Universidade do Estado do Rio de Janeiro

Centro de Ciências Sociais

Faculdade de Ciências Econômicas

Marco Antonio Castelo Branco Samuel

Mudanças de estado e multiplicadores fiscais no Brasil entre 1999-2012

Rio de Janeiro

2014

Marco Antonio Castelo Branco Samuel

Mudanças de estado e multiplicadores fiscais no Brasil entre 1999-2012

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. Área de concentração: Economia Internacional.

Orientador: Prof. Dr. Elcyon Caiado Rocha Lima

Coorientador: Prof. Dr. Luiz Fernando Rodrigues de Paula

Rio de Janeiro

2014

CATALOGAÇÃO NA FONTE

UERJ/REDE SIRIUS/BIBLIOTECA CCS/B

S193 Samuel, Marco Antonio Castelo Branco.
Mudanças de estado e multiplicadores fiscais no Brasil entre 1999-2012 / Marco Antonio Castelo Branco Samuel. – 2014.
102 f.

Orientador: Elcyon Caiado Rocha Lima.
Dissertação (Mestrado) – Universidade do Estado do Rio de Janeiro, Faculdade de Ciências Econômicas.
Bibliografia: f. 69-72.

1. Economia – Brasil – Teses. 2. Política tributária – Brasil – Teses. 3. Política monetária – 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

Marco Antonio Castelo Branco Samuel

Mudanças de estado e multiplicadores fiscais no Brasil entre 1999-2012

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. Área de concentração: Economia Internacional.

Aprovado em: 27 de agosto de 2014.

Orientadores:

_____

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

_____

Prof. Dr.Luiz Fernando Rodrigues de Paula
Faculdade de Ciências Econômicas da UERJ (Coorientador)

Banca Examinadora:

_____

Prof. Dr. Luiz Fernando Cerqueira Fonseca
Faculdade de Economia da UFF

_____

Prof. Dr. Carlos Alberto Gonçalves da Silva
Faculdade de Ciências Econômicas da UERJ

Rio de Janeiro
2014

AGRADECIMENTOS

Agradeço, em primeiro lugar, a Deus por me conceder a oportunidade de realizar o mestrado.

Agradeço aos meus pais por todo o apoio e amor incondicional, com minha gratidão eterna.

Agradeço, também, à minha namorada por toda a ajuda e suporte, que foram indispensáveis para a conclusão da dissertação.

Agradeço a todos meus amigos pela força, motivação e ajuda que me deram em todo o percurso.

Ao meu orientador, Prof. Dr. Elcyon Caiado Rocha Lima (FCE/UERJ), minha gratidão e meu agradecimento por toda a ajuda na elaboração deste trabalho.

Ao meu coorientador, Prof. Dr. Luiz Fernando de Paula (FCE/UERJ), minha gratidão e meu agradecimento por me apresentar este tema e por todo o suporte durante todo o processo.

Agradeço a Cláudio Hamilton Matos dos Santos (DIMAC/IPEA) e a Manoel Carlos de Castro Pires (IPEA/Ministério da Fazenda) pela disponibilidade dos dados fiscais, que foram imprescindíveis para a realização deste trabalho, além de esclarecimentos metodológicos sobre os mesmos.

Por fim, agradeço a CAPES pela concessão da bolsa de mestrado e à toda equipe do mestrado em Ciências Econômicas da UERJ – membros da secretaria, professores e colegas de classe.

RESUMO

SAMUEL, Marco Antonio Castelo Branco. *Mudanças de Estado e Multiplicadores Fiscais no Brasil entre 1999-2012*. Ano de apresentação 2014. 102 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Econômicas) - Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade do Estado do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2014.

Este trabalho avalia o comportamento dos multiplicadores fiscais no Brasil entre 1999-2012. Para tanto, utiliza a metodologia desenvolvida por Sims, Waggoner e Zha (2008), que é um procedimento Bayesiano de estimação no qual os parâmetros do modelo mudam com alterações no estado da economia e os estados (regimes) seguem um processo de mudança de regime markoviano. Ou seja, foi estimado um modelo VAR Estrutural Bayesiano com mudança de regimes Markoviana (Markov Switching Structural Bayesian Vector Autoregression - MS-SBVAR). A base de dados é composta pelo consumo da administração pública, pela formação bruta de capital fixo da administração pública, pela carga tributária líquida e pelo Produto Interno Bruto (PIB), das três esferas do governo (federal, estadual, incluindo o Distrito Federal, e municipal). O software MATLAB/Dynare foi utilizado na estimação dos modelos e os resultados sugerem a ocorrência de 2 ou 3 regimes nos dois modelos que melhor se ajustaram aos dados. Os multiplicadores estimados apresentaram os sinais esperados e os diferentes tipos de multiplicadores fiscais calculados apresentaram valores maiores para a resposta do PIB a choques na formação bruta de capital fixo da administração pública – que são eficazes, uma vez que possuem valores maiores do que um e impacto de longo prazo no PIB - quando comparado aos choques no consumo da administração pública, que possuem pouca persistência e são ineficazes (menores do que um), além de uma resposta negativa e persistente do PIB a choques na carga tributária líquida. Os resultados obtidos não indicam, ainda, multiplicadores fiscais maiores em regimes com maior variância nos resíduos do modelo.

Palavras-chave: Multiplicadores Fiscais. Política Fiscal. Metodologia MS-SBVAR.

Markov Switching. VAR Estrutural Bayesiano.

ABSTRACT

SAMUEL, Marco Antonio Castelo Branco. *Changes of State and Fiscal Multipliers in Brazil from 1999 to 2012.* Year of Presentation 2014. 102 f. Dissertation (Master in Economics) - Faculty of Economics, State University of Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2014.

This dissertation evaluates the behavior of fiscal multipliers in Brazil from 1999 to 2012. It uses a methodology developed by Sims, Waggoner e Zha (2008), which is a Bayesian estimation procedure that allows for state (regime) dependent endogenous change in model's parameters and the states follow a markovian process of regime change. It estimates a Structural Bayesian VAR model with Markov Switching regimes (MS-SBVAR). The database comprises the consumption of public administration, the fixed capital gross formation of the public administration, the net tax burden and the Gross Domestic Product (GDP) of the three levels of government (federal, state, including the Federal District, and municipalities). The software MATLAB / Dynare was used to estimate the model and the results suggest the occurrence of 2 or 3 regimes in the two best data fitting models. The different estimated multipliers show the correct signs and, as expected, they are higher for exogenous shocks to public administration's fixed capital gross formation – which are effective, since they have values higher than one and long-term impact on GDP - when compared with exogenous shocks to public administration's consumption, which have a small persistence and are ineffective (less than one), and a negative and persistence response of GDP to shocks in net tax burden. The results do not also show a higher fiscal multiplier in regimes with higher model's residuals variance.

Keywords: Fiscal Multipliers. Fiscal Policy. MS-SBVAR Methodology.

Markov Switching. Bayesian Structural VAR.

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Tabela 1 - Seleção dos melhores modelos.....52
Gráfico 1 - Probabilidade de ocorrência dos regimes para o Modelo 2 com 3 estados.....54
Gráfico 2 - Probabilidade de ocorrência dos regimes para o Modelo 2 com 2 estados.....59
Tabela 2 - Multiplicador fiscal de impacto: Modelo 2 com 3 estados.....62
Tabela 3 - Multiplicador fiscal de impacto: Modelo 2 com 2 estados.....64
Figura 1 - Multiplicadores Fiscais de Horizonte (Equação do PIB) – Estado 1.....73
Figura 2 - Multiplicadores Fiscais de Horizonte (Equação do PIB) – Estado 2.....74
Figura 3 - Multiplicadores Fiscais de Horizonte (Equação do PIB) – Estado 3.....75
Figura 4 - Multiplicadores Fiscais Cumulativos (Equação do PIB) – Estado 1.....76
Figura 5 - Multiplicadores Fiscais Cumulativos (Equação do PIB) – Estado 2.....77
Figura 6 - Multiplicadores Fiscais Cumulativos (Equação do PIB) – Estado 3.....78
Figura 7 - Valor Presente do Multiplicador Fiscal Cumulativo (Equação do PIB) – Estado 1.....79
Figura 8 - Valor Presente do Multiplicador Fiscal Cumulativo (Equação do PIB) – Estado 2.....80
Figura 9 - Valor Presente do Multiplicador Fiscal Cumulativo (Equação do PIB) – Estado 3.....81
Figura 10 - Multiplicadores Fiscais de Horizonte (IRF) – Estado 1.....82
Figura 11 - Multiplicadores Fiscais de Horizonte (IRF) – Estado 2.....83
Figura 12 - Multiplicadores Fiscais de Horizonte (IRF) – Estado 3.....84
Figura 13 - Multiplicadores Fiscais Cumulativos (IRF) – Estado 1.....85
Figura 14 - Multiplicadores Fiscais Cumulativos (IRF) – Estado 2.....86
Figura 15 - Multiplicadores Fiscais Cumulativos (IRF) – Estado 3.....87
Figura 16 - Valor presente do Multiplicador Fiscal Cumulativo (IRF) – Estado 1.....88
Figura 17 - Valor presente do Multiplicador Fiscal Cumulativo (IRF) – Estado 2.....89
Figura 18 - Valor presente do Multiplicador Fiscal Cumulativo (IRF) – Estado 3.....90
Figura 19 - Multiplicadores Fiscais de Horizonte (Equação do PIB) – Estado 1.....91

Figura 20 - Multiplicadores Fiscais de Horizonte (Equação do PIB) – Estado 2.....92
Figura 21 - Multiplicadores Fiscais Cumulativos (Equação do PIB) – Estado 1.....93
Figura 22 - Multiplicadores Fiscais Cumulativos (Equação do PIB) – Estado2.....94
Figura 23 - Valor Presente do Multiplicador Fiscal Cumulativo (Equação do PIB) – Estado 1.....95
Figura 24 - Valor Presente do Multiplicador Fiscal Cumulativo (Equação do PIB) – Estado 2.....96
Figura 25 - Multiplicadores Fiscais de Horizonte (IRF) – Estado 1.....97
Figura 26 - Multiplicadores Fiscais de Horizonte (IRF) – Estado 2.....98
Figura 27 - Multiplicadores Fiscais Cumulativos (IRF) – Estado 1.....99
Figura 28 - Multiplicadores Fiscais Cumulativos (IRF) – Estado 2.....100
Figura 29 - Valor Presente do Multiplicador Fiscal Cumulativo (IRF) – Estado 1.....101
Figura 30 - Valor Presente do Multiplicador Fiscal Cumulativo (IRF) – Estado 2.....102

SUMÁRIO

	INTRODUÇÃO	10
1	**REVISÃO DA LITERATURA**	12
1.1.	**Metodologia de Vetores Autoregressivos Estruturais (SVAR)**	13
1.1.1.	Abordagem de Vetores Autoregressivos Estruturais (SVAR): literatura nacional e internacional	14
1.1.2.	Abordagem de identificação agnóstica ou por restrições de sinais	20
1.1.3.	Abordagem dependente do estado da economia	20
1.1.3.1.	Abordagem Vetor Autoregressivo Estrutural Bayesiano com Mudança Markoviana de Regime (MS-SBVAR)	21
1.1.3.2.	Abordagem *Threshold* Vetor AutoRegressivo (TVAR)	23
1.1.3.3.	Abordagem *Smooth Transition* Vetor Autoregressivo (STVAR)	24
1.1.3.4.	Abordagem *Time-Varying Parameter* VAR (TVP-VAR)	25
1.1.3.5.	Abordagem *Time-Varying Parameter Factor-Augmented* VAR (TVP-FAVAR)	25
1.1.4.	Abordagem Narrativa ou Abordagem Variável *Dummy*	26
1.2.	**Metodologia DSGE Novo Keynesiana**	26
1.3.	**Metodologia de Estudo de Eventos**	27
2	**METODOLOGIA**	28
3	**DESCRIÇÃO DOS DADOS E IDENTIFICAÇÃO**	41
3.1.	**Descrição dos dados**	41
3.1.1.	Consumo da Administração Pública (C da APU)	43
3.1.2.	Formação Bruta de Capital Fixo da Administração Pública (FBCF da APU)	43
3.1.3.	Carga Tributária Líquida (CTL)	46
3.1.4.	Produto Interno Bruto (PIB)	47
3.2.	**Identificação**	47
4	**ESTIMAÇÃO, RESULTADOS E ANÁLISE**	51
4.1.	**Processo de estimação e critérios de seleção dos modelos**	51
4.2.	**Datação dos regimes**	52
4.2.1.	Datação dos regimes no modelo 2 com 3 estados	53

4.2.2. Datação dos regimes no modelo 2 com 2 estados 59
4.3. **Cálculo e resultados dos multiplicadores fiscais** 60
4.3.1 Multiplicadores fiscais para o Modelo 2 com 3 estados 62
4.3.2 Multiplicadores fiscais para o Modelo 2 com 2 estados 64
5 **CONCLUSÃO** 67
REFERÊNCIAS 69
APÊNDICE A – Resultados do Modelo 2 com 3 estados 73
APÊNDICE B – Resultados do Modelo 2 com 2 estados 91

INTRODUÇÃO

O objetivo desta dissertação é calcular e avaliar o comportamento dos multiplicadores fiscais para o Brasil no período 1999-2012, admitindo que haja quebras estruturais no modelo e que ocorram mudanças na regra seguida pela política fiscal. Será investigado se os multiplicadores fiscais da formação bruta de capital fixo da administração pública são maiores do que os multiplicadores fiscais do consumo da administração pública e da carga tributária líquida. Será também examinado se os multiplicadores fiscais são maiores em regimes de maior variância.

A metodologia adotada nesta pesquisa, desenvolvida por Sims, Waggoner e Zha (2008), consiste em um procedimento Bayesiano de estimação que permite que os parâmetros do modelo mudem com alterações no estado da economia e que essas alterações sejam determinadas endogenamente. Além disso, os estados seguem um processo de mudança de regime markoviano, ou seja, foi estimado um modelo VAR Estrutural Bayesiano com mudança de regimes (estados) Markoviana (*Markov Switching Structural Bayesian Vector Auto Regressive* - MS-SBVAR).

Conforme será visto na revisão da literatura, não há trabalhos de estimação de multiplicadores fiscais que utilizaram tal metodologia no Brasil, sendo a presente dissertação, portanto, pioneira nesse tipo de modelagem para o país.

Utilizam-se dados trimestrais da carga tributária líquida, do consumo da administração pública, da formação bruta de capital fixo da administração pública e do PIB das três esferas do governo (federal, estadual, incluindo o Distrito Federal e municipal) – todas as variáveis foram expressas em logaritmos naturais (em nível), em termos reais e dessazonalizadas.

Na estimação do modelo, foi utilizado o software MATLAB/Dynare e os resultados obtidos na pesquisa empírica apontam a ocorrência de 2 e/ou 3 regimes, considerando cada um dos dois modelos que melhor se ajustaram aos dados.

Foram estimados multiplicadores fiscais de impacto, multiplicadores fiscais de horizonte, multiplicadores fiscais cumulativos e o valor presente dos multiplicadores fiscais cumulativos. O cálculo destes diversos multiplicadores é uma das contribuições da presente dissertação, em relação à literatura brasileira sobre o tema, que tem estimado apenas multiplicadores fiscais de impacto.

Os resultados apresentaram os sinais esperados, ou seja, os diferentes tipos de multiplicadores fiscais calculados sugeriram valores maiores para a resposta do PIB a choques na formação bruta de capital fixo da administração pública quando comparado com os oriundos de choques no consumo da administração pública – ambos com sinais positivos – e valores negativos para os multiplicadores fiscais da carga tributária líquida.

Nesse sentido, há importantes conclusões de política fiscal para a economia brasileira no período entre 1999-2012:

Em primeiro lugar, alterações exógenas no consumo da administração pública são ineficazes como alterações exógenas de políticas voltadas para a expansão do nível de atividade, uma vez que a resposta do PIB a um choque transitório e/ou permanente nessa variável é menor do que 1, ou seja, a cada R$1 de aumento exógeno no consumo do governo, o PIB aumenta em menos de R$1.

Em segundo lugar, choques exógenos na formação bruta de capital fixo pública são mais eficazes, como alterações exógenas de políticas visando o incentivo ao crescimento do nível de atividade, e com impacto permanente e de longo prazo no PIB, já que apresentam valores maiores do que 1, ou seja, a cada R$1 gasto na formação bruta de capital fixo da administração pública, o PIB aumenta em mais de R$1.

Por fim, a resposta do PIB a choques exógenos na carga tributária líquida é negativa, com impacto permanente e de longo prazo no PIB, ou seja, a cada R$1 de aumento na carga tributária líquida, há uma diminuição do PIB brasileiro.

Os resultados indicaram, ainda, que os multiplicadores fiscais são menores em regimes de maior variância ou de maior incerteza na economia.

A dissertação está dividida em cinco capítulos, além desta Introdução. No capítulo 1, efetua-se uma resenha da literatura sobre multiplicadores fiscais. O capítulo 2, por sua vez, detalha a metodologia a ser utilizada na pesquisa empírica, enquanto que o capitulo 3 descreve os dados utilizados e a estratégia de identificação das variáveis utilizadas na dissertação. Já o capítulo 4 detalha a estimação realizada e analisa os resultados obtidos. Por fim, o capítulo 5 realiza as conclusões finais do trabalho.

1 REVISÃO DA LITERATURA

O multiplicador fiscal tem como objetivo mensurar o impacto de uma inovação/choque na política fiscal do governo no PIB. De forma geral, o multiplicador fiscal é definido como a razão entre uma mudança no produto (ΔY) e uma mudança discricionária no gasto público ou na receita fiscal (ΔX), e deste modo, ele é igual a ΔYt/ ΔXt.

O uso da política fiscal como instrumento expansionista da política econômica, presente na teoria keynesiana tradicional e predominante nos modelos macroeconométricos dos anos 70 e início da década dos 80, perdeu importância no período compreendido entre meados da década de 1980 até a crise de 2008, em função de questionamentos teóricos e evidências empíricas sobre o impacto de políticas econômicas expansionistas.

Do ponto de vista teórico, tal questionamento foi proveniente do referencial teórico neoclássico que se desenvolveu nos últimos 20 anos e do referencial teórico novo-keynesiano. Ambos questionam os efeitos da política fiscal expansionista na atividade econômica. No entanto, nos modelos novo-keynesianos com rigidez de preços, há impactos da política fiscal no PIB.

O questionamento teórico dos neoclássicos e dos novos-keynesianos se baseia no teorema de equivalência ricardiana, segundo o qual, com agentes racionais, o gasto público somente deslocaria o gasto privado, deixando inalterado o nível de demanda agregada, além de gerar a expectativa de aumento dos impostos no futuro como consequência do expansionismo fiscal.

No que se refere às evidências empíricas, observou-se a efetividade da política monetária em atenuar choques negativos no nível de atividade, além do fato de que esta era considerada a única política necessária para tal propósito (Clarida, Galí e Gertler, 2000). Há ainda a evidência empírica que associa aumento do consumo privado e do PIB a cortes nos gastos do governo, o que está em desacordo com o argumento keynesiano tradicional (Blanchard e Perroti, 2002).

Dessa maneira, o papel da política fiscal não foi considerado relevante nos estudos e análises acadêmicas nesse intervalo de tempo.

Com o advento da crise econômica do *subprime* no final de 2008, países como Brasil e Estados Unidos adotaram, além da flexibilização da política monetária, uma política fiscal anticíclica como resposta à queda acentuada e prolongada do nível de emprego e de atividade. O debate acerca dos multiplicadores fiscais tornou-se, novamente, relevante para a academia,

incitando diversos estudos, que têm, como ponto de partida, o *American Recovery and Reinvestment Plan (ARRA)*, um plano de ação fiscal do governo americano, lançado em 2009.

Segundo o Council of Economic Advisers (2009) e Berstein e Romer (2009), a política fiscal gerou impactos significativos no PIB americano, ou seja, apresentou multiplicadores fiscais elevados. No entanto, Cogan *et al* (2009) considerando o período posterior ao ARRA obtém, a partir de uma abordagem novo-keynesiana com expectativas racionais para indivíduos e firmas e rigidez de preços, resultado seis vezes menor do que o obtido por Berstein e Romer (2009). Cogan e Taylor (2010) estimam os multiplicadores fiscais através de mínimos quadrados ordinários para o período amostral trimestral entre 1969 e 2010 e argumentam que o impacto dos gastos do governo sobre a atividade no âmbito do ARRA não foi significativo.

A análise empírica contemporânea sobre multiplicadores fiscais pode ser divida em três metodologias: a dos Vetores Autoregressivos Estruturais (SVAR), a dos modelos DSGE (*Dynamic Stochastic General Equilibrium Models*) novos- keynesianos, e a de estudos de eventos, que serão descritas a partir da próxima subseção. .

Nesse sentido, as principais contribuições da revisão de literatura nacional e internacional sobre multiplicadores fiscais para a presente dissertação são: a existência de diversas metodologias de estimação; diferença nos valores dos multiplicadores fiscais a depender da metodologia utilizada; utilização generalizada das variáveis de gasto (consumo do governo e investimento do governo), da carga tributária líquida e do PIB como variáveis relevantes na estimação, porém com a presença de diferentes definições, como por exemplo, a contabilização conjunta dos valores do consumo e do investimento públicos; entendimento das diferentes estratégias de identificação do VAR estrutural e ordenação das variáveis e, por fim, na apresentação dos resultados em termos dos multiplicadores fiscais de impacto na maioria dos artigos sobre o tema.

1.1. **Metodologia de Vetores Autoregressivos Estruturais (SVAR)**

A metodologia VAR foi introduzida na análise econômica pelo artigo de Sims (1980), sendo amplamente utilizada na literatura relacionada à política monetária. Blanchard e Perroti

(2002) foram pioneiros na aplicação da metodologia VAR estrutural à análise de política fiscal, mais especificamente na discussão sobre os multiplicadores fiscais.

1.1.1. Abordagem de Vetores Autoregressivos Estruturais (SVAR): literatura nacional e internacional

Blanchard e Perroti (2002), que utilizam uma abordagem de VAR estrutural combinada com a abordagem narrativa de eventos da política fiscal, têm por objetivo caracterizar os efeitos dinâmicos de choques nos gastos de governo (consumo do governo mais investimento público) e na carga tributária líquida sobre a atividade econômica dos Estados Unidos no período entre o primeiro trimestre de 1947 até o quarto trimestre de 1997.

A especificação do VAR na forma reduzida de Blanchard e Perroti (2002) é:

$$y_t = A(L, q)y_{t-1} + u_t \quad (1)$$

em que $y_t \equiv [G_t, T_t, Y_t]$ é um vetor de dimensão 3x1 do logaritmo do nível da carga tributária líquida, gastos governamentais e PIB, ordenados dessa maneira, em bases trimestrais, todos em termos reais e *per capita*; $A(L, q)$ é um polinômio de defasagem trimestral que permite que os coeficientes em cada defasagem das variáveis dependam do trimestre "q" que indexa as variáveis dependentes do modelo e $u_t \equiv [u_t^G, u_t^T, u_t^Y]$ é o vetor dos resíduos na forma reduzida. Ressalta-se, também, que Blanchard e Perroti (2002) permitem tanto tendências determinísticas (trajetórias quadráticas em log), quanto estocásticas (raiz unitária com mudança suave de intercepto), além de adotar como hipótese a presença de defasagens, haja vista que a utilização de um número maior de defasagens não altera a função impulso-resposta.

Os pressupostos relativos à ordenação das variáveis são essenciais para a estratégia de identificação dos choques/inovações fiscais no VAR. Blanchard e Perroti (2002) utilizam informações institucionais em relação à carga tributária líquida, ao período de recolhimento

fiscal e à elasticidade do PIB em relação à taxação para a ordenação recursiva das variáveis[1] descrita a seguir:

$$u_t^G = b_1 u_t^Y + b_2 \varepsilon_t^T + \varepsilon_t^G \quad (2)$$

$$u_t^T = a_1 u_t^Y + a_2 \varepsilon_t^G + \varepsilon_t^T \quad (3)$$

$$u_t^Y = c_1 u_t^T + c_2 u_t^G + \varepsilon_t^Y \quad (4)$$

A primeira equação expressa que os resíduos na forma reduzida das despesas governamentais (ou movimentos inesperados) são uma combinação linear da resposta delas no mesmo trimestre a movimentos inesperados no PIB, $b_1 u_t^Y$ (estabilizador automático), da resposta a choques estruturais na carga tributária líquida, $b_2 \varepsilon_t^T$ e dos choques estruturais na despesa governamental ε_t^G, sendo possível a mesma interpretação para a segunda equação. Por sua vez, a terceira equação revela que movimentos inesperados no PIB são explicados por movimentos inesperados na carga tributária líquida, nas despesas governamentais e pelos choques estruturais ε_t^Y.

A identificação do VAR de Blanchard e Perroti (2002) é construída a partir do pressuposto de que há uma relação entre os resíduos do VAR na forma reduzida, u_t e os choques estruturais ε_t, através das matrizes A_0 e B, da forma:

$$A_0 u_t = B \varepsilon_t \quad (5)$$

$$\begin{pmatrix} 1 & 0 & -b_1 \\ 0 & 1 & -a_1 \\ -c_2 & -c_1 & 1 \end{pmatrix} \begin{bmatrix} u_t^G \\ u_t^T \\ u_t^Y \end{bmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & b_2 & 0 \\ a_2 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_t^G \\ \varepsilon_t^T \\ \varepsilon_t^Y \end{bmatrix} \quad (6)$$

Os coeficientes a_1 e b_1 são estimados a partir das supracitadas informações e da hipótese de que não há resposta das despesas governamentais no mesmo trimestre a movimentos inesperados no PIB, $b_1 = 0$, uma vez que o aprendizado sobre esses movimentos e a implementação da mudança na variável fiscal levam mais de um trimestre para serem concluídos.

[1] Blachard e Perroti (2002) utilizam a decomposição de Cholesky para a ordenação recursiva das variáveis do VAR estrutural.

A partir dessa hipótese, calcula-se a_1, a elasticidade da carga tributária líquida em relação ao PIB a partir da regressão dos itens individuais da taxação na respectiva base tributária, cujo valor encontrado é $a_1 = \sum_i \eta_{T_i B_i}\ \eta_{B_i Y} \frac{\widetilde{T_i}}{\tilde{T}} = 1.85$, em que $\eta_{T_i B_i}$ representa a elasticidade da taxação do tipo i, T_i, em relação à sua base tributária B_i, $\eta_{B_i Y}$ a elasticidade da base tributária em relação ao PIB, $\tilde{T}_i$ a taxação líquida do tipo i e $\tilde{T}$ a taxação líquida.

Na sequência, constroem-se os resíduos na forma reduzida ciclicamente ajustados das despesas governamentais e da carga tributária líquida $u_t^{T^*} = u_t^T - a_1 u_t^Y$ e $u_t^{G^*} = u_t^G - b_1 u_t^Y = u_t^G$, pois $b_1 = 0$.

Por sua vez, $u_t^{T^*}$ e $u_t^{G^*}$ são utilizados para estimar c_1 e c_2 através da regressão de u_t^Y em $u_t^{T^*}$ e $u_t^{G^*}$.

Assim, a fim de estimar os parâmetros restantes a_2 e b_2, assume-se que as despesas governamentais são ordenadas em primeiro lugar, enquanto que a carga tributária líquida em segundo lugar. Com isso, $b_2 = 0$ e estima-se a_2 pela regressão de $u_t^{T^*}$ em $u_t^{G^*}$.

$$\begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & -1.85 \\ -c_2 & -c_1 & 1 \end{pmatrix} \begin{bmatrix} u_t^G \\ u_t^T \\ u_t^Y \end{bmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ a_2 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_t^G \\ \varepsilon_t^T \\ \varepsilon_t^Y \end{bmatrix} \quad (7)$$

Os resultados obtidos evidenciam que o multiplicador fiscal médio - obtido através da divisão entre a elasticidade do PIB em relação às despesas governamentais e a razão entre as despesas governamentais e o PIB médio (não se diferencia regimes de expansão econômica e recessão) - dos gastos do governo varia entre 0,90 e 1,84, justificado pelos efeitos positivos da inovação fiscal (aumento dos gastos) nos diferentes componentes do PIB: consumo privado aumenta e investimento privado aumenta se prevalecer o aumento de produto em relação à taxa de juros. Em sentido oposto, o multiplicador fiscal para a carga tributária líquida apresenta resultado negativo, ou seja, uma inovação na carga tributária líquida tem como reposta uma queda no PIB.

Por fim, algumas observações metodológicas importantes são feitas ao longo do referido trabalho, como o problema das variáveis omitidas e da identificação do VAR quando se leva em consideração o comportamento futuro do PIB, que torna frágil a ordenação das variáveis construídas.

A principal crítica atribuída ao artigo de Blanchard e Perroti (2002), feita por Perroti (2008) e Mountford e Uhlig (2009), foi a hipótese de identificação do VAR e,

consequentemente, a ordenação recursiva das variáveis. Os trabalhos acadêmicos avançaram na direção de contornar essa potencial falha, a partir de diferentes estratégias de identificação do VAR e de diferentes cálculos do verdadeiro multiplicador fiscal, a fim de que se obtivessem valores mais elevados.

Almunia, Bénétrix e Eichengreen (2009), por exemplo, argumentam que as decisões de política fiscal em relação às despesas governamentais deve levar em consideração a expectativa de movimentos futuros do PIB, pois tal ordenação pode ser problemática quando tais decisões de gasto independem de choques contemporâneos e /ou futuros da atividade econômica.

A primeira solução encontrada para contornar o problema da estratégia de identificação de Blanchard e Perroti (2002) foi limitar a análise aos gastos militares da economia americana, por serem considerados gastos essencialmente exógenos. Perroti (2008) realiza um estudo nesse sentido, e obteve multiplicadores fiscais menores do que 1. A segunda solução encontrada foi partir para uma nova identificação do VAR, que será o objeto da discussão na próxima seção.

Seguindo a ordem cronológica dos artigos, Favero e Giavazzi (2007) utilizam a abordagem de Blanchard e Perroti (2002) e adicionam a dívida pública ao VAR estrutural no período entre o 1º trimestre de 1960 e o 4º trimestre de 2005. A principal conclusão do artigo é que o multiplicador fiscal calculado quando se leva em conta a dívida pública é menor do que o calculado sem esta hipótese adicional.

Beetsma Guiliodori e Klassen (2008), a partir de um VAR em painel com dados anuais de 1970 a 2004, estimam o multiplicador fiscal para os países que compõem a União Europeia e obtém como resultado o valor máximo do multiplicador fiscal de 1,6.

Berstein e Romer (2009) calculam os efeitos no PIB americano de um estímulo permanente de 1% do PIB em gastos governamentais e em corte de impostos no âmbito do ARRA. Os resultados mostram que, ao longo de 16 trimestres, os multiplicadores variam, respectivamente, de 1.05 a 1.57 e de 0.00 a 0.9, justificando a adoção e postulando a eficiência do ARRA para a economia americana no período.

No entanto, outros artigos questionam os resultados encontrados acima para o multiplicador fiscal: Cogan *et al* (2009) o calcula, a partir de uma abordagem novo-keynesiana com expectativas racionais para indivíduos e firmas e rigidez de preços para o período posterior ao ARRA, obtendo resultado seis vezes menor do obtido por Berstein e Romer (2009) e Cogan e Taylor (2010), que estimam os multiplicadores fiscais através de

mínimos quadrados ordinários para o período amostral trimestral entre 1969 e 2010 e argumentam que o impacto dos gastos do governo sobre a atividade no âmbito do ARRA não foi significativo.

Corsetti, Meier e Muller (2012), através de um VAR em painel com dados anuais entre 1975 e 2008 para as nações industrializadas, ressaltam a existência de uma relação inversa entre valores mais elevados dos multiplicadores fiscais e o grau de abertura da economia, baseado no argumento de que os efeitos dos choques fiscais no PIB podem vazar da economia, através do aumento das importações. Além disto, os autores apresentam evidências de que uma elevada relação dívida/PIB (acima de 60% ou de 100%, a depender do país) e/ou um alto endividamento líquido (acima de 6% do PIB) podem resultar em multiplicadores dos gastos do governo negativos.

Ilzetzki Mendoza e Végh (2013), com base em um VAR em painel com dados trimestrais entre 1960 e 2007 para 44 países, encontram que os multiplicadores fiscais do consumo do governo são maiores em economias desenvolvidas do que em países em desenvolvimento; os multiplicadores fiscais são relativamente grandes em economias operando sob taxas de câmbio fixas, quando comparadas com as nações que adotam o câmbio flutuante; os multiplicadores fiscais em economias mais abertas ao comércio e à entrada de capitais são menores do que em economias mais fechadas e os multiplicadores fiscais nos países altamente endividados são negativos. Os autores também ressaltam no artigo que os multiplicadores fiscais dependem, sobretudo, de características particulares dos países, tais como o nível de desenvolvimento, a abertura ao comércio e o endividamento publico.

No que se refere ao caso brasileiro, a principal causa da quantidade restrita de artigos relacionados à literatura sobre multiplicadores fiscais reside na escassez dos dados das variáveis de política fiscal disponíveis para o governo federal, estadual e municipal, que se caracterizam por ter uma amostra reduzida, o que dificulta a realização de trabalhos empíricos sobre o assunto.

Tampouco, há uma ampla literatura que mensura e avalia os efeitos dos multiplicadores fiscais no Brasil. Nesse sentido, a literatura brasileira se restringe, basicamente, aos artigos apresentados a seguir:

Mendonça, Medrano e Sachsida (2009) utilizam dados trimestrais do período compreendido entre janeiro de 1995 a dezembro de 2007 e avaliam o impacto de choques no consumo corrente do governo e na receita pública líquida sobre o PIB e a taxa de inflação, através do procedimento de identificação sugerido por Mountford e Uhlig (2009), que será

descrito na próxima seção. Os resultados sugerem que um aumento inesperado do gasto do governo reduz o PIB com uma probabilidade de 77,1%.

Peres e Ellery (2009), que também aplicam a metodologia de Blanchard e Perroti (2002) para o período pós-Plano Real até o 2º trimestre de 2005, a fim de calcular os multiplicadores fiscais apenas para o governo federal, encontram multiplicadores fiscais keynesianos e consistentes com a literatura empírica internacional. Cabe ressaltar que a exclusão do comportamento dos governos estaduais e dos governos municipais brasileiros compromete o cálculo dos multiplicadores fiscais, uma vez que a dinâmica dessas esferas governamentais pode ser oposta a praticada pelo governo federal.

Cavalcanti e Silva (2010), que utilizam a metodologia de Blanchard e Perroti (2002), estimam os multiplicadores fiscais para o período de 1995 a 2008 e destacam que os multiplicadores fiscais são menores quando a dinâmica da dívida pública é inserida na análise. O artigo apresenta como principal problema a não separação das transferências de renda, do consumo do governo e do investimento público no cálculo das despesas primárias, uma vez que este valor é obtido pela diferença entre a carga tributária bruta e o resultado primário.

Pires (2011) estima, a partir da mesma base de dados utilizada na presente dissertação, o multiplicador fiscal médio do consumo da administração pública e da formação bruta de capital fixo da administração pública entre o 2º trimestre de 1996 e o 2º trimestre de 2011, Para tanto, utiliza a metodologia de Blanchard e Perroti (2002) com algumas modificações, a saber: (i) consumo da administração pública e formação bruta de capital fixo da administração pública são considerados variáveis separadas na identificação do SVAR; e (ii) é realizada a estimação de dois modelos VAR estrutural.

O primeiro modelo utiliza como ordenamento das variáveis para o SVAR, da mais exógena para a mais endógena, o consumo da administração pública, o PIB brasileiro e carga tributária líquida e obteve o multiplicador do consumo da administração pública de 1,11, explicado por sua influência de curta duração no PIB. Por sua vez, o segundo modelo inclui o formação bruta de capital fixo da administração pública no VAR anterior, com o seguinte ordenamento: consumo da administração pública, formação bruta de capital fixo da administração pública, PIB e carga tributária líquida.

Os resultados alcançados são de um multiplicador do consumo da administração pública de 0,99, com baixa persistência, e um multiplicador da formação de capital fixo da administração pública de 1,29, com impactos mais duradouros sobre o PIB.

Por fim, deve-se citar Pires (2014) como o artigo brasileiro mais recente na literatura brasileira sobre multiplicadores fiscais, que será discutido na seção 1.1.3.1.

1.1.2. Abordagem de identificação agnóstica ou por restrições de sinais

A aplicação da abordagem de identificação agnóstica teve como motivação original a correção do fenômeno conhecido como *price puzzle* em modelos de transmissão de política monetária, que se refere à evidência de que os preços inicialmente sobem com um choque positivo de política monetária.

Os artigos de Faust (1998), Canova e De Nicolo (2002), Uhlig (2005) e de Mountford e Uhlig (2009) apresentam um novo tipo de identificação do VAR, que consiste em rejeitar através de restrições de sinais as funções de impulso-resposta que apresentem comportamento contrário ao postulado pela teoria, denominada VAR com restrição de sinais, tornando-se uma alternativa de solução para o problema de identificação do VAR oriundo do trabalho seminal de Blanchard e Perroti (2002).

Sob essa nova forma de identificação do VAR, Mountford e Uhlig (2009), por exemplo, obtiveram, a partir da hipótese de que a expansão fiscal é financiada por déficit, multiplicadores fiscais dos gastos do governo de 0,65 para o período amostral trimestral entre 1955 e 2000. Granziera *et al* (2011) abordam formas de inferência e da construção de intervalos de confiança para as funções impulso-resposta no contexto de VAR estrutural com restrições de sinais, que podem contribuir para avaliar o comportamento dos multiplicadores fiscais.

1.1.3. Abordagem dependente do estado da economia

Os trabalhos acima resenhados assumem que os multiplicadores fiscais são invariantes ao longo dos diferentes estados da economia, sendo empregados modelos de séries de tempo lineares para sua estimação.

Além do debate nos artigos sobre multiplicadores fiscais acerca da forma correta de identificação do VAR, a literatura começou a concentrar-se na análise das mudanças do multiplicador fiscal oriundas de variações no estado da economia, ou seja, na não linearidade dos multiplicadores fiscais e na aplicação de VAR's com diferentes regimes. A ideia principal neste tipo de abordagem é identificar sob quais condições o multiplicador fiscal se torna mais eficaz.

Hall (2009), por exemplo, discute diversos fatores que alteram o comportamento dos multiplicadores fiscais, como o formato da função consumo: quando este depende da renda disponível, a política fiscal tende a ser mais eficaz.

Adicionalmente, podem-se destacar as evidências empíricas de que os multiplicadores fiscais são maiores em momentos de baixa atividade econômica, ou seja, em períodos de baixo crescimento do PIB e em períodos recessivos, e de sua maior eficácia quando a taxa de juros da economia está em seu limite inferior. Woodford (2010), por exemplo, mostra como o impacto das variáveis fiscais no produto é afetado positivamente pela condução da política monetária do Banco Central e pela fronteira inferior dos juros.

1.1.3.1. Abordagem Vetor Autoregressivo Estrutural Bayesiano com Mudança Markoviana de Regime (MS-SBVAR)

Hamilton (1989) é o artigo precursor na modelagem da abordagem *Markov Switching* para a análise dos ciclos de negócios, através da construção de um modelo com estrutura univariada e com a presença de dois regimes, de expansão econômica e de recessão. O artigo analisa a inferência da probabilidade de ocorrência da mudança de regime na forma de um filtro iterativo não linear, que permite a estimação e previsão dos parâmetros dos modelos a partir do método da máxima verossimilhança.

Posteriormente, Sims e Zha (1998) desenvolvem métodos bayesianos para modelos multivariados dinâmicos que servem de referência para a elaboração dos artigos Sims e Zha (2006) e Sims, Wagooner e Zha (2008). Os autores destacam que é possível introduzir uma *priori* do tipo passeio aleatório sem a necessidade de hipóteses que restrinjam demasiadamente o número de parâmetros do modelo, além de possuir intervalos de confiança bayesianos para as funções impulso-resposta, que tornam as previsões dele mais confiáveis.

Além disso, Waggoner e Zha (2003b), no contexto de modelos de múltiplas equações, discutem a preservação da normalização na verossimilhança, sendo, posteriormente, utilizado na construção do modelo proposto por Sims, Waggoner e Zha (2008).

A análise de política monetária foi um emprego de destaque dos modelos *Markov Switching* na literatura, em que Sims e Zha (2006) é o artigo seminal na análise de política monetária com a metodologia *Markov Switching* (MS), que utiliza um modelo multivariado que permite a simultaneidade e a mudança de regime/de estados nos coeficientes e nas variâncias. Analisam-se dados americanos mensais de 1959:1 até 2003:3 e são utilizadas 6 varáveis endógenas, incluindo o termo constante: o índice de preços de commodities (Pcom), o agregado monetário M2 (M), a taxa de juros dos fundos federais (R), PIB real mensal interpolado (y), o núcleo do índice de preços dos gastos em consumo pessoal (P), a taxa de desemprego (U); todas as variáveis estão expressas em logs naturais, exceto a taxa de juros dos fundos federais e a taxa de desemprego, em porcentagem. Além disso, cada modelo conta, ainda, com 13 defasagens. A descoberta empírica mais importante de Sims e Zha (2006) é que a versão do modelo que melhor se adequa aos dados apresenta mudança apenas nas variâncias dos distúrbios estruturais entre os regimes, ou seja, as diferenças no comportamento da economia entre períodos são reflexo da variação nas fontes de perturbações econômicas. Por fim, os autores concluem que o período conhecido como a "Grande Moderação", correspondente ao ano de 1985 ao ano de 2007, é explicado pela ausência de choques expressivos.

O artigo de Sims, Waggoner e Zha (2008), o qual serve de referência à metodologia do presente trabalho, também discute aspectos referentes a esta abordagem e será abordado no próximo capítulo.

Bognani (2013) utiliza a metodologia proposta por Sims e Zha (2006) e de Sims, Waggoner e Zha (2008), a fim de investigar empiricamente tanto a extensão na variação no tempo dos multiplicadores fiscais, quanto quais são os fatores que causam essa variação. Em contradição com os resultados recentes encontrados amiúde na literatura, as estimativas do autor sugerem que o valor do multiplicador de gastos do governo é maior em um cenário de expansão econômica e que o corte de impostos é o instrumento do governo que torna maior o valor do multiplicador fiscal em períodos recessivos. Além disso, Bognani (2013) evidencia que há pouca evidência de que a mudança de regime nas regras de política fiscal causa variação temporal no valor do multiplicador.

Pires (2014) foi o primeiro artigo da literatura brasileira sobre multiplicadores fiscais a utilizar a metodologia *Markov Switching* para investigar o comportamento do multiplicador fiscal ao longo dos diferentes regimes de crescimento. O autor estima, em primeiro lugar as elasticidades, que posteriormente são transformadas em multiplicadores fiscais, através do processo de conversão, que se baseia na divisão entre a elasticidade e a razão entre a variável fiscal e a variável dependente, no caso o PIB.

As principais conclusões de Pires (2014) são as de que a volatilidade é mais importante que a média de crescimento na análise da evolução do ciclo econômico brasileiro e que multiplicadores fiscais não possuem comportamento idêntico ao longo da mudança de ciclos econômicos, que é construída de forma exógena a partir da datação de períodos de alta e baixa volatilidade.

A despeito de não conseguir calcular os multiplicadores fiscais para o período de alta volatilidade, esses são significativos estatisticamente em períodos de baixa volatilidade, exceto para o consumo da administração pública, que possui multiplicadores que variam entre 0,59 e 0,66. Nesse sentido, o multiplicador da carga tributária líquida apresenta valores de $-0{,}2$ $-0{,}3$ e o multiplicador da formação bruta de capital fixo da administração pública com valores entre 1,4 e 1,7.

1.1.3.2. Abordagem *Threshold* Vetor AutoRegressivo (TVAR)

Os modelos da abordagem TVAR são caracterizados por regimes que são determinados por valor crítico da variável de transição ou variável *threshold*, a qual é função de uma das variáveis do modelo, endógenas ou exógenas, sendo possível, também, obter mais de um valor crítico da variável *threshold* e, portanto, mais de dois regimes.

Utilizando esta abordagem, alguns trabalhos calcularam e avaliaram o multiplicador fiscal nos EUA. Baum e Koester (2011), a partir de dados trimestrais entre 1976 e 2009 e quatro variáveis: gastos do governo, carga tributária, PIB e o hiato do produto (variável de *threshold*), concluem que os multiplicadores fiscais das despesas governamentais são maiores em períodos recessivos - próximos a 1 -, enquanto possui impacto limitado em regimes de expansão econômica, igual a 0,36.

Nessa mesma linha conclusiva, Fazzari, Morley e Panovska (2011) evidenciam a assimetria nos efeitos da política fiscal através dos ciclos de negócios e da natureza do choque fiscal, e obtém multiplicadores fiscais significativos e persistentes no regime recessivo, em contraste com os resultados para períodos expansionistas do produto para o período compreendido entre 1967 e 2009, em bases trimestrais.

Finalmente, destaca-se o artigo de Mittnik e Semmler (2012) que, a partir de um modelo VAR com regimes de *threshold* e com uma amostra em bases trimestrais entre 1954 e 2008, analisa a dependência de regime dos multiplicadores fiscais e obtém multiplicadores fiscais de até 1,60.

1.1.3.3. Abordagem *Smooth Transition* Vetor Autoregressivo (STVAR)

A abordagem STVAR permite que os parâmetros do modelo mudem conforme a(s) variável(is) *threshold* ultrapassam um valor limite predeterminado e utiliza toda a amostra para estimar os coeficientes do VAR, em vez de dividi-la em duas.

Auerbach e Gorodnichenko (2011) estimam o multiplicador do consumo do governo para um grande número de países da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE), permitindo que ele varie de acordo com o estado da economia e utilizando dados de previsão em tempo real, com o objetivo de economizar graus de liberdade. Os resultados apontam para multiplicadores fiscais do consumo do governo maiores em períodos recessivos, além do fato de que os dados de previsão em tempo real aumentam os valores estimados.

Em outro trabalho, Auerbach e Gorodnichenko (2012) apresentam um modelo STVAR com regimes de recessão e de expansão econômica, com a transição impulsionada pela função logística. Os autores controlam os regimes através de uma média móvel do crescimento do produto (variável *threshold*) e obtém multiplicadores mais elevados em recessões, atingindo 2,5 após 20 trimestres, e perto de 1 em expansões.

Por fim, Herbert (2014), seguindo a metodologia de Auerbach e Gorodnichenko (2012), estima multiplicadores fiscais variantes no tempo e sugere que o multiplicador dos gastos governamentais é significativamente maior em recessões, para os Estados Unidos, França e Alemanha: os multiplicadores fiscais cumulativos – definido como a soma, a cada

período, de todas as respostas do PIB a um choque permanente na variável de gasto, que também é somado a cada período - do consumo do governo variam entre 0,44 e 0,69 e do investimento do governo entre -1,39 e 0,29 em um cenário de expansão econômica, enquanto que, em momentos de recessão, os multiplicadores fiscais cumulativos do consumo do governo estão entre -0,47 e 1,67 e do investimento do governo entre 0,16 e 3,3.

1.1.3.4. Abordagem *Time-Varying Parameter* VAR (TVP-VAR)

A aplicação inicial da abordagem TVP VAR se deu na análise de política monetária, com aplicações em menor número para a política fiscal.

Os modelos com essa abordagem são um passeio aleatório de primeira ordem que incorpora alterações temporárias e permanentes nos coeficientes, nas covariâncias e nas variâncias ao longo do tempo e pode ser estimada utilizando os métodos *Markov Chain Monte Carlo (MCMC) e Gibbs Sampler* no contexto de uma inferência Bayesiana.

Para este tipo de abordagem, pode-se destacar o artigo de Pereira e Lopes (2010), que sugere a perda de capacidade da política fiscal no estímulo à produção após a crise do *subprime*, sobretudo em relação à carga tributária líquida, a partir de uma estimação da estrutura SVAR de Blanchard e Perotti (2002) com *time-varying parameters*, através de uma simulação bayesiana para dados trimestrais entre 1965 e 2009. Os multiplicadores fiscais da carga tributária líquida variam entre -2,5 e -0,4, enquanto que os multiplicadores fiscais da despesa governamental – consumo do governo + investimento do governo - apresentam valores entre 0,5 e 1,25.

1.1.3.5. Abordagem *Time-Varying Parameter Factor-Augmented* VAR (TVP- FAVAR)

A abordagem TVP FAVAR combina a abordagem *Factor-Augmented* VAR, a partir do artigo seminal de Bernanke, Boivin e Eliasz (2005), que pertence à literatura de política monetária, com a abordagem TVP VAR desenvolvida na seção anterior.

Sob essa perspectiva, Quéré e Cimadomo (2006) apresentam resultados que indicam multiplicadores fiscais da carga tributária maiores do que os multiplicadores fiscais das

despesas governamentais, porém com uma persistência inferior ao último, que se mantém estável ao longo do tempo através de dados trimestrais para o período compreendido entre os anos de 1971 e de 2004.

1.1.4. Abordagem Narrativa ou Abordagem Variável *Dummy*

A abordagem narrativa tem como objetivo identificar períodos de tempo com choques inesperados significativos da política fiscal através da utilização de variáveis *dummy*. Ressalta-se que essa identificação pressupõe um julgamento com alto grau de subjetividade pelos pesquisadores.

Ramey e Shapiro (1999), Edelberg, Eichenbaum e Fisher. (1998), e Burnside Eichenbaum e Fisher (2000) analisam os efeitos dos gastos militares no PIB e apresentam multiplicadores desse tipo de gasto entre 2,5 e 3,5.

Krenn e Gordon (2010) analisam os choques fiscais na 2ª Guerra Mundial a partir de um VAR com decomposição de Cholesky e auferem multiplicadores fiscais em torno de 1,8 , assim como Almunia, Bénétrix e Eichengreen (2009), que se baseiam no episódio da crise de 1929, e obtém multiplicadores fiscais entre 1,2 e 2,5.

Por fim, Ramey (2011) ressalta a necessidade de identificar o momento exato do choque fiscal. O artigo conclui que, quando é feita tal identificação, os multiplicadores fiscais são maiores. Quanto às estimativas dos multiplicadores fiscais, que são calculadas a partir de um VAR estrutural, situam-se entre 0,6 e 1.

1.2. **Metodologia DSGE Novo Keynesiana**

Os multiplicadores fiscais que são calculados sob a metodologia DSGE Novo Keynesiana dependem, fundamentalmente, de microfundamentos e de características estruturais da economia, como, por exemplo, a rigidez nominal ou real de preços e de salários, pela dinâmica no mercado de trabalho, da política monetária e da persistência do choque fiscal no PIB.

Eggertsson e Krugman (2010) destacam o efeito da restrição de endividamento nos agentes econômicos, e argumentam que uma política fiscal que consiga relaxar tal restrição é essencial para o aumento dos multiplicadores fiscais.

Eggertsson e Woodford (2003) obtêm multiplicadores fiscais próximos de 2 e evidenciam o fato de que o aumento do déficit fiscal aumenta o PIB através da diminuição da taxa real de juros, uma vez que as expectativas de inflação são elevadas pelo aumento do déficit. No entanto, os autores ressaltam que os multiplicadores fiscais elevam-se pela interação entre a flexibilização monetária e a política fiscal expansionista.

1.3. **Metodologia de Estudo de Eventos**

O conceito de contração fiscal expansionista baseia-se na hipótese de que a contração fiscal aumenta a confiança dos agentes econômicos e, por consequência, incentiva novos investimentos e amplia o consumo, o que gera aumento do PIB.

O artigo seminal desta abordagem é de Alesina e Ardagna (2009), que identificam situações de grande ajuste fiscal em diversos países, concluindo que ajustes via diminuição dos gastos do governo em contraposição a ajustes via aumento de impostos impactam de forma mais significativa (e positiva) no crescimento econômico. Os autores encontram, ainda, evidências de que os países que praticaram consolidações fiscais expressivas obtiveram melhor desempenho econômico.

Esta abordagem sofreu vários críticas de trabalhos empíricos, que incluíram o problema de omissão de variável relevante, o fato de que identificar padrões de correlação ao invés de causalidade, e problemas na definição ou identificação de episódios de grande contração fiscal. Em uma resenha da literatura empírica, Paula e Pires (2013) concluíram pelo efeito contracionista no PIB das contrações fiscais.

Com isso, a literatura se concentrou, sobretudo, na elaboração de trabalhos acadêmicos que enfatizavam as implicações das expansões fiscais na atividade econômica.

2 METODOLOGIA

A metodologia do presente trabalho é extraída do artigo de Sims, Waggoner e Zha (2008), que desenvolve métodos de inferência bayesiana para modelos *Markov Switching* combinados com um VAR Estrutural (MS-SBVAR). A estrutura geral do modelo é descrita por equações simultâneas não lineares, estocásticas e dinâmicas da seguinte forma:

$$y_t' A(s_t) = \sum_{i=1}^{\rho} y_{t-i}' A_i(s_t) + z_t' C(s_t) + \varepsilon_t' \Xi^{-1}(s_t), \ 1 \le t \le T, \tag{8}$$

$$\Pr(s_t = i \mid s_{t-1} = k) = p_{ik}, \quad i,k = 1,\ldots,h, \tag{9}$$

A equação (8) representa um VAR na forma estrutural de ordem ρ, em que: T é o tamanho da amostra; h o número de estados; s é uma variável de estado (variável indicadora do regime) não observada, s_t indica qual regime prevalecente no tempo t e é igual a um numero inteiro k, $1 \le k \le h$; y_t é um vetor de dimensão $n \times 1$ de variáveis endógenas no tempo t , y_{t-i} é um vetor de dimensão $n \times 1$ de variáveis endógenas com defasagem i; z_t é um vetor de dimensão $m \times 1$ de variáveis exógenas e de variáveis determinísticas no tempo t; ε_t é um vetor coluna n-dimensional de choques estruturais aleatórios não observados no tempo t, de média zero, mutuamente não correlacionados e com matriz de variância e covariância igual à matriz identidade; A(k), de dimensão nxn, é a matriz inversível que captura as relações contemporâneas entre as variáveis endógenas no estado s_t = k; $A_i(k)$ é a matriz de coeficientes das variáveis endógenas defasadas, de dimensão nxn no estado s_t = k; C(k) é a matriz de parâmetros, de dimensão mxn, das variáveis exógenas e determinísticas no estado s_t = k; $\Xi(k)$ é uma matriz diagonal no estado s_t =k , de dimensão nxn.

A equação (9) descreve o processo gerador dos regimes (s), considerado exógeno, no qual s é gerado pelo processo estocástico ergódico do tipo cadeia de Markov homogênea em tempo e estado discreto, representado, abaixo, pela matriz de transição de probabilidade de mudança de regime, Pr ( )[2], isto é, pelas probabilidades de transição p_{ik}:

[2] Pr ( ) representa a probablidade discreta.

$$\boldsymbol{p_{ik}} = w = \begin{pmatrix} p_{11} & \cdots & p_{1h} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ p_{h1} & \cdots & p_{hh} \end{pmatrix} \tag{10}$$

Em outras palavras, o processo VAR definido pela equação (8) depende condicionalmente do regime não observável s_t, ou seja, para cada regime s_t, y_t é gerado pela equação (8).

Os valores defasados iniciais das variáveis endógenas, $Y_O = \{y_{1-\rho}, \dots, y_0\}$, são considerados dados.

Seja:

$$\underset{\rho n \times 1}{x_t} = \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ \vdots \\ y_{t-\rho} \\ z_t \end{bmatrix} \qquad \underset{(\rho n+m)\times n}{F(s_t)} = \begin{bmatrix} A_1(s_t) \\ \vdots \\ A_\rho(s_t) \\ C(s_t) \end{bmatrix}. \tag{11}$$

Então, a equação (8) pode ser reescrita por:

$$y_t' A(s_t) = x_t' F(s_t) + \varepsilon_t' \Xi^{-1}(s_t),\ 1 \le t \le T. \tag{12}$$

Os autores introduzem as seguintes notações, que são usadas de forma recorrente:

$$A = \{A(1), \dots, A(h)\},\ F = \{F(1), \dots, F(h)\},\ \Xi = \{\Xi(1), \dots, \Xi(h)\} \tag{13}$$

$$\theta = \{A, F, \Xi\}, \tag{14}$$

$$\underset{t\times n}{Y_t} = \begin{bmatrix} y_1' \\ \vdots \\ y_t' \end{bmatrix},\ \underset{t\times m}{Z_t} = \begin{bmatrix} z_1' \\ \vdots \\ z_t' \end{bmatrix},\ \underset{(t+1)\times 1}{S_t} = \begin{bmatrix} s_0 \\ \vdots \\ s_t \end{bmatrix}. \tag{15}$$

Assume-se, também que:

$$p\left(\varepsilon_t \,|\, Y_{t-1}, Z_t, S_t, \theta, w\right) = \text{normal}\left(\varepsilon_t \,|\, 0_n, I_n\right), \tag{16}$$

em que 0_n é um vetor n x 1 de zeros, I_né a matriz identidade de dimensão n x n, ou seja, normal $(x|\ \mu, \sum)$, no caso, normal $(\varepsilon_t|\ 0_n, I_n)$, significa que os choques estruturais ε_t possuem distribuição gaussiana normal multivariada com média μ=0 e matriz de variância-covariância $\sum$ igual à matriz identidade, o que significa que as variâncias dos choques estruturais são iguais a 1 (todos os elementos da diagonal principal são iguais a 1) e que os choques estruturais são mutuamente não correlacionados – a covariância entre os diferentes choques é igual a zero. Essa hipótese é equivalente a escrever:

$$p\left(y_t \mid Y_{t-1}, Z_t, S_t, \theta, w\right) = \text{normal}\left(y_t \mid \mu_t\left(s_t\right), \Sigma\left(s_t\right)\right), \tag{17}$$

em que w é o vetor de parâmetros livres na matriz de transição p_{ik}.

$$\mu_t\left(k\right) = \left(F\left(k\right) A^{-1}\left(k\right)\right)' x_t, \tag{18}$$

e

$$\Sigma\left(k\right) = \left(A\left(k\right) \Xi^2\left(k\right) A'\left(k\right)\right)^{-1}. \tag{19}$$

isto é, o vetor de variáveis endógenas do VAR estrutural y_t possui distribuição gaussiana multivariada com média $\mu_t(s_t)$ e matriz de variância-covariância $\sum(s_t)$.

Para $1 \leq k \leq h$, seja $a_j(k)$ a j-ésima coluna da matriz A(k), $f_j(k)$ a j-ésima coluna de F(k) e $\xi_j(k)$ o j-ésimo elemento da diagonal da matriz $\Xi(k)$. Então, os autores definem:

$$\underset{n^2\times 1}{a\left(k\right)} = \begin{bmatrix} a_1\left(k\right) \\ \vdots \\ a_n\left(k\right) \end{bmatrix}, \quad \underset{(\rho n+m)n\times 1}{f\left(k\right)} = \begin{bmatrix} f_1\left(k\right) \\ \vdots \\ f_n\left(k\right) \end{bmatrix}, \quad \underset{n\times 1}{\xi\left(k\right)} = \begin{bmatrix} \xi_1\left(k\right) \\ \vdots \\ \xi_n\left(k\right) \end{bmatrix}. \tag{20}$$

O foco se dá no processo de Markov composto $s_{t=}(s_{1t}, s_{2t})$, sendo s_{1t} e s_{2t}variáveis regime independentes. Além disso, é feita a hipótese de que a_j e f_j são dependentes de s_{1t} e ξ_j depende de s_{2t}.

Segue-se da equação (17) que a função de verossimilhança condicional $p(y_t|\ Y_{t-1}, Z_t, S_t, \theta, w)$ é igual a:

$$|A(s_{1t})| \prod_{j=1}^{n} |\xi_j(s_{2t})| \exp\left(-\frac{\xi_j^2(s_{2t})}{2}\left(y_t' a_j(s_{1t}) - x_t' f_j(s_{1t})\right)^2\right). \quad (21)$$

Dada a equação (21), a função de verossimilhança para toda a amostra, Y_T, é dada por:

$$p(Y_T \mid Z_T, \theta, w) = \prod_{t=1}^{T}\left[\sum_{s_t \in H} p(y_t \mid Y_{t-1}, Z_t, \theta, w, s_t)\, p(s_t \mid Y_{t-1}, Z_{t-1}, \theta, w)\right]. \quad (22)$$

É indispensável restringir-se o grau de variação no tempo dos parâmetros do modelo. A principal consequência de uma forma irrestrita, de variação no tempo, dos parâmetros (ou seja, todos os parâmetros variam através dos estados) seria o número excessivo de parâmetros livres, que gera problemas na estimação, principalmente, quando o sistema de equações e ρ são grandes.

Para que sejam impostas restrições, reescreve-se a matriz F como:

$$\underset{m\times n}{F(s_{1t})} = \underset{m\times n}{G(s_{1t})} + \underset{m\times n}{\bar{S}}\,\underset{n\times n}{A(s_{1t})}. \quad (23)$$

$$\bar{S} = \begin{bmatrix} \mathbf{I}_n \\ \underset{(m-n)\times n}{\mathbf{0}} \end{bmatrix}. \quad (24)$$

Define-se G como a coleção de todos os $G(k)$ para $k = 1, \ldots, h_1$. Se a distribuição a *priori* de $G(s_{1t})$ tem média zero, a especficação de $\bar{S}$ é consistente com a imposição a *priori* de processos passeios aleatórios para as variáveis endógenas na estimação da forma reduzida dos modelos VAR bayesianos, como destaca Sims e Zha (1998). Ademais, para este tipo de *priori*, uma maior persistência implica em pequenas variâncias dos distúrbios das equações.

Seja $g_j(k)$ a j-ésima coluna de $G(k)$. As restrições na variação no tempo aplicadas em $g_j(k)$ podem ser expressas, de modo geral, em duas componentes: a primeira sendo variante no tempo, denotada por $g_{\delta_j(k)}$ de dimensão $r_{g,j}x1$ e a segunda sendo constante ao longo dos

regimes, denotada por g_{ψ_j} de dimensão $h_1 r_{g,j} x 1$, sendo os subscritos $\delta_j(k)$e ψ_j os parâmetros livres a serem estimados.

Pode-se expressar $g_j(k)$ para $k = 1, \dots, h_1$ como:

$$\operatorname{diag}\left(\begin{bmatrix} g_j(1)' & \dots & g_j(h_1)' \end{bmatrix}'\right) = \operatorname{diag}\left(\begin{bmatrix} g'_{\delta_j(1)} & \dots & g'_{\delta_j(h_1)} \end{bmatrix}'\right) \operatorname{diag}\left(g_{\psi_j}\right), \qquad (25)$$

na qual $diag(x)$é uma matriz diagonal, construída a partir do vetor coluna x. O vetor g_{ψ_j} é formado por h_1 subvetores empilhados e pelo k-ésimo subvetor correspondente aos parâmetros no k-ésimo regime.

Sims, Waggoner e Zha (2008) apresentam três tipos de restrições na variação no tempo das matrizes G e A da equação (23). Em outras palavras, as restrições na variação no tempo são aplicadas aos parâmetros da j-ésima equação, $a_j(s_{1t})$ e $g_j(s_{1t})$, com $j \in \{1, \dots, n\}$, embora o método geral proposto no artigo seja compatível com outros casos de restrições na variação no tempo:

$$a_j(s_{1t})\,\xi_j(s_{2t}),\ g_{ij,\ell}(s_{1t})\,\xi_j(s_{2t}),\ c_j(s_{1t})\,\xi_j(s_{2t}) =$$

$$\begin{cases} a_j,\ g_{ij,\ell},\ c_j & \text{Caso I} \quad (26) \\ a_j\,\xi_j(s_{2t}),\ g_{ij,\ell}\,\xi_j(s_{2t}),\ c_j\,\xi_j(s_{2t}) & \text{Caso II,} \quad (27) \\ a_j(s_{1t})\,\xi_j(s_{2t}),\ g_{\psi_{ij,\ell}}\,g_{\delta_{ij}(s_{1t})}\,\xi_j(s_{2t}),\ c_j(s_{1t})\,\xi_j(s_{2t}) & \text{Caso III} \quad (28) \end{cases}$$

em que $a_j(s_{1t})$ é a j-ésima coluna da matriz $A(s_{1t})$, $g_{ij,l}(s_{1t})$ é o elemento de $g_j(s_{1t})$ para a i-ésima variável na l-ésima defasagem e $c_j(s_{1t})$ é um vetor de parâmetros correspondente ao vetor de variáveis exógenas z_t na equação j. O parâmetro $g_{\psi_{ij,l}}$é o elemento de g_{ψ_j} para a i-ésima variável na l-ésima defasagem em qualquer regime, isto é, constante ao longo dos regimes. O parâmetro $g_{\delta_{ij}(s_{1t})}$ é o elemento de $g_{\delta_j(s_{1t})}$ para a i-ésima variável no regime s_{1t} em qualquer *lag*, ou seja, quando o regime s_{1t} muda, $g_{\delta_{ij}(s_{1t})}$ muda com as variáveis, mas não varia ao longo dos *lags*: a variabilidade ao longo das variáveis quando se muda de regime é necessária para permitir que as respostas de longo prazo variem através dos regimes, e a

restrição na variação no tempo ao longo dos *lags* é importante para evitar a parametrização excessiva do modelo.

Além disso, os parâmetros a_j, $g_{ij,l}$e c_j sem o símbolo (s_{1t}) são independentes de regime, ou seja, constantes ao longo do tempo.

Nessa configuração, inclui-se $c_j(k)$ no vetor de colunas empilhadas g_{ψ_j}, o que preserva as correlações a *priori* entre $c_j(k)$ e outros coeficientes defasados, como sugerido pela *priori* com observações-*dummy* de Sims e Zha (1998), sendo uma parte importante da especificação da *priori*.

O VAR com parâmetros constantes é dado pelo Caso I; o Caso II é a equação estrutural apenas com as variâncias dos choques estruturais mudando de regime, com $\xi_j(s_{2t})$ medindo a volatilidade do choque estrutural na j-ésima equação estrutural e, por sua vez, o Caso III é a equação estrutural com variação no tempo dos coeficientes e distúrbios heterocedásticos, ou seja, há variação no tempo tanto dos coeficientes, quanto das variâncias dos choques estruturais.

Sims, Wagooner e Zha (2008) aplicam restrições lineares na matriz A e na matriz F, segundo Waggoner e Zha (2003a), da forma:

$$\mathfrak{R}_j \begin{bmatrix} a_j \\ f_j \end{bmatrix} = 0, \tag{29}$$

sendo $\mathfrak{R}_j$ uma matriz de dimensão $(n + \rho n + m)\, x\, (n + \rho n + m)$ que não é de posto completo.

Segue-se da equação (29) que:

$$a_j(k) = U_j b_j(k), \tag{30}$$

$$f_j(k) = V_j g_j(k) - W_j U_j b_j(k), \tag{31}$$

em que U_j e V_j são matrizes com colunas ortogonais de dimensões $n\, x\, q_j$ e $(\rho p + m) x\, r_j$ respectivamente e W_j é uma matriz de dimensão $(\rho p + m) x\, n$[3] .

[3] O Apêndice D do artigo Sims, Waggoner e Zha (2008) apresenta maiores detalhes.

Para fazer a equação (31) ser compatível com o passeio aleatório dado pela equação (23), as restrições no primeiro *lag* da matriz de coeficientes (A_1) deve ser um subconjunto das restrições na matriz de coeficientes contemporâneos A. Nesse caso, toma-se W_j como $\bar{S}$.

De (22), (30) e (31), a verossimilhança pode ser reescrita como:

$$p\left(y_t \mid Y_{t-1}, Z_t, S_t, \theta, w\right) = \\ \left|A\left(s_{1t}\right)\right| \left[\prod_{j=1}^{n} \left|\xi_j\left(s_{2t}\right)\right| \exp\left(-\frac{\xi_j^2\left(s_{2t}\right)}{2}\left(\left(y_t' + x_t' W_j\right) U_j b_j\left(s_{1t}\right) - x_t' V_j g_j\left(s_{1t}\right)\right)^2\right)\right]. \quad (32)$$

Além das restrições na variação no tempo dadas pela equação (26), (27) e (28), o vetor de coeficientes defasados $g_j(k)$, $k \in \{1, \ldots, h_1\}$, pode sofrer ainda restrições lineares diretamente em $g_{\delta_j(k)}$ e g_{ψ_j}, através da transformação afim de $\mathbb{R}^{r_{\delta,j}}$ para $\mathbb{R}^{r_{g,j}}$:

$$g_{\delta_j(k)} = \Delta_j \delta_j\left(k\right) + \bar{\delta}_j \quad (33)$$

e da transformação afim de $\mathbb{R}^{r_{\psi,j}}$ para $\mathbb{R}^{h_1 r_{g,j}}$:

$$g_{\psi_j} = \Psi_j \psi_j, \quad (34)$$

em que Δ_j é uma matriz de dimensão $r_{g,j} x\, r_{\delta,j}$, Ψ_j é uma matriz de dimensão $h_1 r_{g,j} x\, r_{\psi,j}$, $\bar{\delta_j}$ é um vetor de dimensão $r_{g,j} x\, 1$, $\delta_j(k)$ um vetor de dimensão $r_{\delta,j} x\, 1$ e ψ_j um vetor de dimensão $r_{\psi,j} x\, 1$.

Os vetores $\delta_j(k)$ e ψ_j são os parâmetros livres que serão estimados, enquanto os outros vetores e matrizes nas equações (33) e (34) são dados pelas restrições lineares. Além disso, assume-se que Δ_j e Ψ_j possuem colunas ortogonais tais que $\Delta_j'\Delta_j$ e $\Psi_j'\Psi_j$ são matrizes identidade.

Considerando a situação na qual o termo constante é somente uma variável exógena, as equações (26), (27) e (28) implicam que $r_{\delta,j}$ é muito menor do que $r_{g,j}$, de modo que o componente de variação no tempo tem uma dimensão pequena. De forma similar, a dimensão $r_{\psi,j}$ é muito menor do que $h_1 r_{g,j}$.

Para o caso II, os autores definiram $\Delta_j = 0$ e $\overline{\delta_j} = 1$ (vetor de 1's). Então, não há parâmetros livres no vetor $\delta_j(k)$ e todos os sub-vetores em g_{ψ_j} que correspondem a diferentes regimes são os mesmos e, desta forma, a dimensão $r_{\psi,j}$ não é maior do que a dimensão de $r_{g,j}$.

Para o caso III, define-se:

$$\bar{\delta}_j = \begin{bmatrix} \mathbf{0} \\ n\rho \times 1 \\ 1 \end{bmatrix}, \tag{35}$$

em que o último elemento corresponde ao termo constante presente na j-ésima equação e os primeiros $n\rho$ elementos no k-ésimo sub-vetor de g_{ψ_j} são restritos a serem os mesmos que os $n\rho$ elementos em qualquer outro sub-vetor.

Como introdução à discussão sobre a *priori*, a *posteriori* e a normalização do modelo, é indispensável destacar que a inferência bayesiana começa com formação de crenças a *priori* sobre os parâmetros do modelo e, em seguida, atualiza essas crenças através da função de verossimilhança, a fim de que a *priori* e a verossimilhança se combinem para gerar a distribuição a *posteriori* do vetor de parâmetros y_t.

A despeito da construção da *priori*, seguindo Hamilton (1989) e Chib (1996), caso em que a matriz de transição $p_{ik} = Q$ é irrestrita, acrescida da hipótese de que α_{ij} é um número positivo para $1 \leq i, j \leq h$, a *priori* para Q tem a forma de Dirichlet:

$$p(Q) = \prod_{j \in H} \left[\left(\frac{\Gamma\left(\sum_{i \in H} \alpha_{i,j}\right)}{\prod_{i \in H} \Gamma(\alpha_{i,j})} \right) \times \prod_{i \in H} (q_{i,j})^{\alpha_{i,j}-1} \right], \tag{36}$$

em que $\Gamma(.)$ representa função gamma. Os autores, ainda, assumem a hipótese de que a probabilidade de mudança de qualquer regime é idêntica, ou seja, $\alpha_{ij} = 1$ para $i \neq j$ e que $p_{j,dur} = Eq_{j,j}$, o valor esperado da probabilidade de permanecer em determinado regime *j*, é:

$$p_{j,\text{dur}} = Eq_{j,j} = \frac{\alpha_{j,j}}{\sum_i \alpha_{i,j}} = \frac{\alpha_{j,j}}{\alpha_{j,j} + (h-1)}. \tag{37}$$

Disso segue que:

$$\alpha_{j,j} = \frac{p_{j,\text{dur}}(h-1)}{1-p_{j,\text{dur}}}. \tag{38}$$

Ao definir $\alpha_{ij} = 1$ para $i \neq j$, assegura-se que a *priori* se limite a zero, quando $q_{i,j} \to 1$.

Além disso, a *priori* de θ, w e S_t é:

$$p(\theta, w, S_T) = \frac{p(\theta)\,p(w)}{h} \prod_{t=1}^{T} q_{s_t, s_{t-1}}. \tag{39}$$

Sims, Waggoner e Zha (2008) iniciam com a *priori* imposta diretamente em $a_j(k)$ e g_{ψ_j}. Dela, deriva-se a *priori* dos parâmetros livres $b_j(k)$ e ψ_j, utilizando as restrições lineares representadas pelas equações (30) e (34).

As distribuições a *priori* de $a_j(k)$ e g_{ψ_j}assumem a forma gaussiana:

$$p(a_j(k)) = \text{normal}\left(a_j(k) \mid \mathbf{0}, \bar{\Sigma}_{a_j}\right), \tag{40}$$

$$p(g_{\psi_j}) = \text{normal}\left(g_{\psi_j} \mid \mathbf{0}, \tilde{\Sigma}_{g_{\psi_j}}\right), \tag{41}$$

para $k = 1, \ldots, h_1$ e $j = 1, \ldots, n$, e $\tilde{\sum} g_{\psi_j} = I_{h_1} \otimes \tilde{\sum} g$.

As matrizes de covariância das *prioris* $\bar{\sum} a_j$ e $\tilde{\sum} g$ são as mesmas especificadas por Sims e Zha (1998) para os coeficientes contemporâneos e defasados no modelo VAR com parâmetros constantes. Como as matrizes de covariâncias das *prioris* são as mesmas para os diversos regimes *k*, $a_j(k)$ tem a mesma distribuição a *priori* para diferentes valores de *k*, tornando-o irrelevante para esta *priori*[4], ou seja, a *priori* é simétrica através dos regimes.

Os autores, seguindo Sims e Zha (1998), incorporam na *priori* $n+1$ observações *dummy* formadas a partir das observações iniciais, que são usadas como um componente adicional da *priori* e expressam crenças amplamente aceitas sobre raízes unitárias e

[4] A variável regime s_{1t} para $A(s_{1t})$ e a variável regime s_{2t}para $\Xi(s_{2t})$ são independentes.

cointegração das séries macroeconômicas, desempenhando um papel central na previsão fora da amostra.

Sims, Waggoner e Zha (2008) definem, também, Y_d como uma matriz de observações dummy do lado esquerdo do sistema representado pela equação (12) de dimensão $(n+1)\ x\ n$ e X_d como uma matriz de observações *dummy* do lado direito do mesmo sistema de dimensão $(n+1)\ x\ m$, tal que:

$$Y_d A(k) = X_d\ \left(G_\psi + \bar{S}A(k)\right) + \tilde{E}_d, \tag{42}$$

em que G_ψ é uma matriz de dimensão $(\rho n + m)\ x\ n$ formada a partir de g_{ψ_j}, enquanto que $\tilde{E}$d é uma matriz de variáveis aleatórias normal-padrão de dimensão $(n+1)\ x\ n$.
Se for adicionada a *priori* difusa

$$p\big(\mathrm{vec}(A(k))\big) \propto |A(k)|^{-(n+1)} \tag{43}$$

a fim de corrigir os graus de liberdade da *priori* geral de $A(K)$, obtem-se a seguinte *priori* geral combinando as equações dummy (42) com a *priori* com distribuição normal representada por (40)-(41):

$$p(a_j(k)) = \mathrm{normal}\big(a_j(k)\,|\,\mathbf{0}, \bar{\Sigma}_{a_j}\big), \tag{44}$$

$$p(g_{\psi_j}) = \mathrm{normal}\big(g_{\psi_j}\,|\,\mathbf{0}, \bar{\Sigma}_{g_{\psi_j}}\big), \tag{45}$$

com $\bar{\sum} g_{\psi_j} = I_{h_1} \otimes \bar{\sum} g$ e:

$$\bar{\Sigma}_g = \left(X_d' X_d + \tilde{\Sigma}_g^{-1}\right)^{-1}. \tag{46}$$

Dadas as restrições lineares (30) e (34), pode-se derivar de (44) e (45) que as distribuições a *priori* implícitas de $b_j(k)$ e ψ_j são:

$$p(b_j(k)) = \text{normal}\left(b_j(k) \mid \mathbf{0}, \bar{\Sigma}_{b_j}\right), \tag{47}$$

$$p(\psi_j) = \text{normal}\left(\psi_j \mid \mathbf{0}, \bar{\Sigma}_{\psi_j}\right), \tag{48}$$

com

$$\bar{\Sigma}_{b_j} = \left(U_j' \bar{\Sigma}_{a_j}^{-1} U_j\right)^{-1}, \tag{49}$$

$$\bar{\Sigma}_{\psi_j} = \left(\Psi_j' \bar{\Sigma}_{g_{\psi_j}}^{-1} \Psi_j\right)^{-1}. \tag{50}$$

Por fim, o artigo especifica as distribuições a *priori* para $\delta_j(k)$ e de $\xi_j^2(k)$. A primeira possui distribuição normal:

$$p(\delta_j(k)) = \text{normal}\left(\delta_j(k) \mid \mathbf{0}, \bar{\Sigma}_{\delta_j(k)}\right), \tag{51}$$

com $\bar{\sum}\delta_j\,(k) = \sigma_\delta^2 I_{r_{\delta,j}}$, sendo $I_{r_{\delta,j}}$ uma matriz identidade de dimensão $r_{\delta,j}\ x\ r_{\delta,j}$.

Já a distribuição a *priori* de $\xi_j^2(k)$ possui função de densidade gamma:

$$p(\xi_j^2(k)) = \text{gamma}\left(\xi_j^2(k) \mid \bar{\alpha}_j, \bar{\beta}_j\right), \tag{52}$$

em que:

$$\text{gamma}\,(x \mid \alpha, \beta) = \frac{1}{\Gamma(\alpha)} \beta^\alpha x^{\alpha-1} e^{-\beta x}. \tag{53}$$

Sims, Waggoner e Zha (2008), no que se refere à *posteriori*, argumentam que, dada a função de verossimilhança (32) e as funções de densidade da *priori* (47)-(52), o objetivo é obter a função de densidade da *posteriori* condicional $p\left(b_j(k) \mid Y_T, Z_T, S_T, w\right)$ através de amostragem alternativa das seguintes distribuições a *posteriori* condicionais:

$$p(b_j(k) \mid Y_T, Z_T, S_T, G, \Xi, w, b_i(k)), \tag{54}$$

$$p(\delta_j(k) \mid Y_T, Z_T, S_T, A, \Xi, w, \psi_j), \tag{55}$$

$$p(\psi_j \mid Y_T, Z_T, S_T, A, \Xi, w, \delta_j(k)), \tag{56}$$

$$p(\xi_j^2(k) \mid Y_T, Z_T, S_T, A, G, w), \tag{57}$$

em que $i \neq j$ e $i = 1, \dots, n$. A equação (54), primeira densidade da *posteriori*, não é de qualquer forma padrão, ao passo que as equações (55) e (56) são distribuições normais multivariadas e equação (57) possui distribuição gamma. As extrações da distribuição não padrão são feitas via amostrador de Gibbs.

Por fim, com o objetivo de obter distribuições a *posteriori* precisas de θ ou de uma função de θ, assim como funções impulso-resposta, é preciso normalizar os sinais das equações estruturais, pois, caso contrário, a distribuição a *posteriori* será simétrica com múltiplas modas, tornando sem sentido a inferência estatística. Esta normalização é essencial para se alcançar eficiência na avaliação da densidade marginal dos dados na comparação entre modelos.

Os autores utilizam a regra de normalização proposta por Waggoner e Zha (2003b), com o objetivo de estimar os sinais das colunas de $A(k)$ e de $F(k)$, para qualquer k dado, $k \in \{1, \dots, h_1\}$. Há uma normalização das escalas de $\delta_j(k_1)$ e de $\xi_j(k_2)$ e, para este tipo de normalização, impõem-se as restrições $\delta_j(k_1) = 1_{r_{\delta,j\,x\,1}}$ e $\xi_j(k_2) = 1$ para $j \in \{1, \dots, n\}$, $k_1 \in \{1, \dots, h_1\}$ e $k_2 \in \{1, \dots, h_1\}$, em que $1_{r_{\delta,j\,x\,1}}$ é um vetor de uns de dimensão $r_{\delta,j\,x\,1}$.

Há seis hiperparâmetros que controlam o "aperto" das *prioris* de Sims e Zha(1998), ou seja, as matrizes de covariância das *prioris* $\bar{\sum} a_j$ e $\tilde{\sum} g$ e que foram adotados no artigo:

(i) μ_1 controla o aperto global da priori passeio aleatório (o mesmo que λ_0 em Sims e Zha (1998));

(ii) μ_2 controla o aperto relativo da *priori* passeio aleatório sobre os coeficientes defasados (o mesmo que λ_1 em Sims e Zha (1998));

(iii) μ_3 controla o aperto relativo da *priori* passeio aleatório sobre o termo constante (o mesmo que λ_4 em Sims e Zha (1998));

(iv) μ_4 controla o aperto da *priori* que amortece os efeitos de amostragem erráticos sobre os coeficientes defasados (*lag decay*). (o mesmo que λ_3 em Sims e Zha (1998));

(v) μ_5 controla o peso da soma dos coeficientes em cada equação através de *n* observações *dummies*, excluindo o termo constante. Esse componente da *priori* expressa crenças sobre raízes unitárias (o mesmo que μ_5 em Sims e Zha (1998));

(vi) μ_6 controla o peso em uma única observação *dummy* inicial, incluindo o termo constante. Este componente da *priori* expressa a crença em relações de cointegração (até n-1) e estacionariedade (o mesmo μ_6 que em Sims e Zha (1998)).

É importante notar que, enquanto valores pequenos de μ_1, μ_2, μ_3 e μ_4 evidenciam uma *priori* passeio aleatório "apertada", valores elevados de μ_5 e μ_6 revelam uma *priori* apertada com raízes unitárias e cointegração. Os valores de referência sugeridos por Sims e Zha (1998) para os hiperparâmetros supracitados em dados trimestrais são: $\mu_1 = 1, \mu_2 = 1, \mu_3 = 0.1, \mu_4 = 1, \mu_5 = 1$ e $\mu_6 = 1$.

A *priori* para $g_{ij,l\,(st)}$, para cada $i, j\ e\ s_t$, tem distribuição normal com média zero, desvio padrão igual a 50 e permite que os coeficientes do VAR sejam extremamente grandes para alguns estados.

Por fim, no mesmo sentido, a *priori* para cada elemento de $\Xi^2(s_t)$, denotada por "Zeta" no arquivo de saída do MATLAB/Dynare, tem distribuição gamma, descrita por Gamma $(\bar{\alpha}, \bar{\beta})$, com $\bar{\alpha} = 1$ e $\bar{\beta} = 1$.

3 DESCRIÇÃO DOS DADOS E IDENTIFICAÇÃO

3.1. Descrição dos dados

A partir de dados das três esferas do governo (federal, estadual, incluindo o Distrito Federal e municipal) referentes à carga tributária líquida e à formação de capital fixo da administração pública disponibilizados pelos artigos de Dos Santos (2008) e Dos Santos *et al* (2011), do IPEA, respectivamente, e ao consumo da administração pública e ao PIB, disponibilizados pelas Contas Nacionais do IBGE, é construída a base de dados utilizada no presente trabalho, sendo empregada ainda a atualização dos dados feita por Pires (2014).

Os dados sobre a carga tributária líquida e a formação bruta de capital fixo da administração pública estão expressos em logaritmos naturais (em nível), em termos reais, pois foram deflacionadas a preços de 1995, respectivamente, pelo deflator do PIB e pelo Índice Nacional de Custo da Construção (INCC) e estão dessazonalizadas pelo método X12-arima.

Da mesma forma, os dados sobre o consumo da administração pública e o PIB estão em logaritmos naturais (em nível), em termos reais (referenciados a preços de 1995, uma vez que as contas nacionais do IBGE se iniciam nesse ano) e estão dessazonalizados pelo método X-12 arima através do pacote estatístico Demetra.

O período de análise é compreendido entre os anos de 1999 e de 2012, em bases trimestrais, iniciando no primeiro trimestre de 1999, doravante denominado 1999T1 e terminando no quarto trimestre de 2012, igualmente denominado 2012T4.

Justifica-se a escolha do ano de 1999 para o início das observações por ser a data que marca o início da estratégia macroeconômica que norteia a economia brasileira até hoje, a saber, o tripé composto pelo regime de metas de inflação, meta de superávit primário e regime de câmbio flutuante, conferindo, a partir do ano supracitado, não-tendenciosidade e eficiência aos dados, ao contrário da época que precede ao ano de 1999, em que o comportamento dos mesmos é caracterizado como tendencioso e com alta variância, dificultando sua utilização para o cálculo dos multiplicadores fiscais, cujas causas estão vinculadas, sobretudo, ao descontrole inflacionário, à elevada volatilidade da taxa de câmbio e ao descontrole fiscal, no que se referem às contas públicas, presentes ao longo da década de 80 até a implementação do

Plano Real em 1994. Mesmo o período 1994T3-1998T4, quando vigorou a âncora cambial do Real, seria ainda caracterizado pela turbulência de contágios externos, afetando negativamente as finanças públicas.

Por esse motivo, a análise empírica dos multiplicadores fiscais para o Brasil tem como característica uma amostra com número reduzido de observações para as quatro variáveis referidas anteriormente, em contraste com a literatura internacional disponível sobre o tema, discutida no capítulo 1.

O consumo da administração pública, a formação bruta de capital fixo da administração pública, a carga tributária líquida (CTL) e o PIB foram escolhidos como as variáveis desta dissertação, porquanto são as usualmente empregadas na literatura nacional e internacional sobre o tema, como pode ser observado, por exemplo, em Blanchard e Perroti (2002), Pires (2011) e Pires (2014), além do fato de que, a partir dos artigos de Dos Santos (2008) e Dos Santos *et al* (2011), foram construídas bases de dados trimestrais inéditas para a CTL e para a formação bruta de capital fixo da administração pública.

Destaca-se, ainda, que foram utilizados deflatores diferentes para a formação bruta de capital fixo e para a carga tributária líquida, com a justificativa de que para deflacionar determinada série, aquele índice cujo sistema de ponderação está mais próximo da composição da série.

Nesse sentido, para a formação bruta de capital fixo pública foi utilizado o Índice Nacional de Custo da Construção (INCC), que se justifica pelo fato de que é calculado através de um sistema de pesos referentes à uma amostra de insumos (mercadorias, equipamentos, serviços e mão-de-obra) com representatividade na indústria da construção civil – que guarda relação próxima com a variável de interesse supracitada- , sendo esse sistema de ponderação o que mais se aproxima da composição da série temporal da formação bruta de capital fixo do governo.

Por sua vez, a série temporal da carga tributária líquida utiliza o deflator do PIB, que é representado pela razão entre o PIB nominal (do ano atual) e o PIB real (do ano-base), cuja justificativa se baseia no argumento de que a carga tributária líquida guarda relação biunívoca com o PIB e que a estrutura de ponderação – composta pela variação de preços da mesma cesta de produtos ao longo de dois períodos de tempo – é a que mais se assemelha à característica da série de tempo da carga tributária líquida.

3.1.1. Consumo da Administração Pública (C da APU)

Por convenção, define-se o consumo da administração pública como o valor da despesa de consumo final dos serviços não mercantis produzidos por elas mesmas. (Série Relatórios Metodológicos, Contas Nacionais Trimestrais – IBGE, 2008).

Todavia, na prática, o consumo da administração pública se resume na contabilização da produção de saúde e educação públicas, ou seja, é uma variável medida pelo lado da oferta, e não pelo lado da demanda, sendo um índice de volume – que não é uma medida de demanda.

Inicialmente, os dados do consumo da administração pública foram obtidos em seus valores correntes[5]. Então, tais dados foram calculados em termos reais, com referência ao ano de 1995, ou seja, tomando este como ano-base, que foram retirados da tabela disponível no site do IBGE, denominada "Valores Encadeados a Preços de 1995" [6].

É importante mencionar também o fato de que a construção desta série encadeada referenciada ao ano de 1995 não está dessazonalizada, ou seja, há sazonalidade nos dados que podem subestimar ou superestimar o verdadeiro valor da variável em determinado período de tempo. Para realizar a dessazonalização foi utilizado o método X-12 arima através do pacote estatístico Demetra.

Em seguida, a partir dos valores em nível do consumo da administração pública em termos reais e dessazonalizados, foi obtido seu logaritmo natural.

É importante ressaltar ainda que os artigos internacionais da literatura sobre multiplicadores fiscais utilizam definições diferentes para as despesas governamentais O consumo da administração pública foi o escolhido, já que é uma variável disponível para as três esferas governamentais no Brasil, todavia os resultados apresentados podem sofrer alguma influência causada pela falta de um deflator adequado para ele.

3.1.2. Formação Bruta de Capital Fixo da Administração Pública (FBCF da APU)

[5] Disponível em: < http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/indicadores/pib/pib-vol-val_201401_8.shtm>.

[6] Disponível em:<http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/indicadores/pib/pib-vol-val_201401_9.shtm>.

Dos Santos *et al* (2011) estimam séries mensais da FBCF da APU brasileira para o período de tempo compreendido entre 2002 e 2010 e destacam, inicialmente, que uma vez que os relatórios da contabilidade pública brasileira são as fontes primárias no cálculo das contas nacionais, é possível uma compatibilização[7] entre os valores anuais da FBCF da APU na contabilidade pública - que correspondem às despesas de capital, grupo "investimentos" na modalidade "aplicações diretas" por cada ente federado ou aplicações diretas em investimentos estimadas pela Secretaria do Tesouro Nacional (STN) - e os valores anuais da FBCF da APU nas contas nacionais estimadas pelo IBGE, sem que haja diferenças significativas.

A mensuração da FBCF da APU pode ser realizada em cada um dos estágios de sua execução, a saber: no empenho, na liquidação e no pagamento[8]. Na contabilidade pública, as aplicações diretas de investimentos são calculadas pelo critério de empenho, e, por consequência, valores empenhados também são usados nas contas nacionais, o que gera um problema causador de viés nas estatísticas oficiais da FBCF da APU, relacionado aos Restos a Pagar Não Processados (RAPsNPs), que são despesas empenhadas em um determinado ano que não são liquidadas ao final do exercício.

A origem do problema está na aplicação generalizada da liquidação forçada, ou seja, na inscrição automática dos empenhos não liquidados em determinado exercício em RAPsNPs que se perpetuam nos anos seguintes através da renovação da validade dos empenhos via reinscrição em RAPsNPs, sobretudo no governo federal, em vez de serem realizados os cancelamentos dos empenhos que não são liquidados ao final do ano fiscal. Cabe destacar que a liquidação forçada é apenas contábil[9], já que esta é a responsável pela igualdade fictícia dos valores liquidados com os valores empenhados, ou seja, os valores

[7] A contabilização adequada da FBCF da APU da contabilidade pública requer classificação mais detalhada no que se refere ao elemento e subelemento de despesa, bem como a exclusão de subelementos inapropriados ao seu cálculo, dedução da cessão de ativos fixos e inclusão de uma pequena parcela dos investimentos das empresas estatais, a fim de que haja a compatibilização correta com os valores da mesma variável na contablidade nacional.

[8] O empenho é definido como a dotação orçamentária para a execução da formação bruta de capital fixo. A liquidação é caracterizada após a entrega da mercadoria ou a conclusão do serviço, e é nela que se concretiza a transferência formal da propriedade para a administração pública. Por fim, na fase do pagamento há o desembolso dos recursos pela APU para saldar a dívida com o credor.

[9] A legislação orçamentária prevê que os empenhos não liquidados devam ser cancelados no final do exercício fiscal, exceto nos casos em que a liquidação estiver em curso, quando é de interesse da APU e entre outras situações especiais em que tal despesa é executada por inscrição em RAPsNPs e sua validade prorrogada por 12 meses. Ao final dessa prorrogação, se não houver a liquidação, é previsto em lei que haja cancelamento dos RAPsNPs,salvo decreto do Chefe do Poder Executivo que autorize a reinscrição de RAPsNPs por igual período.

liquidados do exercício são inflados pela inscrição em RAPsNPs, tornando-se, assim, tendenciosos, a fim de que se igualem aos valores empenhados deste mesmo exercício.

Além disso, os próprios valores empenhados tendem a ser superestimados em cada ano fiscal, pois serão automaticamente inscritos em RAPsNPs e liquidados artificialmente caso não sejam liquidados no próprio ano fiscal.

Dos Santos *et al* (2011) sustentam que o critério que minimiza o problema supracitado e que proporciona a melhor mensuração da formação bruta de capital fixo da administração pública é o da liquidação efetiva (ou pagamento efetivo, caso haja informações sobre o pagamento), que é definida pela soma das liquidações do exercício e das liquidações de RAPs.

Além disso, os procedimentos de estimação[10] das séries mensais da FBCF da APU (que é aproximadamente igual às liquidações efetivas em aplicações diretas de investimento para cada ente federado) para o período 2002-2010 contam, para o governo federal, com séries mensais da FBCF retiradas do Sistema Integrado de Administração Financeira (SIAFI) da STN, posteriormente transformadas em dados mensais. Incluem, ainda, além de uma amostra de 15 estados, além do Distrito Federal e de 30 municípios de grande porte, em sua maioria, capitais, que cobrem, aproximadamente, 74% da FBCF dos Governos Estaduais (GE) e 20% dos Governos Municipais (GM)[11].

Nesse sentido, para os demais estados e municípios, não foi possível construir as séries mensais da FBCF da APU de maneira direta, sendo necessário o uso de técnicas de desagregação temporal, de procedimentos de estimação não triviais, de procedimentos de imputação para complementação das informações ausentes, da consolidação de diversas séries agregadas (com outras periodicidades)-, de testes de consistência e de informações adicionais disponibilizadas por órgãos competentes dessas esferas a partir de solicitação dos autores do artigo.

Em suma, o cálculo da FBCF da APU tem como primeiro estágio seu cálculo anual. Todavia, há atraso na entrega desses pelos municípios, sendo necessário que o STN complete tais informações. A fim de que haja atualizações dos dados dos municípios que ainda não entregaram, as estimativas anuais são revistas de seis em seis meses.

[10] Ver o anexo de Dos Santos *et al* (2011).

[11] No que se refere aos estados e aos municípios, a principal fonte de informação de alta frequência das finanças públicas deles, os Relatórios Resumidos de Execução Orçamentária (RREOs), possui limitações quando se deseja estimar a FBCF, o que impossibiita a estimação da totalidade deles. Além disso, especificamente no caso dos municípios, a metodologia do artigo priorizou os maiores, pois não há cobertura total de todos os municípios a partir das atuais bases de dados disponíveis.

O segundo estágio é o cálculo do valor trimestral a partir dos dados anuais e das informações em alta frequência da União, dos Estados e dos Municípios. Assim como ocorre com o cálculo anual da FBCF da APU, os dados trimestrais são ajustados ao longo do tempo – de seis em seis meses – pelo mesmo motivo supracitado.

A fim de que fossem utilizados para a estimação dos multiplicadores fiscais, os valores nominais da FBCF da APU entre o primeiro trimestre de 1999 e o quarto trimestre de 2012 calculados pela diretoria de Estudos e Políticas Macroeconômicas do IPEA (DIMAC/IPEA) formam a base para a construção da mesma variável referenciada ao ano de 1995, através da utilização do INCC como deflator, como foi feito em Pires (2011) e Pires (2014) Por fim, a FBCF pública a preços de 1995 sofre ajuste sazonal, por meio do método X-12 arima e, ainda, aplicam-se logaritmos naturais em seus valores em nível, com o objetivo de se estabilizar a série de tempo.

3.1.3. Carga Tributária Líquida (CTL)

Dos Santos (2008) define a carga tributária líquida como a diferença entre a carga tributária bruta, que representa o valor de todos os impostos, taxas e contribuições arrecadadas compulsoriamente pelo governo (incluindo as contribuições para o Fundo de Garantia do Tempo de Serviço – FGTS-, assim como os tributos pagos por empresas estatais), e as transferências de previdência e assistência social às famílias e às instituições privadas sem fins lucrativos, incluindo os saques do FGTS feitos pelos trabalhadores, bem como os subsídios ao setor privado.

O artigo se utiliza das estimativas da carga tributária bruta (CTB) trimestral para o período compreendido entre 1995 e 2007 feitas por Dos Santos e Costa (2008) e constrói uma série trimestral das transferências de assistência e previdência, e subsídios (Taps), a fim de que possa ser estimada a carga tributária líquida (CTL) trimestral para o mesmo período de tempo.

Além disso, Dos Santos (2008) aponta para alguns fatos relevantes no que se refere à construção da Taps, como: uma pequena e cadente porcentagem desta - aproximadamente 2% -é representada pelos subsídios e mais de 80% das transferências de assistência e previdência totais são provenientes do governo federal.

Por fim, a fim de que seja possível a estimação dos multiplicadores fiscais, os valores correntes trimestrais da carga tributária líquida produzidos pelo artigo Dos Santos (2008) e pela diretoria de Estudos e Políticas Macroeconômicas do IPEA (DIMAC- IPEA) foram referenciados a preços de 1995 pelo deflator do PIB, conforme Pires (2011) e Pires (2014), dessazonalizados pelo método X-12 arima e, por fim, calculado o logaritmo natural dos valores em nível da presente variável.

3.1.4. Produto Interno Bruto (PIB)

A construção dos dados referentes ao PIB possui a mesma estrutura apresentada para o consumo da administração pública: em primeiro lugar, seu valor corrente foi transformado em PIB real, isto é, referenciado ao ano de 1995 (com sazonalidade), sendo feita, em seguida, a dessazonalização através do método X-12 arima por meio do pacote estatístico Demetra e, por fim, sendo calculados os logaritmos naturais dos seus valores em nível.

3.2. **Identificação**[12]

O VAR na forma estrutural que será utilizado no presente trabalho pode ser descrito como:

$$y_t' A(s_t) = \sum_{i=1}^{\rho} y_{t-i}' A_i(s_t) + z_t' C(s_t) + \varepsilon_t' \Xi^{-1}(s_t), \; 1 \leq t \leq T, \tag{58}$$

no qual *s* é um estado não-observado, $y_t' \equiv [C_t, I_t, T_t, Y_t]$ é um vetor das variáveis endógenas: consumo da administração pública, formação bruta de capital fixo da APU, carga tributária líquida e PIB, respectivamente ordenadas, no tempo *t* e de dimensão $1 \times n$; y_{t-i}' é um vetor de variáveis endógenas defasadas dimensão $1 \times n$; z_t' é um vetor de variáveis exógenas e de variáveis determinísticas no tempo *t* de dimensão *1xm;* ε_t' é um vetor linha n-dimensional de choques estruturais aleatórios não observados independentes e identicamente distribuídos

[12] Esta seção está baseada no artigo de Sims e Zha (2006) e Sims, Waggoner e Zha (2008).

(i.i.d) , com distribuição normal de média zero, variância covariância constante e diagonal, no tempo *t;* $\mathrm{A}(\mathrm{s_t})$, é uma matriz que captura as relações contemporâneas entre as variáveis endógenas, inversível, de dimensão nxn e que depende do estado da economia ; $\mathrm{A_i}(\mathrm{s_t})$ é a matriz de coeficientes das variáveis endógenas com defasagem i, de dimensão *nxn*, e que também é função do estado $\mathrm{s_t}$*;* $\mathrm{C}(\mathrm{s_t})$ é a matriz de coeficientes das variáveis exógenas e determinísticas, de dimensão *mxn*, $\Xi(k)$ é uma matriz diagonal de dimensão *nxn*, *T* é o tamanho da amostra, *h* o número de estados e ρ é o número total de defasagens.

Assume-se que $\mathrm{A}(\mathrm{s_t})$, seja inversível, a fim de que seja possível construir o VAR na forma reduzida, dado por:

$$y_t' = x_t' B(s_t) + u_t'(s_t), \;\; t = 1, \dots, T; \tag{59}$$

$$B(s_t) = F(s_t)A^{-1}(s_t) \tag{60}$$

$$u_t(s_t) = (A'(s_t))^{-1}\Xi(s_t)^{-1}\,\varepsilon_t \tag{61}$$

$$\sum u = (A'(s_t))^{-1}\,\Xi(s_t)^{-2}\,A^{-1}(s_t) \tag{62}$$

Assume-se que ε_t seja ruído branco, independente e identicamente distribuído normalmente com média zero, variância constante e igual a 1 e individualmente não correlacionados, o que faz com que a matriz de variância-covariância dos choques estruturais $\sum \varepsilon = E(\varepsilon_t, \varepsilon_t') = I$ seja diagonal e igual à matriz identidade. Além disso, u_t são os resíduos na forma reduzida com $u_t \sim (0, \sum u)$, $\mathrm{E}(u_t, u_s) = 0$ para t diferente de s e $\sum u = E(u_t, u_t') = \left(A'(s_t)\right)^{-1}\,\Xi(s_t)^{-2}\,A^{-1}(s_t)$ e $u_t(s_t) = [I - \Xi(s_t)A'(s_t)]u_t(s_t) + \cdot$.

A identificação do VAR é construída a partir do pressuposto de que há uma relação entre os resíduos do VAR na forma reduzida, u_t e os choques estruturais ε_t, através das matrizes A e Ξ, da forma:

$$u_t'(\mathrm{s_t})\mathrm{A}(s_t) = \;\; \varepsilon_t'\Xi(s_t)^{-1} \tag{63}$$

$$[u_t^C \quad u_t^I \quad u_t^T \quad u_t^Y]\begin{pmatrix} 1 & \alpha_{CI} & \alpha_{CT} & \alpha_{CY} \\ \alpha_{IC} & 1 & \alpha_{IT} & \alpha_{IY} \\ \alpha_{TC} & \alpha_{TI} & 1 & \alpha_{TY} \\ \alpha_{YC} & \alpha_{YI} & \alpha_{YT} & 1 \end{pmatrix} = [\varepsilon_t^C \quad \varepsilon_t^I \quad \varepsilon_t^T \quad \varepsilon_t^Y]\Xi(s_t)^{-1} \tag{64}$$

Se n é o número de variáveis endógenas, no caso n=4, a matriz $A(s_t)$ não pode ter o número de parâmetros livres maior do que a matriz simétrica $\sum u$**,** que possui $n(n+1)/2$ parâmetros livres $n(n+1)/2 = 10$. Como há $n = 4$ parâmetros livres em (64) a serem

estimados, então para satisfazer à condição de ordem para a identificação de $A(s_t)$ (e de estimar o VAR forma estrutural a partir da forma reduzida), é necessário que o número de parâmetros livres que serão estimados em A seja, no máximo, igual a $n(n-1)/2 = 6$. Isso ocorre pois a representação do VAR na forma reduzida não permite a identificação de choques estruturais exógenos independentes nas variáveis, que são usados no cálculo dos multiplicadores fiscais, uma vez que os resíduos na forma reduzida são contemporaneamente correlacionados (a matriz $\sum u$ não é diagonal) e são combinações lineares dos choques estruturais, que não são correlacionados contemporaneamente, tornando-se impossível distinguir qual tipo de choque afeta determinada variável.

Logo, é indispensável a imposição de restrições à matriz A, isto é, de hipóteses acerca da relação contemporânea entre as variáveis, a fim de que seja respeitada a condição de ordem de identificação e que se torne possível a estimação dos parâmetros restantes não-restritos, sob a condição de ortogonalidade dos choques estruturais exógenos não-observados e de que a matriz Ξ seja uma matriz diagonal.

Cabe ressaltar também que há diversas maneiras de se realizar a decomposição de $\sum \hat{u}$, com o objetivo de reproduzir as correlações parciais dos parâmetros dos resíduos da matriz de variância covariância na forma reduzida, resultado das diferentes restrições possíveis aos parâmetros da matriz A.

Em outras palavras, o procedimento de identificação determina a ordem de causalidade entre as variáveis endógenas no VAR estrutural, sendo realizado através da aplicação de determinada estratégia de identificação na matriz de covariância dos resíduos $\sum u$.

Nesse sentido, o presente trabalho utiliza a estratégia de identificação que está fundamentada na hipótese de que, em primeiro lugar, o consumo da administração pública não reage contemporaneamente a choques na formação bruta de capital fixo da APU, na carga tributária líquida e no PIB, pois, devido à legislação fiscal brasileira[13], o consumo da APU é considerado um gasto rígido, no sentido de que é pré-determinado por lei antes do trimestre considerado como atual.

Consequentemente, como governo pode alocar suas receitas entre consumo da APU ou formação bruta de capital fixo da APU, o que não é alocado no primeiro, é alocado no último. Em outras palavras, a formação bruta de capital fixo da administração pública reage de forma

[13] Plano Plurianual (PPA), Lei de Diretrizes Orçamentárias (LDO) e Lei Orçamentária Anual (LOA).

contemporânea a choques no consumo da APU, porém não reage no mesmo trimestre a choques na carga tributária líquida e no PIB.

Por sua vez, através da presença e da atuação de estabilizadores automáticos, a carga tributária líquida é afetada de forma contemporânea a choques no PIB. Em contraste, choques no consumo da APU e na formação bruta de capital fixo da APU não afetam de forma contemporânea a carga tributária líquida, uma vez que mudanças na estrutura tributária decorrentes de choques nessas duas variáveis demoram mais de um trimestre para serem concluídas.

Por último, o PIB é afetado contemporaneamente por choques no consumo da APU, formação bruta de capital fixo da APU e carga tributária líquida.

Desse modo, a relação entre os resíduos do VAR na forma reduzida, u_t e os choques estruturais ε_t, através das matrizes A e Ξ apresenta-se como:

$$[u_t^C \quad u_t^I \quad u_t^T \quad u_t^Y]\begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ \alpha_{IC} & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & \alpha_{TY} \\ \alpha_{YC} & \alpha_{YI} & \alpha_{YT} & 1 \end{pmatrix} = [\varepsilon_t^C \quad \varepsilon_t^I \quad \varepsilon_t^T \quad \varepsilon_t^Y]\Xi(s_t)^{-1} \tag{65}$$

Por fim, é importante ressaltar que a estratégia de identificação utilizada no presente trabalho torna o modelo sobreidentificado, uma vez que há 5 parâmetros livres que serão estimados na matriz A e pelo fato de que a condição de ordem para a identificação de A adimite, no máximo, $\frac{n(n-1)}{2} = \frac{4(4-1)}{2} = 6$ a serem estimados: caso o número de parâmetros livres a serem estimados seja menor do que 6, o modelo é dito sobreidentificado; caso seja igual a 6, o modelo é exatamente identificado.

4 ESTIMAÇÃO, RESULTADOS E ANÁLISE

4.1. Processo de estimação e critérios de seleção dos modelos

O processo de estimação foi realizado através do software MATLAB/Dynare e, no que se refere às possíveis configurações de modelos no âmbito da estrutura MS-BVAR, que foi elaborada conforme Sims, Waggoner e Zha (2008), foram consideradas 4 composições distintas de modelos[14], que serão descritas abaixo:

- "Modelo 1": Coeficientes variam em todas as quatro equações (do consumo da APU, da formação bruta de capital fixo da APU, da carga tributária líquida e do PIB), assim como as variâncias;
- "Modelo 2": Coeficientes variam somente nas equações de política, ou seja, na equação do consumo da APU, da formação bruta de capital fixo da APU e da carga tributária líquida, e variâncias mudam em todas as equações;
- "Modelo 3": Coeficientes variam somente na equação do PIB e variâncias mudam em todas as quatro equações;
- "Modelo 4": Variâncias mudam em todas as equações.

Combinado a isso, outro aspecto fundamental a ser determinado é o número de estados para as diversas especificações supracitadas. Como há apenas 56 observações, isso restringe o número de estados que pode ser considerado. Assim, há graus de liberdade para se estimar, no máximo, 3 estados.

Com 2 estados, existem quatro diferentes especificações de modelos que foram estimadas. No entanto, quando há 3 estados, devido à falta de graus de liberdade, somente três especificações são estimadas ("Modelo 2", "Modelo 3" e "Modelo 4".).

Como informação adicional, ao se estimar um VAR Estrutural Clássico com as mesmas variáveis do presente trabalho utilizando o pacote estatístico E-Views e ao se fazer o teste do número de defasagens utilizando os critérios de informação Akaike, Schwartz e Hanna-Quinn, o número de *lags* indicado foi igual a 1. Entretanto, destaca-se que, em geral, o

[14] Em todas as configurações de modelos, foi utilizada uma cadeia de markov para os coeficientes e variâncias, ou seja, não houve a separação de cadeias para a mudança nos coeficientes e nas variâncias.

procedimento bayesiano utiliza um número de defasagens significativamente maior do que é utilizado no presente trabalho, que se justifica pela amostra com número reduzido de observações. Em outras palavras, adotaram-se critérios de informação clássicos para a determinação do número de defasagens em um modelo com procedimento bayesiano e amostra pequena.

Entre os 7 modelos estimados, foram selecionados como os melhores modelos os que apresentaram maiores valores para a Função Densidade Marginal dos Dados (Mdd). Há três formas distintas em que as Mdd's são calculadas pelo MATLAB/Dynare: Mdd Waggoner e Zha (Mdd WZ), que, em geral, possuem correlação positiva com o número de estados, Mdd Muller e Mdd Bridge – que possuem valores próximos aos do MDD WZ. Optou-se por selecionar os modelos pelo critério MDD WZ, que foi especialmente delineado para escolha de modelos como o utilizado no presente trabalho.

Como pode ser observado na tabela abaixo, os melhores modelos escolhidos foram:

- Pelo critério da Mdd WZ: foi selecionado o modelo 2 com 3 estados;
- Pelo critério Mdd WZ , Mdd Muller e Bridge: foi escolhido o Modelo 2 com 2 estados.

Tabela 1 - Seleção dos melhores modelos

2 ESTADOS			
Modelo	**Mdd WZ**	**Mdd Muller**	**Mdd Bridge**
Modelo 1	617,210500	606,825900	605,549100
Modelo 2	**618,063500**	**612,630100**	**613,097600**
Modelo 3	612,449800	611,587700	611,762600
Modelo 4	613,003000	611,642000	611,989400
3 ESTADOS			
Modelo	**Mdd WZ**	**Mdd Muller**	**Mdd Bridge**
Modelo 1	-	-	-
Modelo 2	**620,765400**	**609,253000**	**609,316900**
Modelo 3	619,047000	605,591400	604,309500
Modelo 4	617,420100	611,935900	612,243700

Fonte: O autor, 2014.

4.2. **Datação dos regimes**

A matriz "Zeta" – que é igual à matriz Ξ da equação (8) - mostra o comportamento da variância dos resíduos das equações nos diferentes estados. Quanto menor a variância do resíduo de determinada equação, menor o grau de informação contido nos dados.

Matriz Zeta - Modelo 2 com 3 estados

$$\text{Regime 1} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}$$

$$\text{Regime 2 -} = \begin{bmatrix} 1.6965 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 2.0268 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0.9599 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1.5454 \end{bmatrix}$$

$$\text{Regime 3} = \begin{bmatrix} 0.1986 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0.4752 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0.9310 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0.0962 \end{bmatrix}$$

Observa-se, portanto, que o regime 2 é o que apresenta, em geral, menor variância nos resíduos das equações e o regime 3 é o que apresenta maior variância. Ou seja, os dados do regime 3 devem ter menos peso na estimação do modelo. De fato, o período coberto pelo regime 3 se confunde com a crise econômica iniciada em 2008 e que tem forte efeito até 2009.

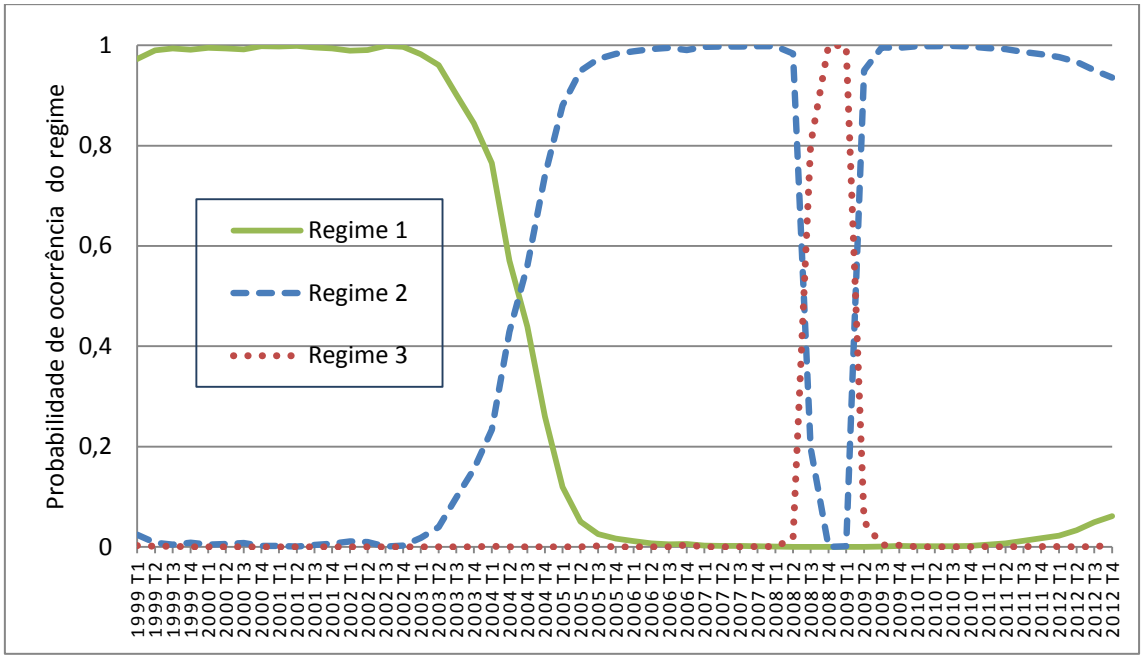
4.2.1. Datação dos regimes no modelo 2 com 3 estados

Pode-se inferir, a partir da matriz "Zeta" para o respectivo modelo e do gráfico 1 a seguir, que o comportamento da economia brasileira pode ser divido em 3 períodos – representados por 3 regimes distintos.

- 1º período: 1999T1 - 2004T2: Regime 1 - Regime de variância intermediária;

- 2º período: 2004T3 – 2008T2 e 2009T2 – 2012T4: Regime 2 – Regime de menor variância; e;
- 3º período: 2008T3 – 2009T1: Regime 3 – Regime de maior variância

Gráfico 1 - Probabilidade de ocorrência dos regimes para o Modelo 2 com 3 estados



Fonte: O autor, 2014.

Iniciando-se pela análise do regime 1, a economia brasileira pós-Plano Real até 1999 apresentou desequilíbrios externo e interno, com a uma taxa de câmbio sobrevalorizada e deterioração dos principais indicadores fiscais. Combinado a isso, nesse período, três crises – crise mexicana (1995), crise asiática (1997) e a moratória russa (1998) afetaram de forma importante os mercados financeiros internacionais, com consequências negativas significativas para o país, causadas pela redução dos empréstimos internacionais para financiamento do déficit em transações correntes.

Nesse sentido, após os ataques especulativos contra a moeda brasileira que se seguiram a cada uma das três crises externas, o governo brasileiro adotou o câmbio flutuante e deu-se início à desvalorização cambial em janeiro de 1999. Além disso, foi ampliada a meta de superávit primário que gerou forte ajuste fiscal para o período compreendido entre 1999 e 2002 e adotou-se, a partir de junho de 1999, o Regime de Metas de Inflação. Deste modo, implementou-se o que ficou conhecido como "tripé macroeconômico", composto pelo câmbio flutuante, pela meta de superávit primário e pelo regime de metas de inflação.

A despeito da ocorrência da bolha das empresas tecnológicas (“.com”) nos Estados Unidos em 2000, a economia brasileira apresentou crescimento significativo do PIB, de 4 % a.a., e inflação sob controle, no patamar de 6 % a.a.

O ano de 2001 foi marcado pela combinação de três crises que provocaram a deterioração do crescimento do PIB: a crise argentina, que diminuiu a entrada de capitais estrangeiros na economia brasileira nesse período, a crise energética interna, e, por fim, os atentados terroristas de 11 de setembro nos EUA, que geraram volatilidade nos mercados financeiros internacionais, e redução significativa da entrada de capitais externos no país.

Em 2002, ocorreu uma “crise de confiança”, devido a receios em relação à ruptura da austeridade fiscal implementada desde 1999, o que fez a taxa nominal de câmbio sofrer uma forte desvalorização, chegando a R$ 3,89 em setembro de 2002, houve elevação significativa do risco-país e ainda um aumento da expectativa de inflação para 11% a.a, o que levou, já sob o novo governo, o Banco Central a aumentar a taxa SELIC para 26,5% a.a., ao mesmo tempo em que o governo federal elevou o superávit primário para 4,25% do PIB em 2003.

Assim, o ano de 2003 foi caracterizado pelo aprofundamento do ajuste fiscal, pelo combate à inflação elevada e pela aprovação de uma reforma previdenciária que, entre outros itens, aumentou taxação de inativos, reduziu o valor de novas pensões e aumentou a idade mínima para aposentadoria de homens (60 anos) e mulheres (55 anos). Ademais, o crescimento do PIB foi de apenas 1% e inflação medida pelo IPCA de 9% a.a em 2003, cenário que só foi superado ao longo do ano de 2004.

Cabe ressaltar, ainda, algumas reformas muito importantes realizadas pelo governo brasileiro na construção de um novo arcabouço institucional, além da reforma previdenciária, como a Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF) em 2000, que estabeleceu diversos dispositivos referentes ao controle das finanças públicas-; a renegociação das dívidas estaduais, após diversas crises em bancos públicos estaduais; as privatizações, com destaque para a Telebrás, estimulando maior grau de competição e investimento no setor; e a criação de agências reguladoras para os serviços de utilidade pública.

Em resumo, esse período pode ser caracterizado como de grande instabilidade macroeconômica e, simultaneamente, de reformas importantes para o país, incluindo o tripé macroeconômico.

Por sua vez, o regime 2 pode ser caracterizado como um período de crescimento econômico e de maior estabilidade macroeconômica – até o contágio da crise financeira internacional em 2008. No período 2004 e 2008 foram obtidos saldos positivos expressivos na

balança comercial brasileira promovidos, sobretudo, pelo aumento dos preços das commodities exportadas pelo Brasil no mercado internacional; o comportamento do PIB entre 2004 e 2008 (média de 4,8%) foi bem superior à média do período anterior (1,7% em 2001/2003); a inflação apresentou em trajetória cadente em relação ao período que abarca o regime 1; houve uma acumulação significativa de reservas internacionais – que passou de US$ 55 bilhões em 2005 para US$ 207 bilhões em 2008, contribuindo para reduzir a vulnerabilidade externa da economia brasileira; iniciou-se um boom de crédito, que favoreceu, sobretudo, o aumento do consumo das famílias nesse período; houve um aumento do investimento público através do Programa de Aceleração do Crescimento (PAC), que possui os eixos de energia, de logística e social-urbano; e, por fim, adotaram-se desonerações tributárias para, entre outros, a construção pesada, computadores e semicondutores.

Do ponto de vista fiscal, houve uma manutenção do superávit primário, em média, no patamar de 2,4% do PIB entre 2003 e 2008; e queda continuada da divida liquida do setor publico de 48% do PIB em 2005 para 40,5% do PIB em 2008, provocado, principalmente, pelo crescimento econômico no período e pela redução da SELIC, que saiu de 19,75% a.a em agosto de 2005 para 11,25% em setembro de 2007, ao mesmo tempo em que houve uma melhoria acentuada no perfil da dívida pública federal (diminuição da dívida pública indexada a taxa de câmbio e a taxa SELIC, de 22,4% e 60,8% em dezembro de 2002, respectivamente, para 1,3% e 31,8% em dezembro de 2006).

Assim, com relação ao regime 3, o período compreendido entre o terceiro trimestre de 2008 e o primeiro trimestre de 2009 é caracterizado pelo contágio da crise financeira internacional, a partir da falência da instituição financeira Lehman Brothers em setembro de 2008, e pela adoção de um conjunto de políticas anticíclicas por parte do governo brasileiro. De fato, devido à interdependência dos mercados financeiros internacionais, as consequências para a economia brasileira foram imediatas, com a retirada de capitais de curto prazo aplicados na bolsa de valores, aumento das remessas de lucros e dividendos das subsidiárias de multinacionais estrangeiras, redução no preço das *commodities*, afetando de forma significativa o comportamento das exportações, além da contração significativa do crédito doméstico, do consumo das famílias e da formação bruta de capital fixo privada.

Com o objetivo de atenuar os efeitos negativos da crise de maior repercussão na economia mundial desde a crise de 1929, o governo brasileiro empreendeu uma estratégia de

política econômica anticíclica[15], baseada no aumento da liquidez através do financiamento das exportações a partir do uso de reservas internacionais; nas intervenções do Banco Central no mercado de câmbio, a fim de atenuar a desvalorização da taxa nominal de câmbio; na queda do superávit primário e na política de desoneração tributária temporária promovida através da redução do imposto sobre produtos industrializados (IPI) para automóveis, linha branca, produtos de construção civil e bens de capital; na extensão e aumento o valor do seguro-desemprego; e na atuação dos bancos públicos – BNDES, Banco do Brasil e Caixa Econômica Federal – na concessão de crédito de curto prazo a juros baixos subsidiados.

Quanto à estratégia anticíclica na política monetária, a taxa SELIC permaneceu elevada até o início de 2009, quando se iniciou a queda continuada da taxa no referido ano, chegando a julho de 2009 com uma taxa de 8,75% a.a.

Além disso, a estratégia de combate à crise financeira internacional contou, ainda, com outras iniciativas do governo, como a revisão das alíquotas do Imposto de Renda Pessoa Física, que injetou 0,2 % do PIB na renda disponível da classe média baixa, bem como da criação do programa habitacional popular "Minha Casa Minha Vida". Ações anteriores à crise também atenuaram o impacto sobre o PIB, como, por exemplo, o aumento real do salário mínimo, aumento das transferências de rendas via programas sociais e o aumento dos investimentos programados para o PAC em 2009. Em particular, a combinação da redução na dívida externa pública com a política de acumulação de reservas internacionais a partir de 2006 resultou em um saldo líquido credor do governo em moeda estrangeira. Assim, a forte desvalorização cambial que seguiu ao contágio (43% de setembro a dezembro de 2008) favoreceu, pela primeira vez, as finanças públicas, facilitando o uso de uma política fiscal anticíclica.

Assim, o governo brasileiro obteve êxito na recuperação da economia a partir do segundo trimestre de 2009, porém foi incapaz de impedir o crescimento negativo de 0,2% do PIB nesse mesmo ano.

Dando continuidade à análise do período de tempo compreendido entre 2009T2 e 2012T4, que integra o regime 2, pode-se adicionar o fato de que, a despeito da eclosão da crise da dívida soberana da Zona do Euro em 2010 e da crise do subprime que seguiu ao contágio da falência do Lehman Brothers, a economia brasileira apresentou crescimento do PIB de 7% a.a. em 2010, porém com o aprofundamento da tendência de redução do saldo da balança comercial provocado, principalmente, no crescimento das importações maior

[15] Para uma análise do politica antíclica no Brasil a partir do contágio da crise internacional, Paula, Modenesi e Pires (2014).

relativamente maior do que o das exportações e no aumento da taxa de inflação medida pelo IPCA para 6% a.a.

Os anos de 2011 e 2012 foram marcados pelo gradual processo de deterioração da conjuntura e do crescimento da economia mundial, oriundo dos desdobramentos negativos da crise da dívida da Zona do Euro e da lenta recuperação da economia norte-americana após a crise do subprime, além do início da desaceleração da economia chinesa.

A condução da política econômica foi alterada, consubstanciada pela nova matriz econômica, através utilização de medidas macroprudenciais - monetárias, cambiais e na entrada de capitais estrangeiros no país -, e da redução significativa na taxa SELIC de 12,5%, em julho de 2011, para 7,5%, em agosto de 2012, além de uma desvalorização expressiva da taxa de câmbio nominal (de 25% entre agosto de 2011 e maio de 2012). Ademais, o endividamento das famílias e o crédito ao setor privado apresentou deterioração no período, contribuindo para o arrefecimento do consumo das famílias.

No campo fiscal, a partir de 2012, foram implementadas isenções fiscais, com destaque para a modificação na cobrança da contribuição previdenciária de 20% sobre o salário por taxas de 1% a 2% sobre os lucros, a redução do IPI para produtos da linha branca e automóveis.

O balanço desse período pode ser resumido pelo baixo crescimento econômico – inferior a 2% a.a., em média, - com destaque negativo para o desempenho do investimento na demanda agregada e para a atuação defasada do governo brasileiro no enfrentamento das repercussões negativas da crise da dívida da Zona do Euro na economia, uma vez que o superávit primário reduziu-se somente no segundo semestre de 2012. O superávit primário fiscal caiu para 2,4% do PIB em 2012 (comparado a 3,1% em 2011), sendo este valor superestimado em função do uso de artifícios fiscais por parte do Tesouro.

Ademais, como pode ser percebido no gráfico 1, a partir do terceiro trimestre de 2011, inicia-se um processo gradativo de inversão no comportamento das probabilidades de ocorrência dos regimes 1 e 2, no sentido de que o primeiro apresenta viés crescente, enquanto o último evidencia uma tendência de queda, o que pode indicar, nos anos de 2013 e de 2014, um aprofundamento dessa tendência ou, até mesmo, uma nova predominância da probabilidade do regime 1, como ocorreu do primeiro trimestre de 1999 até o segundo trimestre de 2004.

4.2.2. Datação dos regimes no modelo 2 com 2 estados

Matriz Zeta - Modelo 2 com 2 estados

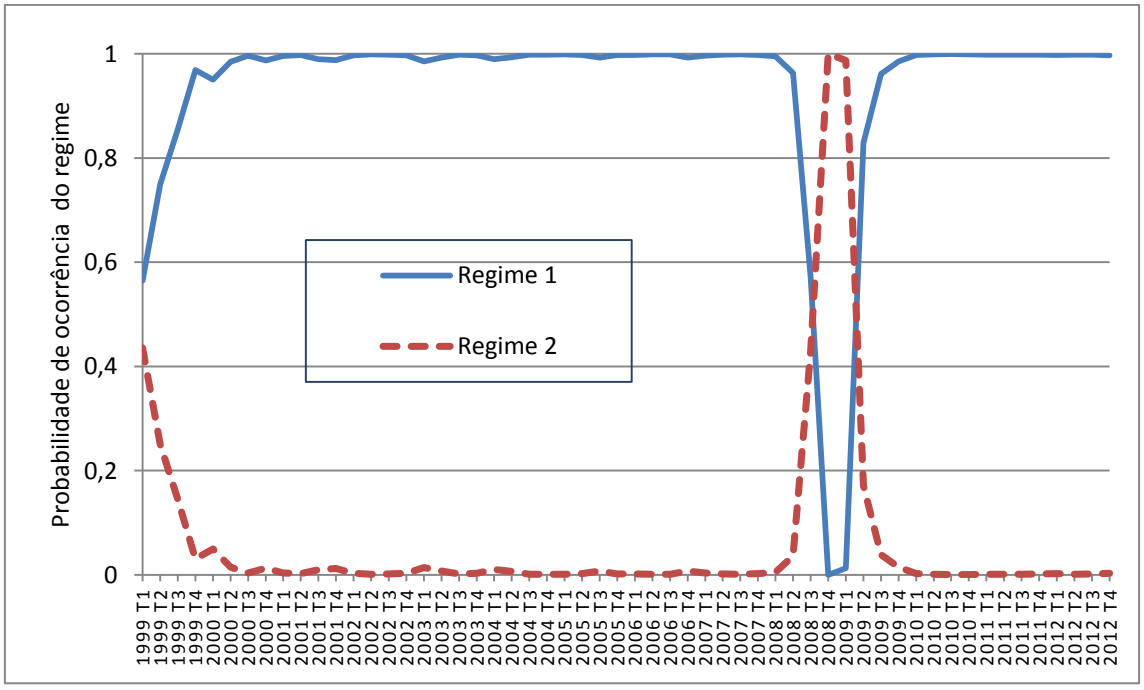
$$\text{Regime 1} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}$$

$$\text{Regime 2 -=} \begin{bmatrix} 0.1704 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0.4095 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0.8037 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0.0911 \end{bmatrix}$$

Em relação ao modelo 2 com 2 estados, pode-se dividir, a partir da análise da sua matriz "Zeta" e do gráfico 2 abaixo, que o comportamento da economia brasileira em dois períodos distintos:

- 1º período: 1999T1 - 2008T2 e 2009T2 – 2012T4: Regime 1 - Regime de menor variância e;
- 2º período: 2008T3 – 2009T1: Regime 2 – Regime de maior variância

Gráfico 2 - Probabilidade de ocorrência dos regimes para o Modelo 2 com 2 estados



Fonte: O autor, 2014.

A análise econômica do gráfico 1 formulada anteriormente é utilizada como explicação para o gráfico 2, com a ressalva para o comportamento menos concentrado da probabilidade de ocorrência dos dois regimes ao longo de 1999, entendido como um ano de ajustes e de transformações importantes na política econômica do país a partir da implementação do tripé macroeconômico na economia do país. Para os demais trimestres, à exceção do período de contágio da crise internacional (2008T3 a 2009T1) predomina o regime de menor variância.

Novamente, de acordo com a matriz "Zeta", a variável mais instável no regime de maior variância é o PIB (0.0911). Além disso, cabe ressaltar que todas as outras variáveis possuem variância maior relativamente ao regime 1.

4.3. **Cálculo e resultados dos multiplicadores fiscais**

Ilzetzki, Mendoza e Végh (2013) e Pires (2014) descrevem diversas formas de se calcular e de se classificar o(s) multiplicador(es) fiscal(is), como pode ser visto a seguir:

(i) Multiplicador fiscal de impacto: $\left(\frac{\Delta Y_t}{\Delta X_t}\right)$

Mensura a resposta do PIB no período *t* a partir de um choque na variável de gasto no período *t.*

(ii) Multiplicador fiscal de horizonte n : $\left(\frac{\Delta Y_{t+n}}{\Delta X_t}\right)$

Dado um choque na variável de gasto no período *t*, o multiplicador fiscal de horizonte *n* apresenta a resposta do PIB a esse choque n períodos à frente.

(iii) Multiplicador fiscal de pico (de horizonte *n*): $\left(max_n \frac{\Delta Y_{t+n}}{\Delta X_t}\right)$

É o maior valor da resposta do PIB em *n* períodos a partir de um choque na variável de gasto no período *t*.

(iv) Multiplicador fiscal cumulativo: $\left(\frac{\sum_{i=1}^{n} \Delta Y_{t+i}}{\sum_{i=1}^{n} \Delta X_{t+i}}\right)$

O multiplicador fiscal cumulativo soma, a cada período, todas as respostas do PIB a um choque permanente na variável de gasto, que também é somado a cada período.

(v) Multiplicador fiscal cumulativo descontado ou Valor presente (VP) do Multiplicador fiscal cumulativo: $\left(\frac{\sum_{t=0}^{T}(1+i)^{-t}\Delta Y_t}{\sum_{t=0}^{T}(1+i)^{-t}\Delta X_t}\right)$

O multiplicador fiscal cumulativo descontado traz a valor presente o multiplicador fiscal cumulativo através de uma taxa de juros.

O presente trabalho apresenta os resultados dos multiplicadores fiscais definidos nos itens (i), (ii), (iv) e (v) supracitados utilizando apenas os coeficientes da equação estrutural estimada para o PIB ou utilizando todo o sistema de equações do modelo.[16] As vantagens de se apresentarem resultados dos diferentes tipos de multiplicadores fiscais são a possibilidade de realizar uma análise do impacto de um choque fiscal transitório e /ou permanente em curto e longo prazos, além do caráter inédito dos resultados em termos dos itens (iv) e (v) na literatura nacional sobre o tema, que possui como principal característica a apresentação dos resultados em termos do multiplicadores fiscal de impacto – item (i).

1) Equação do PIB

É considerada apenas a equação do PIB e todas as demais variáveis são consideradas exógenas.

2) Função Impulso-Resposta (IRF)

Considera-se o sistema de equações e os multiplicadores fiscais são calculados a partir da resposta de todas as variáveis a choques exógenos em cada variável de política, mas considerando todas as variáveis como endógenas.

Optou-se por utilizar como taxa de desconto para o multiplicador fiscal cumulativo a média da SELIC real trimestral entre 1999T1 e 2014T3, cujo valor é igual a 1,91 % a.t. Como se sabe, a taxa SELIC é a taxa de referencia de curto prazo da economia brasileira.

[16] Como o item (iii) está contido no item (ii), na prática, a presente dissertação apresenta os resultados para todos os 5 tipos de multiplicaores fiscais.

4.3.1 Multiplicadores fiscais para o Modelo 2 com 3 estados

A tabela 2 mostra os resultados do multiplicador fiscal de impacto calculado para o modelo 2 com 3 estados. Os demais resultados do multiplicador fiscal, calculados conforme a seção 4.3, são reportados nas Figuras 1 a 18 (APÊNDICE A).

Tabela 2 - Multiplicador fiscal de impacto: Modelo 2 com 3 estados

Critério Equação do PIB			
Variáveis	**Estado 1**	**Estado 2**	**Estado 3**
C da APU	0,98	0,98	0,98
FBCF da APU	1.56	1.56	1.56
CTL	-0,35	-0,35	-0,35
Critério IRF			
Variáveis	**Estado 1**	**Estado 2**	**Estado 3**
C da APU	0,45	0,60	0,54
FBCF da APU	1,02	1,35	1,21
CTL	-0,35	-0,35	-0,35

Fonte: O autor, 2014.

Infere-se da tabela 2 que os multiplicadores fiscais de impacto pelo critério Equação do PIB são iguais nos 3 estados para todas as variáveis de política fiscal e apresentam valores maiores do que os computados a partir dos choques exógenos (IRF), exceto para a resposta do PIB a um choque, transitório e/ou permanente, na CTL, que apresentam valores iguais nos dois critérios, que é de -0,35, ou seja, para cada R$1 de aumento na carga tributária líquida, o PIB decresce em R$0,35.

Os multiplicadores fiscais de impacto oriundos de choques – transitórios e/ou permanentes – no consumo da administração pública são ineficazes nos dois critérios, uma vez que a resposta do PIB ao choque na referida variável de gasto é menor do que 1 – no critério Equação do PIB, 0,98 para os 3 estados e no critério IRF, 0,45 para o estado 1, 0,60 para o estado 2 e 0,54 para o estado 3. Em outras palavras, a cada R$1 gastos no C da APU, o PIB aumenta em menos de R$1.

Por sua vez, os multiplicadores fiscais calculados a partir de choques na FBCF da APU são eficazes nos dois critérios, apresentando um incremento no PIB de R$1,56 a cada R$1 gasto na FBCF da APU para os 3 estados no critério Equação do PIB e, no critério IRF,

um acréscimo no PIB de R$1,02 para o estado 1, R$1,35 para o estado 2 e R$1,21 para o estado 3 para cada R$1 gastos na FBCF da APU.

Da mesma forma, depreende-se das figuras de 1 a 9 (APÊNDICE A) que os multiplicadores fiscais de horizonte, os multiplicadores cumulativos e o valor presente dos multiplicadores fiscais cumulativos pelo critério Equação do PIB também não se alteram nos 3 estados e tendem a zero ao longo dos trimestres, indicando, portanto, um efeito transitório e de curto prazo dos choques das variáveis de política fiscal no PIB.

No entanto, pelo critério IRF (APÊNDICE A, Figuras 10-18), os multiplicadores fiscais de horizonte, cumulativo e o valor presente do multiplicador cumulativo apresentam, para cada estado, valores diferentes – com destaque para o estado 2, que apresenta maiores valores para o consumo da APU e para a FBCF da APU -, exceto para a CTL, cujo valor é o mesmo para os 3 estados, além de exibirem um comportamento crescente ao longo dos trimestres, o que significa que o impacto dos choques das variáveis C da APU, FBCF da APU e CTL no PIB é permanente, com efeitos de longo prazo para a economia.

Contudo, somente o multiplicador fiscal da FBCF da APU é eficaz, já que se mantém com impacto superior a 1 no PIB durante todo o período de tempo considerado, diferentemente do que ocorre com o C da APU e com a CTL.

Pode-se afirmar ainda, pelas figuras 1 a 18 (APÊNDICE A), que os valores dos multiplicadores fiscais – de horizonte, cumulativo e o valor presente do multiplicador fiscal cumulativo - pelo critério IRF, ao longo dos trimestres, são maiores do que pelo critério Equação do PIB: o critério IRF é superior ao outro.

Em qualquer critério, tipo de multiplicador fiscal e estado considerado, os multiplicadores fiscais da FBCF da APU (entre 0 e 2) são maiores do que os multiplicadores fiscais do consumo da APU (entre 0 e 0,98) todos com resposta positiva (maior ou igual à zero) do PIB a um pulso, transitório ou permanente, na FBCF da APU ou no consumo da APU.

Já a resposta do PIB a choques na CTL, em qualquer critério, tipo de multiplicador fiscal e estado considerado é negativa (menor ou igual à zero).

Por fim, os resultados obtidos não sugerem maiores multiplicadores fiscais em regimes com maior variância, contrariamente ao que é observado nos principais artigos da literatura sobre multiplicadores fiscais que abordam esta questão, como Auerbach e Gorodnichenko (2011) e Herbert (2014).

4.3.2 Multiplicadores fiscais para o Modelo 2 com 2 estados

A tabela 3 mostra os resultados do multiplicador fiscal de impacto calculado para o modelo 2 com 2 estados. Os demais resultados do multiplicador fiscal, calculados conforme a seção 4.3, são reportados nas Figuras 19 a 30 (APÊNDICE B).

Tabela 3 - Multiplicador fiscal de impacto: Modelo 2 com 2 estados

Critério Equação do PIB		
Variáveis	**Estado 1**	**Estado 2**
C da APU	0,88	0,88
FBCF da APU	1,35	1,35
CTL	-0,07	-0,07
Critério IRF		
Variáveis	**Estado 1**	**Estado 2**
C da APU	0,59	0,58
FBCF da APU	1,32	1,30
CTL	-0,07	-0,07

Fonte: O autor, 2014.

A tabela 3 mostra que os multiplicadores fiscais de impacto pelo critério Equação do PIB são iguais nos 2 estados para todas as variáveis de política fiscal e apresentam valores maiores do que os do critério IRF, exceto para a resposta do PIB a um choque, transitório ou permanente, na CTL, que é de -0,07, ou seja, para cada R$1 de aumento na carga tributária líquida, o PIB decresce em R$0,07.

Nesse sentido, os multiplicadores fiscais de impacto oriundos de choques – transitórios e/ou permanentes – no consumo da administração pública são ineficazes nos dois critérios, uma vez que a resposta do PIB ao choque na referida variável de gasto é menor do que 1 – no critério Equação do PIB, 0,88 para os 2 estados e no critério IRF, 0,59 para o estado 1 e 0,58 para o estado 2. Em outras palavras, a cada R$1 gastos no C da APU, o PIB aumenta em menos de R$1.

Por outro lado, os multiplicadores fiscais calculados a partir de choques na FBCF da APU são eficazes nos dois critérios, apresentando um incremento no PIB de R$1,35 a cada R$1 gasto na FBCF da APU para os 2 estados no critério Equação do PIB e, no critério IRF,

um acréscimo no PIB de R$1,32 para o estado 1 e R$1,30 para o estado 2 para cada R$1 gastos na FBCF da APU.

Infere-se das figuras 19 a 24 (APÊNDICE B) que os multiplicadores fiscais de horizonte, os multiplicadores cumulativos e o valor presente dos multiplicadores fiscais cumulativos pelo critério Equação do PIB também não se alteram nos 2 estados e, ao longo dos trimestres, tendem a zero, o que indica um efeito de curto prazo e transitório do choque na variável de gasto no PIB.

Contudo, pelo critério IRF (APÊNDICE B, Figuras 25-30), os multiplicadores fiscais de horizonte, os multiplicadores fiscais cumulativos e o valor presente do multiplicador cumulativo, apresentam, para cada estado, valores diferentes – com destaque para o estado 1 (de menor variância), que apresenta maiores valores para o C da APU, cujo comportamento é cadente, mas positivo, ao longo dos trimestres e para a FBCF da APU, que exibe comportamento crescente ao longo do período de tempo considerado - , exceto para a CTL, cujo valor é o mesmo para os 2 estados, além de revelar uma performance decrescente ao longo dos trimestres.

Isso significa que o impacto dos choques das variáveis C da APU, FBCF da APU e CTL no PIB é permanente, com efeitos de longo prazo para a economia. Contudo, somente o multiplicador fiscal da FBCF da APU é eficaz, já que se mantém com impacto superior a 1 no PIB durante todo o período de tempo considerado, diferentemente do que ocorre com o C da APU e com a CTL.

Além disso, os valores dos multiplicadores fiscais pelo critério IRF, ao longo dos trimestres – tal como no modelo 2 com 3 estados -, são maiores do que pelo critério Equação do PIB em todos os tipos de multiplicadores, exceto no caso da variável CTL, o que torna o critério IRF superior ao critério Equação do PIB.

Novamente, em qualquer critério, tipo de multiplicador fiscal e estado considerado, os multiplicadores fiscais da FBCF da APU (entre 0 e 2) são maiores do que os multiplicadores fiscais do consumo da APU (entre 0 e 0,88), todos com resposta positiva (maior ou igual à zero) do PIB a um pulso, transitório ou permanente, na FBCF da APU ou no consumo da APU. Já a resposta do PIB a choques na CTL, em qualquer critério, tipo de multiplicador fiscal e estado considerado é negativa (menor ou igual à zero).

Os resultados obtidos sugerem multiplicadores fiscais maiores em regimes com menor variância, que é uma conclusão diferente da apresentada pelos principais artigos da literatura

sobre multiplicadores fiscais que abordam esta questão, como Auerbach e Gorodnichenko (2011) e Herbert (2014).

5 CONCLUSÃO

A presente dissertação foi pioneira na introdução da metodologia MS-SBVAR na estimação de multiplicadores fiscais na literatura brasileira sobre o tema. Essa metodologia permite que ocorram mudanças de estado da política fiscal e que os valores dos multiplicadores fiscais variem conforme haja mudanças de estado.

Outra contribuição relevante do trabalho foi o inédito cálculo dos multiplicadores fiscais em termos de multiplicadores fiscais de impacto, de multiplicadores fiscais de horizonte, de multiplicadores fiscais cumulativos e do valor presente dos multiplicadores fiscais cumulativos, uma vez que a literatura nacional é caracterizada apenas pela análise dos multiplicadores fiscais de impacto.

Os resultados apresentaram os sinais esperados, ou seja, os diferentes tipos de multiplicadores fiscais calculados sugeriram valores maiores para a resposta do PIB a choques na formação bruta de capital fixo da administração pública quando comparado com os oriundos de choques no consumo da administração pública – ambos com sinais positivos – e valores negativos para os multiplicadores fiscais da carga tributária líquida.

O critério IRF é superior ao critério Equação do PIB, porque apresenta maiores valores para todos os tipos de multiplicadores fiscais calculados, além do fato de que o impacto dos choques das variáveis C da APU, FBCF da APU e CTL no PIB é permanente, com efeitos de longo prazo para a economia, ao contrário do que ocorre com o critério Equação do PIB, cujos multiplicadores fiscais tendem a zero ao longo dos trimestres, com efeito transitório e de curto prazo dos choques das variáveis de política fiscal no PIB.

Os multiplicadores fiscais do consumo da administração pública são ineficazes, uma vez que a resposta do PIB a um choque transitório e/ou permanente nessa variável é menor do que 1, ou seja, a cada R$1 de aumento o consumo do governo, o PIB aumenta em menos de R$1.

Em segundo lugar, os multiplicadores fiscais da formação bruta de capital fixo pública são eficazes e com impacto permanente e de longo prazo no PIB, já que apresentam valores maiores do que 1, ou seja, a cada R$1 gasto na formação bruta de capital fixo da administração pública, o PIB aumenta em mais de R$1.

A resposta do PIB a choques transitórios e/ou permanentes na carga tributária líquida é negativa, ineficaz e com impacto permanente e de longo prazo no PIB, ou seja, a cada R$1 de aumento na carga tributária líquida, há uma diminuição do PIB brasileiro.

Por fim, os resultados obtidos não sugerem maiores multiplicadores fiscais em regimes com maior variância, contrariamente ao que é observado nos principais artigos da literatura sobre multiplicadores fiscais que abordam esta questão, como Auerbach e Gorodnichenko (2011) e Herbert (2014).

Nesse sentido, há uma importante lição a ser deduzida da análise da presente dissertação sobre a política fiscal para a economia brasileira no período entre 1999-2012: a única política fiscal eficiente como política de aquecimento transitório (e permanente) do nível de atividade é uma alteração exógena nos gastos da formação bruta de capital fixo do governo.

REFERÊNCIAS

ALESINA, A.; ARDAGNA, S. Large changes in fiscal policy: taxes versus spending. *NBER Working Paper Series*, n. 15438, p. 2-20, out. 2009.

ALMUNIA, M.; BÉNÉTRIX, A.; EICHENGREEN, B. From great depression to great credit crisis: similarities, differences and lesson. *NBER Working Paper Series*, n. 15524, p. 1-57, nov. 2009.

AUERBACH, A.; GORODNICHENKO, Y. Fiscal Multipliers in Recession and Expansion. *NBER Working Paper Series*, n. 17447, p. 1-35 , set. 2011.

____. Measuring the output responses to fiscal policy. *American Economic Journal: Economic Policy*, v. 4, n. 2, p.1-27, maio. 2012.

BAUM, A.; KOESTER, G.B. The impact of Fiscal Policy on Economic Activity Over the Business Cycle - Evidence from a Threshold VAR Analysis. *Deutsch Bundesbank* Discussion Paper Series 1: Economic Studies, v.1, n.3, fev. 2011.

BEETSMA, R.; GUILIODORI, M.; KLAASSEN, F. The effects of public spending shocks on trade balances and budget deficits in the European Union. *Journal of the European Economic Association*, v.6, n. 2-3, p. 414–423, Abr./ Maio. 2008

BÉNASSY-QUÉRÉ, A.; CIMADOMO, J. Changing Patterns of Domestic and Cross-Border Fiscal Policy Multipliers in Europe and the US. *CEPII Working Paper*, v.1, n. 24, p. 4-62, dez. 2006.

BERNANKE, B.; BOIVIN, J.; ELIASZ, P. Measuring the Effects of Monetary Policy: A Factor-augmented Vector Autoregressive (FAVAR) Approach. *The Quarterly Journal of Economics,* v. 120, n.1, p. 387-422, fev. 2005.

BERNSTEIN, J.; ROMER, C. The job impact of the American Recovery and Reinvestment Plan. Jan. 2009 Disponível em: <http://www.economy.com/markzandi/documents/The_Job_Impact_of_the_American_Recovery_and_Reinvestment_Plan.pdf>. Acesso em: 10 fev. 2014.

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

BOGNANNI, M. An Empirical Analysis of Time-Varying Fiscal Multipliers. *Working Paper. University of Pennsylvania*, v.1, n.1, p. 1 -48, maio. 2013.

BURNSIDE, C; EICHENBAUM, M.; FISCHER, J. Assessing the effects of fiscal shocks. *NBER Working Paper Series*, n. 7459, p. 1- 36 , jan. 2000.

CANOVA, F.; DE NICOLO, G. Money Matters for Business Cycle Fluctuations in the G7. *Journal of Monetary Economics*, v. 49, n.1, p.1131-1159. Nov. 2002.

CAVALCANTI, M. A.; SILVA, N. Dívida pública, política fiscal e nível de atividade: Uma abordagem VAR para o Brasil no período 1995-2008. *Revista de Economia Aplicada*, v. 14, n. 4, p.391-418. Set. 2010.

CHIB, S. Calculating posterior distributions and model estimates in markov mixture models. *Journal of Econometrics*, v. 75, n. 1, p.79-97, nov. 1996.

CLARIDA, R; GALÍ, J.; GERTLER, M. Monetary policy rules and macroeconomic stability: Evidence and some theory. *Quartely Journal of Economics*, v. 115, n. 1, p. 147-180, fev. 2000

COGAN, J. *et al*. New Keynesian versus old Keynesian government spending multipliers. *Journal of Economics Dynamics and Control*, v. 34, n. 3, p. 281-295, mar. 2009.

COGAN, J.; TAYLOR, J. What the government purchases multplier actually multiplied in the 2009 stimulus package. *NBER Working Paper Series*, n. 16505, p. 1-33, out. 2010.

CORSETTI, G., MEIER, A.; MULLER, G. What Determines Government Spending Multipliers? *IMF Working Paper*, v.12, n. 150, p. 1-45, jun. 2012.

COUNCIL OF ECONOMIC ADVISERS. The economic impact of the American Recovery and Reinvestment act of 2009. *Executive Office of the President*, First Quartely Report. Set. 2009.

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. *Texto para discussão IPEA*, n. 1660, set. 2011.

DOS SANTOS, C. H. Uma metodologia simplificada de estimação da carga tributária líquida brasileira trimestral no período 1995-2007. *Texto para discussão IPEA*, n. 1359, out. 2008.

DOS SANTOS, C. H. Entrevista concedida a Marco Antonio Castelo Branco Samuel. Rio de Janeiro, 11 ago. 2014.

DOS SANTOS, C. H.; COSTA, F. R. Uma metodologia de estimação da carga tributária bruta brasileira em níveis trimestrais. *Economia Aplicada*, v. 12, n. 4, p. 581-606, out./dez. 2008.

EDELBERG, W.; EICHENBAUM, M.; FISHER, J., . Understanding the effects of a shock to government purchases. *Review of Economics Dynamics*, v.2, n.1, p. 166-206, dez.1998.

EGGERTSSON, G.; KRUGMAN, P. Debt, deleveraging, and the liquidity trap: A Fisher-Minsky-Koo approach. Paper presented at FED San Francisco: Monetary Policy at the Zero Lower Bond. Disponível em: <http://www.frbsf.org/economics/conferences/1102/PKGE_Feb14.pdf Acesso em: 9 jan. de 2014>.

EGGERTSSON, G.; WOODFORD, M. The zero interest rate bound and optimal monetary policy. *Brooking Papers on Economic Activity*, n. 1, p.139-211, mar. 2003.

FAUST, J. The robustness of identified VAR conclusions about money. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, v.49, n. 1 , p. 207-244, fev.1998.

FAVERO, C.; GIAVAZZI, F. Debt and the effects of fiscal policy. *NBER Working Paper Series*, n. 12822, p. 2-20, jan. 2007.

FAZZARI, S., MORLEY, J.; PANOVSKA, I. Fiscal Policy Asymmetries: A Threshold Vector Autoregression Approach. Disponível em: < <http://artsci.wustl.edu/~gradconf/Papers%202010/Papers%202010/panovska.pdf.> Acesso em 27 jan. de 2014>.

GRANZIERA, E. *et al.* Inference for VARs identified with sign restrictions. *NBER Working Paper Series*, n. 17140, p. 1- 48 , jun. 2011.

HALL, R. By how much does GDP rise if the Government buys more output? *NBER Working Paper Series*, n. 15496, p. 1- 49 , nov. 2009.

HAMILTON, J. D. A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. *Econometrica* v. 57, n. 2, p. 357 – 384, mar. 1989.

HERBERT ,S. Econometric Analysis of Regime Switches and of Fiscal Multipliers. *OFCE, Working Paper 2014*, n.1. fev. 2014.

ILZETZKI, E.; MENDOZA, E.; VÉGH, C. How big (small?) are fiscal multipliers*? Journal of Monetary Economics,* v. 60, n.2, p. 239–254, set.2013

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). *Série Relatórios Metodológicos, Contas Nacionais Trimestrais*. 2a edição, nov.2008.

KRENN, R.; GORDON, R. The end of the great depression1939-41: Policy contributions and fiscal multiplires. *NBER Working Paper Series*, n. 16380, p. 1-53 , set. 2010.

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

MITTNIK, S.; SEMMLER, W. Regime dependence of the fiscal multiplier. *Center for Quantitative Risk Analysis (CEQURA), Working Paper*, n.5, jan. 2012.Department of Statistics,University of Munich.

MOUNTFORD, A.; UHLIG, H. What are the effects of fiscal policy shocks? *Journal of Applied Econometrics*, v. 24, n. 6, p. 960-992, set./out. 2009.

PAULA, L.F.; PIRES, M.C.C. The effects of fiscal policy after the global recession: Assessing the evidences. *Brazilian Journal of Political Economy* v. 33, n. 2, p.315-321, abr. 2013.

PAULA, L.F.; MODENESI, A.M.; PIRES, M.C.C. The tale of the contagion of the two crisis and policy responses in Brazil. Journal of Post Keynesian Economics. (a ser publicado), [2014?].

PEREIRA, M.; LOPES, A. Time-varying fiscal policy in the U.S. *Centre for Applied Mathematics and Economics (CEMAPRE), School of Economics and Management (ISEG), Technical University of Lisbon,*Working Papers 21, set. 2010.

PERES, M. A.; ELLERY, R. Efeitos dinâmicos dos choques fiscais do governo central no PIB. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 39, n. 2, p.159-206, fev.2009.

PERROTI, R. In search of the transmission mechanism of fiscal policy. *NBER Macroeconomics Annual,* v. 22, p.169-226, dez. 2008.

PIRES, M. C. C. Controvérsias recentes sobre multiplicadores fiscais. *In: BID, Multiplicadores fiscais no Brasil,* Brasília- DF, 2011.

____. Política Fiscal e ciclos econômicos no Brasil. *Economia Aplicada*, v.18, n.1, p.69-90, jan./mar. 2014.

RAMEY, V.; SHAPIRO, M. Costly capital reallocation and the effects of government spending. *NBER Working Paper Series*, n. 6283, p. 1-67 , abr. 1999.

RAMEY, V. Identifying government spending shocks: It´s all in the timing. *Quarterly Journal of Economics*, v. 126, n. 1, p.1-50, mar. 2011.

SIMS, C. Macroeconomics and reality. *Econometrica*, v. 48, n. 1, p.1-48, jan. 1980.

SIMS, C.; ZHA, T. Bayesian methods for dynamic multivariate models. International *Economic Review*, v.39, n.4,p. 949-968, set. 1998.

____. Were there regime switches in us monetary policy? *American Economic Review*, v.96, n.1, p.54-81, mar.2006.

SIMS, C.; WAGGONER, D. F.; ZHA, T. Methods for inference in large multiple-equation markov-switching models. *Journal of Econometrics*, v. 146, n.2, p.255-274, out.2008.

STOCK, J.; WATSON, M. Implications of Dynamic Factor Models for VAR Analysis. *NBER Working Paper Series*, n. 11467, p. 1-65, jul. 2005.

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, jun. 2005.

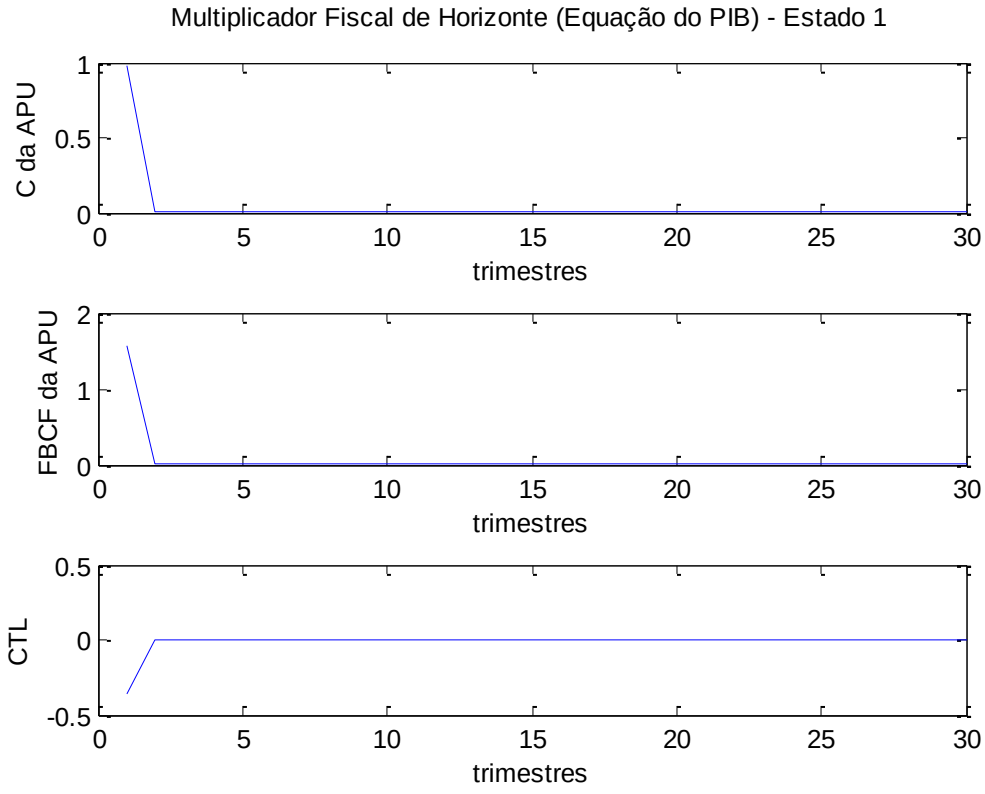
WAGGONER, D. F.; ZHA, T. A gibbs sampler for structural vector autoregressions. *Journal of Economic Dynamics and Control*, v. 28, n. 2, p. 349-366, ago. 2003a.

____.Likelihood preserving normalization in multiple equation models. *Journal of Econometrics*, v.114, n.2, p.329-347, abr. 2003b

WOODFORD, M. Simple Analytics of the Government Expenditure Multiplier. *NBER Working Paper Series*, n. 15714, p. 1-44 , jan. 2010.

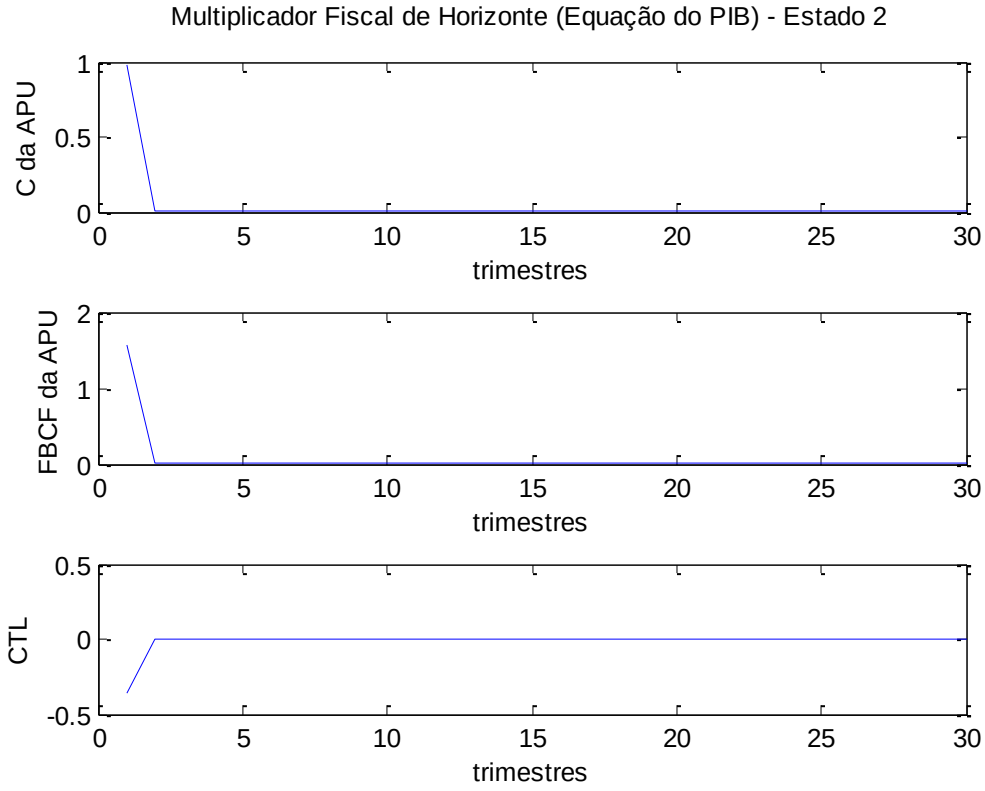
APÊNDICE A – Resultados do Modelo 2 com 3 estados

Figura 1 - Multiplicadores Fiscais de Horizonte (Equação do PIB) – Estado 1



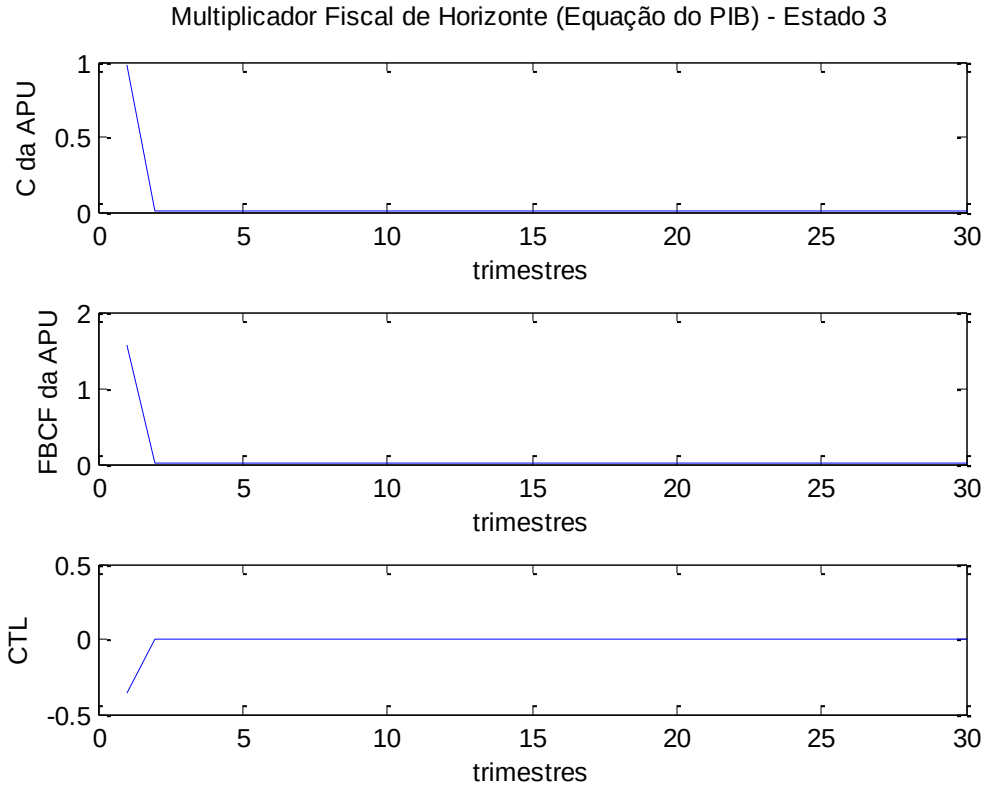
Fonte: O autor, 2014: MATLAB Dynare.

Figura 2 - Multiplicadores Fiscais de Horizonte (Equação do PIB) – Estado 2



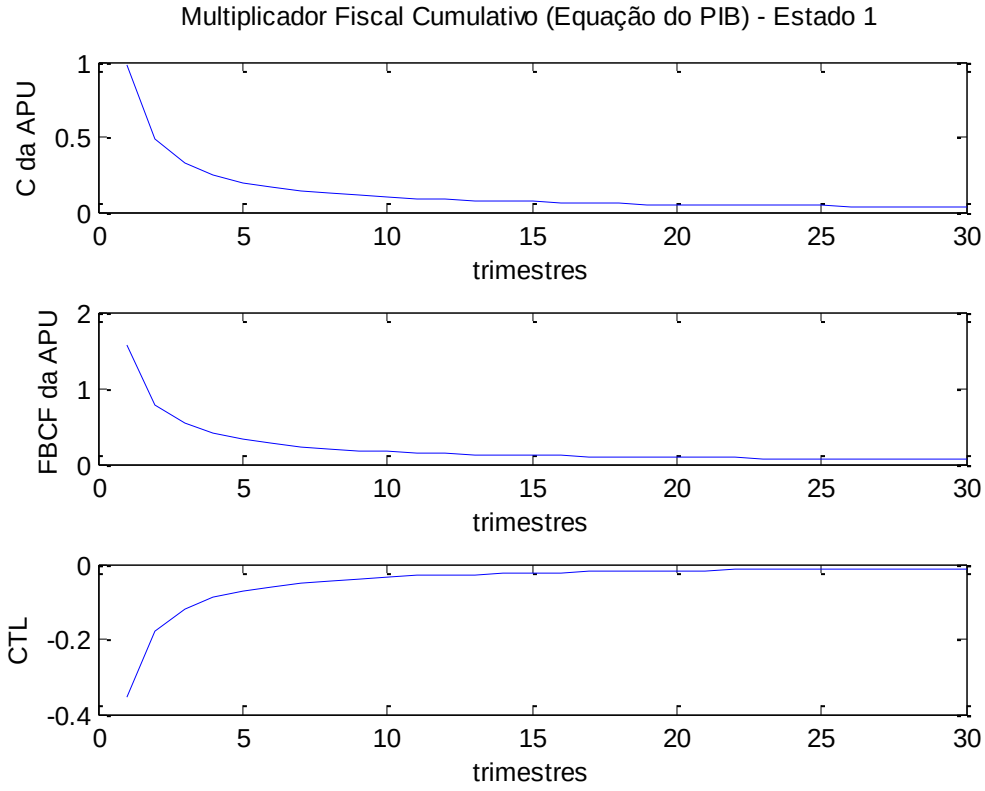
Fonte: O autor, 2014: MATLAB Dynare.

Figura 3 - Multiplicadores Fiscais de Horizonte (Equação do PIB) – Estado 3



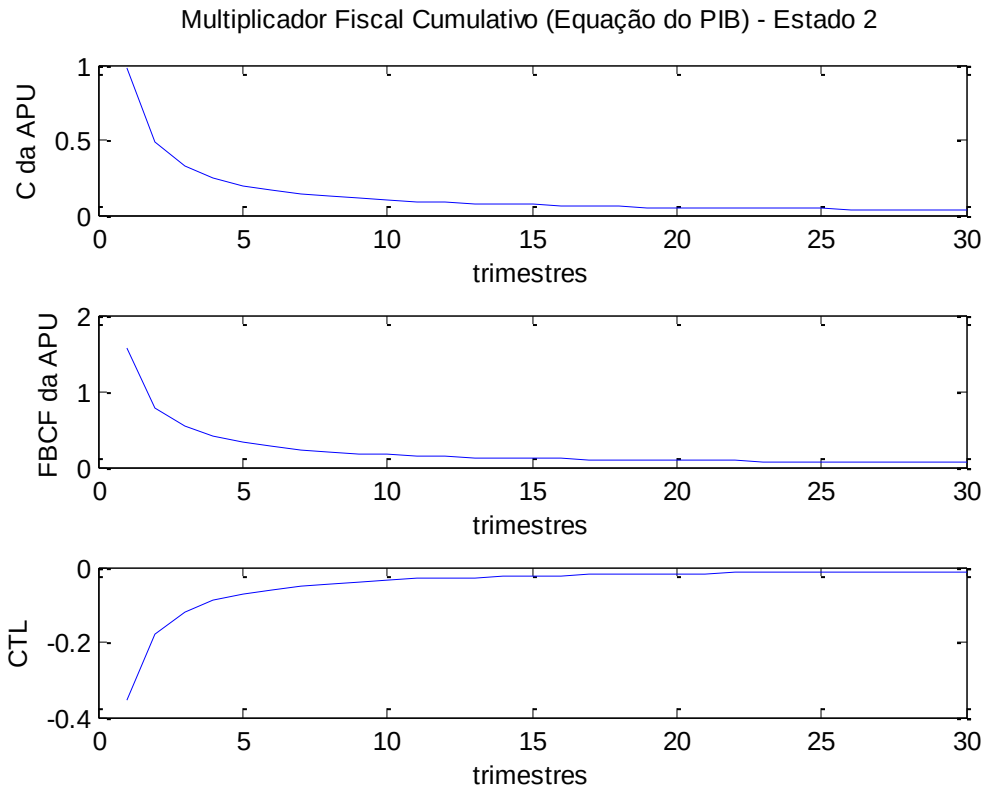
Fonte: O autor, 2014: MATLAB Dynare.

Figura 4 - Multiplicadores Fiscais Cumulativos (Equação do PIB) – Estado 1



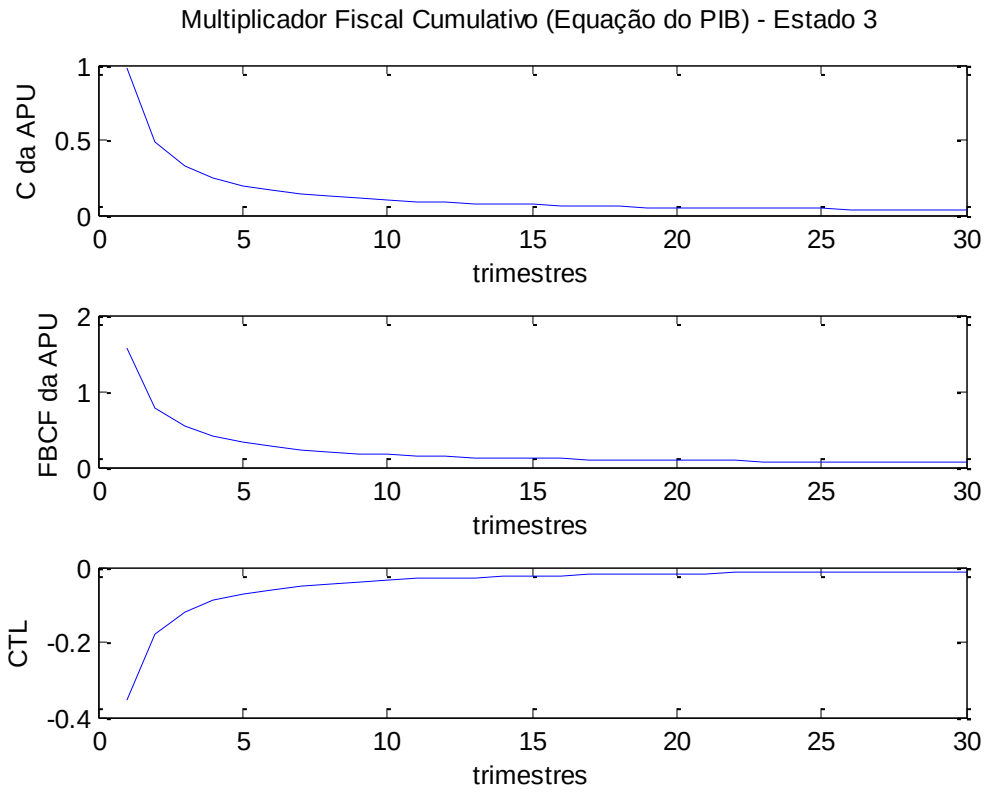
Fonte: O autor, 2014: MATLAB Dynare.

Figura 5 - Multiplicadores Fiscais Cumulativos (Equação do PIB) – Estado 2



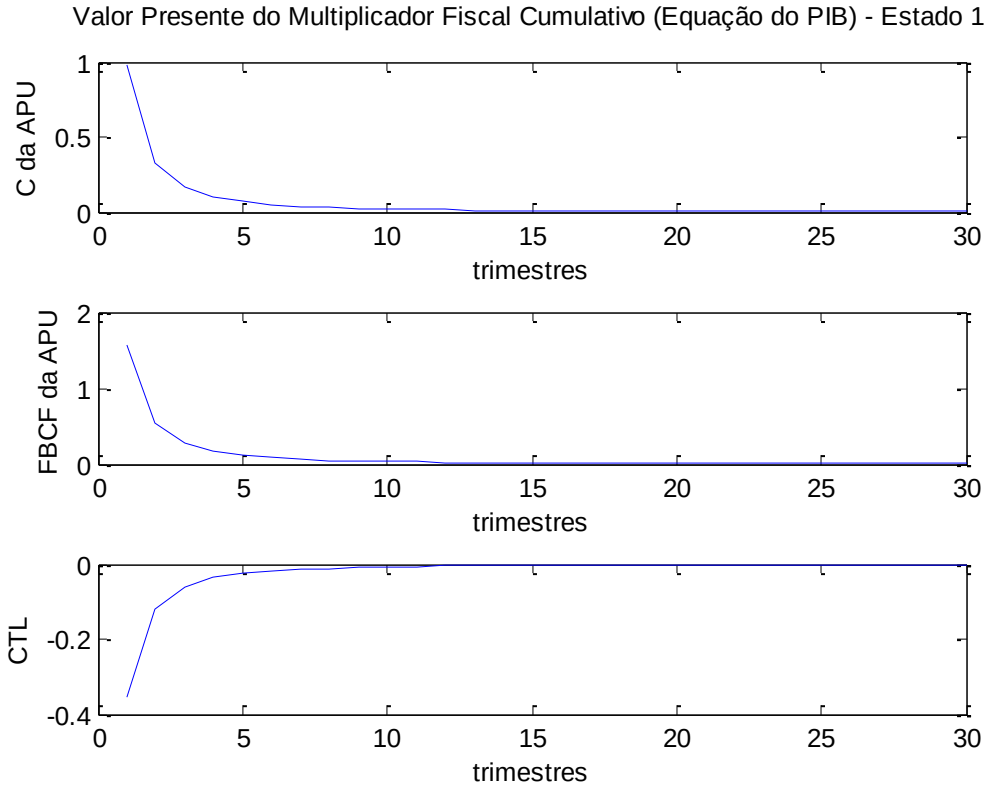
Fonte: O autor, 2014: MATLAB Dynare.

Figura 6 - Multiplicadores Fiscais Cumulativos (Equação do PIB) – Estado 3



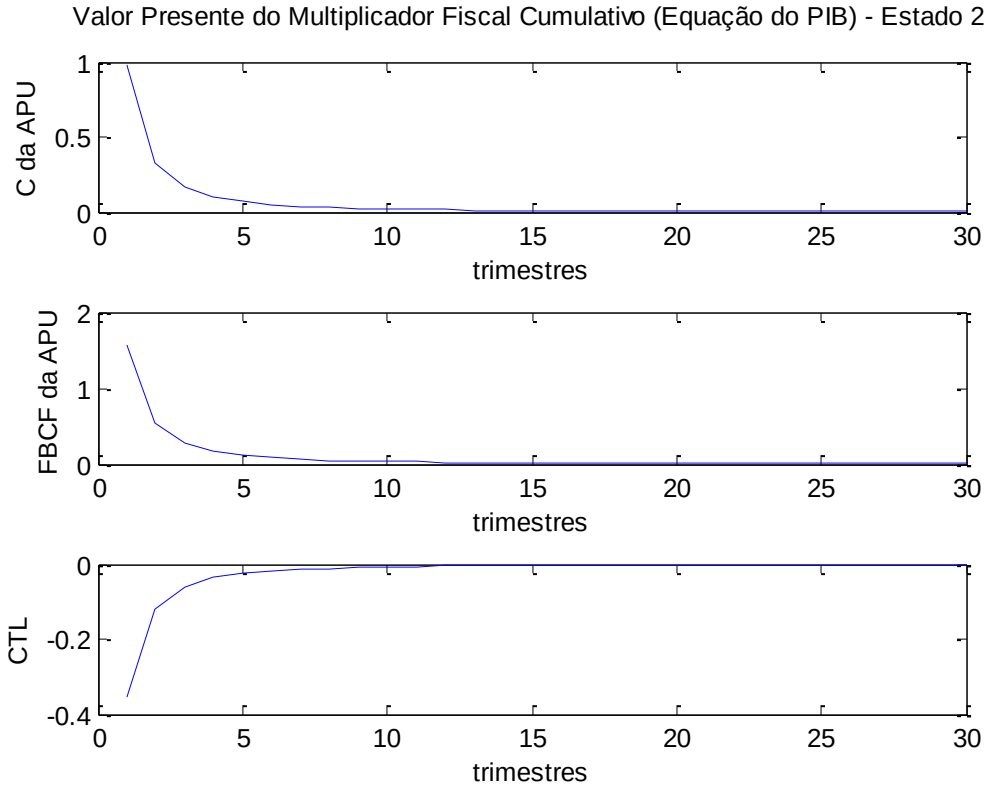
Fonte: O autor, 2014: MATLAB Dynare

Figura 7 - Valor Presente do Multiplicador Fiscal Cumulativo (Equação do PIB) – Estado 1



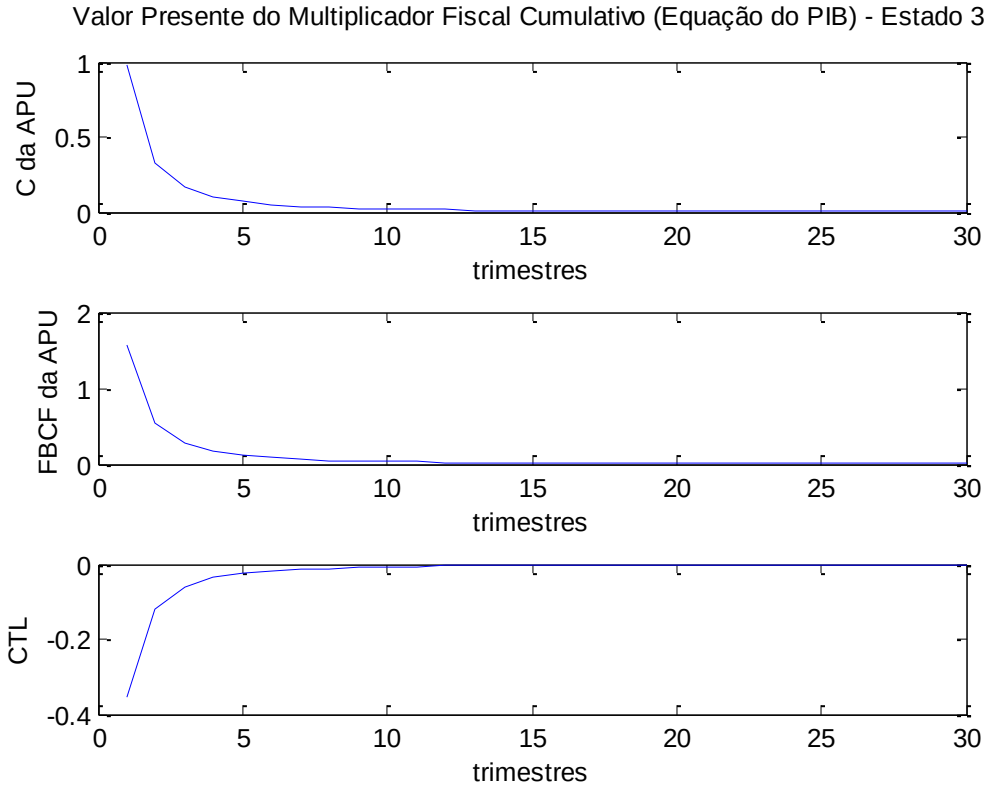
Fonte: O autor, 2014: MATLAB Dynare.

Figura 8 - Valor Presente do Multiplicador Fiscal Cumulativo (Equação do PIB) – Estado 2



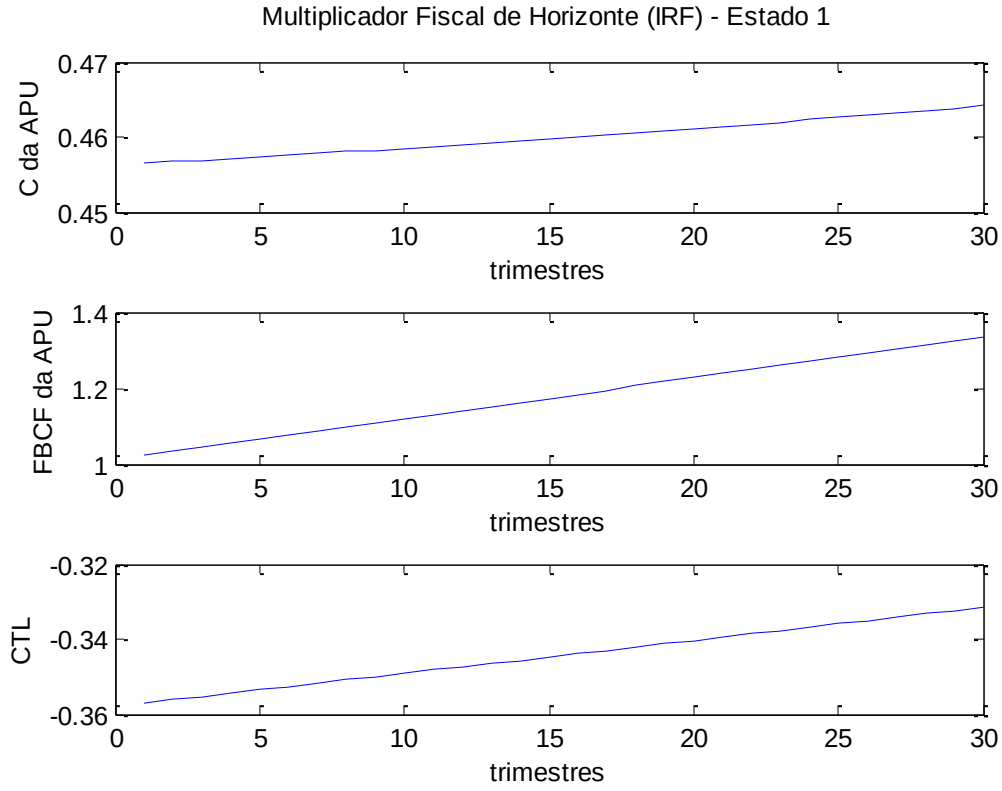
Fonte: O autor, 2014: MATLAB Dynare.

Figura 9 - Valor Presente do Multiplicador Fiscal Cumulativo (Equação do PIB) – Estado 3



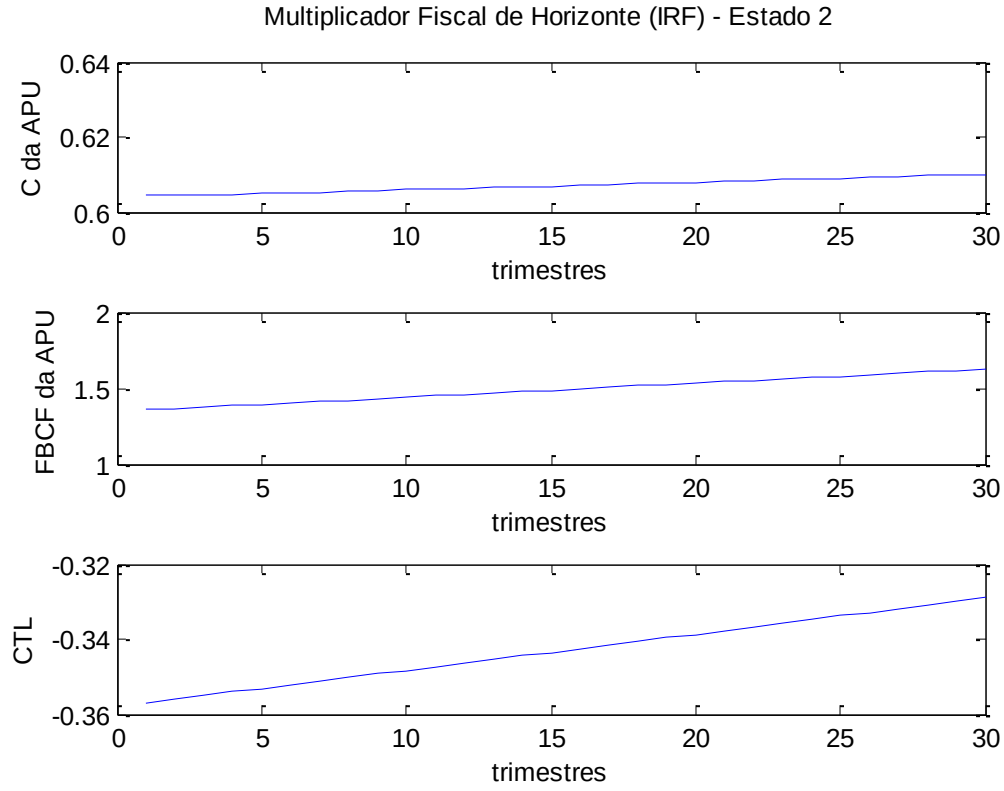
Fonte: O autor, 2014: MATLAB Dynare.

Figura 10 - Multiplicadores Fiscais de Horizonte (IRF) – Estado 1



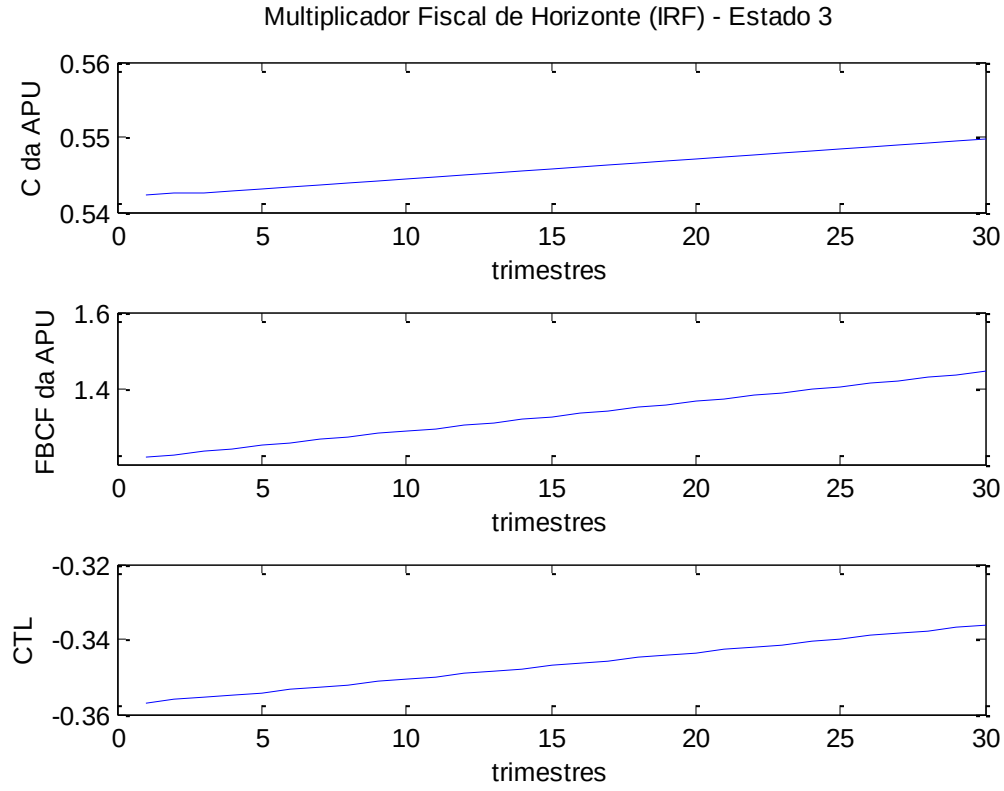
Fonte: O autor, 2014: MATLAB Dynare.

Figura 11 - Multiplicadores Fiscais de Horizonte (IRF) – Estado 2



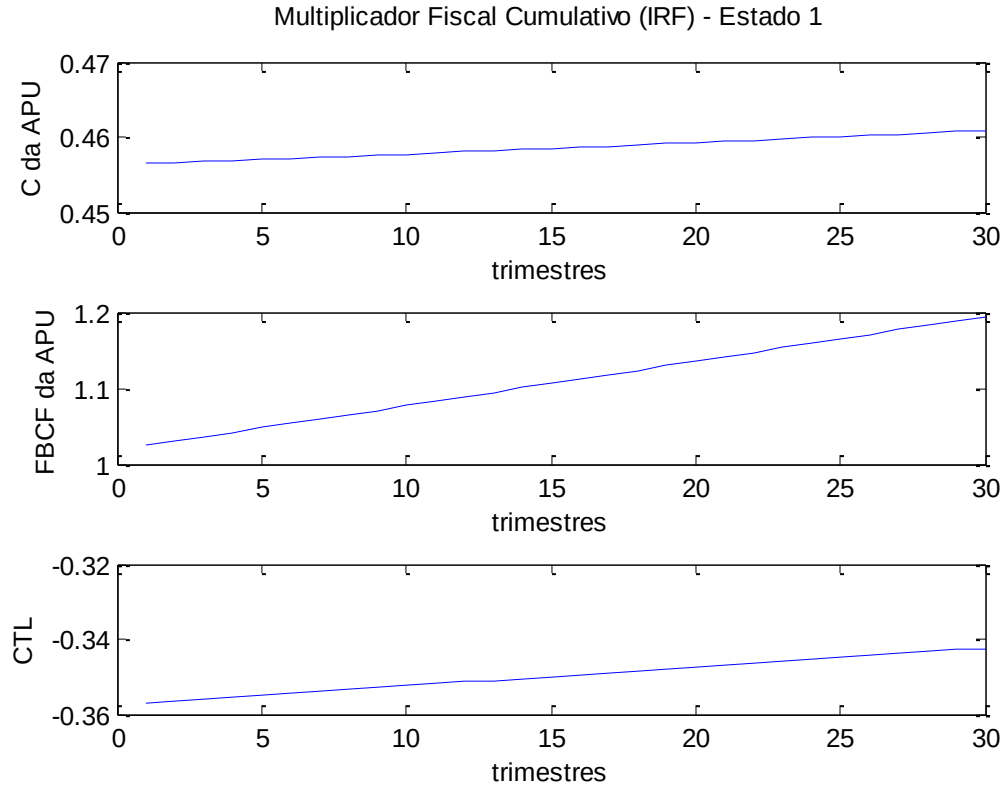
Fonte: O autor, 2014: MATLAB Dynare

Figura 12 - Multiplicadores Fiscais de Horizonte (IRF) – Estado 3



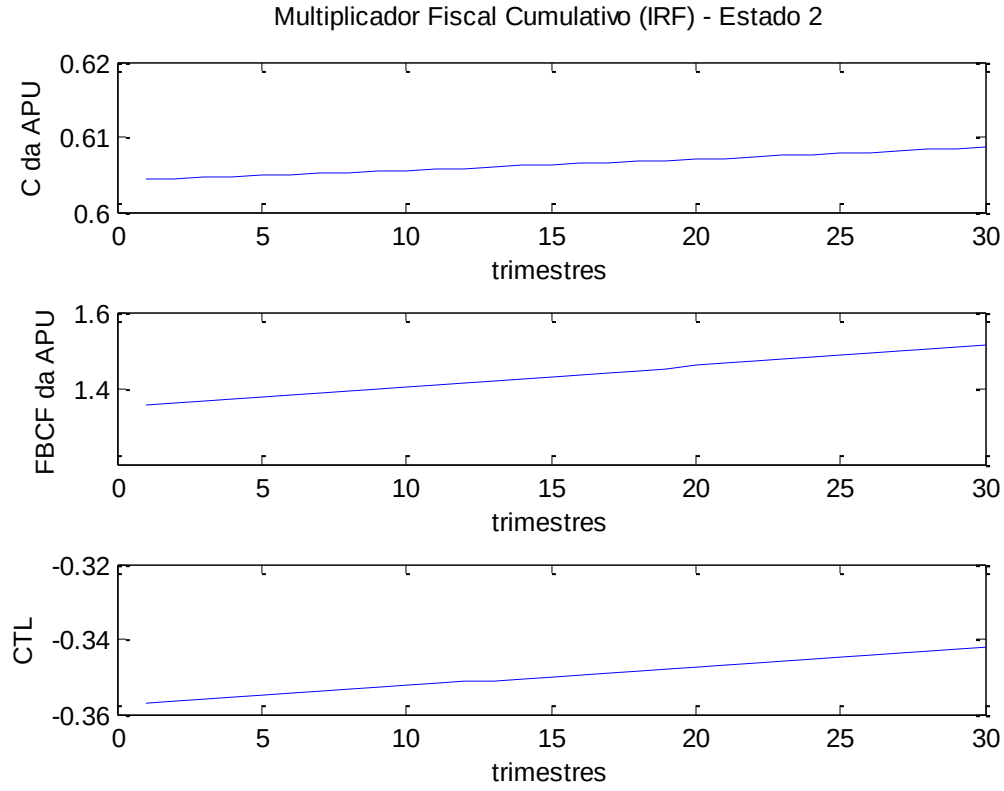
Fonte: O autor, 2014: MATLAB Dynare.

Figura 13 - Multiplicadores Fiscais Cumulativos (IRF) – Estado 1



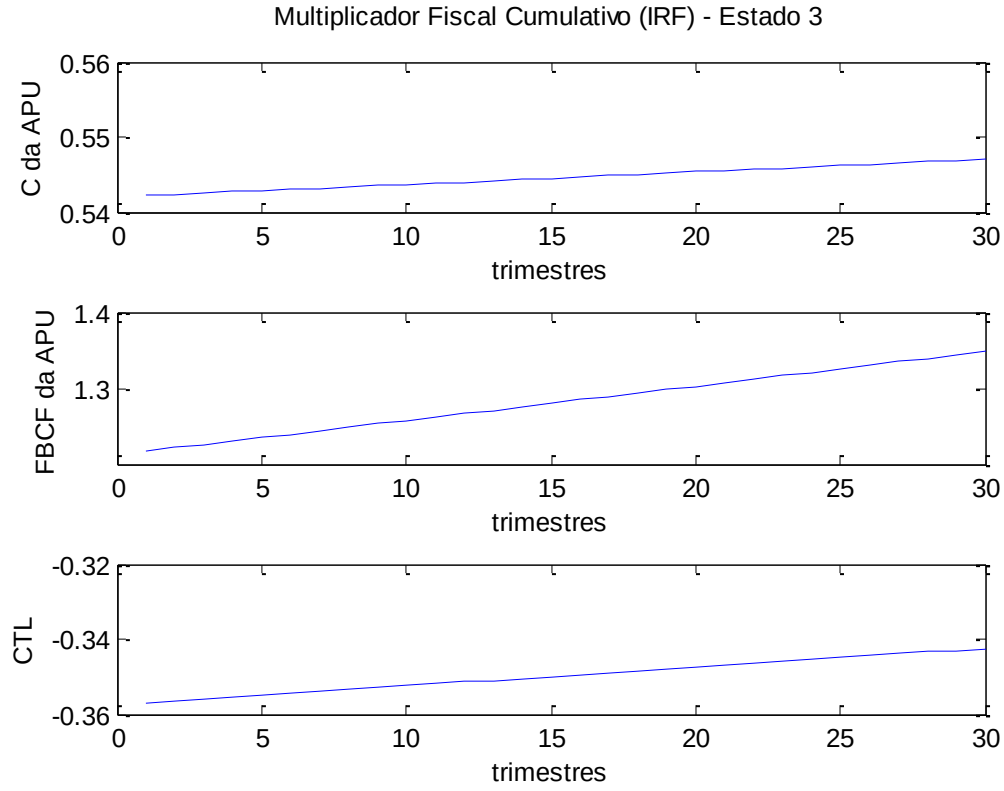
Fonte: O autor, 2014: MATLAB Dynare.

Figura 14 - Multiplicadores Fiscais Cumulativos (IRF) – Estado 2



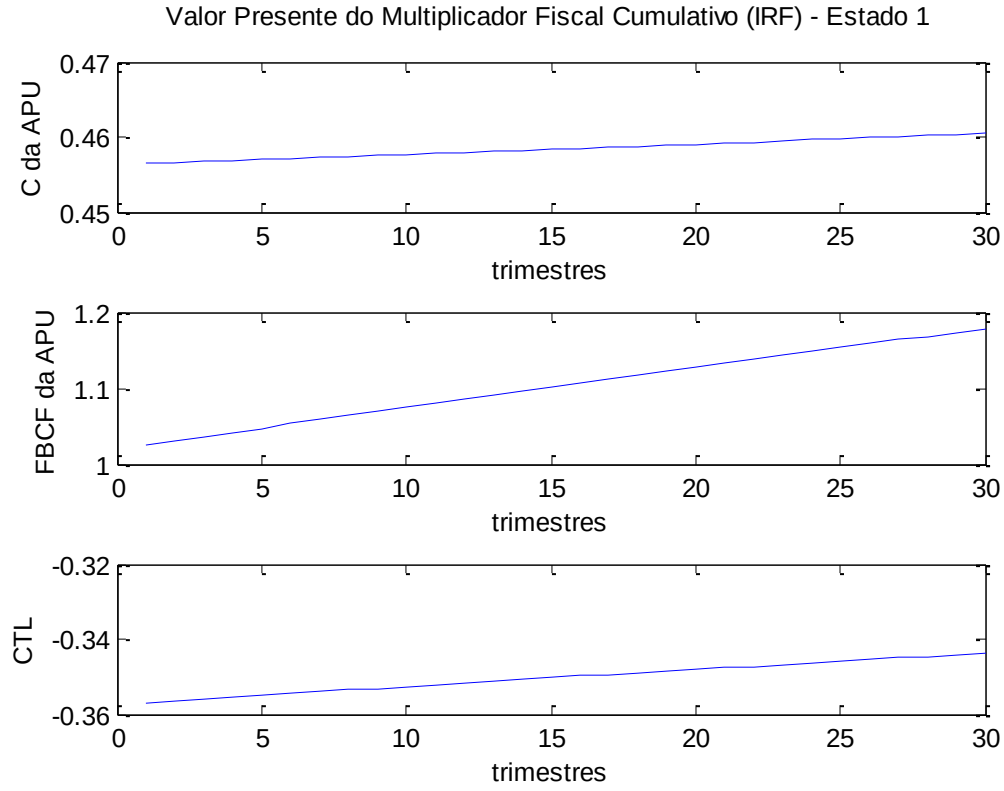
Fonte: O autor, 2014: MATLAB Dynare.

Figura 15 - Multiplicadores Fiscais Cumulativos (IRF) – Estado 3



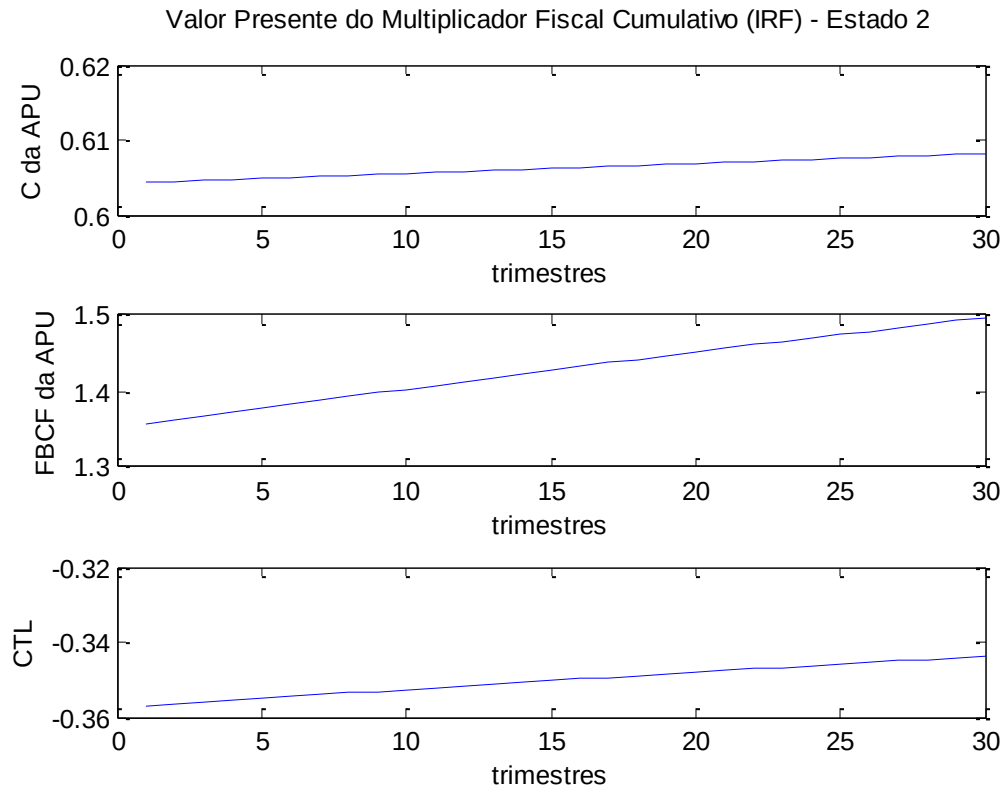
Fonte: O autor, 2014: MATLAB Dynare.

Figura 16 - Valor presente do Multiplicador Fiscal Cumulativo (IRF) – Estado 1



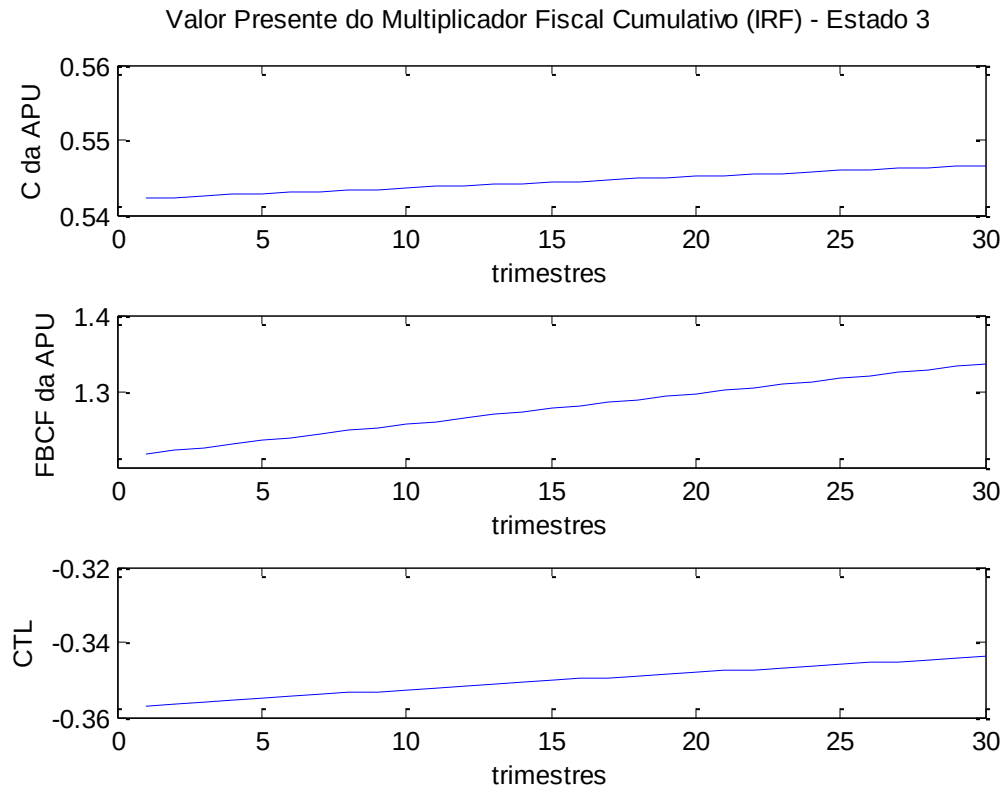
Fonte: O autor, 2014: MATLAB Dynare.

Figura 17 - Valor presente do Multiplicador Fiscal Cumulativo (IRF) – Estado 2



Fonte: O autor, 2014: MATLAB Dynare.

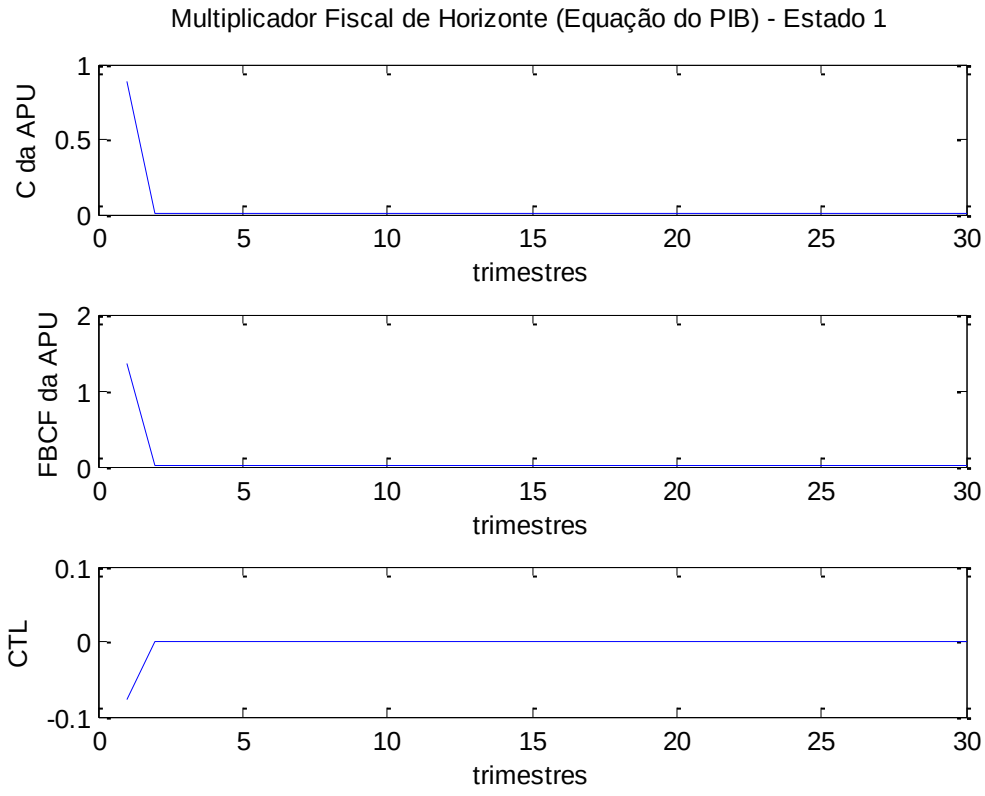
Figura 18 - Valor presente do Multiplicador Fiscal Cumulativo (IRF) – Estado 3



Fonte: O autor, 2014: MATLAB Dynare.

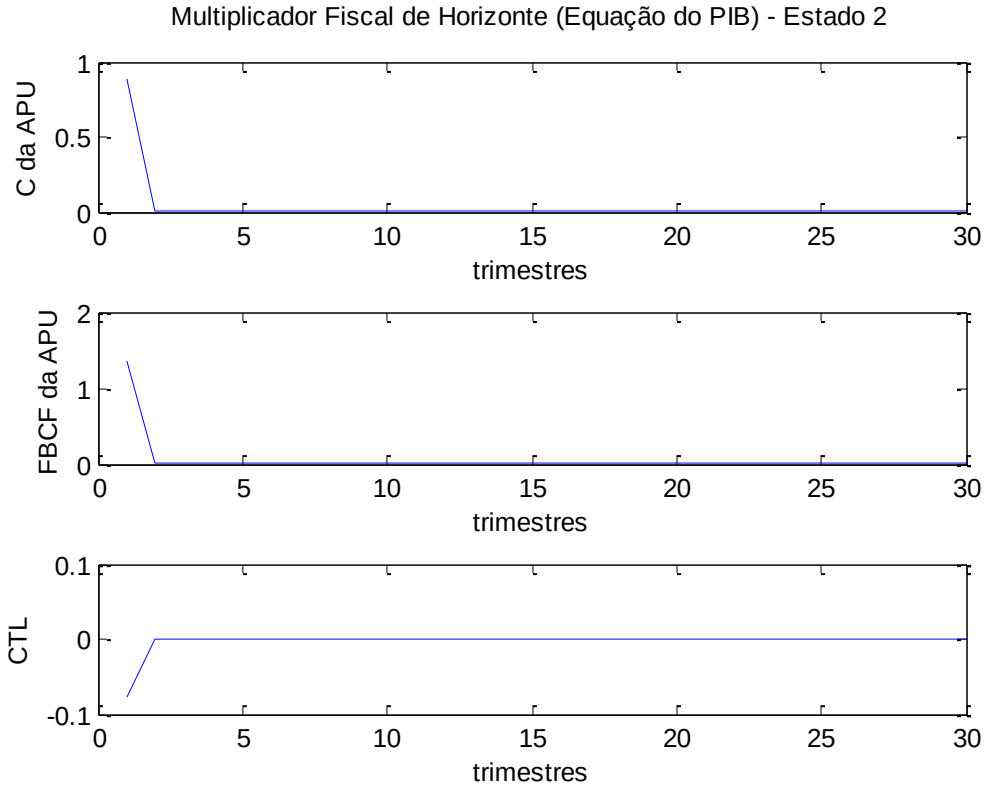
APÊNDICE B – Resultados do Modelo 2 com 2 estados

Figura 19 - Multiplicadores Fiscais de Horizonte (Equação do PIB) – Estado 1



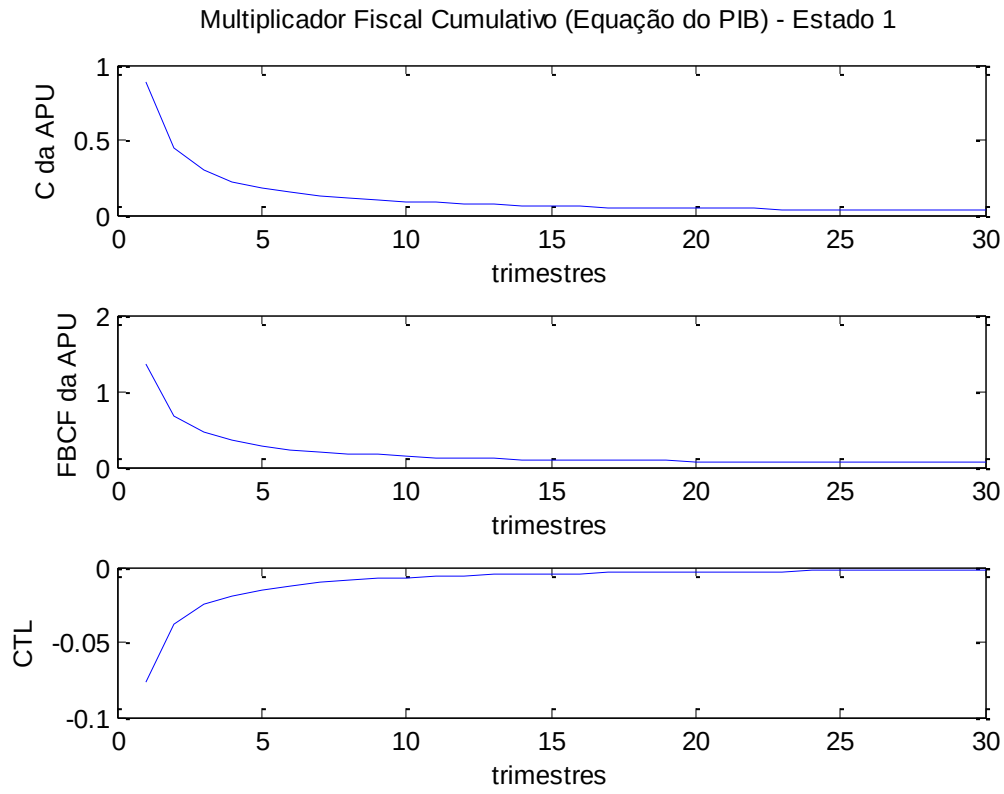
Fonte: O autor, 2014: MATLAB Dynare.

Figura 20 - Multiplicadores Fiscais de Horizonte (Equação do PIB) – Estado 2



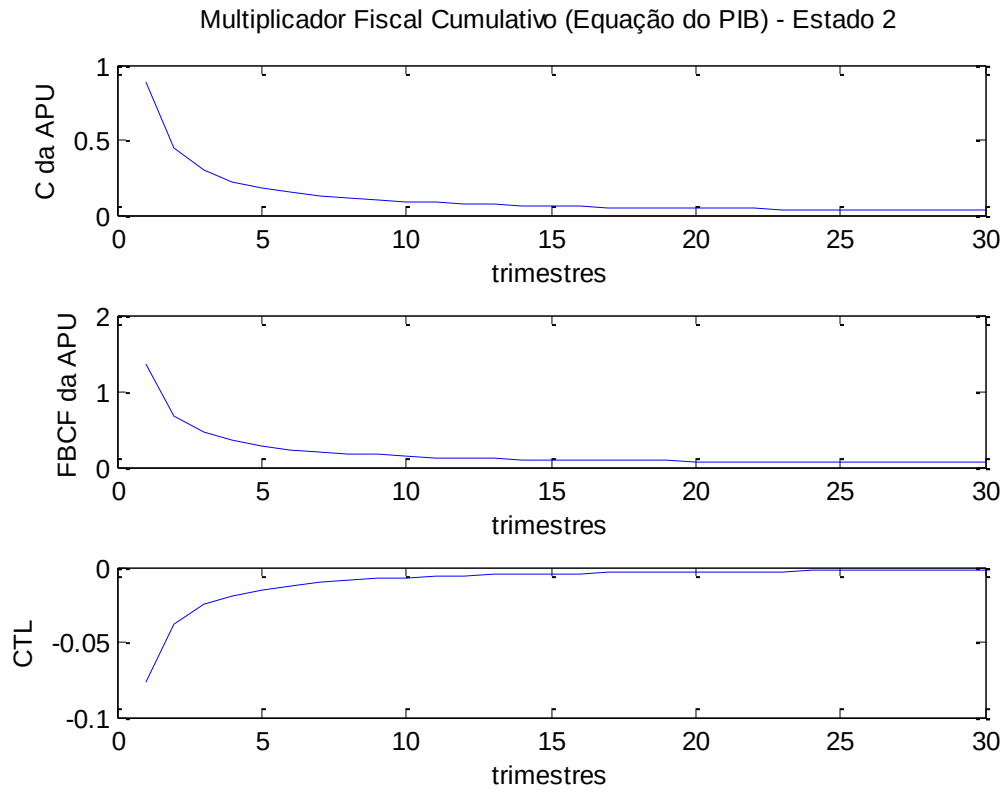
Fonte: O autor, 2014: MATLAB Dynare.

Figura 21 - Multiplicadores Fiscais Cumulativos (Equação do PIB) – Estado 1



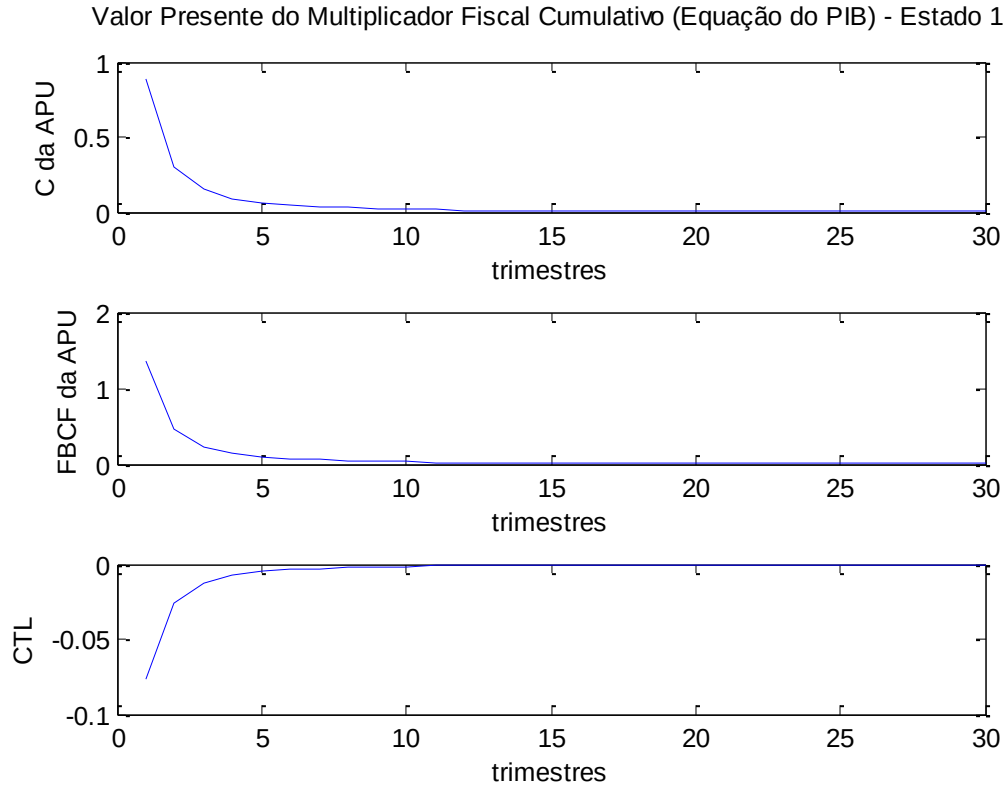
Fonte: O autor, 2014: MATLAB Dynare.

Figura 22 - Multiplicadores Fiscais Cumulativos (Equação do PIB) – Estado 2



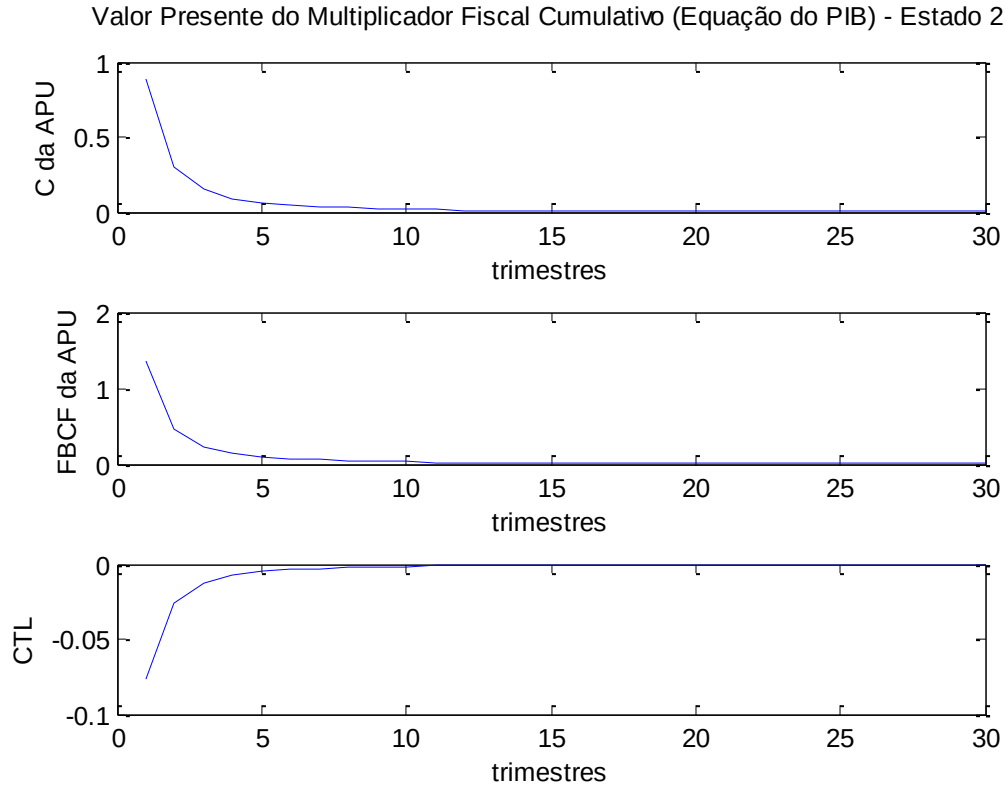
Fonte: O autor, 2014: MATLAB Dynare.

Figura 23 - Valor Presente do Multiplicador Fiscal Cumulativo (Equação do PIB) – Estado 1



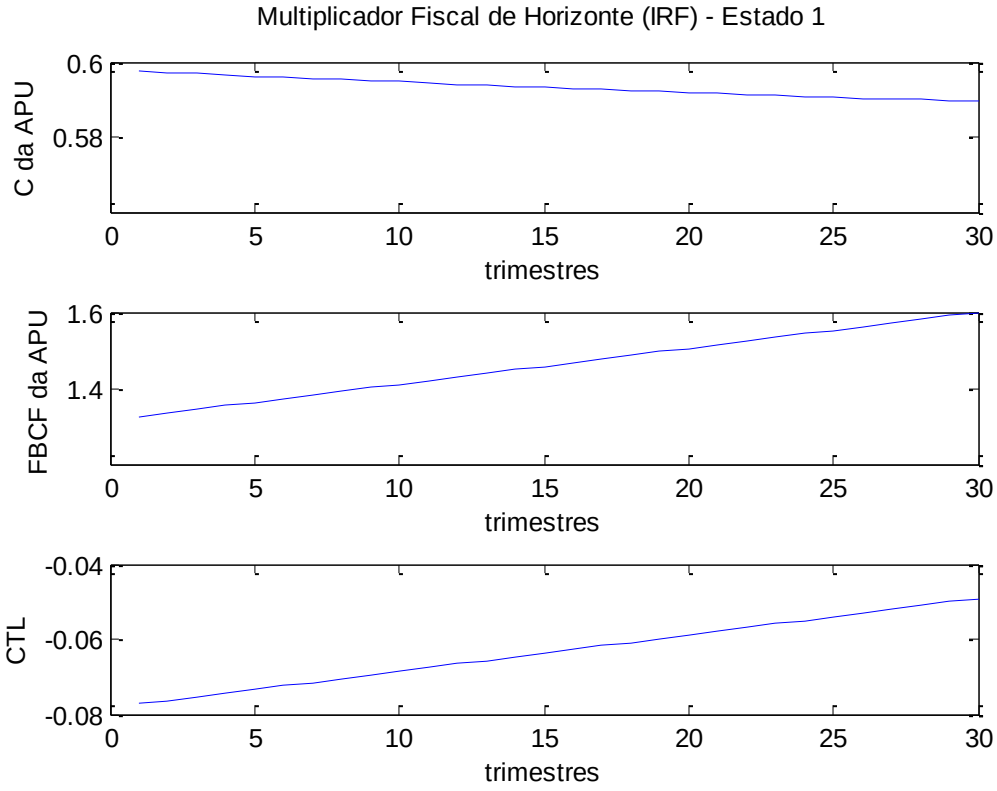
Fonte: O autor, 2014: MATLAB Dynare.

Figura 24 - Valor Presente do Multiplicador Fiscal Cumulativo (Equação do PIB) – Estado 2



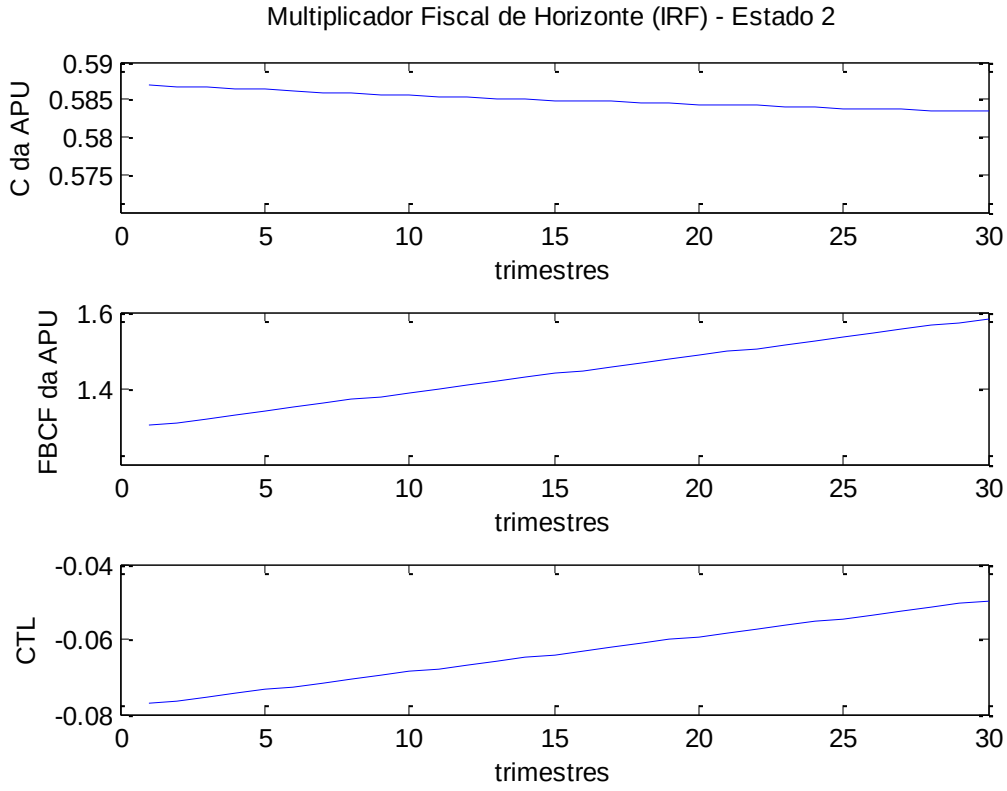
Fonte: O autor, 2014: MATLAB Dynare.

Figura 25 - Multiplicadores Fiscais de Horizonte (IRF) – Estado 1



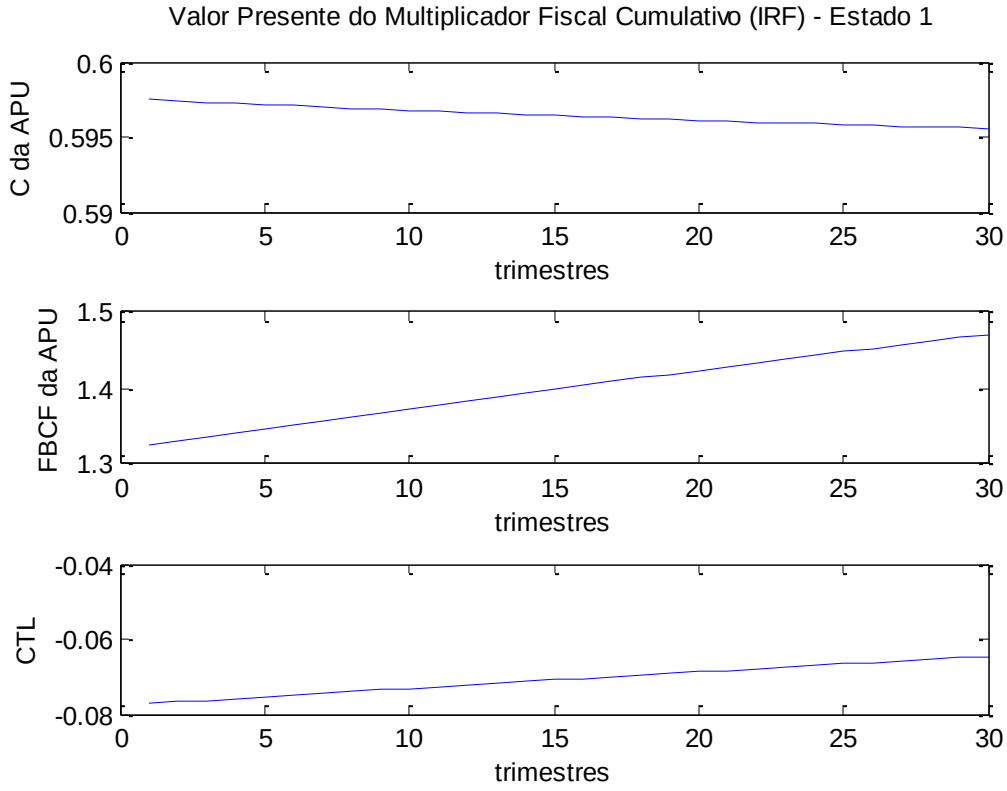
Fonte: O autor, 2014: MATLAB Dynare.

Figura 26 - Multiplicadores Fiscais de Horizonte (IRF) – Estado 2



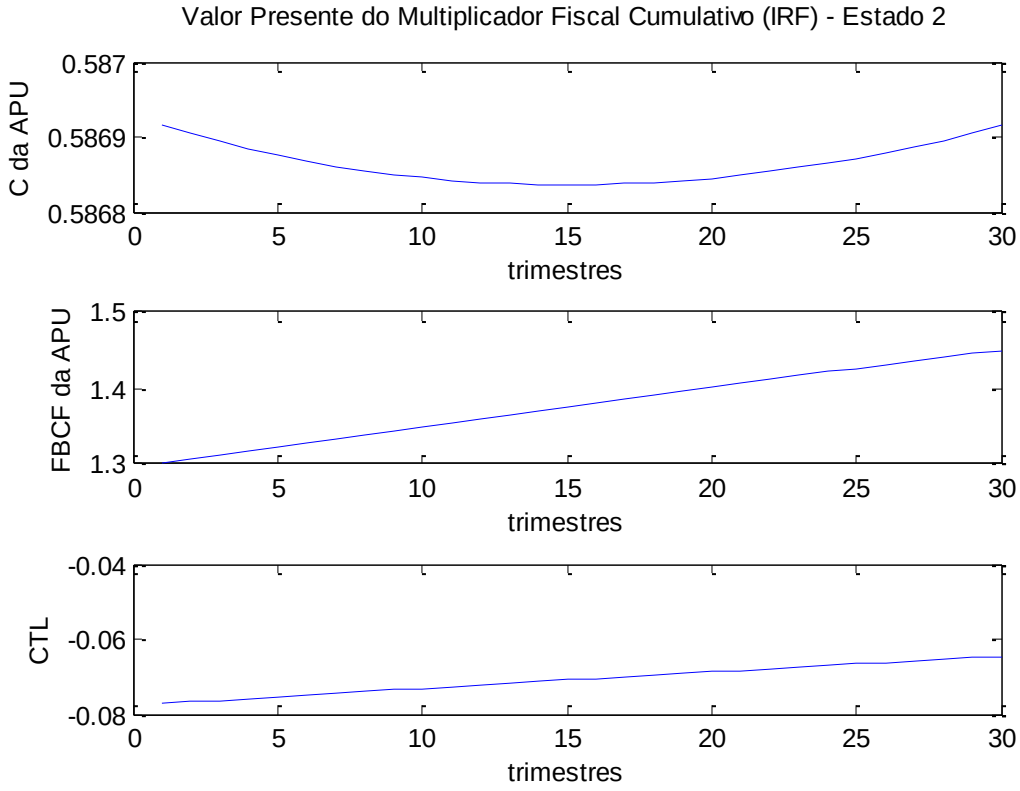
Fonte: O autor, 2014: MATLAB Dynare.

Figura 27 - Multiplicadores Fiscais Cumulativos (IRF) – Estado 1



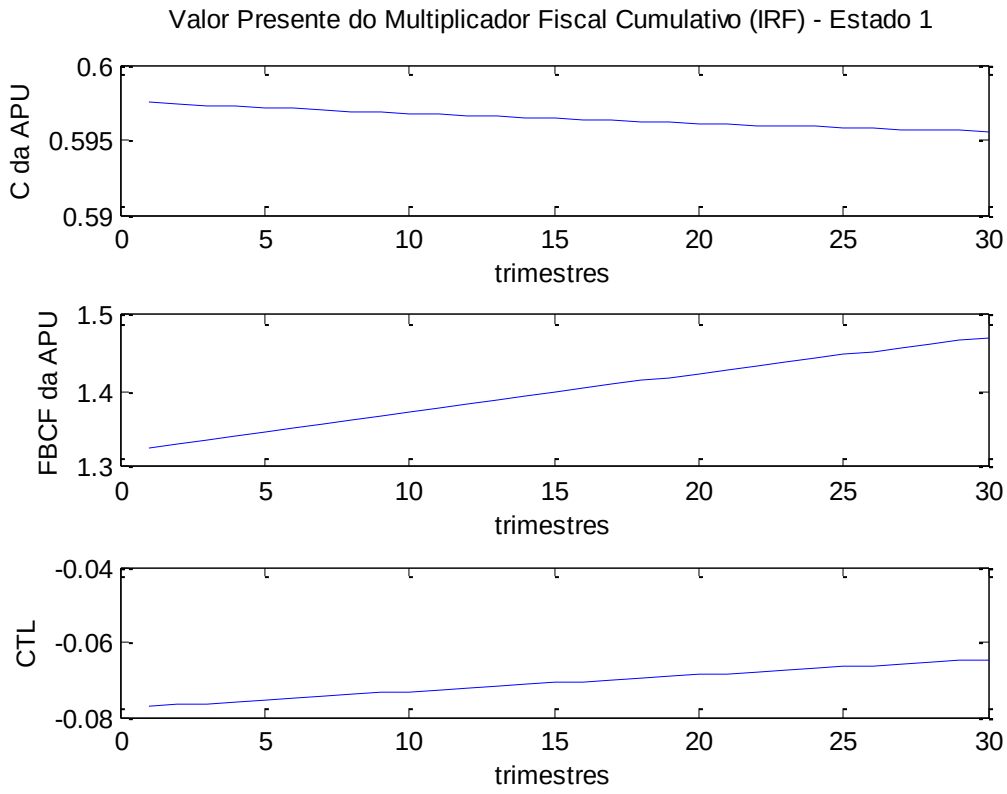
Fonte: O autor, 2014: MATLAB Dynare.

Figura 28 - Multiplicadores Fiscais Cumulativos (IRF) – Estado 2



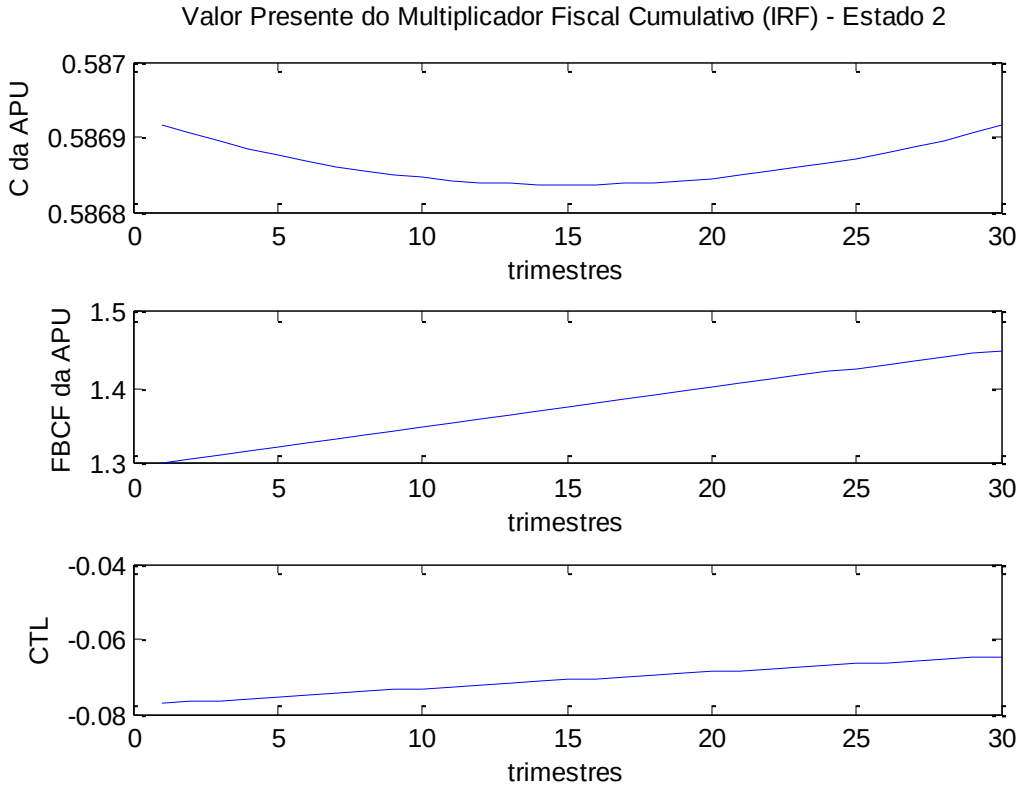
Fonte: O autor, 2014: MATLAB Dynare.

Figura 29 - Valor Presente do Multiplicador Fiscal Cumulativo (IRF) – Estado 1



Fonte: O autor, 2014: MATLAB Dynare.

Figura 30 - Valor Presente do Multiplicador Fiscal Cumulativo (IRF) – Estado 2



Fonte: O autor, 2014: MATLAB Dynare.