K_G , T e Y .

Fonte: O autor, 2017.

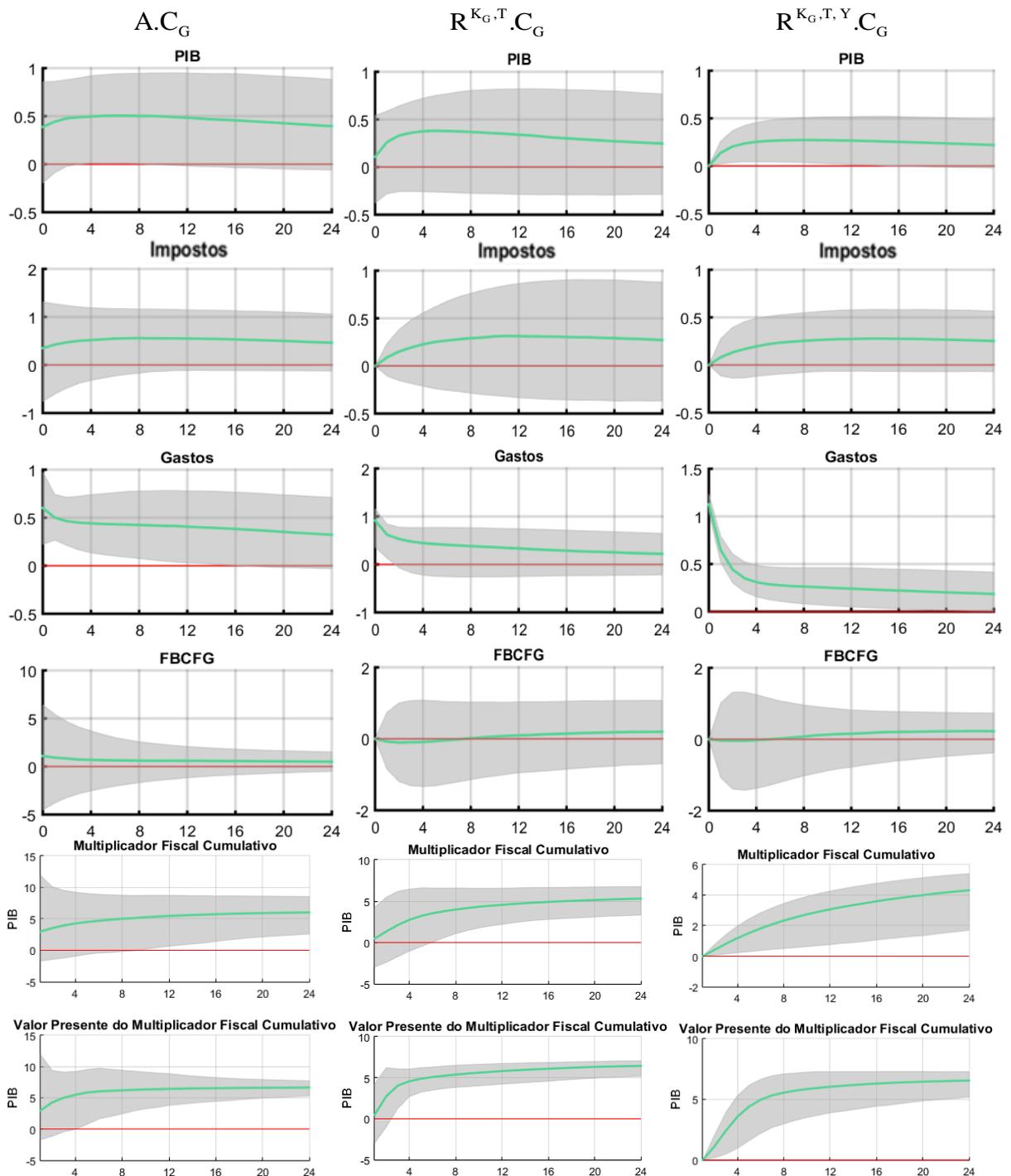
Figura 10 – Funções Impulso Resposta e Multiplicadores Fiscais para Choques no Consumo do Governo no período 2009-2016.



Legenda: $A.C_G$: Choque Agnóstico do Consumo do Governo; $R^{K_G, T}.C_G$: Choque Restrito do Consumo do Governo com Restrições de Zero em K_G e T ; $R^{K_G, T, Y}.C_G$: Choque Restrito do Consumo do Governo com Restrições de Zero em K_G , T e Y .

Fonte: O autor, 2017.

Figura 11 – Funções Impulso Resposta e Multiplicadores Fiscais para Choques no Consumo do Governo no período 1999-2016.



Legenda: $A.C_G$: Choque Agnóstico do Consumo do Governo; $R^{K_G, T}.C_G$: Choque Restrito do Consumo do Governo com Restrições de Zero em K_G e T ; $R^{K_G, T, Y}.C_G$: Choque Restrito do Consumo do Governo com Restrições de Zero em K_G , T e Y .

Fonte: O autor, 2017.

As IRFs encontradas para os choques no consumo do governo sem afetar o orçamento público, referente a Tabela 3 identificadas conforme as linhas $AE.C_G$, $RE^{K_G.T}.C_G$ e $RE^{K_G.T.Y}.C_G$, para todos os intervalos de tempo, são dadas pelas figuras que se seguem (Figuras 11, 12 e 13).

Quando se observa as IRFs para choques no consumo governamental que não afetam o orçamento, para ambos os intervalos de tempo obteve-se resultados similares para a resposta do PIB. Apesar de em certos horizontes de tempo a resposta do PIB apresentar uma maior probabilidade de queda para o segundo período analisado, 2009-2016.

A maior diferença de resultados, entre os intervalos de tempo, aparece quando se compara as respostas das demais variáveis. Enquanto para 1999-2007, a cada aumento dos gastos, a FBCFG também é elevada reduzindo o valor do orçamento. No período de 2009-2016, há uma resposta positiva da variável orçamento, que é fruto de uma redução da FBCFG para compensar o aumento do consumo do governo.

Os multiplicadores de impacto são pequenos e estatisticamente insignificante, uma vez que possuem zero dentro de seus intervalos de confiança. Ao comparar a mediana dos valores obtidos dos demais multiplicadores fiscais ao final do horizonte de tempo analisado, encontra-se como resultado que os maiores valores são apresentados quando o choque no consumo do governo não impactou o seu orçamento. Com exceção do multiplicador acumulado do período 2009-2016, para a identificação de choque restrito do consumo do governo com restrição de zero na FBCFG, $RE^{K_G}.C_G$.

Vale ainda destacar, que o único caso em que a resposta do PIB se deu de forma diferente entre os períodos de 1999-2007 e 1999-2016, foi através da identificação de um choque restrito nos gastos do governo, sem afetar o orçamento e com restrições de zeros no PIB e na FBCFG. Enquanto para o primeiro período o PIB se comportou de forma positiva, para o período com amostra maior a variável se comportou de forma negativa. Do mais, os resultados entre os períodos são equiparáveis.

Mais uma vez, os resultados demonstram que as inovações fiscais devem ser realizadas a partir de uma análise mais minuciosa a respeito das expectativas dos agentes em relação a essas políticas, o nível de solvência das contas públicas e o hiato entre a implementação das políticas fiscais e os seus efeitos.

Tabela 7 – Multiplicadores Fiscais para Choques no Consumo do Governo que não afetam o Orçamento Público.

Multiplicador de Impacto

	(1999-2007)			(2009-2016)			(1996-2016)		
	Int. Inf.	Med.	Int. Sup.	Int. Inf.	Med.	Int. Sup.	Int. Inf.	Med.	Int. Sup.
$AE.C_G$	-4,10	0,88	6,22	-8,51	1,78	11,62	-6,85	1,47	10,23
$RE^{K_G.T}.C_G$	-1,22	3,02	7,18	-1,27	2,77	6,44	-0,34	3,68	7,41

Multiplicador Cumulativo (Horizonte 24)

	(1999-2007)			(2009-2016)			(1996-2016)		
	Int. Inf.	Med.	Int. Sup.	Int. Inf.	Med.	Int. Sup.	Int. Inf.	Med.	Int. Sup.
$AE.C_G$	4,11	5,99	7,70	3,83	14,30	25,97	2,24	5,86	9,39
$RE^{K_G}.C_G$	5,70	6,61	7,70	-16,61	2,76	6,43	5,13	6,19	6,89
$RE^{K_G.Y}.C_G$	4,00	6,01	7,85	1,51	11,37	22,37	2,57	6,12	9,39

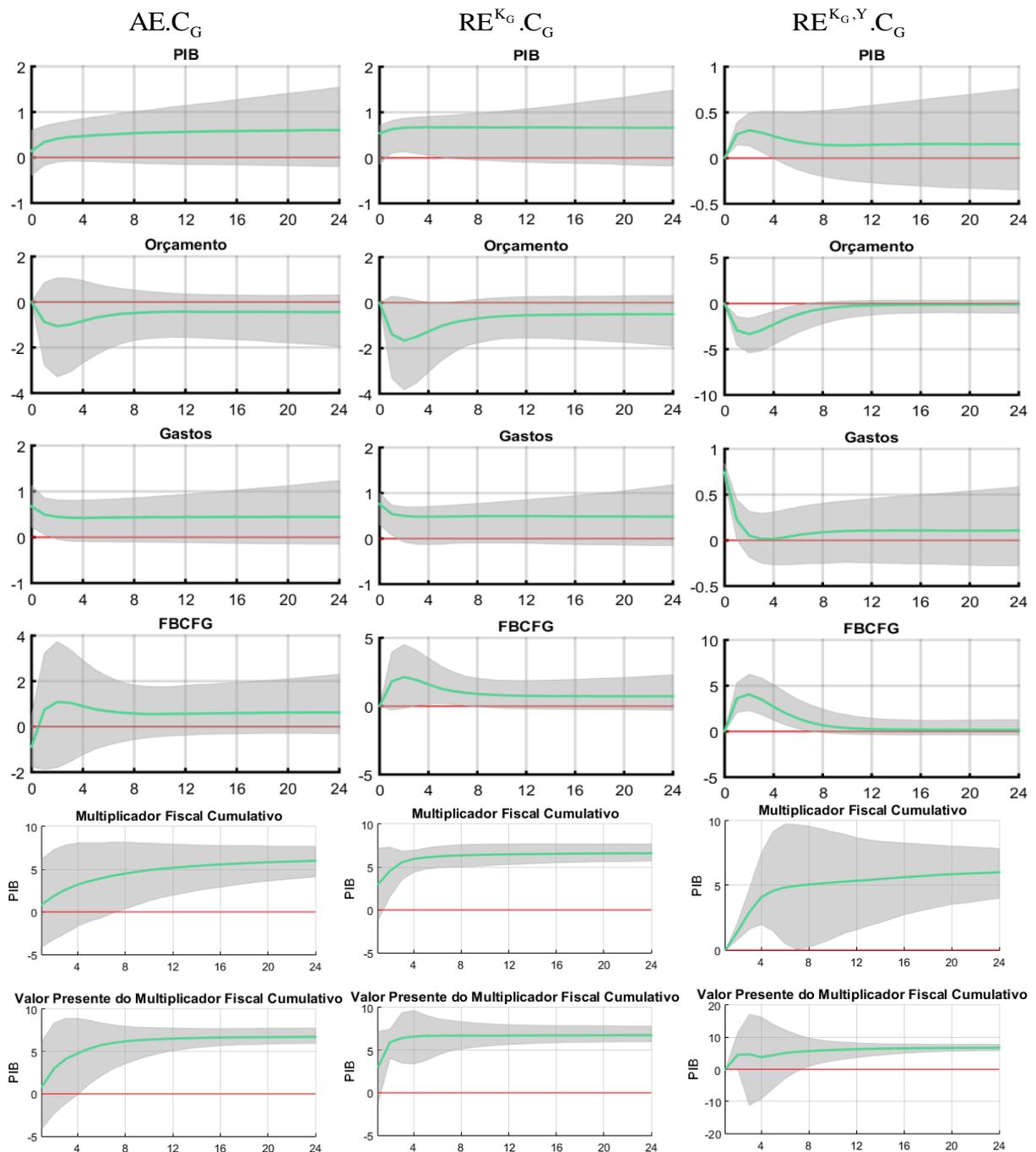
Valor Presente do Multiplicador Cumulativo (Horizonte 24)

	(1999-2007)			(2009-2016)			(1996-2016)		
	Int. Inf.	Med.	Int. Sup.	Int. Inf.	Med.	Int. Sup.	Int. Inf.	Med.	Int. Sup.
$AE.C_G$	5,96	6,72	7,76	5,86	12,59	21,04	4,89	6,57	7,59
$RE^{K_G}.C_G$	5,98	6,75	7,82	7,46	12,68	20,52	5,42	6,59	7,26
$RE^{K_G.Y}.C_G$	5,83	6,70	7,77	5,72	12,35	21,28	4,31	6,35	7,57

Legenda: $AE.C_G$: Choque Agnóstico do Consumo do Governo sem afetar o Equilíbrio Orçamentário;
 $RE^{K_G}.C_G$: Choque Restrito do Consumo do Governo sem afetar o Equilíbrio Orçamentário e com Restrição de Zero em K_G ; $RE^{K_G.Y}.C_G$: Choque Restrito do Consumo do Governo sem afetar o Equilíbrio Orçamentário e com Restrições de Zero em K_G e Y .

Fonte: O autor, 2017.

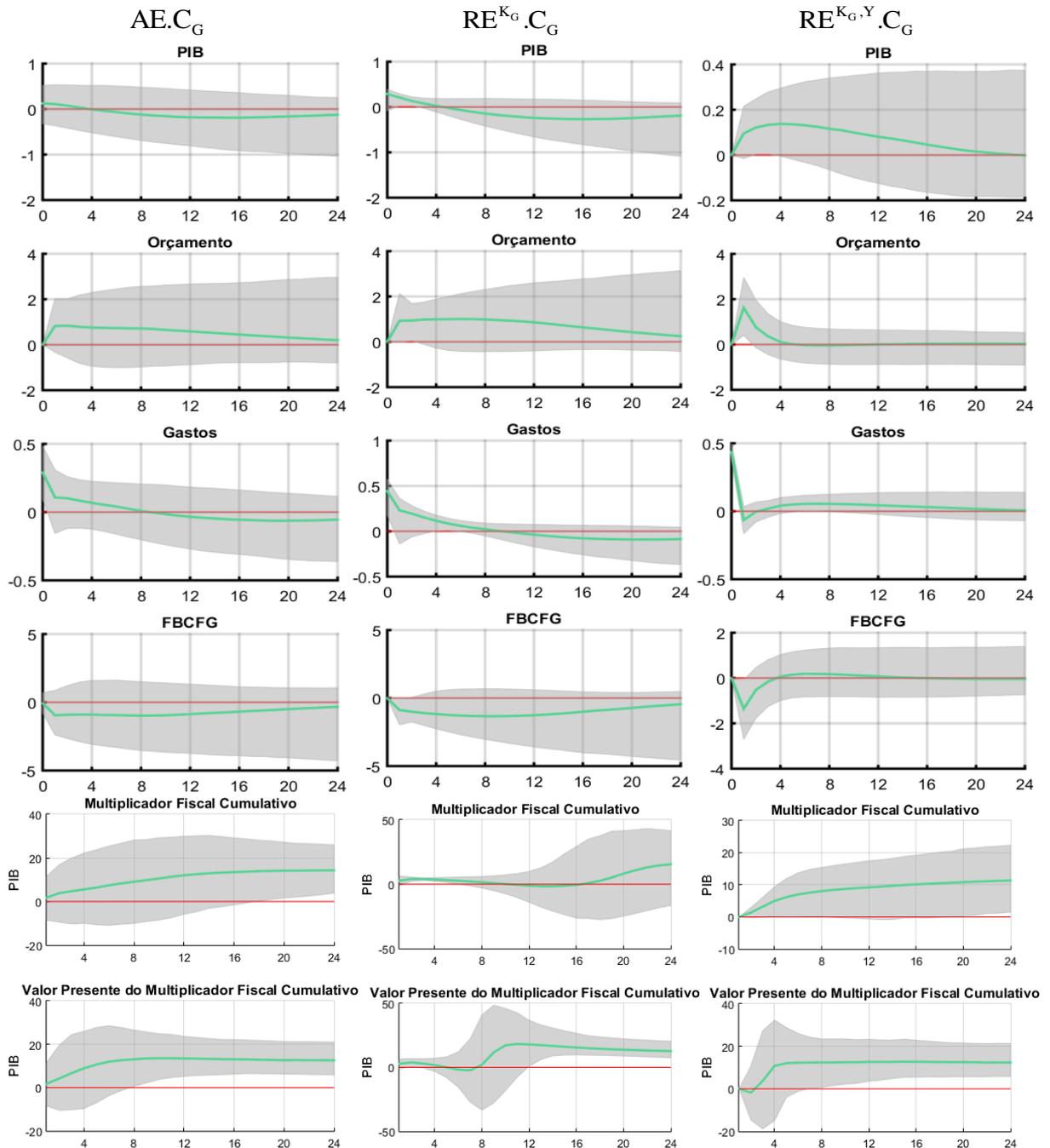
Figura 12 – Funções Impulso Resposta e Multiplicadores Fiscais para Choques no Consumo do Governo que não afetam o Orçamento Público no período 1999-2007.



Legenda: $AE.C_G$: Choque Agnóstico do Consumo do Governo sem afetar o Equilíbrio Orçamentário;
 $RE^{K_G}.C_G$: Choque Restrito do Consumo do Governo sem afetar o Equilíbrio Orçamentário e com Restrição de Zero em K_G ; $RE^{K_G,Y}.C_G$: Choque Restrito do Consumo do Governo sem afetar o Equilíbrio Orçamentário e com Restrições de Zero em K_G e Y .

Fonte: O autor, 2017.

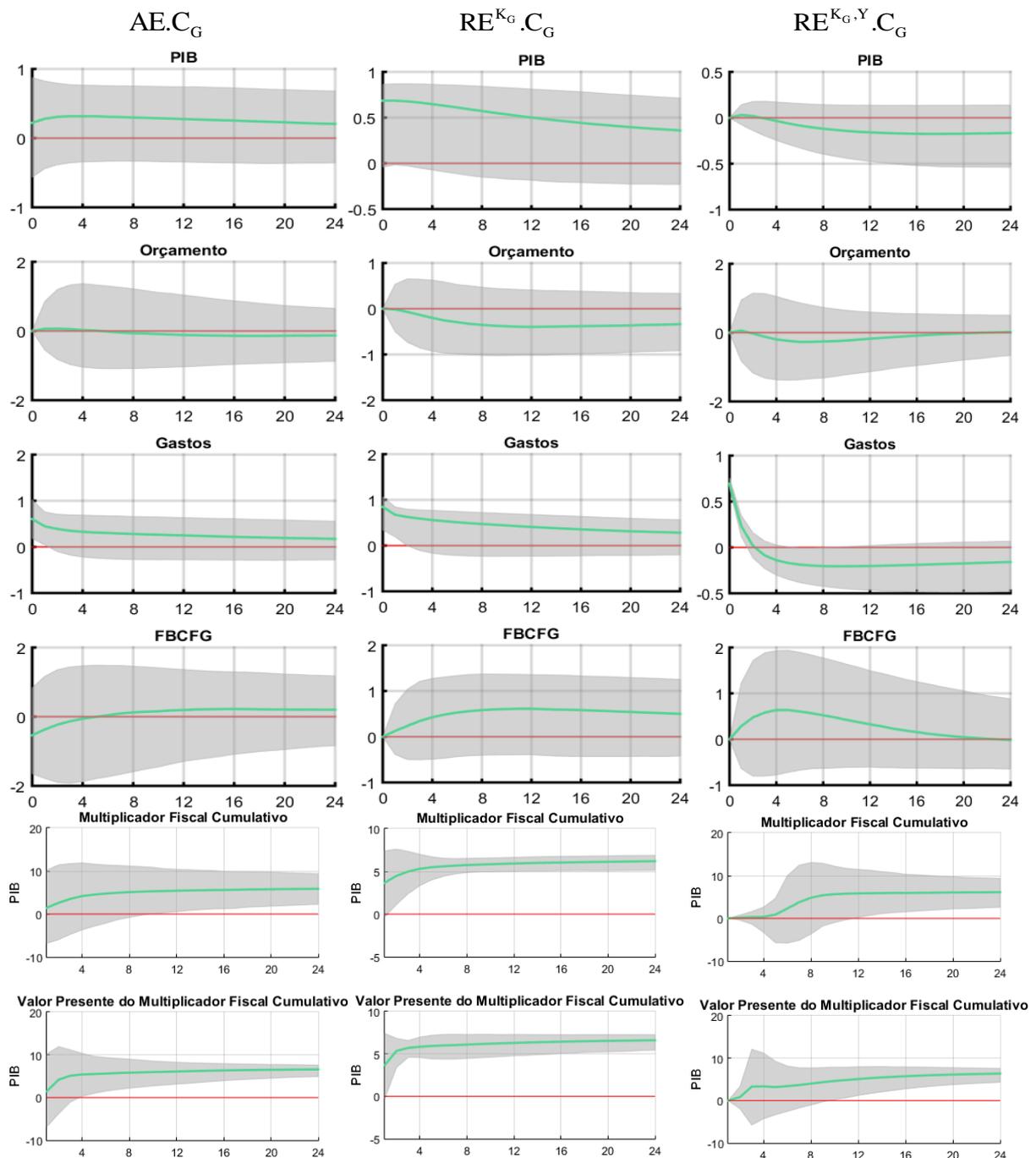
Figura 13 – Funções Impulso Resposta e Multiplicadores Fiscais para Choques no Consumo do Governo que não afetam o Orçamento Público no período 2009-2016.



Legenda: $AE.C_G$: Choque Agnóstico do Consumo do Governo sem afetar o Equilíbrio Orçamentário;
 $RE^{K_G}.C_G$: Choque Restrito do Consumo do Governo sem afetar o Equilíbrio Orçamentário e com Restrição de Zero em K_G ; $RE^{K_G,Y}.C_G$: Choque Restrito do Consumo do Governo sem afetar o Equilíbrio Orçamentário e com Restrições de Zero em K_G e Y .

Fonte: O autor, 2017.

Figura 14 – Funções Impulso Resposta e Multiplicadores Fiscais para Choques no Consumo do Governo que não afetam o Orçamento Público no período 1999-2016.



Legenda: $AE.C_G$: Choque Agnóstico do Consumo do Governo sem afetar o Equilíbrio Orçamentário;
 $RE^{K_G}.C_G$: Choque Restrito do Consumo do Governo sem afetar o Equilíbrio Orçamentário e com Restrição de Zero em K_G ; $RE^{K_G,Y}.C_G$: Choque Restrito do Consumo do Governo sem afetar o Equilíbrio Orçamentário e com Restrições de Zero em K_G e Y .

Fonte: O autor, 2017.

4.3. As IRF e os Multiplicadores da Formação Bruta de Capital Fixa do Governo

Apesar dos intervalos de confiança da resposta do PIB para os choques na FBCFG conterem zero no período de 1999-2007, em todas as hipóteses de identificação, as IRFs apontam para uma maior probabilidade do produto reagir de forma positiva.

Com relação as demais variáveis, os resultados são equivalentes. Inovações na FBCFG produziram uma maior probabilidade de resposta positiva por parte dos impostos e do consumo do governo em todos os períodos analisados. Em alguns casos, porém, tanto os impostos como o consumo governamental reagiram de forma negativa nos primeiros horizontes de tempo após o choque na FBCFG. Em contrapartida, esse resultado é rapidamente modificado demonstrando uma resposta positiva a médio e longo prazo.

Em todos os casos os multiplicadores de impacto exibiram um intervalo de confiança largo, contendo zero. Em relação ao Valor Presente do Multiplicador Fiscal Cumulativo, analisando todas as formas de identificação utilizadas, observou-se uma queda das medianas para o segundo período, 2009-2016, de cerca de 66% em média.

Tabela 8 – Multiplicadores Fiscais para Choques na FBCFG.

Multiplicador de Impacto

	(1999-2007)			(2009-2016)			(1996-2016)		
	Int. Inf.	Med.	Int. Sup.	Int. Inf.	Med.	Int. Sup.	Int. Inf.	Med.	Int. Sup.
$A.K_G$	-3,67	1,17	7,02	-2,87	2,03	7,97	-4,60	2,38	10,66
$R^{C_G, T}.K_G$	-2,65	0,08	2,85	-0,72	0,02	0,71	-2,90	0,13	3,30

Multiplicador Cumulativo (Horizonte 24)

	(1999-2007)			(2009-2016)			(1996-2016)		
	Int. Inf.	Med.	Int. Sup.	Int. Inf.	Med.	Int. Sup.	Int. Inf.	Med.	Int. Sup.
$A.K_G$	-19,20	12,79	37,68	3,17	8,59	14,96	5,05	10,09	25,49
$R^{C_G, T}.K_G$	-24,11	0,08	2,84	4,40	7,41	10,63	-4,14	8,04	19,99
$R^{C_G, T, Y}.K_G$	-13,70	4,95	16,89	4,70	7,33	10,22	2,69	7,35	11,26

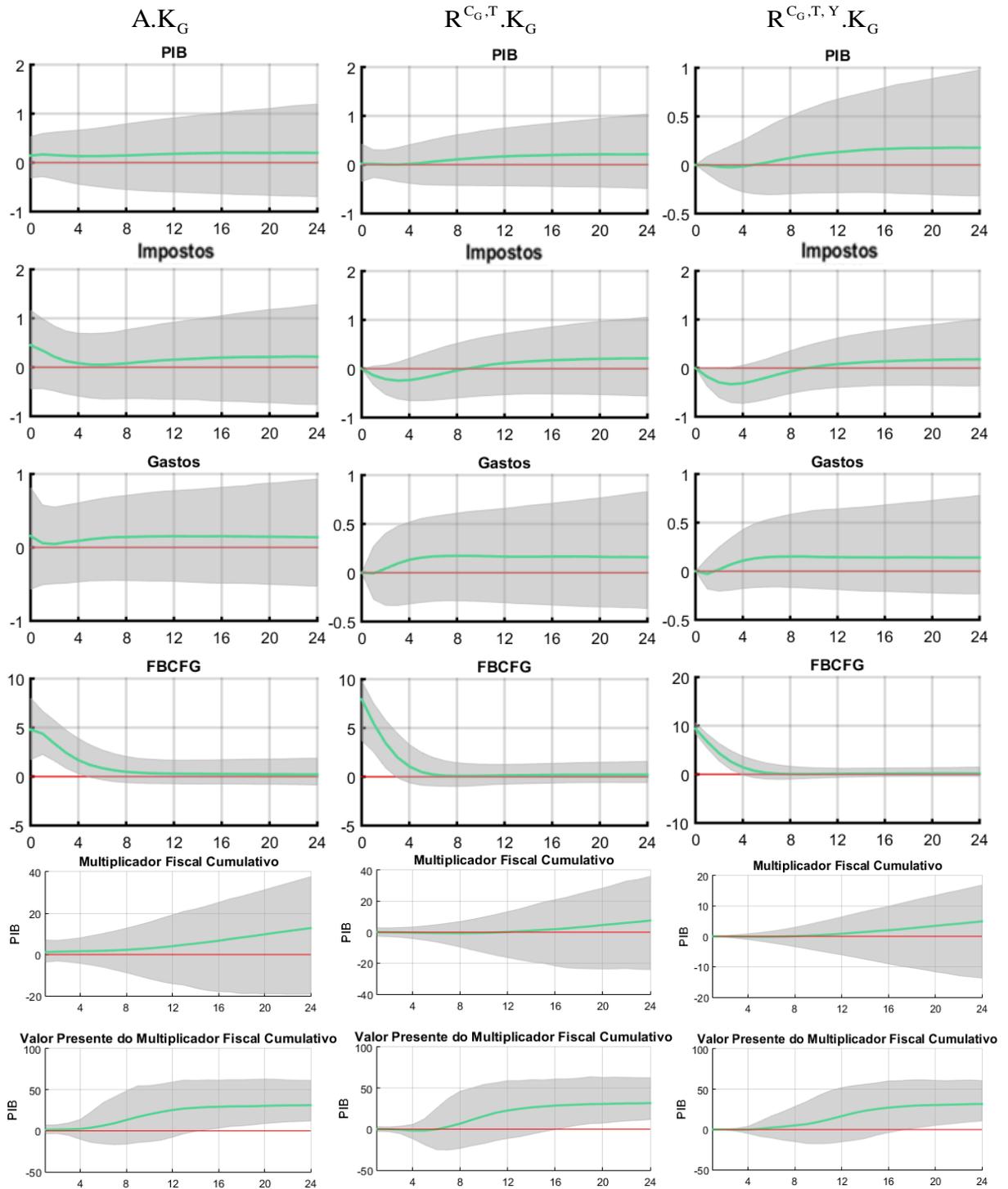
Valor Presente do Multiplicador Cumulativo (Horizonte 24)

	(1999-2007)			(2009-2016)			(1996-2016)		
	Int. Inf.	Med.	Int. Sup.	Int. Inf.	Med.	Int. Sup.	Int. Inf.	Med.	Int. Sup.
$A.K_G$	11,99	31,24	61,54	0,69	10,17	22,32	2,49	24,24	42,58
$R^{C_G, T}.K_G$	11,64	31,67	62,57	1,35	11,01	23,61	3,77	25,51	44,48
$R^{C_G, T, Y}.K_G$	10,62	31,65	60,76	0,69	10,99	24,04	7,80	23,32	39,14

Legenda: $A.K_G$: Choque Agnóstico da FBCFG; $R^{C_G, T}.K_G$: Choque Restrito da FBCFG com Restrições de Zero em C_G e T ; $R^{C_G, T, Y}.K_G$: Choque Restrito da FBCFG com Restrições de Zero em C_G , T e Y .

Fonte: O autor, 2017.

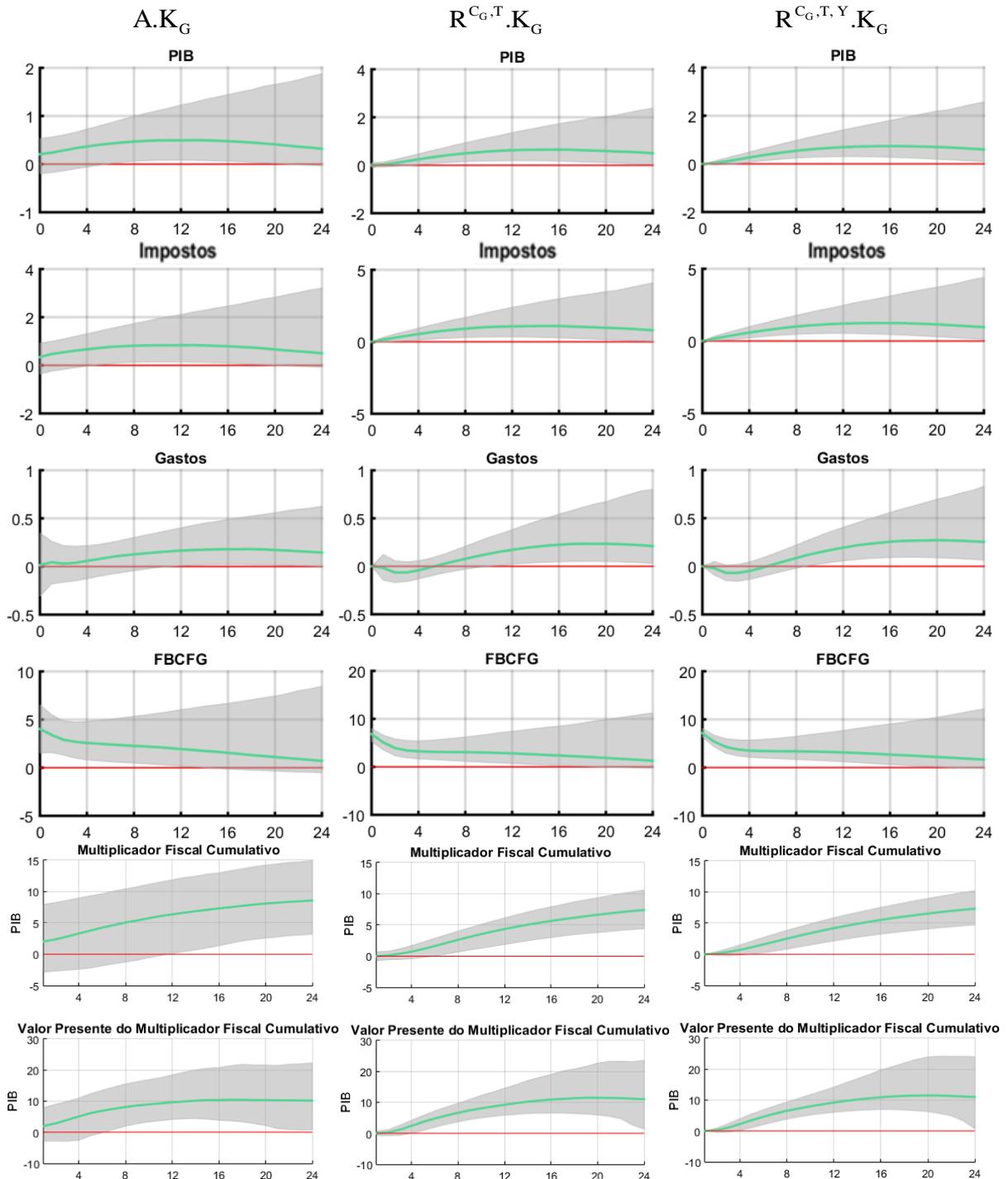
Figura 15 – Funções Impulso Resposta e Multiplicadores Fiscais para Choques na FBCFG no período 1999-2007.



Legenda: $A.K_G$: Choque Agnóstico da FBCFG; $R^{C_G, T}.K_G$: Choque Restrito da FBCFG com Restrições de Zero em C_G e T ; $R^{C_G, T, Y}.K_G$: Choque Restrito da FBCFG com Restrições de Zero em C_G , T e Y .

Fonte: O autor, 2017.

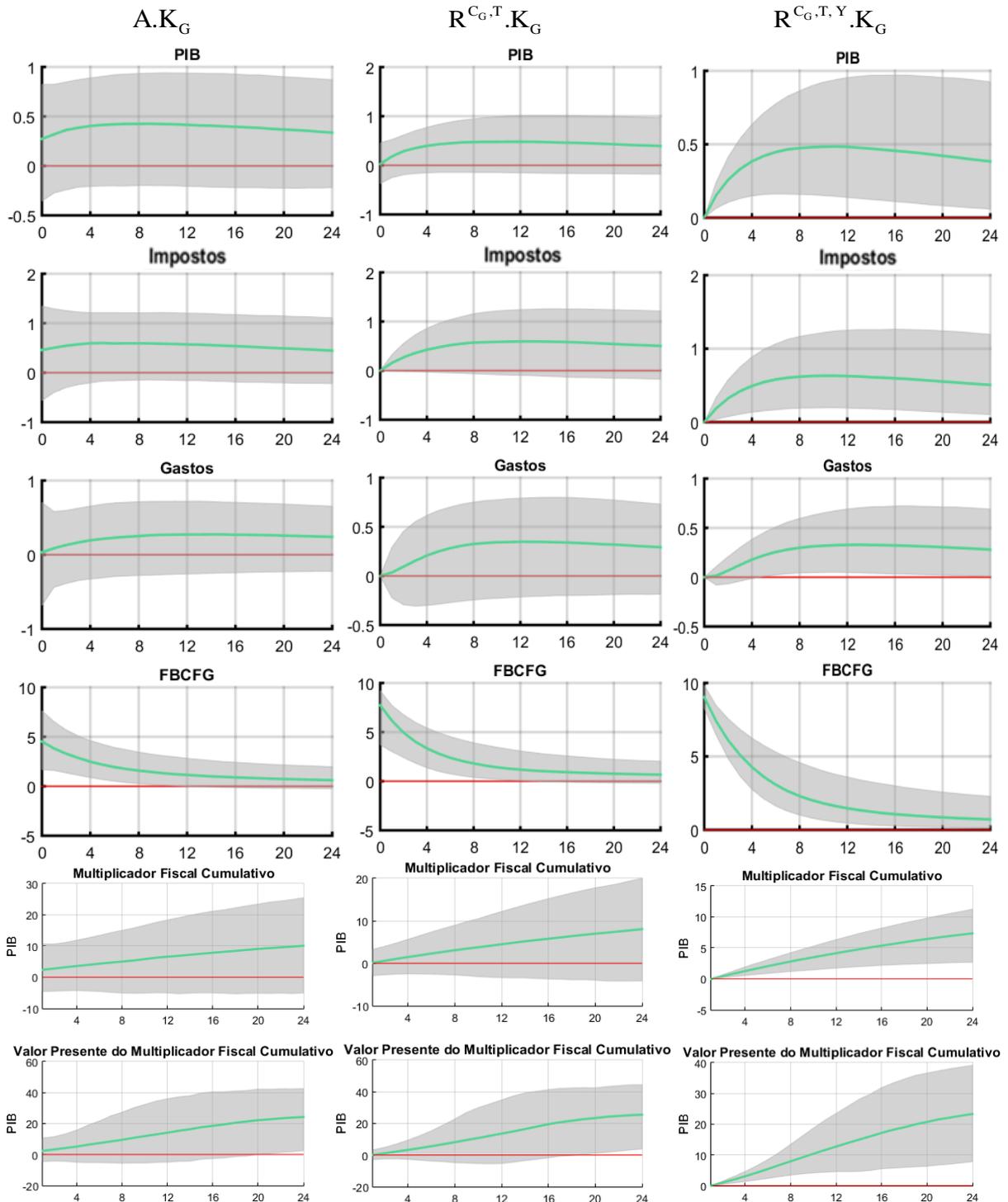
Figura 16 – Funções Impulso Resposta e Multiplicadores Fiscais para Choques na FBCFG no período 2009-2016.



Legenda: $A.K_G$: Choque Agnóstico da FBCFG; $R^{C_G, T}.K_G$: Choque Restrito da FBCFG com Restrições de Zero em C_G e T ; $R^{C_G, T, Y}.K_G$: Choque Restrito da FBCFG com Restrições de Zero em C_G , T e Y .

Fonte: O autor, 2017.

Figura 17 – Funções Impulso Resposta e Multiplicadores Fiscais para Choques na FBCFG no período 1999-2016.



Legenda: $A.K_G$: Choque Agnóstico da FBCFG; $R^{C_G, T}.K_G$: Choque Restrito da FBCFG com Restrições de Zero em C_G e T ; $R^{C_G, T, Y}.K_G$: Choque Restrito da FBCFG com Restrições de Zero em C_G , T e Y .

Fonte: O autor, 2017.

Enquanto as IRFs para os choques no consumo do governo, sem afetar o orçamento público, não demonstraram mudança da resposta do PIB entre os períodos analisados, as IRFs para os choques na FBCFG apresentaram, apesar dos intervalos de confianças das IRFs conterem zero, uma resposta com maior probabilidade do PIB ser negativo durante os anos de 1999-2007, enquanto para o período de 2009-2016 a resposta foi positiva.

Esse resultado pode ter sido, em parte, provocado pela forma divergente de como o consumo do governo reagiu para ambos os períodos. Enquanto para o primeiro período a resposta ao longo de todos os horizontes se deu de forma negativa, para o segundo período o mesmo teve uma resposta positiva a médio e longo prazo.

Cabe ainda destacar que os intervalos de confiança das IRFs da FBCFG apresentaram valores muito largos, deixando dúvidas sobre a plausibilidade da identificação dos choques na FBCFG sem afetar o orçamento.

Os resultados dos multiplicadores de impacto do PIB são mais uma vez estatisticamente insignificantes. Entre os anos de 1999-2007, as medianas dos Valores Presentes dos Multiplicadores Cumulativo foram as que apresentaram maior valor médio frente as demais inovações fiscais auferidas para todos os instantes de tempo.

Tabela 9 – Multiplicadores Fiscais para Choques na FBCFG que não afetam o Orçamento Público.

Multiplicador de Impacto

	(1999-2007)			(2009-2016)			(1996-2016)		
	Int. Inf.	Med.	Int. Sup.	Int. Inf.	Med.	Int. Sup.	Int. Inf.	Med.	Int. Sup.
$AE.K_G$	-2,17	-0,02	3,32	-1,56	0,09	11,01	-22,93	15,60	52,26
$RE^{C_G,T}.K_G$	-15,97	11,38	38,15	-0,81	0,10	19,53	-7,91	21,67	51,48

Multiplicador Cumulativo (Horizonte 24)

	(1999-2007)			(2009-2016)			(1996-2016)		
	Int. Inf.	Med.	Int. Sup.	Int. Inf.	Med.	Int. Sup.	Int. Inf.	Med.	Int. Sup.
$AE.K_G$	-17,17	20,29	59,09	5,78	10,79	19,95	-12,97	14,26	46,98
$RE^{C_G}.K_G$	-35,30	11,50	62,04	5,31	10,93	20,55	-12,45	14,16	46,40
$RE^{C_G,Y}.K_G$	-51,16	-1,63	54,18	7,10	11,13	18,88	-33,59	-1,28	38,57

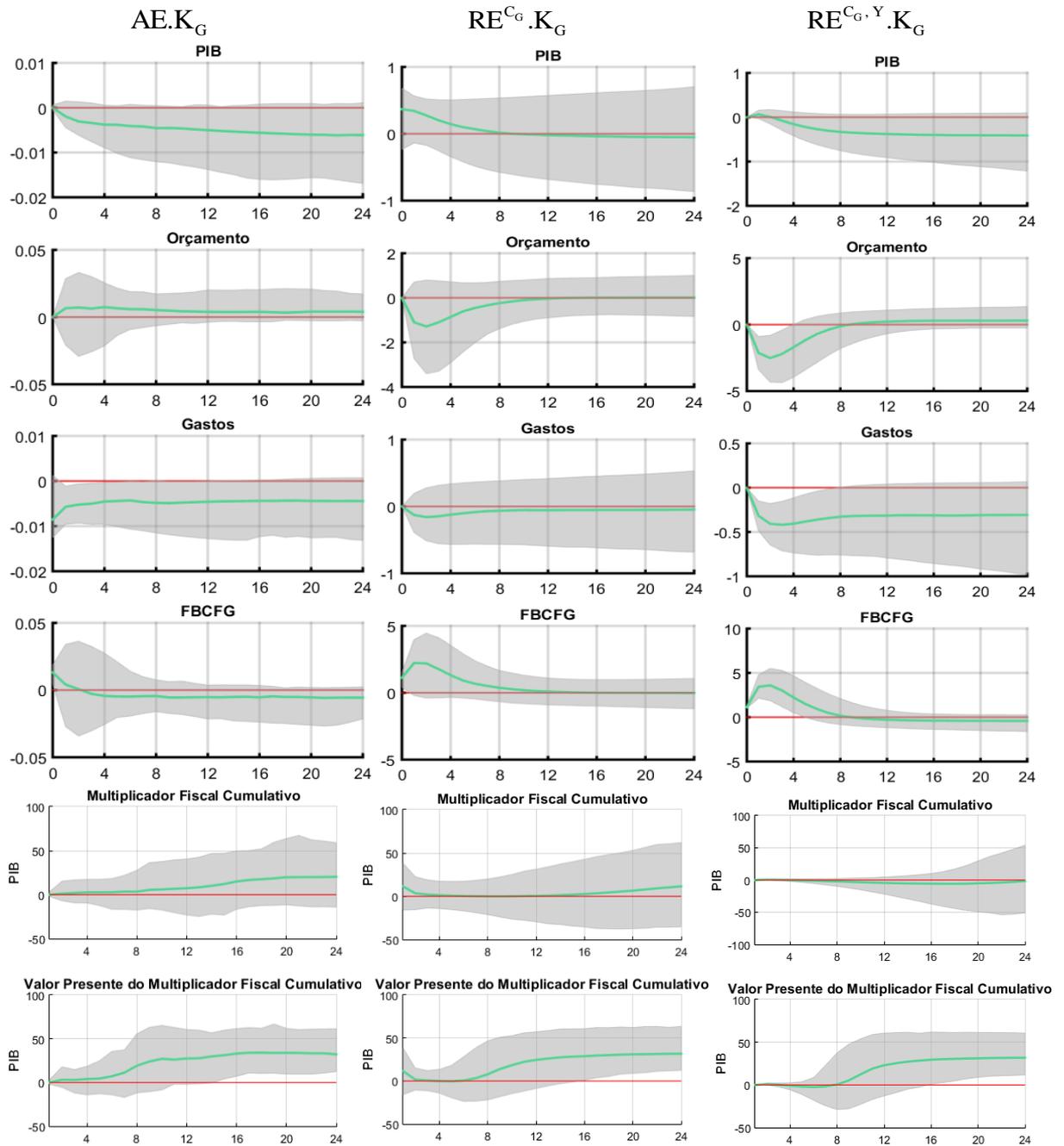
Valor Presente do Multiplicador Cumulativo (Horizonte 24)

	(1999-2007)			(2009-2016)			(1996-2016)		
	Int. Inf.	Med.	Int. Sup.	Int. Inf.	Med.	Int. Sup.	Int. Inf.	Med.	Int. Sup.
$AE.K_G$	12,46	32,18	61,48	3,19	11,25	27,19	-0,41	24,25	44,20
$RE^{C_G}.K_G$	12,36	31,65	63,43	-0,26	10,09	21,12	-1,14	23,98	45,03
$RE^{C_G,Y}.K_G$	11,51	31,78	60,71	-2,23	10,61	23,08	-12,96	22,69	51,86

Legenda: $AE.K_G$: Choque Agnóstico da FBCFG sem afetar o Orçamento Público; $RE^{C_G}.K_G$: Choque Restrito da FBCFG sem afetar o Orçamento Público e com Restrição de Zero em C_G ; $RE^{C_G,Y}.K_G$: Choque Restrito da FBCFG sem afetar o Orçamento Público com Restrições de Zero em C_G , e Y .

Fonte: O autor, 2017.

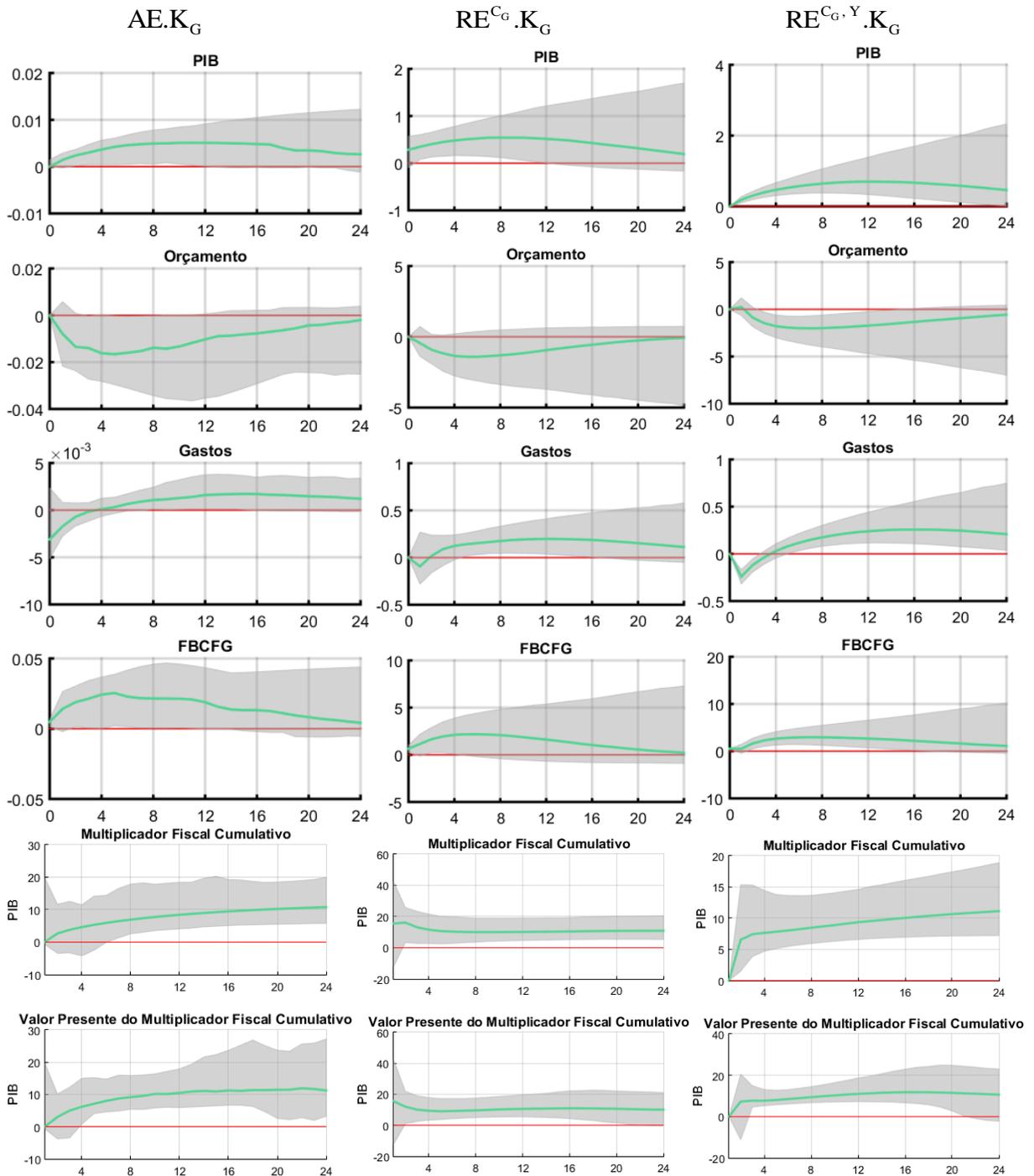
Figura 18 – Funções Impulso Resposta e Multiplicadores Fiscais para Choques na FBCFG que não afetam o Orçamento Público no período 1999-2007.



Legenda: $AE.K_G$: Choque Agnóstico da FBCFG sem afetar o Orçamento Público; $RE^{C_G}.K_G$: Choque Restrito da FBCFG sem afetar o Orçamento Público e com Restrição de Zero em C_G ; $RE^{C_G,Y}.K_G$: Choque Restrito da FBCFG sem afetar o Orçamento Público com Restrições de Zero em C_G , e Y .

Fonte: O autor, 2017.

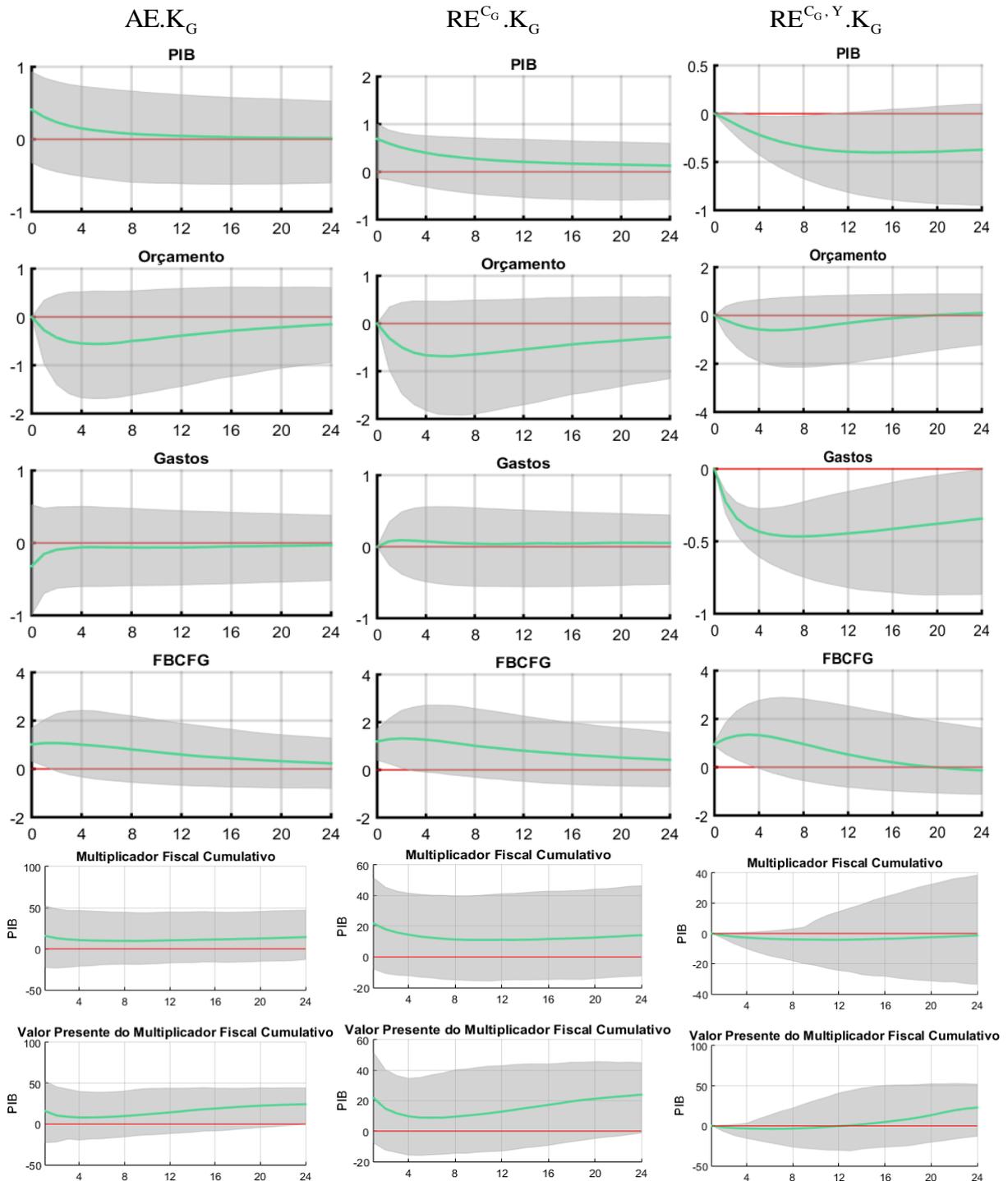
Figura 19– Funções Impulso Resposta e Multiplicadores Fiscais para Choques na FBCFG que não afetam o Orçamento Público no período 2009-2016.



Legenda: $AE.K_G$: Choque Agnóstico da FBCFG sem afetar o Orçamento Público; $RE^{C_G}.K_G$: Choque Restrito da FBCFG sem afetar o Orçamento Público e com Restrição de Zero em C_G ; $RE^{C_G,Y}.K_G$: Choque Restrito da FBCFG sem afetar o Orçamento Público com Restrições de Zero em C_G , e Y .

Fonte: O autor, 2017.

Figura 20 – Funções Impulso Resposta e Multiplicadores Fiscais para Choques na FBCFG que não afetam o Orçamento Público no período 1999-2016.



Legenda: $AE.K_G$: Choque Agnóstico da FBCFG sem afetar o Orçamento Público; $RE^{C_G}.K_G$: Choque Restrito da FBCFG sem afetar o Orçamento Público e com Restrição de Zero em C_G ; $RE^{C_G,Y}.K_G$: Choque Restrito da FBCFG sem afetar o Orçamento Público com Restrições de Zero em C_G , e Y .

Fonte: O autor, 2017.

4.4. Avaliação dos Resultados Empíricos para o Brasil

Por fim, dá-se o devido destaque as divergências dos resultados aqui encontrados com os demais trabalhos empíricos a nível nacional. A base de dados aqui empregada e a forma como foram divididos os intervalos de tempo se assemelham ao trabalho já citado de Castelo-Branco *et al.* (2017). Como exercício de comparação, buscou-se identificar os choques fiscais seguindo a decomposição de Cholesky apresentada pelo autor, impondo restrições de zeros nas variáveis em que não se relacionavam contemporaneamente, como apresentada na Tabela 4, seção 3.1.4. desse trabalho. Serão apresentadas, mais uma vez, tanto as IRFs como os Multiplicadores Fiscais para os diferentes intervalos de tempo.

Através da amostra de dados do período de 1999-2007, encontrou-se como resultado que o PIB reagiu de forma positiva ao consumo do governo. Nesse período, os intervalos de confiança da resposta do PIB aos choques das demais variáveis continham zero para todos os horizontes de tempo calculados. O mesmo aconteceu para os choques na FBCFG nos períodos 2009-2016 e 1999-2016. No período de 2009-2016, as IRFs do PIB foram negativas ao choque no consumo do governo e positiva ao choque nos impostos.

Mais uma vez revela-se que a forma como os choques fiscais são identificados impactam os resultados estimados. Em Castelo-Branco *et al.* (2017), pela abordagem MS-SBVAR, não houve mudanças de sinal na resposta do PIB frente as demais variáveis. Uma possibilidade é de que o referido trabalho possui uma amostra de dados até o ano de 2012, não cobrindo dados recentes, de um período marcado por uma piora tanto do PIB, quanto do superávit primário do governo e do aumento dívida pública, como visto na seção 2.2. No trabalho, os autores encontraram que choques no consumo do governo são pouco eficazes para realizar qualquer alteração no PIB, enquanto o aumento da carga tributária tem um impacto negativo. Em contrapartida, os multiplicadores fiscais da FBCFG são eficazes com impacto permanente e de longo prazo no PIB.

Em Mendonça *et al.* (2009), onde os autores optaram pela metodologia proposta por Mountford e Uhlig (2005), identificando um modelo SVAR com restrições de sinais nas IRFs, encontra-se resultados tipicamente não-keynesianos, semelhantes aos aqui expostos para o período 2007-2016. Porém os dados por eles utilizados compreendem o período de 1995 a 2007, que pertence ao primeiro intervalo de tempo analisado.

Portanto, os resultados de Mendonça *et al.* (2009) devem ser comparados com as propostas de identificação das inovações fiscais de forma agnóstica para o primeiro período.

Apesar da resposta do PIB para o choque nos impostos se assemelhar em ambos os trabalhos, o mesmo não se repete para a resposta do PIB para choques no consumo do governo. Em Mendonça *et al.* (2009) um aumento exógeno dos gastos correntes do governo pode conduzir a uma retração do produto real. Como demonstrado na seção 2.3, a metodologia proposta por Mountford e Uhlig (2008) impõe restrições de sinais em variáveis que são aparentemente sem restrição e escolhe um único valor de parâmetros estruturais, criando artificialmente intervalos de confiança estreitos em torno das IRFs além de enviesá-las.

Destaca-se que para o caso de choques nos impostos, a identificação com restrição de zero foi capaz anular a relação contemporânea que o PIB tem sobre a variável. Tanto em Mendonça *et al.* (2009), quando no presente trabalho, ao tentar se identificar choques nos impostos do governo sem a utilização de restrições de zero, não se tem uma relação de causalidade bem definida.

Tabela 10 – Multiplicadores Fiscais a Choques nos Impostos, no Consumo do Governo e na FBCFG: Identificados como em Castelo-Branco *et al.* (2017).

Multiplicador de Impacto

	(1999-2007)			(2009-2016)			(1996-2016)		
	Int. Inf.	Med.	Int. Sup.	Int. Inf.	Med.	Int. Sup.	Int. Inf.	Med.	Int. Sup.
T	-0,83	2,49	5,63	2,38	3,94	5,55	0,60	3,74	6,81

Multiplicador Cumulativo (Horizonte 24)

	(1999-2007)			(2009-2016)			(1996-2016)		
	Int. Inf.	Med.	Int. Sup.	Int. Inf.	Med.	Int. Sup.	Int. Inf.	Med.	Int. Sup.
C_G	4,86	5,68	6,33	14,40	21,51	40,19	1,69	4,31	5,40
K_G	-11,66	13,72	39,75	4,30	8,03	12,59	-2,09	7,39	15,66
T	2,30	5,98	10,36	3,84	4,31	4,92	1,27	4,90	8,96

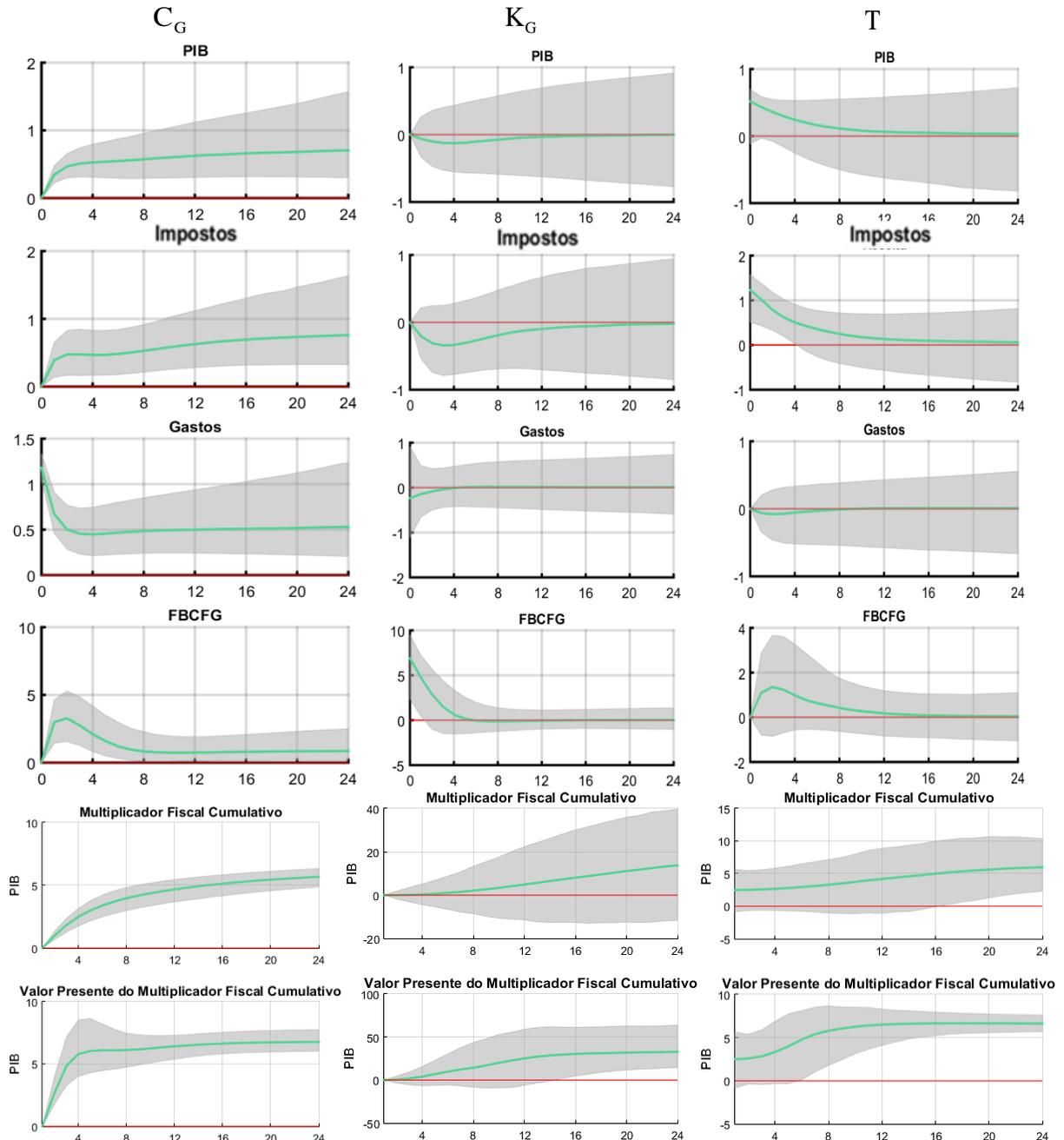
Valor Presente do Multiplicador Cumulativo (Horizonte 24)

	(1999-2007)			(2009-2016)			(1996-2016)		
	Int. Inf.	Med.	Int. Sup.	Int. Inf.	Med.	Int. Sup.	Int. Inf.	Med.	Int. Sup.
C_G	6,02	6,76	7,75	6,40	11,80	19,35	5,18	6,55	7,30
K_G	14,46	32,98	63,75	1,19	10,80	23,40	4,53	24,28	41,85
T	5,67	6,63	7,60	3,70	4,22	4,86	4,21	5,71	6,99

Legenda: Coluna C_G : Choque do Consumo do Governo com Restrições de Zeros em Y, T e K_G no horizonte zero; Coluna K_G : Choque da FBKFG com Restrições de Zeros em Y e T no horizonte ; Coluna T : Choque dos Impostos com Restrições de Zero em C_G e K_G no horizonte zeros.

Fonte: O autor, 2017.

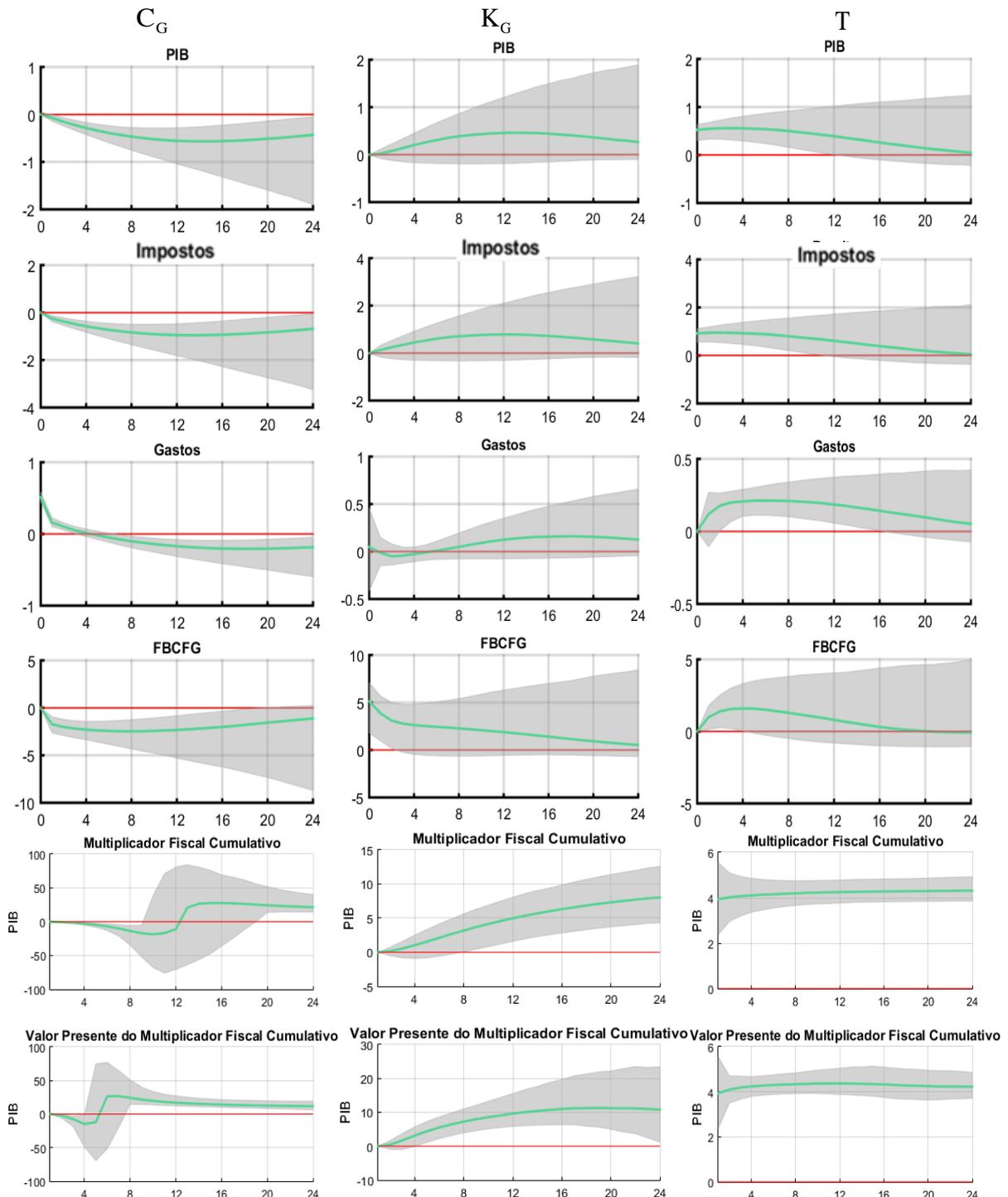
Figura 21 – Funções Impulso Resposta e Multiplicadores Fiscais para Choques nos Impostos, no Consumo do Governo e na FBCFG: Identificados como em Castelo-Branco *et al.* (2017) no período 1999-2007.



Legenda: Coluna C_G : Choque do Consumo do Governo com Restrições de Zero em Y , T e K_G no horizonte zeros; Coluna K_G : Choque da FBKFG com Restrições de Zero em Y e T no horizonte zero; Coluna T : Choque dos Impostos com Restrições de Zeros em C_G e K_G no horizonte zero.

Fonte: O autor, 2017.

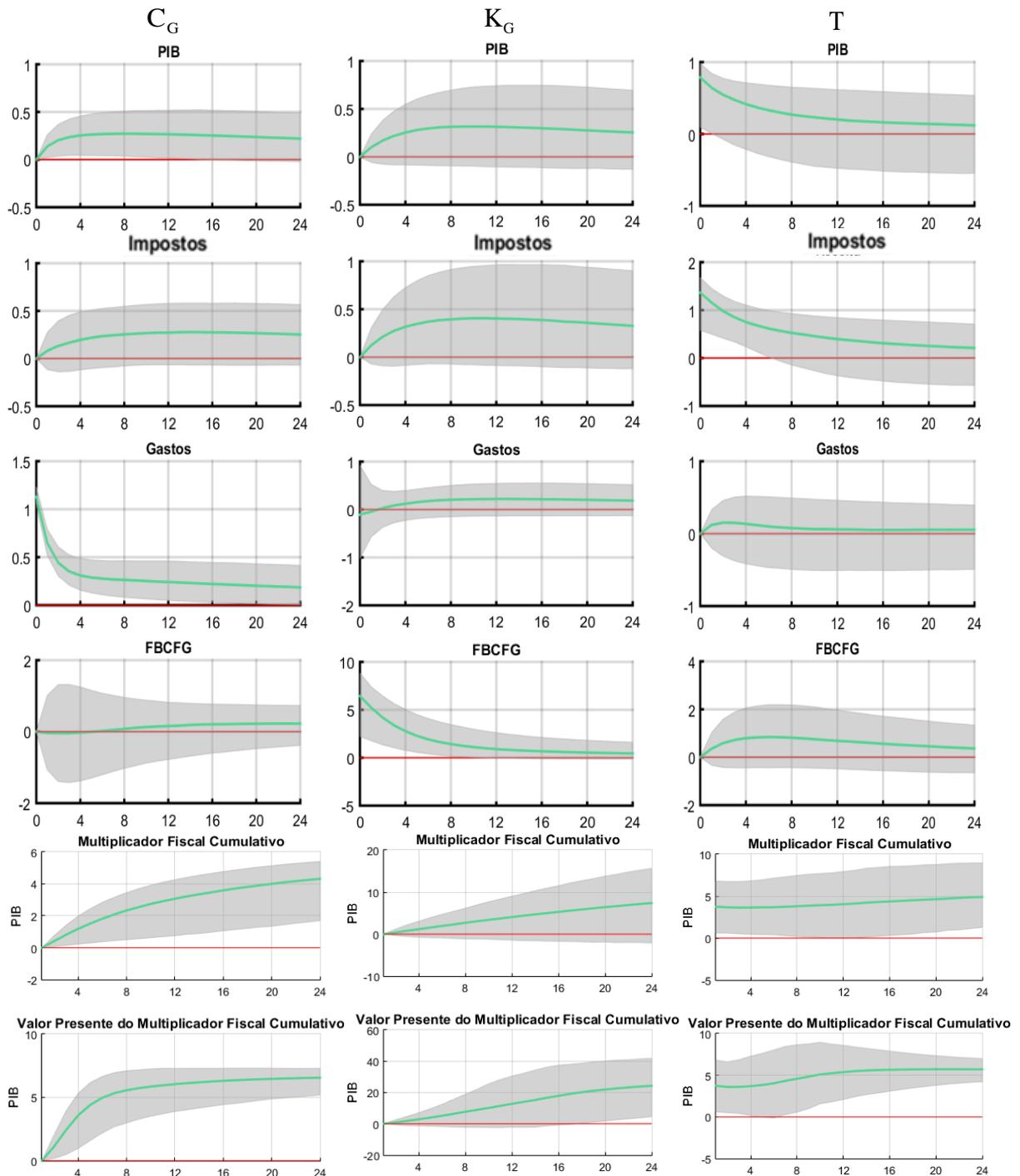
Figura 22 – Funções Impulso Resposta e Multiplicadores Fiscais para Choques nos Impostos, no Consumo do Governo e na FBCFG: Identificados como em Castelo-Branco *et al.* (2017) no período 2009-2016.



Legenda: Coluna C_G : Choque do Consumo do Governo com Restrições de Zeros em Y , T e K_G no horizonte zero; Coluna K_G : Choque da FBKFG com Restrições de Zeros em Y e T no horizonte zero; Coluna T : Choque dos Impostos com Restrições de Zeros em C_G e K_G no horizonte zero.

Fonte: O autor, 2017.

Figura 23 – Funções Impulso Resposta e Multiplicadores Fiscais para Choques nos Impostos, no Consumo do Governo e na FBCFG: Identificados como em Castelo-Branco *et al.* (2017) no período 1999-2016.



Legenda: Coluna C_G : Choque do Consumo do Governo com Restrições de Zeros em Y , T e K_G no horizonte zero; Coluna K_G : Choque da FBKFG com Restrições de Zeros em Y e T no horizonte zero; Coluna T : Choque dos Impostos com Restrições de Zeros em C_G e K_G no horizonte zero.

Fonte: O autor, 2017.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho avaliou eficácia da política fiscal no Brasil, verificando inclusive se seus impactos são significativamente afetados quando ela não altera o orçamento público ou quando são considerados períodos distintos de tempo. Para este fim, foi adotado um modelo de SBVAR com uma identificação inovadora, proposta por Arias *et al.* (2014) em outro contexto, que não só impõe restrições de sinais, mas também restrições de zeros nas IRFs. Esta nova forma de identificar as inovações fiscais permite evitar ambiguidades na identificação dos choques.

Como não há consenso na literatura teórica e empírica sobre os efeitos da política fiscal, é importante mensurá-los sob hipóteses de identificação alternativas. O modelo aqui empregado teve grande êxito em mensurar choques de política fiscal restritos, a medida em se que pode se trabalhar com imposição de restrições de zeros nas IRFs.

Foi detectada uma mudança na resposta do PIB entre os diferentes intervalos de tempo aqui estudados: no primeiro intervalo de tempo considerado (1999-2007), aumentos de impostos reduzem o PIB e aumento nos gastos tem poder de aumentar o PIB; no segundo período analisado (2009-2016), a resposta do PIB se dá de forma contrária, o que pode estar diretamente relacionada à preocupação dos agentes econômicos com a solvência do governo, fazendo com que as medidas fiscais reajam de forma distinta do que normalmente se espera.

Além do mais, as restrições de zeros ainda possibilitaram auferir como as variáveis reagem a medidas fiscais quando elas não alteram o orçamento. Neste caso, um aumento no consumo do governo tem maior probabilidade de afetar o PIB de forma positiva. Este resultado não se mantém no segundo período de tempo analisado quando se permite que o déficit orçamentário do governo possa ser simultaneamente alterado.

Por se trabalhar com *prior*es vagas, grande parte dos multiplicadores de impacto não demonstraram ser estatisticamente significante quando foram identificadas inovações fiscais que não afetavam o orçamento do governo.

Quando se considera choques na FBCFG sem afetar o orçamento público, há uma variação de sinal na resposta do PIB para os diferentes intervalos de tempo. Devido a forma de como as outras variáveis estudadas reagiram ao choque, enquanto para o primeiro intervalo de tempo o PIB reagiu de forma negativa, para o segundo período o resultado foi positivo. Vale destacar que no período 1999-2007, as medianas do Valor Presente do Multiplicador Fiscal Cumulativo da FBCFG sem afetar o orçamento foi o que apresentou, no longo prazo,

seu maior valor médio, frente as demais inovações fiscais auferidas para todos os intervalos de tempo analisados.

Cenários de descontrole orçamentário elevam o risco de investimento no país, provando mudanças nas taxas de juros, e dessa maneira, mudanças nos canais de expectativa e renda das famílias.

Dessa forma, os resultados revelam que os formadores de política econômica devem se preocupar não só com a forma em que as medidas fiscais são adotadas, como também pelas expectativas dos agentes em relação a essas políticas, o nível de solvência das contas públicas e o hiato entre a implementação das políticas fiscais e os seus efeitos.

Os resultados demonstram que a política fiscal pode ser tanto proveitosa para tentar reduzir flutuações cíclicas, como também pode ser, em parte, responsável por um aumento ainda maior no desvio da trajetória de crescimento equilibrado.

Deve haver, portanto, uma política passiva conduzida por regras – em vista a dificuldade de previsão da economia – comprovadas pelos diversos resultados encontrados nos trabalhos empíricos para o Brasil, como pelo presente trabalho, onde houve mudanças no sinal de resposta do PIB às inovações fiscais, não só em intervalos de tempos distintos, mas também na forma com a qual esses choques foram identificados.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ARIAS, J. E.; RUBIO-RAMÍREZ, J. F.; WAGGONER, D. F.. Inference Based on SVARs Identified with Sign and Zero Restrictions: Theory and Applications. **International Finance Discussion Papers**, Washington, D.C., abr. 2014.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Série histórica da Dívida Líquida e Bruta do Governo Geral. Disponível em: <<http://bit.ly/2FiT5Pd>>. Acesso em: 03ago. 2017.

BARRO, R. J.. Are government bonds net wealth? **Journal of Political Economy**, v. 82, n. 6, p. 1095-1117, 1974.

BAUMEISTER, C.; BENATI, L.. Unconventional Monetary Policy and the Great Recession: Estimating the Macroeconomic Effects of a Spread Compression at the Zero Lower Bound. **International Journal of Central Banking**, Frankfurt, v. 9, n. 2, p.165-212, jun. 2013.

BAUMEISTER, C.; HAMILTON, J. D.. Sign Restrictions, Structural Vector Autoregressions, and Useful Prior Information. **Econometrica**, Londres, v. 83, n. 5, p.1963-1999, nov. 2013.

BINNING, A. Underidentified SVAR Models: A Framework for Combining Short and Long-Run Restrictions with Sign-Restrictions. **Norges Bank Working Paper**, Oslo, jun. 2013.

BLANCHARD, O.; PEROTTI, R. An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output. **The Quarterly Journal of Economics**, Cambridge, Massachusetts, v. 117, n. 4, p. 1329-1368, ago. 2002.

BURNSIDE, C.; EICHENBAUM, M.; FISCHER, J. D. M.. Fiscal shocks and their consequences. **Journal of Economic Theory**, Nova Iorque, v. 115, p. 89-117, 2004.

CALDARA, D.; KAMPS, C.. The Analytics of SVAR: A Unified Framework to Measure Fiscal Multipliers. **Finance and Economics Discussion Series** n. 20, jul. 2012.

CARVALHO, D. B.; DA SILVA, M. E. A. ; SILVA, I. É. M.. Efeito dos Choques Fiscais sobre o Mercado Brasileiro. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 67, n. 2, p.177-200, abr. 2013.

CASTELO-BRANCO, M. A.; LIMA, E. C. R. ; PAULA, L. F. R. . Mudanças de Regime e Multiplicadores Fiscais no Brasil em 1999-2012: uma avaliação empírica com uso da metodologia MS-SBVAR. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v.47, n.2, p.7-62, ago. 2017.

CAVALCANTI, M. A. F. H.; SILVA, N. L. C. Dívida pública, política fiscal e nível de atividade: uma abordagem VAR para o Brasil no período 1995-2008. **Economia Aplicada**, São Paulo, v. 14, n. 4, p. 391-418, set. 2010.

CHARI, V. V.; KEHOE, P. J. Optimal Fiscal and Monetary Policy. **Federal Reserve Bank of Minneapolis**. Research Department Staff Report, n. 251, jul.1998.

CHRISTIANO, L. J.; FITZGERALD, T. J.. Understanding the Fiscal Theory of the Price Level. **Nber Working Paper**, n. 7668, abr. 2000.

COGAN, J. F.; CWIK, T.; TAYLOR, J. B.; WIELAND, V. New Keynesian versus Old Keynesian government spending multipliers. **NBER Working Paper**, Cambridge, Massachusetts, n. 14782, mar. 2009.

DEVEREUX, M. B.; HEAD, A. C.; LAPHAN, J. B.. Monopolistic Competition, Increasing Returns and the Effects of Government Spending. **Journal of Money, Credit, and Banking**, v.28, n.2, p.233-254, mai. 1996.

DUPOR W.; LI, R.; LI, J.. Sticky Wages, Monetary Policy and Fiscal Policy Multipliers. **FRB St. Louis Working Paper** n.2017-7, mar. 2017

DOS SANTOS, C. H. *et al.* Uma metodologia de estimação da formação bruta de capital fixo das administrações públicas brasileiras em níveis mensais para o período 2002-2010. **IPEA: Texto para discussão**, n. 1660, set. 2011.

FATÁS, A.; MIHOV, I. The effects of fiscal policy on consumption and employment. **CEPR Discussion Paper**, n. 2760, abr. 2001.

FAVERO, C.; GIAVAZZI, F. Debt and the effects of fiscal policy. **Federal Reserve of Boston Working Paper**, n. 07-4, 2007.

FRANCO, G. H. B.. Auge e Declínio do Inflacionismo no Brasil. **Texto para Discursão: PUC-RIO – Departamento de Economia**. n. 487, set. 2004.

FORNI, L.; MONTEFORTE, L.; SESSA, L. The general equilibrium effects of fiscal policy. Estimates for the Euro Area. **Journal of Public Economics**, v. 26, n. 2, p. 231-252, 2009.

GALÍ, J. J.; LÓPES-SALIDO, D.; VALLÉS, J.. Understanding the Effects of Government Spending on Consumption. **Journal of the European Economic Association**, v. 5, n.1, p.227-270, mar. 2007.

GEWEKE, J. Exact Inference in the Inequality Constrained Normal Linear Regression Model. **Journal of Applied Econometrics**. v. 1, n. 2, p.127–141. 1986

GIAVAZZI, F.; PAGANO, M. Can severe fiscal contractions be expansionary? Tales of two small European contries. **NBER Macroeconomics Annual 1990**, MIT Press, p. 75-111, 1990.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. Contas Nacionais Trimestrais. Disponível em: <<http://bit.ly/2sU19AS>>. Acesso em: 29 ago. 2017.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. Sistema Nacional de Índices de Preços ao Consumidor. Disponível em: <<http://bit.ly/2EX3Raq>>. Acesso em: 15jun. 2017.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. EMBI+ Risco Brasil. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em: 29out. 2017.

KEYNES, J. M.; **Theory of Employment, Interest and Money**. New York. 1936

KING, R. G.; PLOSSER, C. I.. The Behavior of Money, Credit, and Prices in a Real Business Cycle. **NBER Working Paper**, Cambridge, n. 853, fev. 1982.

KRANTZ, S. G.; PARKS, H. R. **Geometric Integration Theory**. Birkhauser. 2008

LEEPER, E. M. Equilibria under ‘Active’ and ‘Passive’ Monetary and Fiscal Policies. **Journal of Monetary Economics**, v. 27, n.1, p-129–147, 1991.

LINDEMANN, L.; SCHABERT, A. Fiscal Policy in the New Neoclassical Synthesis. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 35, n.6, p.911-929, dez. 2003.

LUCAS, R. E.; STOKEY, N. L. Optimal fiscal and monetary policy in an economy without capital. **Journal of Monetary Economics**, v. 12, n.1, p.55-93, 1983.

LUCAS, R. E.; An Equilibrium Model of the Business Cycle. **Journal of Political Economy**, v. 83, n. 6 p.1113-44, dez. 1975.

MENDONÇA, M. J. C.; MEDRANO, L. A.; SACHSIDA, A. Avaliando os efeitos da política fiscal no Brasil: resultados de um procedimento de identificação agnóstica. **Texto para Discussão IPEA**, n. 1377, fev. 2009.

MOUNTFORD, A.; UHLIG, H. What are the Effects of Fiscal Policy Shocks? **Journal of Applied Econometrics**, v. 24, n. 6, p.960–992, dez. 2008.

MUSSOLINI, C. C.; TELES, V. K.. Ciclos Reais e Política Fiscal no Brasil. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 42, n. 1, p.75-96, jan. 2012.

PAULA, L. F.; PIRES, M.. Crise e perspectivas para a economia brasileira. **Estudos Avançados**, v.31, n. 89, p. 125-144, 2017.

PERES, M. A. F.; ELLERY JUNIOR, R. G.. Efeitos dinâmicos dos choques fiscais do governo central no PIB do Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 29, n. 2, p.159-206, ago. 2009.

PEROTTI, R. Estimating the effects of fiscal policy in OECD countries. **CEPR Discussion Paper**, n. 4842, 2004.

PEROTTI, R. In search of the transmission mechanism of fiscal policy. **NBER Working Paper**, n. 13143, 2007.

PESSOA, S.. Por que o governo embarcou na nova matriz econômica? **Revista Conjuntura Econômica**, v.68, n.9, p.14-15, set. 2014.

RAMEY, V. A.; SHAPIRO, M. D. Costly capital reallocation and the effects of government spending. **Carnegie Rochester Conference on Public Policy**, p. 145-194, 1998.

RAVN, M.; SCHMITT-GROHE, S.; URIBE, M.. Deep Habits. **Review of Economic Studies**, v.73, p. 195-218, 2006.

RESENDE, A. L..A Moeda Indexada: uma Proposta para Eliminar a Inflação Inercial. **Revista de Economia Política**, v. 5, n. 2, p. 130-134, 1985.

RUBIO-RAMÍREZ, J.; WAGGONER, D. ; ZHA, T. Structural Vector Autoregressions: Theory of Identification and Algorithms for Inference. **Review of Economic Studies**, v. 77,n. 2, p. 665–696, 2010.

ROMER, C.; ROMER, D. The macroeconomic effects of tax changes: estimates based on a new measure of fiscal shocks. **NBER Working Paper**, n. 13264, 2007.

SARGENT, T. J.; WALLACE, N.. Rational" Expectations, the Optimal Monetary Instrument, and the Optimal Money Supply Rule. **Journal of Political Economy**, v.83, n. 2, p.241-54, 1975.

SARGENT, T. J.; WALLACE, N.. Some Unpleasant Monetarist Arithmetic. **The Quarterly Journal Of Economics**, Nova Iorque, v. 5, n. 3, p.15-41, abr. 1981.

SECRETARIA DO TESOURO NACIONAL. Resultado Fiscal do Governo Central – Estrutura Nova. Disponível em: <<http://bit.ly/2CV3cnT>>. Acesso em: 03 ago. 2017.

SIMS, C. A Simple Model for Study of the Determination of the Price Level and the Interaction of Monetary and Fiscal Policy. **Economic Theory**, v. 4, n. 3, p. 99-381, 1994.

SIMS, C.. Bayesian skepticism on unit root econometrics. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 12, p. 463-474, jun. 1988.

SIMS, C.; STOCK, J. H.; WATSON, M. W.. Inference In Linear Time Series Models With Some Unit Roots. **Econometrica**, v. 58, n.1, p. 113-144, 1990.

SILVA, F. S.; PORTUGAL, M. S.. O Impacto de Choques Fiscais na Economia Brasileira: Uma Abordagem DSGE. In: ENCONTRO BRASILEIRO DE ECONOMETRIA, 32., 2010, Salvador. **Anais...** . Rio de Janeiro: Sociedade Brasileira de Econometria, 2010. Disponível em: <<http://bit.ly/2t3pOD0>>. Acesso em: 27 fev. 2018.

SOUZA JUNIOR, J. R. C.; SANTOS, F. E. L. A. Nota Técnica: Simulações da Trajetória da Dívida Bruta do Governo Geral - 2017 a 2037. **IPEA: Carta de Conjuntura**, n.33, Rio de Janeiro, out. 2016.

STEWART, G. The Efficient Generation of Random Orthogonal Matrices with an Application to Condition Estimators. **SIAM Journal on Numerical Analyses**, Stanford, v. 17, n. 3, p. 2-16, 1980.

UHLIG, H. What are the Effects of Monetary Policy on Output? Results from an Agnostic Identification Procedure. **Journal of Monetary Economics**, v. 52, n. 2, p. 381–419, 2005

WOODFORD, M. Monetary policy and price level determinacy in a cash-in-advance economy. **Economic Theory**, v. 4, p. 345-380, 1994.

APÊNDICE A– Implementação Recursiva do Teorema 1

Nesse ponto é útil entender como o Teorema 1 funciona e como ele pode ser implementado recursivamente. Sendo $X = QR$, onde QR é a decomposição QR de X e sendo $x_j = Xe_j$ e $q_j = Qe_j$ para $1 \leq j \leq n$. O vetor q_j pode ser obtido recursivamente usando o processo de Gram-Schmidt, que é dado por:

$$q_j = \frac{(I_n - Q_{j-1}Q'_{j-1})x_j}{\|(I_n - Q_{j-1}Q'_{j-1})x_j\|} = \frac{N_{j-1}N'_{j-1}x_j}{\|N_{j-1}N'_{j-1}x_j\|} = N_{j-1} \left(\frac{N'_{j-1}x_j}{\|N'_{j-1}x_j\|} \right) \quad \text{para } 1 \leq j \leq n$$

Sendo $\| \cdot \|$ a distância Euclidiana, $Q_{j-1} = [q_1 \ \dots \ q_{j-1}]$, e N_{j-1} é qualquer matriz $n \times (n - j + 1)$ cuja colunas formam uma base ortogonal para o espaço nulo de Q'_{j-1} ⁹. Segue-se a convenção que Q_0 é a matriz $n \times 0$ vazia, $Q_0Q'_0$ é a matriz $n \times n$ de zeros, e N_0 é a matriz de identidade $n \times n$. Geometricamente, q_j é a projeção de x_j em um espaço nulo de Q'_{j-1} normalizado para ter um comprimento de uma unidade. Alternativamente, $N'_{j-1}x_j$ é uma extração da distribuição normal padrão de \mathbb{R}^{n-j+1} e $\frac{N'_{j-1}x_j}{\|N'_{j-1}x_j\|}$ é uma extração da distribuição uniforme na esfera unitária centralizada na origem em \mathbb{R}^{n-j+1} , a qual é denotada por S^{n-j} . Como as colunas de N_{j-1} são ortogonais, a multiplicação por N_{j-1} é uma transformação rígida de \mathbb{R}^{n-j+1} para \mathbb{R}^n .

Desta representação geométrica alternativa, pode se ver porque Teorema 1 produz extrações uniformes do $O(n)$. Para $1 \leq j \leq n$, o vetor q_j , condicional à Q_{j-1} , é uma extração da distribuição uniforme em S^{n-j} . Enquanto é mais eficiente obter Q em um único passo via a decomposição QR de X , o fato que pode ser obtido recursivamente será de uso quando houver restrições de zeros¹⁰. Além disso, a formulação recursiva do Teorema 1 permite uma

⁹ A fórmula descrita para obter q_j recursivamente para $1 \leq j \leq n$ impõe implicitamente a normalização que a diagonal de R é positiva.

¹⁰ Enquanto extrações do $O(n)$ podem ser obtidas recursivamente por extrações de S^{n-j} para $1 \leq j \leq n$, $O(n)$ não é topologicamente equivalente a um produto de esferas, isto é, não existe uma bijeção contínua de $O(n)$

para $\prod_{j=1}^n S^{n-j}$.

mais rápida implementação do Teorema 2 para os casos onde o número de choques a identificar é menor que n .

APÊNDICE B – Encadeamento da série Formação Bruta de Capital Fixo do Governo

Para a FBCFG, além de se trabalhar com a série construída em Dos Santos *et al.* (2011), optou-se por aumentar o tamanho da amostra a partir de um encadeamento dos dados junto a série de aquisição de ativos não financeiros disponibilizada pela STN, sendo ambas trimestrais.

O encadeamento é realizado através da seguinte fórmula:

$$Y_t = (1 + \Delta X_{t+1})Y_{t-1}.$$

Onde:

- Y_t é a série em que se deseja aumentar o tamanho da amostra, no caso seria a série construída por Dos Santos *et al.* (2011);
- X_t é a série utilizada para aumentar o tamanho da amostra de Y_t , trata-se, portanto, da série disponibilizada pela STN.

Para que a nova série encadeada apresente certo nível de robustez ao tentar representar valores coerentes com a série original, é necessário que ambas as séries, Y_t e X_t , tenham um nível alto de similaridade. Para testar a identidade entre as séries, optou-se por mensurar uma Regressão Simples, via Mínimos Quadrados Ordinários (OLS), entre as taxas de variação trimestrais das séries a preços constantes de 1995, deflacionados pelo deflator implícito da formação bruta de capital fixo agregada disponibilizada pelo IBGE através da publicação das contas nacionais trimestrais, os resultados encontrados são apresentados na tabela a seguir.

Tabela 11 – Tabela ANOVA: Regressão das séries da FBCFG.

<i>Estatística de regressão</i>	
R múltiplo	1,00
R-Quadrado	0,99
R-quadrado ajustado	0,99
Erro padrão	0,03
Observações	22

	<i>gl</i>	<i>SQ</i>	<i>MQ</i>	<i>F</i>	<i>F de significação</i>
Regressão	1	2,00	2,00	2193,13	6,42E-22
Resíduo	20	0,02	9,00E-04		
Total	21	2,01			

	<i>Coefficientes</i>	<i>Erro padrão</i>	<i>Stat t</i>	<i>valor-P</i>	<i>95% inferiores</i>	<i>95% superiores</i>
Interseção	0,00	0,01	-0,16	0,88	-0,01	0,01
Variável X	0,99	0,02	46,83	0,00	0,95	1,04

Fonte: O autor, 2017.

Como se pode observar, através dos resultados obtidos na Tabela 11, temos um valor para o R – Quadrado elevado, ao mesmo tempo em que o parâmetro de intercepto é estaticamente igual a zero, e o parâmetro de inclinação da regressão se encontra com 95% de confiança no intervalo entre 0,95 a 1,04, ou seja, aproximadamente igual a 1.

Portanto, é consistente dizer que ambas as séries têm um alto nível de similaridade, onde a série encadeada tem alto nível de robustez para representar a série original num intervalo de tempo maior.