

Mudanças de Regime e Multiplicadores Fiscais no Brasil entre 1999-2012: Uma avaliação empírica⁺

Marco Antonio Castelo-Branco^{*}, Elcyon C. Rocha Lima^{**} e Luiz Fernando de Paula^{***}

Resumo: Este artigo calcula e avalia o comportamento dos multiplicadores fiscais do consumo da administração pública, da formação bruta de capital fixo da administração pública e da carga tributária líquida no Brasil entre 1999-2012. Para tanto, utiliza-se a metodologia VAR Estrutural Bayesiano com mudança de regimes markovianos (MS-SBVAR), que é um procedimento Bayesiano de estimação no qual os parâmetros do modelo mudam com alterações no estado da economia. Nesse sentido, este trabalho é pioneiro na introdução da metodologia MS-SBVAR na estimação de multiplicadores fiscais na literatura brasileira sobre o tema. Outra contribuição relevante desta dissertação é o cálculo inédito 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. Os diferentes tipos de multiplicadores fiscais estimados apresentam os sinais esperados e evidenciam que os multiplicadores fiscais da formação bruta de capital fixo da administração pública são eficazes, de impacto em longo prazo no PIB e possuem valores maiores no período de maior estabilidade econômica, em contraste com os multiplicadores fiscais do consumo da administração pública e da carga tributária líquida que são ineficazes (menores do que um).

Palavras-chave: Multiplicadores Fiscais. Política Fiscal. Metodologia MS-SBVAR. Markov Switching. VAR Estrutural Bayesiano

Abstract: This paper calculates and evaluates the behavior of fiscal multipliers of the consumption of public administration, the gross fixed capital formation of the public administration and the net tax burden in Brazil from 1999 to 2012. For this purpose, it uses a Structural Bayesian VAR model with Markov Switching regimes (MS-SBVAR), that is a Bayesian estimation procedure in which the parameters of the model change with the changes in the state of the economy. In this sense, this work is a pioneer in the introduction of MS-SBVAR methodology in fiscal multipliers in Brazilian literature on the subject. Another important contribution of this work is the unprecedented calculation of fiscal multipliers in terms of impact fiscal multipliers, horizon fiscal multipliers, cumulative fiscal multipliers and the present value of the cumulative fiscal multipliers. The different estimated multipliers show the expected signs and show evidences that fiscal multipliers of public administration's fixed capital gross formation are effective, have long-term impact on GDP and have higher values in the period of greater economic stability, in contrast with the fiscal multipliers of public administration consumption and net tax burden which are ineffective (less than one).

Keywords: Fiscal Multipliers. Fiscal Policy. MS-SBVAR Methodology. Markov Switching. Bayesian Structural VAR.

Área 4 – Macroeconomia, Economia Monetária e Finanças.

Classificação JEL: E61, E62, E65.

⁺ Este artigo tem como referência a dissertação de mestrado de Marco Antonio Castelo Branco Samuel pelo PPGCE/UERJ. Agradecemos a Cláudio Hamilton Matos dos Santos (DIMAC/IPEA) e Manoel Carlos de Castro Pires (IPEA/Ministério do Planejamento) pela disponibilidade dos dados fiscais, além de esclarecimentos metodológicos sobre os mesmos.

^{*} Mestre em Economia pelo PPGCE/UERJ. Email: marqsamuel@hotmail.com

^{**} Professor Associado da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade do Estado do Rio de Janeiro (FCE/UERJ). Email: elcyon.lima@uerj.br

^{***} Professor Titular da FCE/UERJ e Pesquisador do CNPq. Email: luizfpaula@terra.com.br

1. Introdução

O objetivo deste artigo é calcular e avaliar o comportamento dos multiplicadores fiscais no Brasil no período 1999-2012, marcado pela implementação de um novo regime de política econômica (regime de metas de inflação, câmbio flutuante e superávits primários fiscais), e também pela adoção de políticas anticíclicas a partir do contágio da crise financeira mundial em 2008 e da grande recessão que a seguiu. Para tanto, estima-se a magnitude dos multiplicadores fiscais do consumo da administração pública, da formação bruta de capital fixo da administração pública e da carga tributária líquida e, investiga-se, ainda, se os multiplicadores fiscais são maiores (ou não) em regimes de maior variância.

A metodologia adotada nesta pesquisa, desenvolvida por Sims et al (2008), consiste em um procedimento Bayesiano de estimação que permite que os parâmetros do modelo mudem com alterações no estado da economia, que são 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) markovianos (*Markov Switching Structural Bayesian Vector Autoregressive* - MS-SBVAR). Conforme será visto na revisão da literatura, não há trabalhos de estimação de multiplicadores fiscais que utilizaram tal metodologia no Brasil.

Os resultados obtidos na pesquisa empírica apontam a ocorrência de 3 regimes, considerando o modelo que melhor se ajusta 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 originais do presente trabalho em relação à literatura brasileira sobre o tema, que tem estimado apenas multiplicadores fiscais de impacto.

O artigo está dividido em cinco seções, além desta Introdução. Na seção 2 efetua-se uma resenha da literatura sobre multiplicadores fiscais. A seção 3, por sua vez, detalha a metodologia a ser utilizada na pesquisa empírica, enquanto que a seção 4 descreve os dados utilizados e a estratégia de identificação das variáveis utilizadas no artigo. Já a seção 5 detalha a estimação dos multiplicadores fiscais e analisa os resultados obtidos. Por fim, a seção 6 realiza as conclusões finais do trabalho.

2. Revisão da literatura

O uso da política fiscal como instrumento expansionista da política econômica, presente na teoria keynesiana tradicional e predominante nos modelos macroeconômicos dos anos 70 e início da década de 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 na atividade econômica.

Do ponto de vista teórico, tal questionamento foi proveniente do referencial teórico novo-clássico que se desenvolveu a partir da década de 1970, assim como a partir dos desenvolvimentos novo-keynesianos. No entanto, nos modelos novo-keynesianos com rigidez de preços, há impactos da política fiscal no PIB no curto prazo. O questionamento teórico quanto à efetividade de políticas fiscais expansionistas 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 (Barro, 1989).

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 et al, 2000). Há, contudo, evidências empíricas 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 financeira global ao 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 atividade¹. 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 concentra-se, sobretudo, na metodologia Vetores Autoregressivos Estruturais (SVAR)², que será descrita na próxima subseção.

2.1. 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.

2.1.1. Literatura 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.

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. 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, conseqüentemente, 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 elevados³.

¹ A partir de crise global, alguns autores passaram a defender uma revisão do papel da política fiscal, destacando a importância do “espaço fiscal”, que é necessário, segundo eles, para a execução de déficits orçamentários, como tem sido demonstrado pela crise econômica atual. Blanchard et al (2013), por exemplo, defendem uma política fiscal anticíclica, na qual os períodos de crescimento econômico devem ser utilizados para a redução da relação dívida/PIB, promovendo espaço para a elevação do nível de gastos e incentivos nos períodos em que a economia encontra-se em recessão.

² Além da metodologia Vetores Autoregressivos Estruturais (SVAR), há outras duas metodologias que são usadas na análise empírica sobre multiplicadores fiscais: a metodologia DSGE (*Dynamic Stochastic General Equilibrium Models*) novo-keynesiana e a metodologia de estudos de eventos.

2.1.2. Literatura Nacional

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 Brasil⁴.

Destaca-se, em particular, o trabalho de Pires (2011), que estima 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 estruturais.

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, com impacto de curto prazo 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 impacto de longo prazo sobre o PIB.

Deve-se evidenciar, também, Pires (2014), o artigo brasileiro mais recente na literatura brasileira sobre multiplicadores fiscais, que será discutido na subseção 2.2.2.

Por fim, Moura (2015), a partir de um modelo DSGE com abordagem Bayesiana, estima o valor presente do multiplicador fiscal de horizonte para gastos do governo com consumo e investimento para o período amostral entre o terceiro trimestre de 1999 o terceiro trimestre de 2013. Os resultados evidenciam que os efeitos iniciais da resposta do PIB ao choque no consumo do governo e no investimento público são positivos, mas somente na última variável os efeitos de longo prazo do choque são superiores a 1. Assim, o autor destaca a superioridade da política fiscal baseada no investimento do governo.

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

2.2.1. Literatura Internacional

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) desenvolveram métodos bayesianos para modelos multivariados dinâmicos que servem de referência para a elaboração dos artigos Sims e Zha (2006) e Sims et al (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.

³ Esses trabalhos acadêmicos são: Almunia et al (2009), Perroti (2008), Favero e Giavazzi (2007), Beetsma et al (2008), Berstein e Romer (2009), Cogan et al (2009), Cogan e Taylor (2010), Corsetti, Meier e Muller (2012), Ilzetzki Mendoza e Végh (2013), Born et al (2013), Contreras e Battelle (2014) e Mitra e Poghosyan (2015).

⁴ A literatura nacional sobre multiplicadores fiscais conta, ainda, com os artigos de Mendonça et al (2009), Peres e Ellery (2009) e Cavalcanti e Silva (2010).

A análise de política monetária foi uma das utilizações de destaque dos modelos “*Markov Switching*” (MS) na literatura, em que Sims e Zha (2006) é o artigo seminal na análise de política monetária com essa metodologia, utilizando um modelo multivariado que permite a simultaneidade e a mudança de regime e de estados nos coeficientes e nas variâncias. 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.

O artigo de Sims et al (2008), o qual serve de referência à metodologia do presente trabalho, também discute aspectos referentes a esta abordagem e será abordado no próximo capítulo.⁵

2.2.2. Literatura Nacional

Pires (2014) foi o único 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.

Ao utilizar as mesmas variáveis, a mesma base de dados utilizada neste artigo e ao adotar o intervalo de tempo entre o segundo trimestre de 1996 e o quarto trimestre de 2012 como período de análise, 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.

Portanto, as principais contribuições da revisão de literatura nacional e internacional sobre multiplicadores fiscais para a presente dissertação são, entre outras⁶: (i) A escolha entre as diversas metodologias de estimação, estratégias de identificação, base de dados e período de análise produz diferentes resultados na estimação dos multiplicadores fiscais; (ii) Utilização generalizada das variáveis de despesa do governo (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 definições⁷; (iii) Os multiplicadores da despesa governamental tendem a ser maiores do que os multiplicadores da carga tributária líquida; (iv) Os multiplicadores fiscais tendem a ser maiores em períodos de baixo crescimento do PIB e em períodos recessivos; (v) Os multiplicadores fiscais dependem, também, de características particulares dos países, tais como a abertura ao comércio e o endividamento público: economias mais fechadas ao comércio internacional tendem a apresentar multiplicadores fiscais mais elevados do que economias mais abertas e os multiplicadores fiscais nos países altamente endividados são negativos e; (vi) A apresentação dos resultados em termos dos multiplicadores fiscais de impacto na maioria dos artigos nacionais.

3. Metodologia

A metodologia do presente trabalho é retirada o artigo de Sims et al (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:

⁵ A literatura internacional da abordagem MS-SBVAR conta, ainda, com o artigo de Bognani (2013).

⁶ Ver Whalen e Reichling (2015).

⁷ Por exemplo, a contabilização conjunta ou separada dos valores do consumo e do investimento públicos.

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

$$\Pr(s_t = i | s_{t-1} = k) = p_{ik}, \quad i, k = 1, \dots, h, \quad (2)$$

A equação (1) 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 número inteiro k , $1 \leq k \leq h$; 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 $n \times n$, 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 $n \times n$ no estado $s_t = k$; $C(k)$ é a matriz de parâmetros, de dimensão $m \times n$, das variáveis exógenas e determinísticas no estado $s_t = k$; $\Xi(k)$ é uma matriz diagonal no estado $s_t = k$, de dimensão $n \times n$.

A equação (2) 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, $\Pr(\cdot)$ ⁸, isto é, pelas probabilidades de transição p_{ik} :

$$p_{ik} = w = \begin{pmatrix} p_{11} & \cdots & p_{1h} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ p_{h1} & \cdots & p_{hh} \end{pmatrix} \quad (3)$$

Em outras palavras, o processo VAR definido pela equação (1) depende condicionalmente do regime não observável s_t , ou seja, para cada regime s_t , y_t é gerado pela equação (1).

Os valores defasados iniciais das variáveis endógenas, $Y_0 = \{y_{1-\rho}, \dots, y_0\}$, são considerados dados.

Seja:

$$x_t = \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ \vdots \\ y_{t-\rho} \\ z_t \end{bmatrix}_{\rho n \times 1} \quad F(s_t) = \begin{bmatrix} A_1(s_t) \\ \vdots \\ A_\rho(s_t) \\ C(s_t) \end{bmatrix}_{(\rho n + m) \times n} \quad (4)$$

Então, a equação (1) pode ser reescrita por:

$$y_t' A(s_t) = x_t' F(s_t) + \varepsilon_t' \Xi^{-1}(s_t), \quad 1 \leq t \leq T. \quad (5)$$

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

⁸ $\Pr(\cdot)$ representa a probabilidade discreta.

$$A = \{A(1), \dots, A(h)\}, F = \{F(1), \dots, F(h)\}, \Xi = \{\Xi(1), \dots, \Xi(h)\} \quad (6)$$

$$\theta = \{A, F, \Xi\}, \quad (7)$$

$$Y_t = \begin{bmatrix} y'_1 \\ \vdots \\ y'_t \end{bmatrix}_{t \times n}, Z_t = \begin{bmatrix} z'_1 \\ \vdots \\ z'_t \end{bmatrix}_{t \times m}, S_t = \begin{bmatrix} s_0 \\ \vdots \\ s_t \end{bmatrix}_{(t+1) \times 1}. \quad (8)$$

Assume-se, também que:

$$p(\varepsilon_t | Y_{t-1}, Z_t, S_t, \theta, w) = \text{normal}(\varepsilon_t | 0_n, I_n), \quad (9)$$

em que 0_n é um vetor $n \times 1$ de zeros, I_n é a matriz identidade de dimensão $n \times n$, ou seja, normal $(x | \mu, \Sigma)$, no caso, normal $(\varepsilon_t | 0_n, I_n)$, significa que os choques estruturais ε_t possuem distribuição gaussiana normal multivariada com média $\mu=0$ e matriz de variância-covariância Σ 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:

$$p(y_t | Y_{t-1}, Z_t, S_t, \theta, w) = \text{normal}(y_t | \mu_t(s_t), \Sigma(s_t)), \quad (10)$$

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

$$\mu_t(k) = (F(k) A^{-1}(k))' x_t, \quad (11)$$

e

$$\Sigma(k) = (A(k) \Xi^2(k) A'(k))^{-1}. \quad (12)$$

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 $\Sigma(s_t)$.

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:

$$a(k) = \begin{bmatrix} a_1(k) \\ \vdots \\ a_n(k) \end{bmatrix}_{n^2 \times 1}, f(k) = \begin{bmatrix} f_1(k) \\ \vdots \\ f_n(k) \end{bmatrix}_{(\rho n + m)n \times 1}, \xi(k) = \begin{bmatrix} \xi_1(k) \\ \vdots \\ \xi_n(k) \end{bmatrix}_{n \times 1}. \quad (13)$$

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

$$|A(s_{1t})| \prod_{j=1}^n |\xi_j(s_{2t})| \exp\left(-\frac{\xi_j^2(s_{2t})}{2} (y'_t a_j(s_{1t}) - x'_t f_j(s_{1t}))^2\right). \quad (14)$$

Dada a equação (14), a função de verossimilhança para toda a amostra, Y_T , é dada por:

$$p(Y_T | Z_T, \theta, w) = \prod_{t=1}^T \left[\sum_{s_t \in H} p(y_t | Y_{t-1}, Z_t, \theta, w, s_t) p(s_t | Y_{t-1}, Z_{t-1}, \theta, w) \right]. \quad (15)$$

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:

$$F(s_{1t}) = \underset{m \times n}{G(s_{1t})} + \underset{m \times n}{\bar{S}} \underset{n \times n}{A(s_{1t})}. \quad (16)$$

$$\bar{S} = \begin{bmatrix} \mathbf{I}_n \\ \mathbf{0} \\ \text{---} \\ \mathbf{0} \end{bmatrix}_{(m-n) \times n}. \quad (17)$$

Define-se G como a coleção de todos os $G(k)$ para $k = 1, \dots, h_1$. Se a distribuição a priori de $G(s_{1t})$ tem média zero, a especificação 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 $r_{g,j} \times 1$ e a segunda sendo constante ao longo dos regimes, denotada por g_{ψ_j} de dimensão $h_1 r_{g,j} \times 1$, 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:

$$\text{diag} \left(\left[g_j(1)' \quad \dots \quad g_j(h_1)' \right]' \right) = \text{diag} \left(\left[g'_{\delta_j(1)} \quad \dots \quad g'_{\delta_j(h_1)} \right]' \right) \text{diag} (g_{\psi_j}), \quad (18)$$

na qual $\text{diag}(x)$ 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 et al (2008) apresentam três tipos de restrições na variação no tempo das matrizes G e A da equação (16). 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:

$$a_j(s_{1t}) \xi_j(s_{2t}), g_{ij,\ell}(s_{1t}) \xi_j(s_{2t}), c_j(s_{1t}) \xi_j(s_{2t}) = \begin{cases} a_j, g_{ij,\ell}, c_j & \text{Caso I} & (19) \\ a_j \xi_j(s_{2t}), g_{ij,\ell} \xi_j(s_{2t}), c_j \xi_j(s_{2t}) & \text{Caso II,} & (20) \\ a_j(s_{1t}) \xi_j(s_{2t}), g_{\psi_{ij,\ell}} g_{\delta_{ij}(s_{1t})} \xi_j(s_{2t}), c_j(s_{1t}) \xi_j(s_{2t}) & \text{Caso III} & (21) \end{cases}$$

em que $a_j(s_{1t})$ é a j-ésima coluna da matriz $A(s_{1t})$, $g_{ij,\ell}(s_{1t})$ 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 $g_{\psi_{ij,\ell}}$ 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 , $g_{ij,t}$ 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.

Por fim, 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 ⁹.

4. Dados e identificação

4.1. 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, respectivamente¹⁰, e ao consumo da administração pública¹¹ 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 X12-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

⁹ Para detalhes a respeito da construção da *priori*, da *posteriori* e da regra de normalização dos sinais das equações estruturais, ver Sims *et al* (2008).

¹⁰ Para informações a respeito da definição e da construção das variáveis carga tributária líquida e formação bruta de capital fixo da administração pública, ver Dos Santos (2008) e Dos Santos *et al* (2011), respectivamente.

¹¹, Os resultados apresentados podem sofrer alguma influência causada pela falta de um deflator adequado para o consumo da administração pública.

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 na seção 2.

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 para cálculo dos multiplicadores fiscais, com o objetivo de captar os efeitos de diferentes estratégias de política fiscal - através de choques transitórios e/ou permanentes positivos no consumo da administração pública, formação bruta de capital fixo da administração pública e carga tributária líquida - sobre a taxa de crescimento do PIB. Tais variáveis têm sido usualmente empregadas na literatura 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 neste trabalho base de dados trimestrais inéditas para a CTL e para a formação bruta de capital fixo da administração pública¹².

Destaca-se, ainda, que foram utilizados deflatores diferentes para a formação bruta de capital fixo da administração pública e para a carga tributária líquida, com a justificativa de que para deflacionar determinada série utilizou-se o 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 a 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.

4.2. Identificação¹³

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

$$y_t' A(s_t) = \sum_{i=1}^{\rho} y_{t-i}' A_i(s_t) + z_t' C(s_t) + \varepsilon_t' \Xi^{-1}(s_t), \quad 1 \leq t \leq T, \quad (22)$$

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 $1 \times m$; ε_t' é um vetor linha n -dimensional de choques estruturais aleatórios não observados independentes e identicamente distribuídos (i.i.d), com distribuição normal de média zero, variância covariância constante e diagonal, no tempo t ; $A(s_t)$, é uma matriz que captura as relações contemporâneas entre as variáveis endógenas, inversível, de dimensão $n \times n$ e que depende do estado da economia; $A_i(s_t)$ é a matriz de coeficientes das variáveis endógenas com defasagem i , de dimensão $n \times n$, e que também é função do estado s_t ; $C(s_t)$ é a matriz de coeficientes das variáveis exógenas e

¹² A base de dados pode ser solicitada aos autores deste artigo.

¹³ Esta seção está baseada no artigo de Sims e Zha (2006) e Sims et al (2008).

determinísticas, de dimensão $m \times n$, $\Xi(k)$ é uma matriz diagonal de dimensão $n \times n$, T é o tamanho da amostra, h o número de estados e ρ é o número total de defasagens.

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

$$y'_t = x'_t B(s_t) + u'_t(s_t), \quad t = 1, \dots, T; \quad (23)$$

$$B(s_t) = F(s_t)A^{-1}(s_t) \quad (24)$$

$$u_t(s_t) = (A'(s_t))^{-1} \Xi(s_t)^{-1} \varepsilon_t \quad (25)$$

$$\sum u = (A'(s_t))^{-1} \Xi(s_t)^{-2} A^{-1}(s_t) \quad (26)$$

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 $u_t \sim (0, \sum u)$, $E(u_t, u_s) = 0$ para t diferente de s e $\sum u = E(u_t, u'_t) = (A'(s_t))^{-1} \Xi(s_t)^{-2} A^{-1}(s_t)$ e $u_t(s_t) = [I - \Xi(s_t)A'(s_t)]u_t(s_t) + \varepsilon_t$.

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:

$$u'_t(s_t)A(s_t) = \varepsilon'_t \Xi(s_t)^{-1} \quad (27)$$

$$\begin{bmatrix} u_t^C & u_t^I & u_t^T & u_t^Y \end{bmatrix} \begin{pmatrix} 1 & \alpha_{CI} & \alpha_{CT} & \alpha_{CY} \\ \alpha_{IC} & 1 & \alpha_{IT} & \alpha_{IY} \\ \alpha_{TC} & \alpha_{TI} & 1 & \alpha_{TY} \\ \alpha_{YC} & \alpha_{YI} & \alpha_{YT} & 1 \end{pmatrix} = [\varepsilon_t^C \quad \varepsilon_t^I \quad \varepsilon_t^T \quad \varepsilon_t^Y] \Xi(s_t)^{-1} \quad (28)$$

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 (28) 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 brasileira¹⁴, 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 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:

$$[u_t^C \quad u_t^I \quad u_t^T \quad u_t^Y] \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ \alpha_{IC} & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & \alpha_{TY} \\ \alpha_{YC} & \alpha_{YI} & \alpha_{YT} & 1 \end{pmatrix} = [\varepsilon_t^C \quad \varepsilon_t^I \quad \varepsilon_t^T \quad \varepsilon_t^Y] \Xi(s_t)^{-1} \quad (29)$$

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 admite, 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.

5. Estimação e resultados

5.1. 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 et al (2008), foram consideradas 4 composições distintas de modelos¹⁵, 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.

¹⁴ Plano Plurianual (PPA), Lei de Diretrizes Orçamentárias (LDO) e Lei Orçamentária Anual (LOA).

¹⁵ 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.

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”)¹⁶.

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 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 com amostra pequena.

Entre os 3 modelos estimados, foi selecionado como melhor modelo o que apresentou maior valor 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 neste artigo. Como pode ser observado na tabela abaixo, os melhor modelo pelo critério Mdd WZ foi o Modelo 2 com 3 estados.

Tabela 1 - Seleção dos melhores modelos

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: Elaboração própria.

5.2. Datação dos regimes

A matriz “Zeta” – que é igual à matriz Ξ da equação (1) - mostra o comportamento da variância dos resíduos das equações nos diferentes estados. Quanto maior a variância do resíduo de determinada equação, menor o grau de informação contido nos dados.

Matriz Zeta - Modelo 2 com 3 estados

$$\begin{array}{l}
 \text{Regime 1} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \\
 \text{Regime 2} = \begin{bmatrix} 1.6965 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 2.0268 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0.9599 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1.5454 \end{bmatrix} \\
 \text{Regime 3} = \begin{bmatrix} 0.1986 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0.4752 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0.9310 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0.0962 \end{bmatrix}
 \end{array}$$

¹⁶ Com 2 estados, existem quatro diferentes especificações de modelos possíveis. Neste trabalho, por restrição de espaço, reportam-se, apenas, os modelos e os resultados referentes a 3 estados, pois há a divisão entre o regime 1 e o regime 2 na datação dos regimes, que torna a avaliação econômica mais coerente e completa. Com 2 estados, o regime 1 contempla todo período analisado, exceto o intervalo de tempo entre o terceiro trimestre de 2008 e o primeiro trimestre de 2009. Ressalta-se, ainda, que os resultados para os modelos com 2 estados são semelhantes aos de 3 estados, o que dá robustez aos resultados aqui reportados.

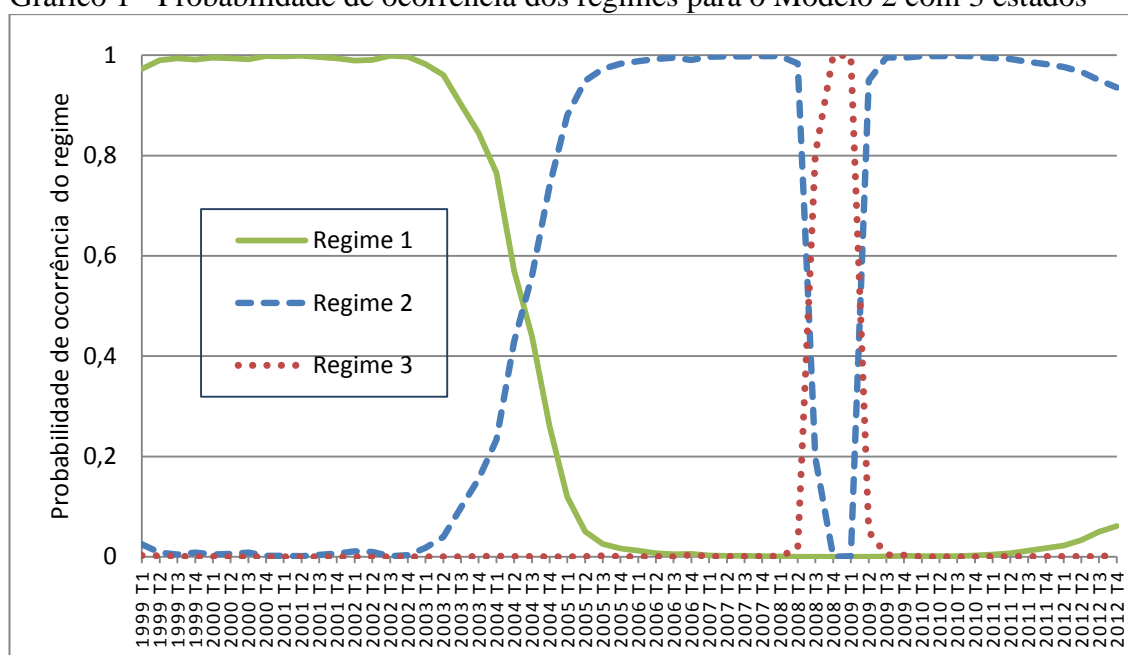
Observa-se, portanto, que o regime 2 é o que apresenta, em geral, menor variância nos resíduos das equações e o regime 3 é o que apresenta maior variância, ou seja, os dados do regime 3 devem ter menos peso na estimação do modelo.

5.2.1. 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 dividido 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: Elaboração própria com o uso do MATLAB Dynare.

No regime 1, houve forte ajuste fiscal com aumento do superávit primário que chega a 4,25% em 2003 (obtido principalmente pela elevação da carga tributária que passa de 31,1% em 1999 para 34% em 2003). Nesse período, houve também a implementação de reformas importantes para o país, incluindo a adoção do tripé macroeconômico - regime de metas de inflação, metas de superávits primários fiscais e câmbio flutuante (a partir de 1999), além da Lei de Responsabilidade Fiscal (2000).

O regime 2 pode ser caracterizado como um período de crescimento econômico (média de 4,8% em 2004-2008) e de maior estabilidade macroeconômica. Este período também foi caracterizado por: (i) acumulação significativa de reservas internacionais – que passaram de US\$ 55 bilhões em 2005 para US\$ 207 bilhões em 2008 – devido aos saldos positivos expressivos na balança comercial brasileira promovidos, sobretudo, pelo aumento dos preços das commodities exportadas pelo Brasil no mercado internacional, contribuindo para reduzir a vulnerabilidade externa da economia brasileira; (ii) expansão do crédito, que favoreceu, sobretudo, o aumento do consumo das famílias nesse período; (iii) aumento do investimento público através do Programa de Aceleração do Crescimento (PAC).

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 dívida líquida do setor público 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. Ao mesmo tempo, houve uma melhoria acentuada no perfil da dívida pública federal, com diminuição da dívida pública indexada à taxa de câmbio e à taxa SELIC¹⁷.

O regime 3 é caracterizado pelo contágio da crise global, a partir de setembro de 2008 e pela adoção de um conjunto de políticas anticíclicas por parte do governo brasileiro, com o objetivo de atenuar os efeitos negativos da crise mundial. O conjunto de políticas adotadas incluiu: aumento da liquidez através do financiamento das exportações com uso de reservas internacionais; intervenções do Banco Central no mercado de câmbio, a fim de atenuar a desvalorização da taxa nominal de câmbio; queda do superávit primário e política de desoneração tributária temporária promovida através da redução do IPI para automóveis, linha branca, produtos de construção civil e bens de capital; extensão e aumento o valor do seguro-desemprego; o papel anticíclico dos bancos públicos no mercado de crédito; e, finalmente a queda gradual da taxa SELIC a partir de 2009, chegando à uma taxa de 8,75% a.a. em julho de 2009.

A partir do segundo trimestre de 2009, houve uma recuperação da economia, com o PIB crescendo vigorosamente em 2010 (7,0% a.a.).

Todavia, no biênio 2011-2012, a economia desacelerou (média inferior a 2,0% a.a.), e o governo adotou, em 2012, uma política fiscal expansionista, através de isenções fiscais para firmas industriais (modificação na cobrança da contribuição previdenciária) e da redução do IPI para produtos da linha branca e automóveis. Houve também uma redução significativa na taxa SELIC (de 12,5% a.a. em julho de 2011 para 7,25% em outubro de 2012) e uma desvalorização da taxa de câmbio nominal de 25% entre junho de 2011 a junho de 2012. Ao contrário do que ocorreu antes, não houve uma alteração na tendência de desaceleração econômica, ao mesmo tempo em que ocorreu uma deterioração na situação fiscal.

5.3. Cálculo e resultados dos multiplicadores fiscais

O multiplicador fiscal tem como objetivo mensurar o impacto de uma inovação/choque na política fiscal do governo no PIB. Ilzetzki et al (2013) e Pires (2014) descrevem diversas formas de se calcular e de se classificar o(s) multiplicador(es) fiscal(is).

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

O multiplicador de impacto, portanto, mensura a resposta do PIB (ΔY) no período t a partir de um choque na variável de gasto e/ou receita fiscal no período t .

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

Dado um choque na variável de gasto e/ou receita fiscal 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): $(\max_n \frac{\Delta Y_{t+n}}{\Delta X_t})$:

É o maior valor da resposta do PIB em n períodos a partir de um choque na variável de gasto e/ou receita fiscal no período t .

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

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

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

¹⁷ Respectivamente, de 22,4% e 60,8% em dezembro de 2002, para 1,3% e 31,8% em dezembro de 2006 do total da dívida pública.

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

Este artigo apresenta os resultados dos multiplicadores fiscais definidos nos itens (i), (ii), (iv) e (v) supracitados utilizando todo o sistema de equações do modelo¹⁸. 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).

Nesse sentido, utiliza-se, aqui, o critério Função Impulso-Resposta (IRF), que considera o sistema de equações e o cálculo dos multiplicadores fiscais a partir da resposta de todas as variáveis a choques exógenos em cada variável de política, mas considerando todas elas 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 referência de curto prazo da economia brasileira.

5.3.1 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 os itens (ii), (iv) e (v) da seção anterior, são reportados Figura 1.

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

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: Elaboração própria.

Os multiplicadores fiscais de impacto oriundos de choques – transitórios e/ou permanentes – no consumo da administração pública e na carga tributária líquida são ineficazes, uma vez que a resposta do PIB ao choque na referida variável de gasto é menor do que 1 (0,45 para o estado 1, 0,60 para o estado 2 e 0,54 para o estado 3 e -0,35 nos 3 estados, respectivamente). Em outras palavras, a cada R\$ 1,00 gasto no C da APU, o PIB aumenta em menos que R\$1,00 e a cada R\$ 1,00 adicional na carga tributária líquida, o PIB decresce em R\$ 0,35, uma vez que o aumento da carga tributária líquida diminui a renda disponível dos agentes econômicos privados.

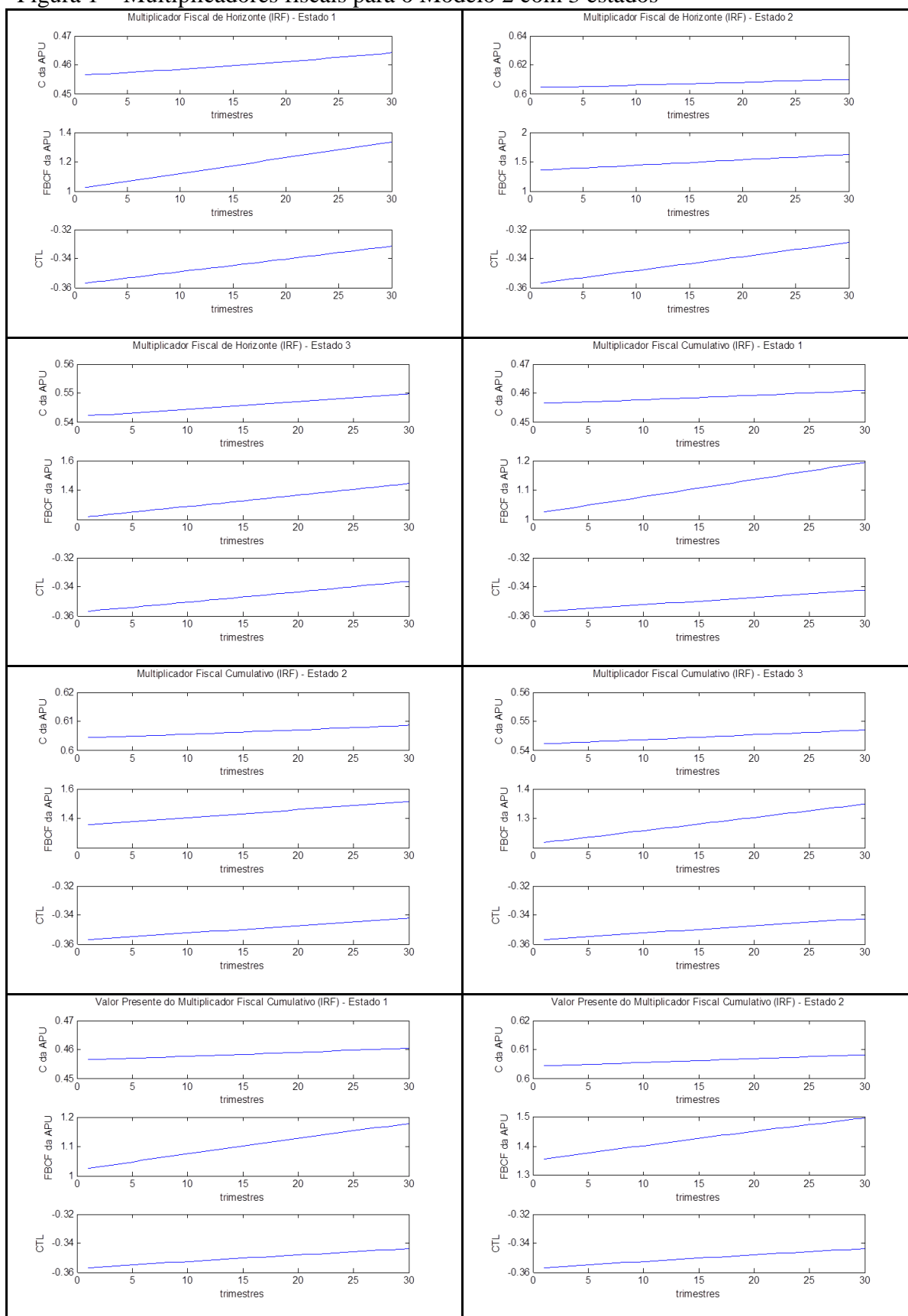
Por sua vez, os multiplicadores fiscais calculados a partir de choques na FBCF da APU são eficazes, apresentando um incremento no PIB de R\$ 1,02 para o estado 1, R\$ 1,35 para o estado 2 e R\$ 1,21 para o estado 3 para cada R\$ 1,00 gastos na FBCF da APU.

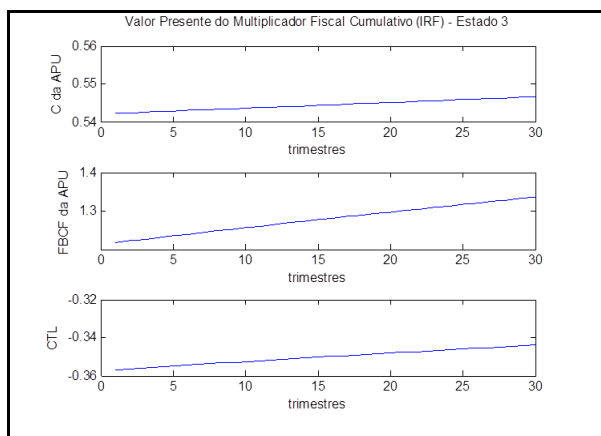
Infere-se da Figura 1 que os multiplicadores fiscais de horizonte , cumulativo e o valor presente do multiplicador cumulativo apresentam, para cada estado, valores diferentes – com destaque para o estado 2, que apresenta maiores valores para o consumo da APU e para a FBCF da APU -, exceto para a CTL, 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. Os multiplicadores foram obtidos a partir da Função Impulso Resposta do Modelo (IRF) e considerando-se choques iguais a R\$ 1,00.

¹⁸ Como o item (iii) está contido no item (ii), na prática, este trabalho apresenta os resultados para todos os 5 tipos de multiplicadores fiscais.

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.

Figura 1 – Multiplicadores fiscais para o Modelo 2 com 3 estados





Fonte: Elaboração própria com o uso do MATLAB Dynare.

Em qualquer 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 (nesse caso, o estado 3), 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), ou seja, em períodos de maior instabilidade econômica, como nas recessões, os diversos tipos multiplicadores fiscais estimados são menores do que em períodos de menor volatilidade e de maior crescimento econômico. Uma possível explicação para esse fato é que os efeitos da política fiscal anticíclica adotada no Brasil, para fazer face ao contágio da crise global a partir de setembro de 2008, não foram imediatos, isto é, foram defasados no tempo.

6. Conclusão

Este artigo buscou dar uma contribuição na literatura brasileira sobre multiplicadores fiscais ao ser pioneira na introdução da metodologia MS-SBVAR na estimação de multiplicadores fiscais do consumo da administração pública, da formação bruta de capital fixo da administração pública, da carga tributária líquida e do PIB. Essa metodologia permite que ocorram mudanças de estado da política fiscal e que os valores dos multiplicadores fiscais variem conforme haja mudanças de estado. Ademais, trata adequadamente todas as variáveis como endógenas.

Outra contribuição relevante deste artigo para a literatura nacional sobre o tema é o cálculo inédito 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.

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 aumento de R\$ 1,00 no consumo do governo o PIB aumenta em menos de R\$ 1,00. Já 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\$ 1,00 nesse gasto o PIB aumenta em mais de R\$ 1,00. A resposta do PIB a choques transitórios e/ou permanentes na carga tributária

líquida é negativa e menor do que um em módulo, ineficaz e com impacto permanente e de longo prazo no PIB, ou seja, a cada R\$ 1,00 de aumento na carga tributária líquida há uma diminuição do PIB brasileiro. E uma redução de R\$1,00 na carga tributária provoca uma expansão do PIB menor do que 1.

Como foi visto, 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. Esse resultado merece uma investigação empírica mais acurada em trabalhos posteriores.

Pode-se, por fim, extrair uma importante conclusão da pesquisa empírica sobre multiplicadores fiscais no Brasil no período 1999-2012: a política fiscal mais eficiente como política de expansão transitório (e permanente) do nível de atividade foi a alteração exógena nos gastos da formação bruta de capital fixo do governo. Essa conclusão empírica coloca uma questão fundamental em termos de eficácia da política fiscal, que é a importância da natureza do gasto público: o investimento público tende a ser mais eficaz em termos de impacto sobre o PIB, em função de seus maiores efeitos multiplicadores, um resultado que nos parece ser bastante intuitivo.

Referências:

- 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.
- BARRO, R. (1989). "The Ricardian approach to budget deficits". *The Journal of Economic Perspectives* 3 (2): 37-54.
- 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
- 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.
- BLANCHARD, O.; DELL'ARICCIA, M. and MAURO, P. Rethinking Macro Policy II: Getting Granular. *IMF Staff Discussion Note*, p. 199-215, abril 2013.
- BOGNANI, M. An Empirical Analysis of Time-Varying Fiscal Multipliers. *Working Paper. University of Pennsylvania*, v.1, n.1, p. 1 -48, maio. 2013.
- BORN, B. et al . Exchange rate regimes and fiscal multipliers. *Journal of Economic Dynamics and Control*, n. 37, vol.2, p. 446- 465, mai. 2013
- 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.
- CLARIDA, R; GALÍ, J.; GERTLER, M. Monetary policy rules and macroeconomic stability: Evidence and some theory. *Quarterly 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 Economic Dynamics and Control*, v. 34, n. 3, p. 281-295, mar. 2009.
- COGAN, J.; TAYLOR, J. What the government purchases multiplier actually multiplied in the 2009 stimulus package. *NBER Working Paper Series*, n. 16505, p. 1-33, out. 2010.
- CONTRERAS, J.; BATTELLE, H. Fiscal multipliers in a panel of countries. *Banco de México – Documentos de Investigación – Working Papers*, n.2014-15, p.1-53, jul.2014.
- 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.

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

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.

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.

MITRA ,P.; POGHOSYAN, T. Fiscal Multipliers in Ukraine. *IMF Working Paper*, WP/15/71, mar. 2015.

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.

MOURA, G.V. Multiplicadores fiscais e investimento em infraestrutura. *Revista Brasileira de Economia*, n.1, v.69, p. 75-104, jan/mar 2015.

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.

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.

WHALEN, C.J.; REICHLING, F. The Fiscal Multiplier and Economic Policy Analysis in the United States. *Congressional Budget Office - Working Paper Series*, Working Paper 2015-02, p. 1-20, fev. 2015.