

MUDANÇAS DE REGIME E MULTIPLICADORES FISCAIS NO BRASIL EM 1999-2012: UMA AVALIAÇÃO EMPÍRICA COM USO DA METODOLOGIA MS-SBVAR¹

Marco Antonio Castelo-Branco²

Elcyon C. Rocha Lima³

Luiz Fernando de Paula⁴

Este artigo testa a estabilidade e estima os sinais e as magnitudes dos multiplicadores fiscais no Brasil no período 1999-2012. Para tanto, utiliza a metodologia VAR Estrutural Bayesiano com mudança de regimes Markoviana (MS-SBVAR), que é um procedimento bayesiano de estimação no qual todas as variáveis do modelo são consideradas endógenas e todos os parâmetros e valores dos multiplicadores fiscais podem mudar com alterações no estado da economia. Os resultados mostram estabilidade de todos os multiplicadores ao longo do tempo, uma significativa alteração das variâncias dos resíduos das equações de acordo com o estado da economia, uma alta probabilidade de que o multiplicador fiscal da formação bruta de capital fixo da administração pública (FBCF da APU) seja maior do que 1 e de que o multiplicador da carga tributária líquida (CTL) seja negativo e menor do que 1 em módulo. Há ainda uma probabilidade significativa, embora menor, de que o multiplicador fiscal do consumo da administração pública (C da APU) seja positivo e menor do que 1. Portanto, os resultados sugerem que a política fiscal mais eficiente para uma expansão transitória ou permanente do nível de atividade é a alteração nos gastos da formação bruta de capital fixo do governo.

Palavras-chave: multiplicadores fiscais; política fiscal; metodologia MS-SBVAR; Markov Switching; VAR Estrutural Bayesiano.

REGIME SWITCHING AND FISCAL MULTIPLIERS IN BRAZIL IN 1999-2012: AN EMPIRICAL MS-SBVAR METHODOLOGY ASSESSMENT

This paper tests the stability and estimates the signs and sizes of fiscal multipliers in Brazil from 1999 to 2012. For this purpose, it uses a Structural Bayesian VAR model with Markov Switching regimes (MS-SBVAR), which is a Bayesian estimation procedure in which all model variables are considered endogenous, and all parameters and values of fiscal multipliers can change with changes in the state of the economy. The estimates indicate stability of all multipliers along time, a significant change in the variance of residuals of the equations across states of the economy, a strong evidence that the fiscal multiplier of gross fixed capital formation of the public administration is greater than 1 and that the multipliers of the net tax burden is negative with module less than one. There is a weaker evidence that the fiscal multiplier of the public administration's consumption is positive and smaller than 1. Therefore, the results suggest that the most efficient fiscal policy for a

1. Os autores agradecem as sugestões do parecerista anônimo, isentando-o de erros e de omissões remanescentes, bem como a Cláudio Hamilton Matos dos Santos (Dimac/lpea) e a Manoel Carlos de Castro Pires (IBRE/FGV) pela disponibilidade dos dados fiscais, além de esclarecimentos metodológicos sobre os mesmos.

2. Pesquisador do Instituto Nacional da Propriedade Industrial (Inpi) e mestre em ciências econômicas pela Universidade do Estado do Rio de Janeiro (UERJ). *E-mail:* <marco.samuel@inpi.gov.br>.

3. Professor associado da Faculdade de Ciências Econômicas (FCE) da UERJ. *E-mail:* <elcyon.lima@uerj.br>.

4. Professor titular da Faculdade de Ciências Econômicas (FCE) e do Instituto de Estudos Sociais e Políticos (IESP) da UERJ, e pesquisador do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq). *E-mail:* <luizfpaula@terra.com.br>.

transitory or permanent expansion of the activity level is the change in spending of the gross fixed capital formation of the public administration.

Keywords: fiscal multipliers; fiscal policy; MS-SBVAR methodology; Markov Switching; Bayesian Structural VAR.

JEL: E61; E62; E65.

1 INTRODUÇÃO

Este artigo testa a estabilidade e estima os sinais e as magnitudes 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. São investigados os multiplicadores fiscais do consumo da administração pública, da formação bruta de capital fixo da administração pública e da carga tributária líquida. É também verificado se os multiplicadores fiscais são maiores (ou não) em regimes de maior variância nos resíduos das equações.

A metodologia adotada nesta pesquisa, desenvolvida por Sims, Waggoner e Zha (2008), consiste em um procedimento Bayesiano de estimação em que todas as variáveis são endógenas e que permite que os parâmetros do modelo e os multiplicadores estimados mudem com alterações no estado da economia. Além disso, os estados seguem um processo de mudança de regime markoviana e são determinados endogenamente, ou seja, foi estimado um modelo VAR Estrutural Bayesiano com mudança de regimes (estados) markoviana (*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 e, como poderá ser verificado mais à frente, ela permite uma estimação mais precisa das bandas de probabilidade dos multiplicadores do que o modelo VAR sem mudança de regimes. Ademais, a metodologia também permite testar a estabilidade ao longo do tempo dos multiplicadores sem impor restrições significativas ao padrão das mudanças permitido.

Há uma ampla literatura empírica internacional avaliando o impacto dos multiplicadores fiscais, que proliferou, em particular, a partir da crise de 2007-2008. Todavia, no Brasil, há um número restrito de trabalhos (que serão aqui reportados), ainda que o assunto venha ganhando crescente atenção, em função da adoção de políticas fiscais contracíclicas a partir do contágio da crise financeira global em 2008.

Os resultados obtidos na pesquisa empírica apontam a ocorrência de 2 e 3 regimes, considerando os modelos que melhor se ajustam aos dados.

Foram estimados multiplicadores fiscais de impacto, multiplicadores fiscais cumulativos e o valor presente dos multiplicadores fiscais cumulativos. O cálculo destes diversos multiplicadores é uma das contribuições originais deste trabalho em relação à literatura nacional 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 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 de política econômica, presente na teoria keynesiana tradicional e predominante nos modelos macroeconômicos dos anos 1970 e do início da década de 1980, perdeu importância no período compreendido entre meados da década de 1980 até a crise de 2008, em função de questionamentos teóricos e de 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 baseia-se 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, como argumenta 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, conforme Clarida, Galí e Gertler (2000). Há, contudo, evidências empíricas que associam o aumento do consumo privado e do PIB a cortes nos gastos do governo, o que está em desacordo, segundo Blanchard e Perroti (2002), com o argumento keynesiano tradicional.

Dessa maneira, o papel da política fiscal não foi considerado relevante nos estudos e nas 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 atividade.⁵ 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.

Nesse sentido, a análise empírica contemporânea sobre multiplicadores fiscais concentra-se, sobretudo, na metodologia Vetores Autorregressivos Estruturais (SVAR),⁶ que será descrita na próxima subseção.

2.1 Metodologia de Vetores Autorregressivos 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

Abordagem Vetores Autorregressivos Estruturais (SVAR)

Blanchard e Perroti (2002) utilizaram uma abordagem VAR estrutural combinada com a abordagem narrativa de eventos para aferir os efeitos dinâmicos de choques nos gastos do governo (consumo do governo mais investimento público) e na carga tributária líquida sobre a atividade econômica dos Estados Unidos entre o primeiro trimestre de 1947 e o quarto trimestre de 1997.

Os resultados obtidos evidenciaram que o multiplicador fiscal médio – obtido por meio da divisão entre a elasticidade do PIB em relação às despesas governamentais e a razão entre as despesas governamentais e o PIB médio (não diferencia regimes

5. A partir da 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, Dell'Ariccia e Mauro (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 de incentivos nos períodos em que a economia se encontra em recessão.

6. Além da metodologia Vetores Autorregressivos 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.

de expansão econômica e recessão) – dos gastos do governo variou entre 0,90 e 1,84. Em sentido oposto, o multiplicador fiscal para a carga tributária líquida apresentou resultado negativo, ou seja, uma inovação na carga tributária líquida teve como reposta uma queda no PIB.

Por fim, algumas observações metodológicas importantes foram 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.

Nesse sentido, a principal crítica atribuída ao artigo de Blanchard e Perroti (2002), feita por Perroti (2008) e por Mountford e Uhlig (2009), foi a hipótese de identificação do VAR e, conseqüentemente, a ordenação recursiva das variáveis, representada pela exogeneidade da variável gastos do governo, considerada endógena por Perroti (2008), uma vez que estava suscetível a alterações a partir de choques no PIB e na carga tributária líquida.

Então, os trabalhos acadêmicos avançaram na direção de contornar essa potencial falha, a partir de diferentes estratégias de identificação do VAR e de diferentes cálculos dos multiplicadores fiscais, a fim de que se obtivessem valores mais elevados.

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) realizou um estudo nesse sentido e obteve multiplicadores fiscais menores do que 1. A segunda solução encontrada foi partir para uma nova identificação do VAR, por meio da abordagem de identificação por restrições de sinais, que será o objeto da discussão na próxima subseção.

Seguindo uma ordem cronológica dos artigos, Favero e Giavazzi (2007) utilizaram a abordagem de Blanchard e Perroti (2002) e adicionaram a dívida pública ao VAR estrutural para analisarem o período de tempo entre o 1º trimestre de 1960 e o 4º trimestre de 2005. A principal conclusão do artigo foi 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, estimaram o multiplicador fiscal da despesa governamental para os países que compõem a União Europeia e obtiveram como resultado o valor máximo do multiplicador fiscal de 1,6.

Por sua vez, Almunia *et al.* (2009) compararam a *performance* da economia mundial nas duas grandes recessões – a crise de 1929 e a crise de 2008 – e concluíram que, embora a queda no mercado de ações dos Estados Unidos e no

comércio internacional tenha sido mais profunda na crise financeira global de 2008, a resposta global das políticas monetária e fiscal foi mais rápida, com destaque para a estimação do multiplicador fiscal dos gastos governamentais, com valores situados entre 0,35 e 2,5.

Berstein e Romer (2009) calcularam os efeitos no PIB americano de um estímulo permanente de 1% do PIB em gastos governamentais e em corte de impostos no âmbito do *American Recovery and Reinvestment Plan* (ARRA). Os resultados mostraram que, ao longo de dezesseis trimestres, os multiplicadores variaram, respectivamente, de 1,05 a 1,57 e de 0 a 0,9, justificando a adoção e a eficácia do ARRA para a economia americana no período.

No entanto, outros artigos questionaram os resultados encontrados acima: Cogan *et al.* (2009) calcularam o multiplicador fiscal 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 Bernstein e Romer (2009); e Cogan e Taylor (2010), que estimaram os multiplicadores fiscais por meio de mínimos quadrados ordinários para o período amostral trimestral entre 1969 e 2010 e argumentaram que o impacto dos gastos do governo sobre a atividade no âmbito do ARRA não foi significativo.

Corsetti, Meier e Muller (2012), por intermédio de um VAR em painel com dados anuais entre 1975 e 2008 para as nações industrializadas, ressaltaram 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 pelo aumento das importações. Além disso, os autores apresentaram 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), por sua vez, com base em um VAR em painel com dados trimestrais entre 1960 e 2007 para 44 países, encontraram: que os multiplicadores fiscais do consumo do governo são maiores em economias desenvolvidas do que em países em desenvolvimento; que os multiplicadores fiscais são relativamente grandes em economias operando sob taxas de câmbio fixas, quando comparadas com as nações que adotam o câmbio flutuante, em linha com as conclusões de Born, Jüßen e Müller (2013); que os multiplicadores fiscais em economias mais abertas ao comércio e à entrada de capitais são menores do que em economias mais fechadas e que os multiplicadores fiscais nos países altamente endividados são negativos. Os autores também ressaltaram 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 público.

Em contraste, Contreras e Battelle (2014) estimaram um VAR em painel com dados trimestrais entre os anos de 1988 e 2010 para 55 países, e os resultados indicaram maiores multiplicadores fiscais em países em desenvolvimento em relação aos de alta renda e multiplicadores fiscais iguais a zero nos países com alto endividamento e com taxas de câmbio flexíveis.

Por fim, Mitra e Poghosyan (2015) aplicaram um VAR estrutural similar a Blanchard e Perroti (2002) para o período de tempo entre o primeiro trimestre de 2001 e o quarto trimestre de 2013. Os resultados indicaram multiplicadores fiscais de impacto da receita e da despesa governamental de -0,3 e 0,4, respectivamente. Além disso, a resposta do PIB ao choque na receita governamental ao longo dos trimestres foi insignificante, com intervalos de confiança, variando entre -4 e 1, diferentemente da resposta do PIB ao choque na despesa governamental, que se manteve acima de 1.

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), de Canova e De Nicolo (2002), de Uhlig (2005) e de Mountford e Uhlig (2009) apresentaram um novo tipo de identificação do VAR, que consiste em rejeitar por meio de restrições de sinais as funções 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, com base na 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, Moon e Schorfheide (2011) utilizaram dados trimestrais entre o primeiro trimestre de 1965 e o quarto trimestre de 2006 do PIB real *per capita* americano, taxa de juros do FED funds, inflação e saldos monetários reais, a fim de construir intervalos de confiança para as funções impulso-resposta no contexto de VAR estrutural com restrições de sinais a partir de uma perspectiva frequentista, sendo a principal contribuição do artigo. Os autores destacaram, ainda, que o

método bayesiano é amplamente utilizado na literatura para a construção desse tipo de intervalo de confiança.

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 se concentrar 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 VARs com diferentes regimes. A ideia principal neste tipo de abordagem é identificar sob quais condições o multiplicador fiscal se torna 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, mostrou 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, ou seja, os multiplicadores fiscais são maiores quando a taxa de juros está em seu limite inferior.

Hall (2009), que também destacou a principal conclusão de Woodford (2010), sugeriu outros fatores que são essenciais para o comportamento e o tamanho dos multiplicadores fiscais, como a elasticidade entre a oferta de trabalho em relação aos salários e a relação inversa entre o *mark-up* sobre o custo praticado pelas firmas e o aumento do produto.

Abordagem Vetor Autorregressivo 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, por meio da construção de um modelo com estrutura univariada e com a presença de dois regimes, de expansão econômica e de recessão. O artigo analisou a inferência da probabilidade de ocorrência da mudança de regime na forma de um filtro iterativo não linear, que permite a estimação e a previsão dos parâmetros dos modelos com base no 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, Waggoner e Zha (2008). Os autores destacaram

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.

A análise de política monetária foi uma das utilizações de destaque dos modelos *Markov Switching* 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 nos coeficientes e nas variâncias. A descoberta empírica mais importante de Sims e Zha (2006) foi 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, Waggoner e Zha (2008), que serve de referência à metodologia deste trabalho, também discutiu aspectos referentes a esta abordagem e será abordado na próxima seção.

Bognanni (2013) utilizou 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 sugeriram 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, Bognanni (2013) destacou que há pouca evidência de que a mudança de regime nas regras de política fiscal causa variação temporal no valor do multiplicador.

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 Brasil.

Mendonça, Medrano e Sachsida (2009) utilizaram dados trimestrais do período compreendido entre janeiro de 1995 e dezembro de 2007 e avaliaram o impacto de choques no consumo corrente do governo e na receita pública líquida sobre o

PIB e a taxa de inflação, por meio do procedimento de identificação sugerido por Mountford e Uhlig (2009) descrito na seção 2.1.1.2. Os resultados sugeriram que um aumento inesperado do gasto do governo reduz o PIB com uma probabilidade de 77,1%.

Peres e Ellery (2009), que também aplicaram 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, encontraram multiplicadores fiscais keynesianos 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 à praticada pelo governo federal.

Cavalcanti e Silva (2010), que utilizaram a metodologia de Blanchard e Perroti (2002), estimaram os multiplicadores fiscais para o período de 1995 a 2008 e destacaram que eles 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) estimou 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, utilizando 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 utilizou como ordenação 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 foi obtido o multiplicador do consumo da administração pública de 1,11, com impacto de curto prazo no PIB.

Por sua vez, o segundo modelo incluiu a formação bruta de capital fixo da administração pública no VAR anterior, com a seguinte ordenação: consumo da administração pública, formação bruta de capital fixo da administração pública, PIB e carga tributária líquida. Os resultados alcançados foram os 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.

Pires (2014) foi o único artigo da literatura brasileira sobre multiplicadores fiscais a utilizar a metodologia *Markov Switching*, mais especificamente o modelo *Markov Switching* de regressão dinâmica,⁷ para estimar e investigar o comportamento dos multiplicadores fiscais de impacto ao longo dos diferentes regimes de crescimento.

Ao utilizar as mesmas variáveis, a mesma base de dados utilizada posteriormente 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) foram que a volatilidade foi mais importante que a média de crescimento na análise da evolução do ciclo econômico brasileiro e que multiplicadores fiscais de impacto não possuíram comportamento idêntico ao longo da mudança de ciclos econômicos, que foram construídos 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 foram significativos estatisticamente em períodos de baixa volatilidade, exceto para o consumo da administração pública, com multiplicadores que variam entre 0,59 e 0,66. Nesse sentido, o multiplicador da carga tributária líquida apresentou valores de -0,2 e -0,3 e o multiplicador da formação bruta de capital fixo da administração pública com valores entre 1,4 e 1,7.

Por fim, Moura (2015), a partir de um modelo DSGE com abordagem Bayesiana, estimou 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 e o terceiro trimestre de 2013.⁸ Os resultados evidenciaram que os efeitos iniciais da resposta do produto interno bruto (PIB) ao choque no consumo do governo e no investimento público foram positivos, mas somente na última variável os efeitos de longo prazo do choque foram superiores a 1. Assim, o autor destacou a superioridade da política fiscal baseada no investimento do governo.

Portanto, as principais contribuições da revisão de literatura nacional e internacional sobre multiplicadores fiscais para este trabalho são, entre outras:⁹

- i) a escolha entre as diversas metodologias de estimação, de estratégias de identificação, de base de dados e de período de análise produz diferentes resultados na estimação

7. O modelo *Markov Switching* de regressão dinâmica utilizado por Pires (2014) é construído por uma única equação para a estimação dos multiplicadores fiscais, cujos coeficientes mudam no tempo de acordo com as defasagens utilizadas no modelo. Além disso, todas as variáveis do modelo são consideradas exógenas. Como já assinalado na Introdução, o presente artigo utiliza um método de inferência bayesiana para o modelo *Markov Switching* combinado com VAR estrutural (MS-SBVAR), que permite tratar as variáveis do modelo como endógenas e ainda que os parâmetros do modelo mudem conforme as alterações no estado/regime da economia.

8. A base de dados utilizada na estimação dos parâmetros do modelo possui dados trimestrais sobre o produto interno bruto, a taxa de câmbio real (média trimestral), a taxa de juros Selic (média trimestral), a inflação medida pelo Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) (variação trimestral), a razão superávit primário fiscal em relação ao PIB, a inflação trimestral dos Estados Unidos e a taxa de juros do FED funds.

9. Ver Whalen e Reichling (2015).

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 definições;¹⁰ *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 possuem maior eficácia quando a taxa de juros da economia está em seu limite inferior; *vi*) 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 *vii*) a apresentação dos resultados em termos dos multiplicadores fiscais de impacto na maioria dos artigos nacionais.

3 METODOLOGIA

A metodologia deste estudo é extraída do artigo de Sims, Waggoner e Zha (2008), que desenvolveu 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:

$$y'_t A(s_t) = \sum_{i=1}^{\rho} y'_{t-i} A_i(s_t) + z'_t C(s_t) + \varepsilon'_t \Xi^{-1}(s_t), \quad 1 \leq t \leq T \quad (1)$$

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

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 e s_t indica qual é o regime prevalente 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 $s_t = k$;

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

$A_i(k)$ 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 discretos representado, abaixo, pela matriz de transição de probabilidade de mudança de regime, $\Pr(\cdot)$,¹¹ 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, ou seja, para cada regime, é gerado pela equação (1).

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

Seja:

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

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:

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

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

$$Y_t = \begin{bmatrix} y_1' \\ \vdots \\ y_t' \end{bmatrix}, \quad Z_t = \begin{bmatrix} z_1' \\ \vdots \\ z_t' \end{bmatrix}, \quad \begin{matrix} S_t \\ (t+1) \times 1 \end{matrix} = \begin{bmatrix} s_0 \\ \vdots \\ s_t \end{bmatrix}. \quad (8)$$

11. $\Pr(\cdot)$ representa probabilidades discretas.

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:

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

O foco se dá no processo de Markov composto $s_t = (s_{1t}, s_{2t})$, sendo s_{1t} e s_{2t} variáveis regime dependentes. 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:

$$|A(s_t)| \prod_{j=1}^n |\xi_j(s_t)| \exp \left(-\frac{\xi_j^2(s_t)}{2} (y_t' a_j(s_t) - x_t' f_j(s_t))^2 \right). \quad (14)$$

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 obter modelos mais parcimoniosos, são impostas restrições na matriz P de tal forma que o número de parâmetros livres a serem estimados nela não ultrapassem nunca o número de estados do modelo. Sims, Waggoner e Zha (2008) argumentam que essas restrições permitem lidar satisfatoriamente com as diversas possibilidades de mudanças de estados. São também impostas restrições na variação no tempo dos outros parâmetros do modelo, como é descrito a seguir.

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

$$F(s_t) = \begin{matrix} G(s_t) & \bar{S} & A(s_t) \\ mxn & mxn & mxn \quad nxn \end{matrix}, \quad (16)$$

$$\bar{S} = \begin{bmatrix} I_n & \\ 0 & \\ (m-n)xn & \end{bmatrix}. \quad (17)$$

Define-se G como a coleção de todos os $G(k)$ para $k = 1, \dots, b$. Se a distribuição *a priori* de $G(s_t)$ 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 esse 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 $hr_{g_j} \times 1$, sendo os termos $\delta_j(k)$ e ψ_j os parâmetros livres a serem estimados, que serão discutidos a seguir.

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

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

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 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 (16). Em outras palavras, as restrições na variação no tempo são aplicadas aos parâmetros da j -ésima equação, $a_j(s_t)$ e $g_j(s_t)$, com $j \in \{1, \dots, n\}$, embora o método geral proposto no artigo seja compatível com outros casos de restrições na variação no tempo:

$$a_j(s_t)\xi_j(s_t), g_{ij,l}(s_t)\xi_j(s_t), c_j(s_t)\xi_j(s_t)$$

$$= \begin{cases} a_j, g_{ij,l}, c_j & \text{Caso I,} & (19) \\ a_j\xi_j(s_t), g_{ij,l}\xi_j(s_t), c_j\xi_j(s_t) & \text{Caso II,} & (20) \\ a_j(s_t)\xi_j(s_t), g_{\psi_{ij,l}}g_{\delta_{ij}(s_t)}\xi_j(s_t), c_j(s_t)\xi_j(s_t) & \text{Caso III,} & (21) \end{cases}$$

em que $a_j(s_t)$ é a j -ésima coluna da matriz $A(s_t)$, $g_{ij,l}(s_t)$ é o elemento de $g_j(s_t)$ para a i -ésima variável na l -ésima defasagem e $c_j(s_t)$ 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 $g_{\delta_{ij}(s_t)}$ é o elemento de $g_{\delta_j(s_t)}$ para a i -ésima variável no regime s_t em qualquer lag , ou seja, quando o regime s_t muda, $g_{\delta_{ij}(s_t)}$ 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 estados, 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_t) 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 $\xi_j(s_t)$ 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 dos distúrbios heterocedásticos, ou seja, há variação no tempo tanto nos coeficientes, quanto nas variâncias dos choques estruturais. Como será visto na seção 5, utiliza-se, neste artigo, o caso II e o caso III para o melhor modelo com três estados e com dois estados, respectivamente.

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

$$\mathfrak{R}_j \begin{bmatrix} a_j \\ f_j \end{bmatrix} = 0, \quad (22)$$

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

Segue-se da equação (22) que:

$$a_j(k) = U_j b_j(k), \quad (23)$$

$$f_j(k) = V_j g_j(k) - W_j U_j b_j(k), \quad (24)$$

em que U_j e V_j são matrizes com colunas ortogonais de dimensões $n \times q_j$ e $(\rho p + m) \times r_j$, respectivamente, e W_j é uma matriz de dimensão $(\rho p + m) \times n$.¹²

Para fazer a equação (24) ser compatível com o passeio aleatório dado pela equação (16), 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 \bar{W}_j como \bar{S} .

De (15), (23) e (24), a verossimilhança pode ser reescrita como:

12. O Apêndice D do artigo Sims, Waggoner e Zha (2008) apresenta mais detalhes.

$$\begin{aligned}
& p(y_t | Y_{t-1}, Z_t, S_t, \theta, w) \\
& = |A(s_t)| \left[\prod_{j=1}^n |\xi_j(s_t)| \exp \left(-\frac{\xi_j^2(s_t)}{2} \left((y_t + x_t' W_j) U_j b_j(s_t) \right. \right. \right. \\
& \left. \left. \left. - x_t' V_j g_j(s_t) \right)^2 \right) \right].
\end{aligned} \tag{25}$$

Além das restrições na variação no tempo dadas pela equação (19), (20) e (21), o vetor de coeficientes defasados $g_j(k)$, $k \in \{1, \dots, h\}$, 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 $\mathbb{R}^{r_{g_j}}$:

$$g_{\delta_j(k)} = \Delta_j \delta_j(k) + \bar{\delta}_j \tag{26}$$

e da transformação afim de $\mathbb{R}^{r_{\psi_j}}$ para $\mathbb{R}^{h_1 r_{g_j}}$:

$$g_{\psi_j} = \Psi_j \psi_j, \tag{27}$$

em que Δ_j é uma matriz de dimensão $r_{g_j} \times r_{\delta_j}$, Ψ_j é uma matriz de dimensão $h r_{g_j} \times r_{\psi_j}$, $\bar{\delta}_j$ é um vetor de dimensão $r_{g_j} \times 1$, $\delta_j(k)$ um vetor de dimensão $r_{\delta_j} \times 1$ e ψ_j um vetor de dimensão $r_{\psi_j} \times 1$.

Os vetores $\delta_j(k)$ e ψ_j são os parâmetros livres que serão estimados, enquanto os outros vetores e matrizes nas equações (26) e (27) 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 (19), (20) e (21) implicam que r_{δ_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_{ψ_j} é muito menor do que $h r_{g_j}$.

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

Para o caso III, define-se:

$$\bar{\delta}_j = \begin{bmatrix} 0 \\ n \rho x 1 \\ 1 \end{bmatrix}, \tag{28}$$

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

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 por meio 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 .

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:

$$p(Q) = \sum_{j \in H} \left[\left(\frac{\Gamma(\sum_{i \in H} \alpha_{i,j})}{\prod_{i \in H} \Gamma(\alpha_{i,j})} \right) \times \prod_{i \in H} (q_{i,j})^{\alpha_{i,j} - 1} \right], \quad (29)$$

em que $\Gamma(\cdot)$ 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:

$$p_{j,dur} = Eq_{j,j} = \frac{\alpha_{j,j}}{\sum_i \alpha_{i,j}} = \frac{\alpha_{j,j}}{\alpha_{j,j} + (h - 1)}. \quad (30)$$

Disso segue que:

$$\alpha_{j,j} = \frac{p_{j,dur}(h - 1)}{1 - p_{j,dur}}. \quad (31)$$

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

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

$$p(\theta, w, S_T) = \frac{p(\theta)p(w)}{h} \prod_{t=1}^T q_{S_t, S_{t-1}}. \quad (32)$$

Sims, Waggoner e Zha (2008) iniciam com a *priori* imposta diretamente em $\alpha_j(k)$ 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 (23) e (27).

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

$$p(a_j(k)) = normal(a_j(k) | 0, \bar{\Sigma}_{a_j}), \quad (33)$$

$$p(g_{\psi_j}) = normal(g_{\psi_j} | 0, \tilde{\Sigma}_{g_{\psi_j}}), \quad (34)$$

para $k = 1, \dots, h_1$ e $j = 1, \dots, n$, e $\tilde{\Sigma}_{g_{\psi_j}} = I_{n_1} \otimes \tilde{\Sigma}g$.

As matrizes de covariância das *prioris* $\bar{\Sigma}\alpha_j$ e $\tilde{\Sigma}g$ 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 , $\alpha_j(k)$ tem a mesma distribuição a *priori* para diferentes valores de k , tornando-o irrelevante para esta *priori*,¹³ ou seja, a *priori* é simétrica através dos estados.

Os autores, seguindo Sims e Zha (1998), incorporam na *priori* $n + 1$ observações-*dummies* formadas com base nas observações iniciais, que são usadas como um componente adicional da *priori* e expressam crenças amplamente aceitas sobre raízes unitárias e 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 (5) de dimensão $(n + 1) \times n$ e X_d como uma matriz de observações-*dummy* do lado direito do mesmo sistema de dimensão $(n + 1) \times m$, tal que:

$$Y_d A(k) = X_d (G_{\psi} + \bar{S}A(k)) + \tilde{E}_d, \quad (35)$$

em que G_{ψ} é uma matriz de dimensão $(\rho n + m) \times n$ formada a partir de g_{ψ_j} , enquanto $\tilde{\Sigma}d$ é uma matriz de variáveis aleatórias normal-padrão de dimensão $(n + 1) \times n$.

Se for adicionada a *priori* difusa,

13. A variável-regime s_t para $A(s_t)$ e a variável regime s_t para $\Xi(s_t)$ são independentes.

$$p(\text{vec}(A(k))) \propto |A(k)|^{-(n+1)}, \quad (36)$$

a fim de corrigir os graus de liberdade da *priori* geral de $A(K)$, obtém-se a seguinte *priori* geral combinando a equação *dummy* (35) com a *priori* com distribuição normal representada por (33)-(34):

$$p(a_j(k)) = \text{normal}(a_j(k) | 0, \bar{\Sigma}_{a_j}) \quad (37)$$

$$p(g_{\psi_j}) = \text{normal}(g_{\psi_j} | 0, \bar{\Sigma}_{g_{\psi_j}}) \quad (38)$$

com $\bar{\Sigma}_{g_{\psi_j}} = I_{h_1} \otimes \bar{\Sigma}_g$ e:

$$\bar{\Sigma}_g = (X_d' X_d + \bar{\Sigma}_g^{-1})^{-1}. \quad (39)$$

Dadas as restrições lineares (23) e (27), pode-se derivar de (37) e (38) que as distribuições a *priori* implícitas de $b_j(k)$ e ψ_j são:

$$p(b_j(k)) = \text{normal}(b_j(k) | 0, \bar{\Sigma}_{b_j}) \quad (40)$$

$$p(\psi_j) = \text{normal}(\psi_j | 0, \bar{\Sigma}_{\psi_j}), \quad (41)$$

com

$$\bar{\Sigma}_{b_j} = (U_j' \bar{\Sigma}_{a_j}^{-1} U_j)^{-1} \quad (42)$$

$$\bar{\Sigma}_{\psi_j} = (\Psi_j' \bar{\Sigma}_{g_{\psi_j}}^{-1} \Psi_j)^{-1}. \quad (43)$$

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

$$p(\delta_j(k)) = \text{normal}(\delta_j(k) | 0, \bar{\Sigma}_{\delta_j(k)}), \quad (44)$$

com $\bar{\Sigma}_{\delta_j(k)} = \sigma_\delta^2 I_{r_{\delta_j}}$, sendo $I_{r_{\delta_j}}$ a uma matriz identidade de dimensão $r_{\delta_j} \times r_{\delta_j}$.

Já a distribuição a *priori* de possui função de densidade gamma:

$$p(\xi_j^2(k)) = \text{gamma}(\xi_j^2(k) | \bar{\alpha}_j, \bar{\beta}_j), \quad (45)$$

em que:

$$\text{gamma}(x | \alpha, \beta) = \frac{1}{\Gamma(\alpha)} \beta^\alpha x^{\alpha-1} e^{-\beta x}. \quad (46)$$

Sims, Waggoner e Zha (2008), no que se refere à *posteriori*, argumentam que, dada a função de verossimilhança (25) e as funções de densidade da *priori* (40)-(45), o objetivo é obter a função de densidade da *posteriori* condicional $p(b_j(k) | Y_T, Z_T, S_T, w)$ por meio de amostragem alternativa das seguintes distribuições a *posteriori* condicionais:

$$p(b_j(k) | Y_T, Z_T, S_T, G, \Xi, w, b_i(k)), \quad (47)$$

$$p(\delta_j(k) | Y_T, Z_T, S_T, A, \Xi, w, \psi_j), \quad (48)$$

$$p(\psi_j | Y_T, Z_T, S_T, A, \Xi, w, \delta_j(k)), \quad (49)$$

$$p(\xi_j^2(k) | Y_T, Z_T, S_T, A, G, w), \quad (50)$$

em que $i \neq j$ e $i = 1, \dots, n$. A equação (47), primeira densidade da *posteriori*, não é de qualquer forma padrão, ao passo que as equações (48) e (49) são distribuições normais multivariadas, e a equação (50) 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 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. Essa 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, $k \in \{1, \dots, h\}$. 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 $\delta_j(k_1) = 1_{r_{\delta, j \times 1}}$ e $\xi_j(k_2) = 1$ para $j \in \{1, \dots, n\}$, $k_1 \in \{1, \dots, h\}$ e $k_2 \in \{1, \dots, h\}$, em que é um vetor de uns de dimensão $r_{\delta, j \times 1}$.

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

- μ_1 controla o aperto global da *priori* passeio aleatório (o mesmo que λ_0 em Sims e Zha (1998));
- μ_2 controla o aperto relativo da *priori* passeio aleatório sobre os coeficientes defasados (o mesmo que λ_1 em Sims e Zha (1998));
- μ_3 controla o aperto relativo da *priori* passeio aleatório sobre o termo constante (o mesmo que λ_4 em Sims e Zha (1998));
- 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));
- 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 π_5 em Sims e Zha (1998));
- 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 $g_{ij,t}(s_t)$, 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 $\bar{\beta} = 1$.

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 bruta de

capital fixo da administração pública disponibilizados pelos artigos de Dos Santos (2008) e Dos Santos *et al.* (2011), do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), respectivamente,¹⁴ e ao consumo da administração pública¹⁵ e ao PIB, disponibilizados pelas Contas Nacionais do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), é construída à base de dados utilizada deste 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 por meio 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, totalizando 60 observações = 56 observações de (1999T1 até 2012T4) – 1 observação (pois há uma defasagem) + 5 observações *dummies*, pois $(n + 1) = (4 + 1) = 5$ observações *dummies* são incorporadas na *priori*.

Justifica-se a escolha do ano de 1999 para o início das observações por ser o ano 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, à alta inflação, à elevada volatilidade da taxa de câmbio e ao descontrole fiscal, no que se referem às contas públicas, presentes ao longo da década de 1980 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.

14. 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.

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

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 resenhada 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 sendo as variáveis para o cálculo dos multiplicadores fiscais com o objetivo de captar os efeitos de diferentes estratégias de política fiscal – por meio 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, de acordo com os 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 brasileira.¹⁶

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 por meio 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.

16. A base de dados completa pode ser solicitada aos autores.

4.2 Identificação¹⁷

O VAR na forma estrutural – que será utilizado neste trabalho – pode ser descrito como:

$$y'_t A(s_t) = \sum_{i=1}^{\rho} y'_{t-i} A_i(s_t) + z'_t C(s_t) + \varepsilon'_t \Xi^{-1}(s_t), 1 \leq t \leq T, \quad (51)$$

no qual s_t é um estado não observado; $y'_t \equiv [C_p \ I_p \ T_p \ Y_p]$ 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-1} 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, matriz de variância e 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 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:

$$y'_t = x'_t B(s_t) + u'_t(s_t), \quad t = 1, \dots, T; \quad (52)$$

$$B(s_t) = F(s_t) A^{-1}(s_t); \quad (53)$$

$$u'_t(s_t) = (A'(s_t))^{-1} \Xi(s_t)^{-1} \varepsilon_t; \quad (54)$$

$$\Sigma u = (A'(s_t))^{-1} \Xi(s_t)^{-2} A^{-1}(s_t); \quad (55)$$

em que: $x'_t = [y'_{t-1} \dots y'_{t-p}, z'_t]$ e $F(s_t) = [A_1(s_t) \dots A_p(s_t) C(s_t)]'$.

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

Assume-se que 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 $\Sigma \varepsilon = E(\varepsilon_t, \varepsilon_t') = I$ seja diagonal e igual à matriz identidade.

Além disso, u_t são os resíduos na forma reduzida com $u_t \sim (0, \Sigma u)$, $E(u_t, u_s) = 0$ para t diferente de s e $\Sigma u = E(u_t, u_t') = [A'(s_t)]^{-1} \Xi(s_t)^{-2} A^{-1}(s_t)$ e $u_t(s_t) = [I - \Xi(s_t) A'(s_t)] u_t(s_t) + \varepsilon_t$.

A identificação do VAR é construída com base no pressuposto de que há uma relação entre os resíduos do VAR na forma reduzida, u_t e os choques estruturais ε_t , por meio das matrizes A (que está pós-multiplicada e, portanto, transposta) e Ξ , da forma:

$$u_t'(s_t)A(s_t) = \varepsilon_t'\Xi(s_t)^{-1}, \quad (56)$$

$$\begin{bmatrix} u_t^C & u_t^I & u_t^T & u_t^Y \end{bmatrix} \begin{pmatrix} \alpha_{CC} & \alpha_{IC} & \alpha_{TC} & \alpha_{YC} \\ \alpha_{CI} & \alpha_{II} & \alpha_{TI} & \alpha_{YI} \\ \alpha_{CT} & \alpha_{IT} & \alpha_{TT} & \alpha_{YT} \\ \alpha_{CY} & \alpha_{IY} & \alpha_{TY} & \alpha_{YY} \end{pmatrix} = [\varepsilon_t^C \quad \varepsilon_t^I \quad \varepsilon_t^T \quad \varepsilon_t^Y] \Xi(s_t)^{-1} \quad (57)$$

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 Σu , que possui $n(n+1)/2 = 10$ parâmetros livres. 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 Σu 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 Σu , 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 Σu .

Nesse sentido, o presente estudo 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,¹⁸ o consumo da APU é considerado um gasto rígido, no sentido de que é pré-determinado por lei antes do trimestre considerado como atual.

Quanto às decisões sobre a formação bruta de capital fixo, admite-se que ela seja afetada por variações de curto prazo do consumo e não por alterações de curto prazo na carga tributária líquida, que são difíceis de serem separadas, no prazo de um trimestre, entre o que tem ou não destinos legais pré-especificados. Admite-se ainda que a formação bruta de capital fixo é pré-determinada em relação ao PIB no curto prazo (um trimestre), pois alterações de decisões sobre investimento são lentas.

Por sua vez, por meio da presença e da atuação de estabilizadores automáticos, a carga tributária líquida é afetada de forma contemporânea por 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, μ_t e os choques estruturais ε_t , por meio das matrizes A e Ξ apresenta-se como:

$$[u_t^C \quad u_t^I \quad u_t^T \quad u_t^Y] \begin{pmatrix} \alpha_{CC} & \alpha_{IC} & 0 & \alpha_{YC} \\ 0 & \alpha_{II} & 0 & \alpha_{YI} \\ 0 & 0 & \alpha_{TT} & \alpha_{YT} \\ 0 & 0 & \alpha_{TY} & \alpha_{YY} \end{pmatrix} = [\varepsilon_t^C \quad \varepsilon_t^I \quad \varepsilon_t^T \quad \varepsilon_t^Y] \Xi (s_t)^{-1} \quad (58)$$

Por fim, é importante ressaltar que a estratégia de identificação utilizada neste estudo torna o modelo sobreidentificado, uma vez que há nove parâmetros livres em (58) que serão estimados na matriz A e pelo fato de que a condição de ordem para a identificação admite, no máximo, $\frac{n(n+1)}{2} = \frac{4(4+1)}{2} = 10$ (n igual ao número de variáveis endógenas do modelo, n=4) parâmetros a serem estimados: caso o número de parâmetros livres a serem estimados seja menor do que 10, o modelo é dito sobreidentificado; caso seja igual a 10, o modelo é exatamente identificado.

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

5 ESTIMAÇÃO E RESULTADOS

5.1 Processo de estimação e critérios de seleção dos modelos

O processo de estimação foi realizado por meio do *software* MATLAB/Dynare e, no que se refere às possíveis configurações dos modelos no âmbito da estrutura MS-BVAR, que foi elaborada conforme Sims, Waggoner e Zha (2008), foram consideradas quatorze configurações distintas¹⁹ (que serão descritas na tabela 1), pois como há apenas sessenta observações, isso restringe os graus de liberdade e o número de estados que podem ser considerados em cada modelo, interferindo, conseqüentemente, na decisão de quais deles serão estimados neste artigo. Vale ressaltar que procedimentos Bayesianos de estimação podem ser adotados em modelos com graus de liberdade negativos. No entanto, nestes casos, a distribuição *a posteriori* pode ser bastante afetada pela distribuição *a priori* adotada.

Para a seleção dos melhores modelos entre os estimados – sem mudança de estado (sem Markov Switching), dois estados²⁰ e três estados²¹ – adotou-se como critério de decisão o maior valor da Função Densidade Marginal dos Dados (Mdd), considerando as três formas alternativas que o *software* disponibiliza para obtê-la.²²

A comparação dos valores da Mdd permite concluir que há modelos MS-SBVAR que se ajustam melhor aos dados do que o modelo VAR sem mudança de regime. Adotando-se esse procedimento e observando-se a tabela 1 apresentada a seguir, os melhores modelos são:

- modelo “ $C+CTL+Var+2$ ”: os coeficientes variam na equação do C e da CTL e as variâncias dos resíduos mudam em todas quatro equações em dois regimes (estados);
- modelo “ $VAR+3$ ”: somente as variâncias dos resíduos mudam em todas as equações em três regimes (estados).

19. Em todas as configurações dos modelos com mudança de regime, foi utilizada uma única cadeia de Markov para os coeficientes e variâncias, ou seja, não houve a separação de cadeias para a mudança nos coeficientes e nas variâncias. Além disso, 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 um.

20. Com dois estados (regimes), foram estimados doze tipos de modelos, ou seja, todas as combinações possíveis de modelos com mudanças nos coeficientes e variâncias das equações (exceto o caso em que os coeficientes e as variâncias se modificam em todas as equações), conforme pode ser visto na tabela 1.

21. Com três regimes, foi estimado apenas um tipo de modelo, que admite que apenas as variâncias se modifiquem em todas as equações, pois ele é o único com um número de parâmetros que possibilita a estimação.

22. Há três formas distintas em que as Mdd's são calculadas pelo MATLAB/Dynare: Mdd Waggoner e Zha (Mdd WZ), que, em geral, possui correlação positiva com o número de estados, Mdd Muller e Mdd Bridge – que possuem valores próximos aos do MDD WZ.

TABELA 1
Seleção dos melhores modelos

Modelo	Coefficientes variam na(s) equação(ões) do(a):	Variâncias se modificam em:	mdd WZ	mdd Muller	mdd Bridge	Número de parâmetros
Sem Markov Switching						
Sem Markov Switching	-	-	610,00	-	-	29
Dois estados						
PIB+ Var+2	PIB	Todas as equações	612,44	611,58	611,76	44
Var+2	-	Todas as equações	613,00	611,64	611,98	35
CTL+ Var+2	CTL	Todas as equações	618,06	612,63	613,09	42
C+Var+2	C	Todas as equações	617,72	613,19	613,47	41
FBCF+ Var+2	FBCF	Todas as equações	616,30	610,74	610,77	42
C+FBCF+ Var+2	C e FBCF	Todas as equações	616,16	609,68	609,95	48
C+CTL+ Var+2	C e CTL	Todas as equações	626,19	615,77	614,75	48
C+PIB+ Var+2	C e PIB	Todas as equações	617,28	610,56	610,65	50
FBCF+ CTL+ Var+2	FBCF e CTL	Todas as equações	620,58	613,88	614,19	49
FBCF+ PIB+ Var+2	FBCF e PIB	Todas as equações	615,49	609,62	609,62	51
CTL+PIB+Var+2	CTL e PIB	Todas as equações	617,93	607,74	607,23	51
C+FBCF+CTL+ Var+2	C, FBCF e CTL	Todas as equações	616,86	604,38	603,07	55
Três estados						
VAR+3	-	Todas as equações	617,42	611,93	612,24	40

Elaboração dos autores.

Obs.: Segundo Kass e Raftery (1995), diferenças entre estes valores maiores do que 3 são significativas e maiores do que 5 fortemente significativas.

5.2 Datação dos regimes

A matriz “Zeta”²³ – que é igual à matriz $\Xi^2(s_t)$, Ξ da equação (1) – mostra o comportamento da inversa da variância dos resíduos das equações nos diferentes estados. Quanto menor for o valor apresentado por Zeta, em uma determinada equação de um determinado regime, maior será a variância do resíduo desse regime e, conseqüentemente, menor será o grau de informação contido nos dados.

Matriz Zeta – Modelo $C+CTL+Var+2$

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

$$\text{Regime 2} = \begin{bmatrix} 0,3088 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0,4079 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0,8836 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0,0783 \end{bmatrix}$$

Matriz Zeta - Modelo $VAR+3$

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

$$\text{Regime 2} = \begin{bmatrix} 0,5026 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0,4259 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0,4567 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0,8726 \end{bmatrix}$$

$$\text{Regime 3} = \begin{bmatrix} 0,099 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0,2542 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0,6750 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0,0604 \end{bmatrix}.$$

23. A matriz Zeta é uma matriz diagonal e é a inversa da matriz de covariância dos resíduos das equações de cada variável nos diferentes estados. O primeiro termo da matriz Zeta para cada regime corresponde ao inverso da variância do resíduo do consumo da administração pública; o segundo termo corresponde ao inverso da variância do resíduo da formação bruta de capital fixo da administração pública; o terceiro termo corresponde ao inverso da variância do resíduo da carga tributária líquida e, por fim, o quarto termo da matriz Zeta corresponde ao inverso da variância do resíduo do PIB.

Observa-se, portanto, no modelo $C+CTL+Var+2$, que o regime 1 é o que apresenta menor variância nos resíduos das equações e que o regime 2 é o que apresenta maior variância nos resíduos das equações, ou seja, os dados do regime 2 devem ter menos peso na estimação do modelo. Por sua vez, no modelo $VAR+3$, o regime 1 apresenta menor variância nos resíduos das equações, seguido pelo regime 2 (com variância “intermediária” nos resíduos das equações, com exceção da equação do PIB) e pelo regime 3, que apresenta maior variância nos resíduos das equações, novamente com exceção da equação do PIB. Ou seja, os dados do PIB são menos informativos sobre o valor do multiplicador em período mais recente.

5.2.1 Datação dos regimes no modelo $C+CTL+Var+2$ e no modelo $VAR+3$

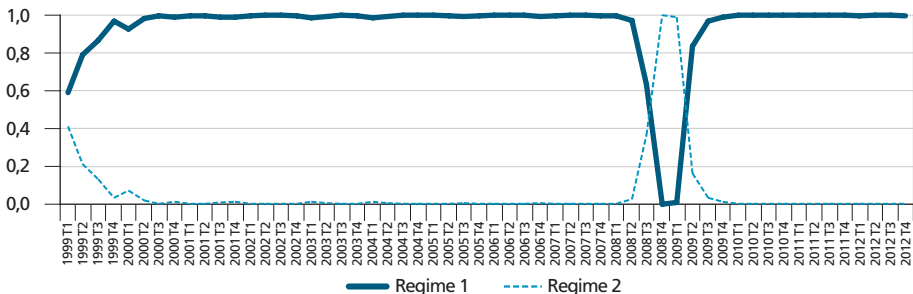
Na datação dos regimes dos modelos $C+CTL+Var+2$ e $VAR+3$, pode-se inferir, em linhas gerais, que até a crise de 2008 verificou-se um regime fiscal estável no país. A crise causou uma quebra desse regime, dada a necessidade de medidas de política econômica anticíclicas excepcionais em resposta a ela. Após esse período de crise, há duas possibilidades nos modelos analisados: *i)* sob o modelo $C+CTL+Var+2$, o regime anterior é restabelecido; e *ii)* sob o modelo $VAR+3$, surge um novo regime fiscal, diferente dos anteriores. Em outras palavras, a diferença principal entre esses modelos refere-se ao que ocorre após 2008.

Nesse sentido, a partir da matriz “Zeta” do modelo $C+CTL+Var+2$ e do gráfico 1 a seguir, que o comportamento da economia brasileira pode ser dividido em dois períodos – representados por dois regimes distintos:

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

GRÁFICO 1

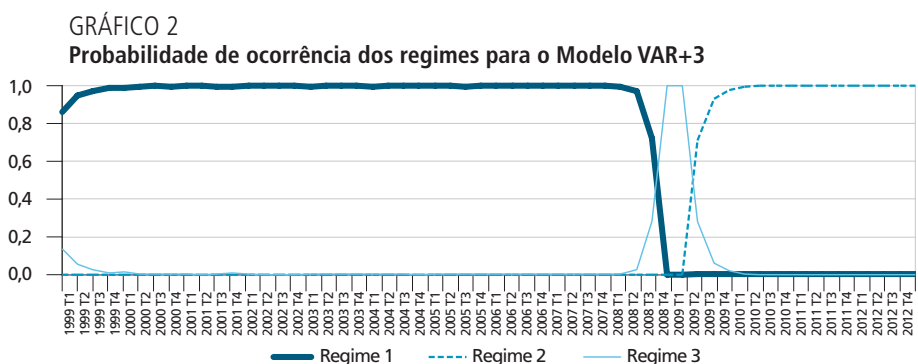
Probabilidade de ocorrência dos regimes para o Modelo $C+CTL+Var+2$



Elaboração dos autores, com o uso do MATLAB Dynare.

Da mesma forma, conclui-se, a partir da matriz “Zeta” do Modelo VAR+3 e do gráfico 2 a seguir, que o comportamento da economia brasileira pode ser dividido em três períodos, representados por três regimes distintos:

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



Elaboração dos autores, com o uso do MATLAB Dynare.

A análise do período entre o primeiro trimestre de 1999 e o segundo trimestre de 2008 se inicia com um forte ajuste fiscal e o consequente 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).²⁴ Houve também a implementação de mudanças importantes na estrutura político-econômica do país, com destaque para 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). Além disso, nesse período de tempo, o crescimento do PIB teve média de crescimento de 3,35% ao ano (a.a.) e verificou-se relativa estabilidade macroeconômica, quando comparado ao intervalo de tempo que compreende o Regime 3.

Esse fato pode ser atribuído a diversas medidas de política econômica adotadas, tais como: *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 que resultaram, sobretudo,

24. Os dados desta subseção foram extraídos do Ipeadata e das séries temporais do Banco Central do Brasil.

do aumento dos preços (e maior demanda) das *commodities* exportadas pelo Brasil ao mercado internacional, além do maior afluxo de capitais externos, contribuindo para reduzir a vulnerabilidade externa da economia brasileira; *ii*) expansão do crédito, que favoreceu, sobretudo, o aumento do consumo das famílias nesse período;²⁵ *iii*) aumento do investimento público por meio 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 uma queda continuada da dívida líquida do setor público (de 48% do PIB em 2005, para 40,5% do PIB em 2008), provocadas, principalmente, pelo crescimento econômico no período e pela redução da taxa referencial ao Sistema Especial de Liquidação e de Custódia (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 Selic.²⁶

O período compreendido entre terceiro trimestre de 2008 e o primeiro trimestre de 2009 é caracterizado pelo contágio da crise global 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: *i*) aumento da liquidez através do financiamento das exportações com uso de reservas internacionais e intervenções do Banco Central no mercado de câmbio, a fim de atenuar a desvalorização da taxa nominal de câmbio; *ii*) 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; *iii*) extensão e aumento o valor do seguro-desemprego e o papel anticíclico dos bancos públicos no mercado de crédito; e *iv*) 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, como PIB crescendo vigorosamente em 2010 (7,0% a.a.). No biênio 2011-2012, a economia desacelerou (média inferior a 2,0% a.a. *versus* média de 3,3% a.a. entre 1999T1 e 2008T2) e o governo adotou, em 2012, uma política fiscal expansionista, utilizando-se de isenções fiscais para firmas industriais (modificação na cobrança da contribuição previdenciária) e da redução do IPI para produtos da linha branca e automóveis, o que promoveu uma deterioração fiscal do governo. Houve também uma redução significativa na taxa Selic (de 12,5% a.a. em julho de 2011,

25. De particular importância foi o crédito consignado em folha de pagamento foi instituído pela Lei nº 10.820, de 17 de dezembro de 2003.

26. 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.

para 7,25%, em outubro de 2012) e uma desvalorização da taxa de câmbio nominal de 25%, entre junho de 2011 e junho de 2012.

5.3 Decomposição de variâncias ergódica e funções impulso-resposta ergódicas do PIB: Modelo C+CTL+Var+2

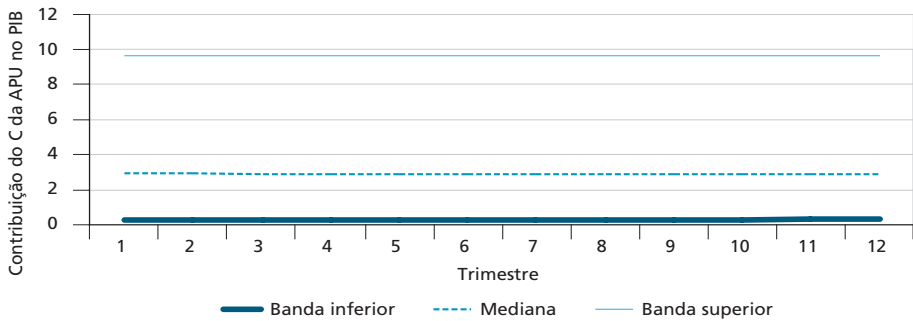
O gráfico 3, a seguir, descreve o comportamento da decomposição de variâncias ergódicas do PIB em relação a todas as variáveis do modelo $C+CTL+Var+2$, com bandas de probabilidade de 68%. Em outras palavras, calcula a contribuição das variáveis do modelo na variabilidade do PIB.

O gráfico 3 sugere que a CTL é a variável que possui a maior contribuição para a variabilidade do PIB, situada, aproximadamente, em 10% para o modelo $C+CTL+Var+2$, com comportamento constante ao longo dos passos à frente.

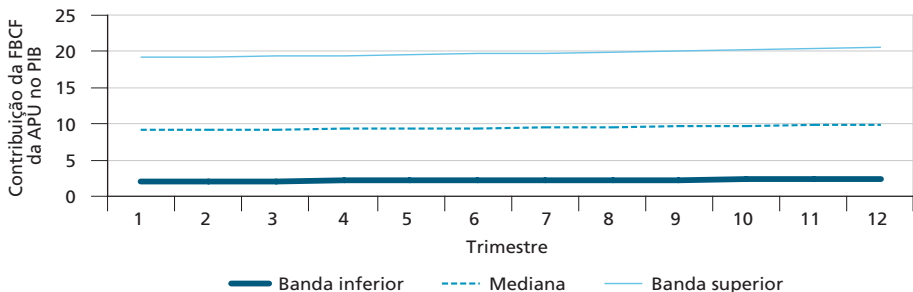
Por outro lado, a contribuição da FBCF da APU (aproximadamente 9% da explicação da variabilidade do PIB com comportamento crescente ao longo dos passos à frente) e do C da APU (aproximadamente 3% da explicação da variabilidade do PIB, com comportamento constante ao longo dos trimestres) são menores relativamente à contribuição da CTL.

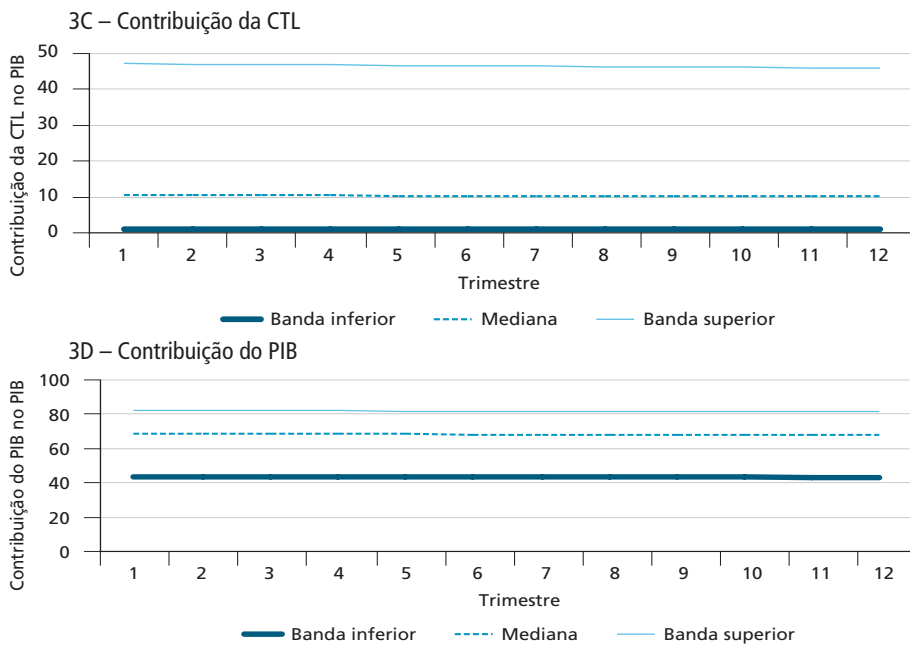
GRÁFICO 3

Decomposição de variâncias ergódica do PIB para o modelo C+CTL+Var+2 3A – Contribuição do C da APU



3B – Contribuição da FBCF da APU



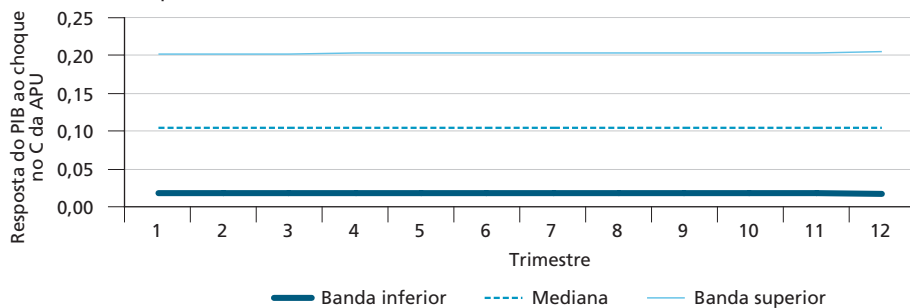


Elaboração dos autores, com o uso do Matlab Dynare.

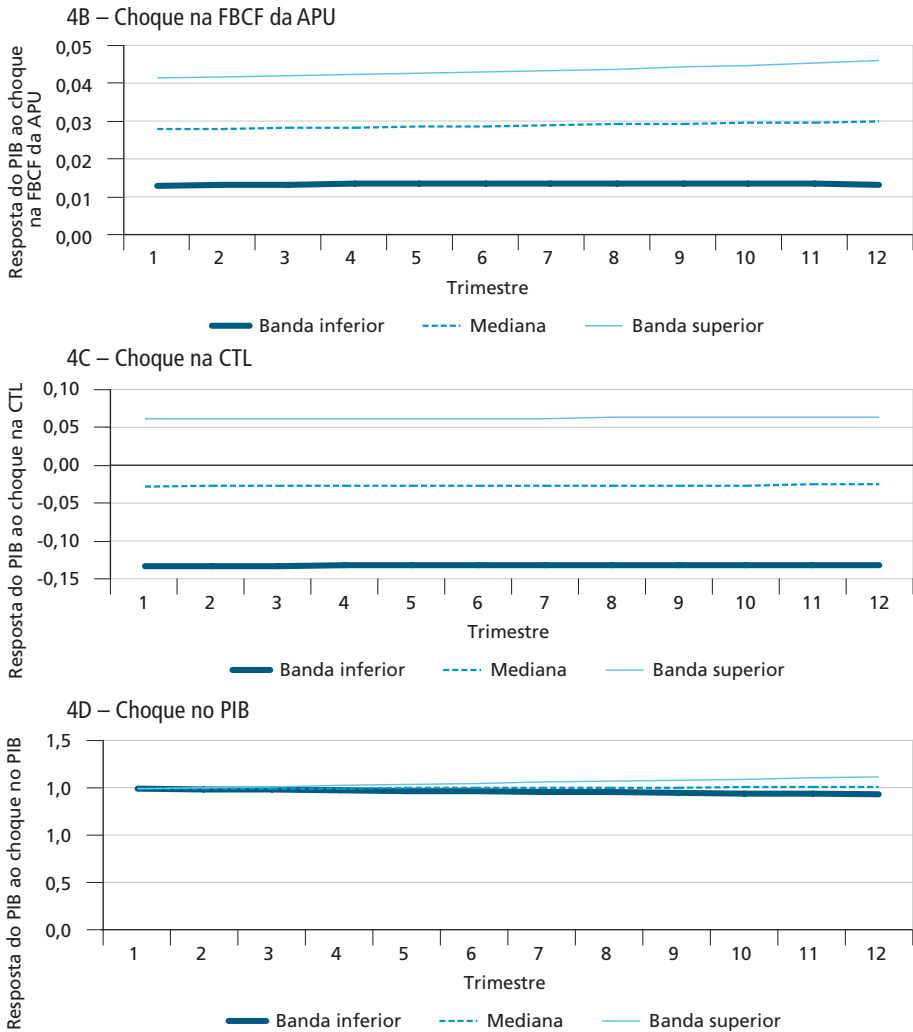
GRÁFICO 4

Funções impulso-resposta ergódicas do PIB para o modelo C+CTL+Var+2 (choques iguais a 1)²⁷

4A – Choque no C da APU



27. A função impulso-resposta ergódica do modelo VAR+3 possui o mesmo comportamento da função impulso-resposta ergódica do modelo C+CTL+Var+2, exceto em relação banda superior de probabilidade da CTL, que fica abaixo do valor zero. Portanto, só foi apresentada a figura do último modelo.



Elaboração dos autores, com o uso do Matlab Dynare.

Os resultados do gráfico 4 apontam que as funções impulso-resposta ergódicas apresentam quase todos os sinais esperados na mediana e nas bandas de probabilidade (C da APU e FBCF da APU com sinais positivos e CTL com sinal negativo, exceto para sua banda superior de probabilidade), bem como sugerem um comportamento relativamente estável ao longo dos passos à frente.

Conforme será visto nas subseções seguintes, o comportamento da função impulso-resposta ergódica é consistente com os resultados dos multiplicadores fiscais e suas bandas de probabilidade para os dois modelos analisados.

5.4 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, Mendoza e Végh (2013) e Pires (2014) descrevem diversas formas de se calcular e de se classificar o(s) multiplicador(es) fiscal(is).

- 1) 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 .
- 2) 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.
- 3) 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 .
- 4) Multiplicador fiscal cumulativo: $(\frac{\sum_{i=0}^n \Delta Y_{t+i}}{\sum_{i=0}^n \Delta X_{t+i}})$: 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.
- 5) Multiplicador fiscal cumulativo descontado ou valor presente (VP) do multiplicador fiscal cumulativo: $(\frac{\sum_{t=0}^T (1+i)^{-t} \Delta Y_t}{\sum_{t=0}^T (1+i)^{-t} \Delta X_t})$: o multiplicador fiscal cumulativo descontado traz a valor presente o multiplicador fiscal cumulativo através de uma taxa de juros.²⁸

Este artigo apresenta os resultados dos multiplicadores fiscais definidos nos itens 1), 4) e 5) supracitados utilizando todo o sistema de equações do modelo por meio do critério “Função Impulso-Resposta” (“IRF”).²⁹ As vantagens de se apresentarem

28. 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.

29. O critério “Função Impulso-Resposta” (“IRF”) considera todas as variáveis como endógenas e todo o sistema de equações. Além disso, o cálculo dos multiplicadores fiscais é feito a partir da resposta de todas as variáveis a choques exógenos em cada variável de política.

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 4) e 5) na literatura nacional sobre o tema, que possui como principal característica a apresentação dos resultados em termos do multiplicadores fiscais de impacto – item 1).

A construção dos multiplicadores fiscais ergódicos é feita a partir da extração de 40 mil parâmetros da *posteriori* e, para cada uma dessas extrações, calculou-se os multiplicadores fiscais por estado. Então, os multiplicadores fiscais ergódicos são obtidos por meio da multiplicação dos multiplicadores de cada regime por uma ponderação igual às probabilidades não condicionais da ocorrência dos respectivos estados.

Além disso, todos os multiplicadores ergódicos são apresentados a seguir com bandas de probabilidade de 68%. Para construir essas bandas, foram feitas 40 mil extrações das *posteriors* dos parâmetros e, para cada uma dessas extrações, foi calculada a Função Impulso-Resposta do Modelo (IRF) com choques iguais a 1. As 40 mil IRF's simuladas foram utilizadas na obtenção de uma amostra de 40 mil multiplicadores fiscais, de onde foram retiradas as bandas de probabilidades.

Como não há qualquer alteração significativa nas medianas e nas bandas de probabilidade dos multiplicadores entre os regimes dos dois modelos que serão apresentados nas próximas duas subseções, optou-se por utilizar apenas os multiplicadores fiscais ergódicos, em vez de apresentá-los por estados.

5.4.1 Multiplicadores fiscais do Modelo $C+CTL+Var+2$

A tabela 2 mostra os resultados dos multiplicadores fiscais de impacto calculados com bandas de probabilidade de 68%. Os multiplicadores fiscais de impacto oriundos de choques – transitórios e/ou permanentes – no C da APU, na FBCF da APU e na CTL possuem medianas relativamente similares nos dois regimes analisados, cujos valores são: 0,53; 1,14 e -0,12 para o estado 1 e 0,60; 1,26 e -0,12 para o estado 2, considerando bandas de probabilidade de 68% em cada estado.

Em outras palavras, a cada R\$ 1,00 gasto no C da APU, o PIB aumenta, com base na mediana, em R\$ 0,53, no regime 1, e, em R\$ 0,60, no regime 2; a cada R\$ 1,00 gasto na FBCF da APU, o PIB aumenta, com base na mediana, em R\$ 1,14, no regime 1, e R\$ 1,26, no regime 2, e a cada R\$1,00 adicional na carga tributária líquida, o PIB decresce em R\$ 0,12 nos dois regimes.

TABELA 2
Multiplicadores fiscais de impacto do modelo C+CTL+Var+2³⁰

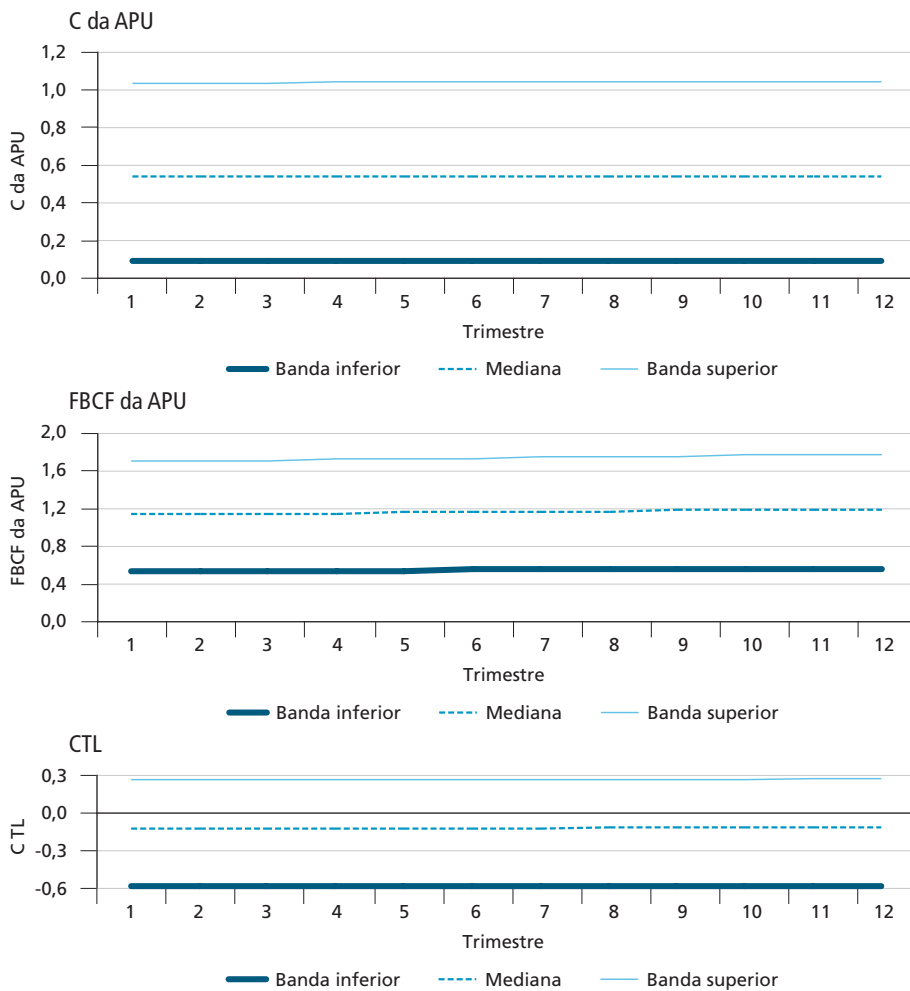
Variáveis	Critério IRF	
	Estado 1	Estado 2
C da APU	Mediana = 0,53 IC _{68%} = [0,09 ; 1,03]	Mediana = 0,60 IC _{68%} = [0,13 ; 1,10]
FBCF da APU	Mediana = 1,14 IC _{68%} = [0,51 ; 1,71]	Mediana = 1,26 IC _{68%} = [0,67 ; 1,83]
CTL	Mediana = -0,12 IC _{68%} = [-0,58 ; 0,27]	Mediana = -0,12 IC _{68%} = [-0,58 ; 0,27]

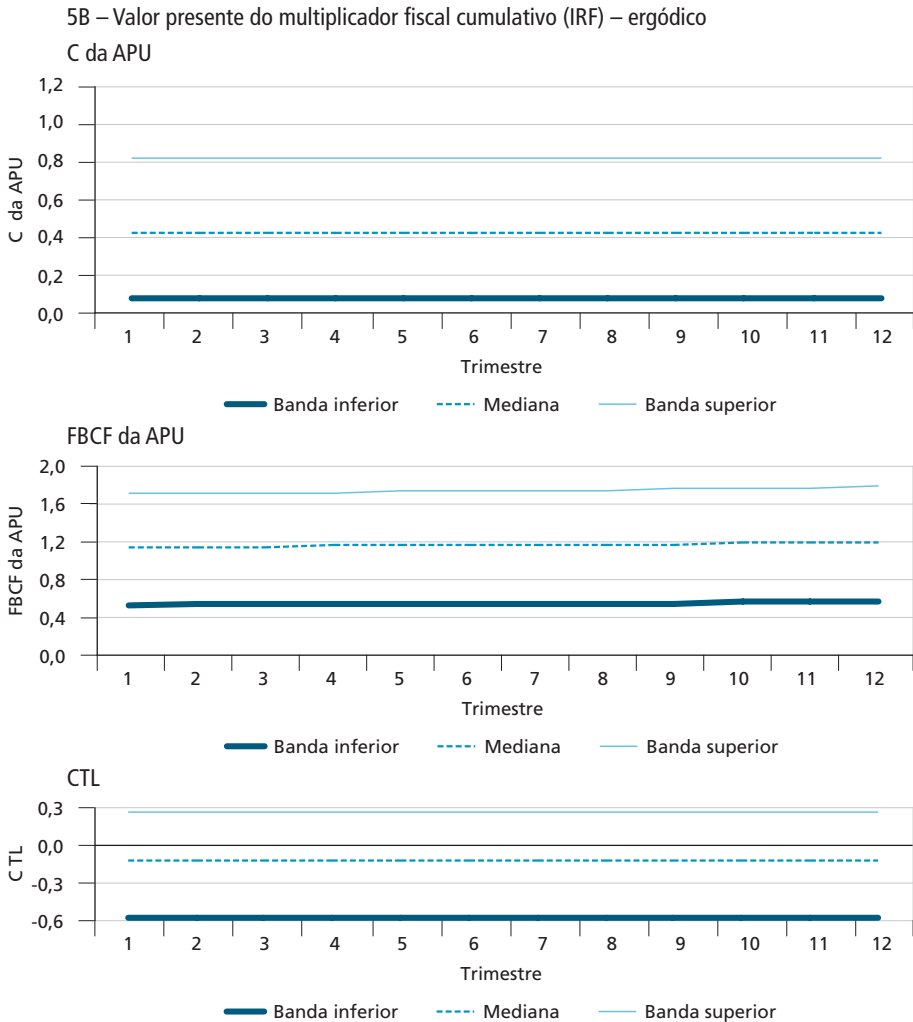
Elaboração dos autores, com o uso do Matlab Dynare.

No gráfico 5, são reportados os resultados dos multiplicadores fiscais cumulativos e do valor presente dos multiplicadores fiscais cumulativos para o C da APU, para a FBCF da APU e para a CTL. Com base na análise do gráfico 5, pode-se inferir que os multiplicadores fiscais ergódicos do C da APU possuem baixa probabilidade de serem maiores do que 1, já que boa parte dos seus valores entre as bandas de probabilidade é inferior a 1 (no caso do valor presente do multiplicador fiscal cumulativo do C da APU, toda banda de probabilidade está abaixo de 1). Por sua vez, boa parte da banda de probabilidade é superior a 1 para os multiplicadores fiscais da FBCF da APU e há, portanto, uma forte evidência de que eles sejam maiores do que 1. Em sentido oposto, os multiplicadores fiscais da CTL possuem alta probabilidade de serem negativos, pois grande parte dos seus valores entre as bandas de probabilidade estão abaixo do valor zero. Vale ressaltar também que a elevada persistência e estabilidade observada nos multiplicadores é uma consequência da grande persistência e estabilidade das respostas do PIB aos choques de política fiscal. Esses resultados podem ser observados nas funções impulso-resposta apresentadas no gráfico 4.

30. Os valores da tabela 2 foram retirados dos Multiplicadores Cumulativos de cada regime em t=0 para cada variável do modelo C+CTL+Var+2.

GRÁFICO 5
Multiplicadores fiscais do modelo C+CTL+Var+2
5A – Multiplicador fiscal cumulativo (IRF) – ergódico





Além disso, quando comparamos os resultados apresentados no gráfico 5 com o modelo mais parcimonioso em que só as variâncias se modificam em todas as quatro equações – “Modelo $VAR+2$ ” –, conclui-se que a mudança nos coeficientes das equações do C da APU e da CTL no Modelo $C+CTL+Var+2$ não tem influência fundamental na estimação, pois os resultados dos dois modelos são muito similares em termos da mediana e das bandas de probabilidade dos multiplicadores fiscais ergódicos, como pode ser visto na tabela 3 e no gráfico 6.

TABELA 3
Multiplicadores fiscais de impacto do modelo VAR+2³¹

Variáveis	Critério IRF	
	Independente dos dois estados	
C da APU	Mediana = 0,69 IC _{68%} = [0,28 ; 1,2]	
FBCF da APU	Mediana = 1,51 IC _{68%} = [0,99 ; 2,06]	
CTL	Mediana = -0,16 IC _{68%} = [-0,35 ; 0,04]	

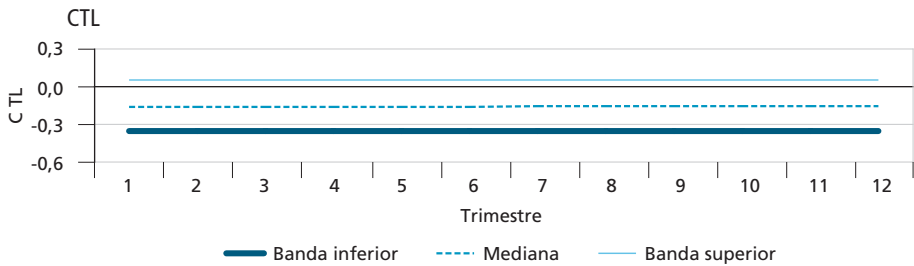
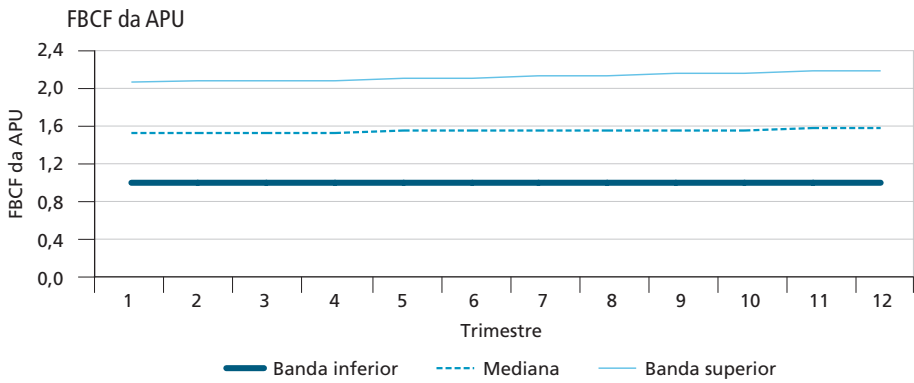
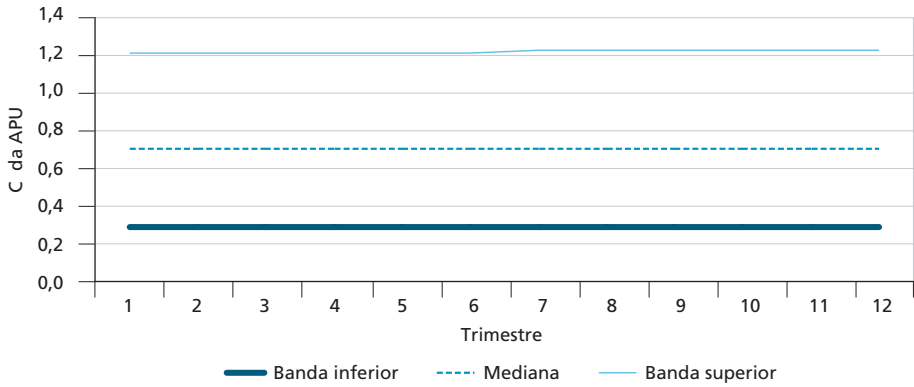
Elaboração dos autores, com o uso do Matlab Dynare.

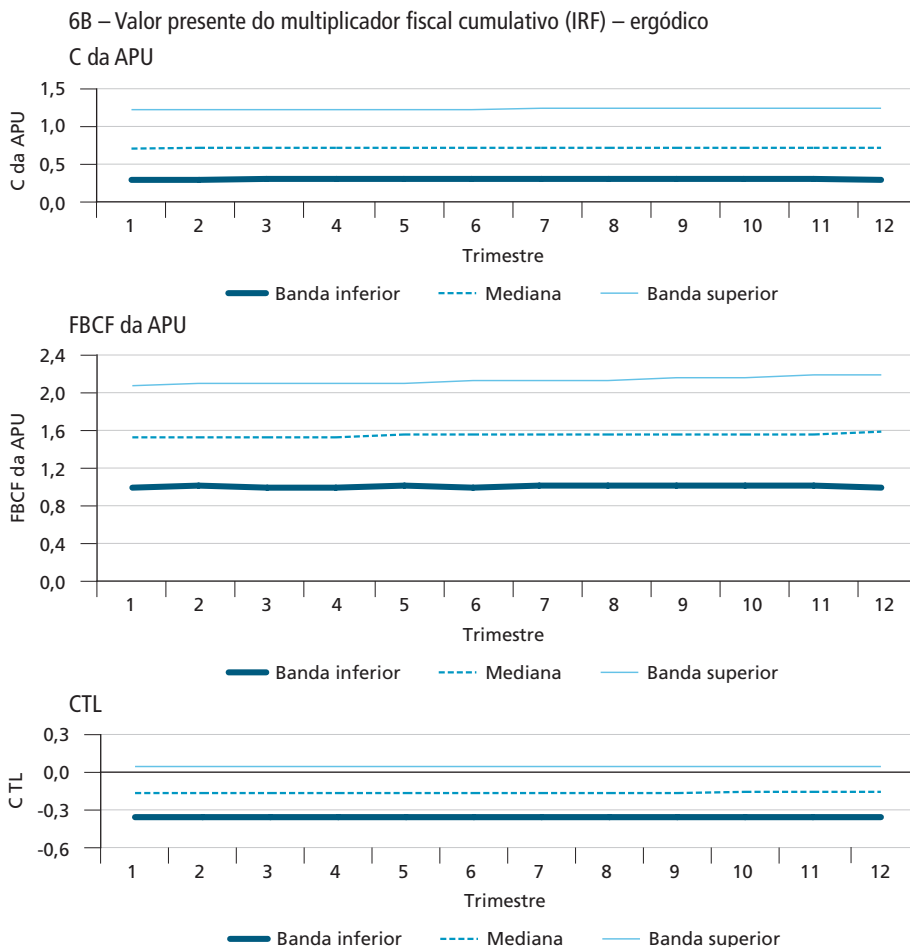
Em outras palavras, os resultados dos modelos só com alteração de variâncias apresentam medianas dos estimadores muito similares ao longo do tempo às medianas dos modelos selecionados, nos quais os coeficientes de algumas equações mudam. No entanto, como esses modelos são mais parcimoniosos, as bandas de probabilidade tornam-se mais apertadas permitindo resultados mais conclusivos.

Todos os tipos de multiplicadores fiscais estimados exibem um impacto dos choques das variáveis C da APU e FBCF da APU no PIB estável ao longo do tempo e com efeitos positivos de longo prazo para a economia, e os resultados também indicam que a FBCF da APU é a variável de política fiscal que gera maiores efeitos multiplicadores no PIB. Novamente, os multiplicadores apresentam elevada persistência e estabilidade ao longo do tempo porque as funções impulso-resposta que os geraram apresentam também respostas do PIB, aos choques, persistentes e estáveis ao longo do tempo. Optou-se por não apresentar essas funções impulso-resposta, pois são bastante similares às apresentadas no gráfico 4.

31. Os valores da tabela 3 foram retirados dos Multiplicadores Cumulativos em t=0 do gráfico 6 para cada variável no seu respectivo estado/regime.

GRÁFICO 6
Multiplicadores fiscais do modelo VAR+2
 6A – Multiplicador fiscal cumulativo (IRF) – ergódico
 C da APU

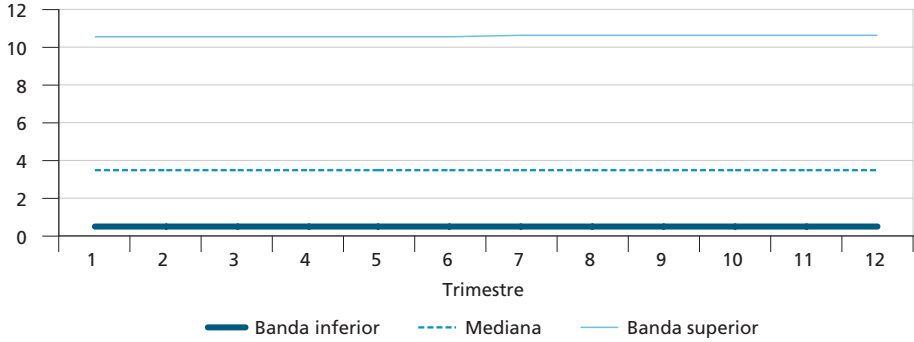




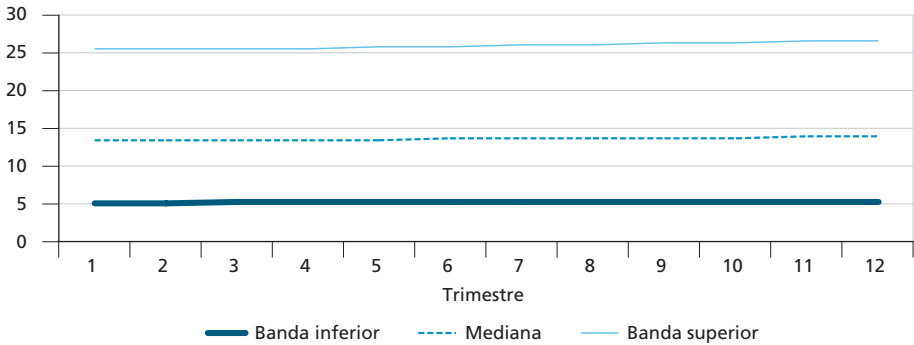
5.4.2 Decomposição de variâncias ergódica do PIB e multiplicadores fiscais do Modelo VAR+3

Diferentemente do gráfico 3, o gráfico 7 evidencia que a variável que possui a maior contribuição para a variabilidade do PIB é a FBCF da APU, com, aproximadamente, 13% de participação para o modelo VAR+3, além de possuir um comportamento estável ao longo dos trimestres à frente, seguida pela CTL e pelo C da APU que possuem, respectivamente, 5% e 3,5% (aproximadamente) de contribuição para a variabilidade do PIB.

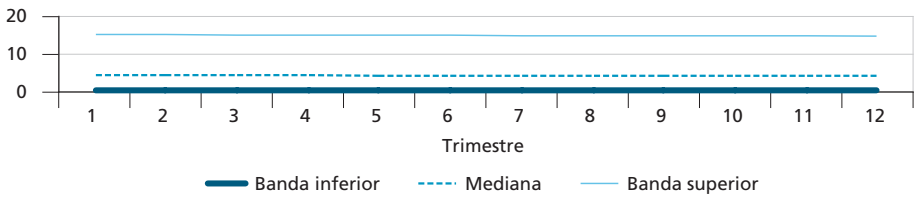
GRÁFICO 7
Decomposição de variâncias ergódica do PIB para o Modelo VAR+3
7A – Contribuição do C da APU



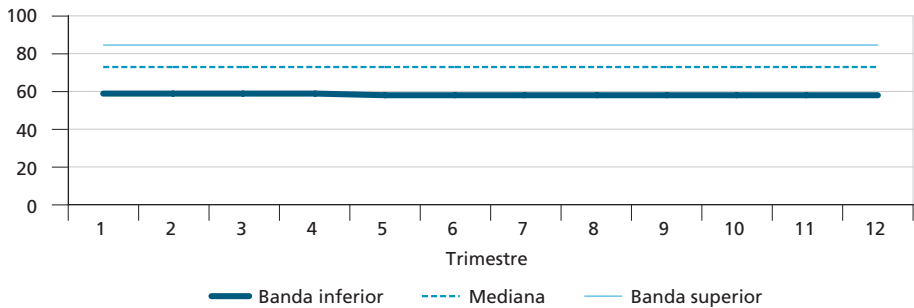
7B – Contribuição da FBCF da APU



7C – Contribuição da CTL



7D – Contribuição do PIB



Elaboração dos autores, com o uso do Matlab Dynare.

Por sua vez, a tabela 4 mostra os resultados dos multiplicadores fiscais de impacto calculados com bandas de probabilidade de 68%.

TABELA 4
Multiplicadores fiscais de impacto dos modelos VAR+3 e sem Markov Switching³²

Variáveis	Critério IRF	
	Independente dos três estados	Sem Markov Switching
C da APU	Mediana = 0,65 IC _{68%} = [0,22 ; 1,09]	Mediana = 0,85 IC _{68%} = [0,39 ; 1,31]
FBCF da APU	Mediana = 1,51 IC _{68%} = [0,98 ; 2,07]	Mediana = 1,66 IC _{68%} = [1,12 ; 2,19]
CTL	Mediana = -0,14 IC _{68%} = [-0,3 ; -0,01]	Mediana = -0,14 IC _{68%} = [-0,46 ; 0,10]

Elaboração dos autores, com o uso do Matlab Dynare.

No modelo VAR+3, os multiplicadores fiscais de impacto oriundos de choques – transitórios e/ou permanentes – no C da APU, na FBCF da APU e na CTL possuem medianas iguais nos três regimes, cujos valores são 0,65; 1,51; e -0,14, respectivamente. Já no modelo sem Markov Switching, as bandas de probabilidade são bem mais amplas e as medianas para as mesmas variáveis são iguais a 0,85, 1,66 e -0,14.

No gráfico 8, são reportados os resultados dos multiplicadores fiscais cumulativos e do valor presente dos multiplicadores fiscais cumulativos para o C da APU, para a FBCF da APU e para a CTL para o modelo VAR+3. No gráfico 9, estão os multiplicadores fiscais do modelo sem Markov Switching.

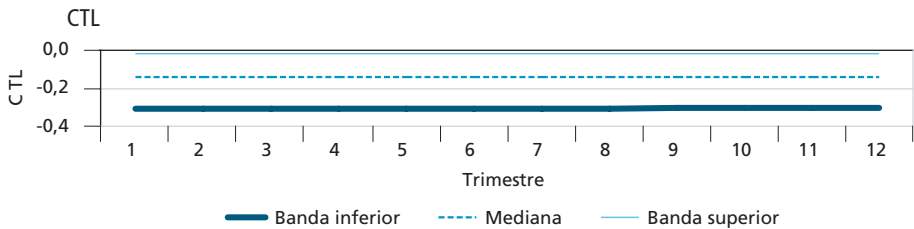
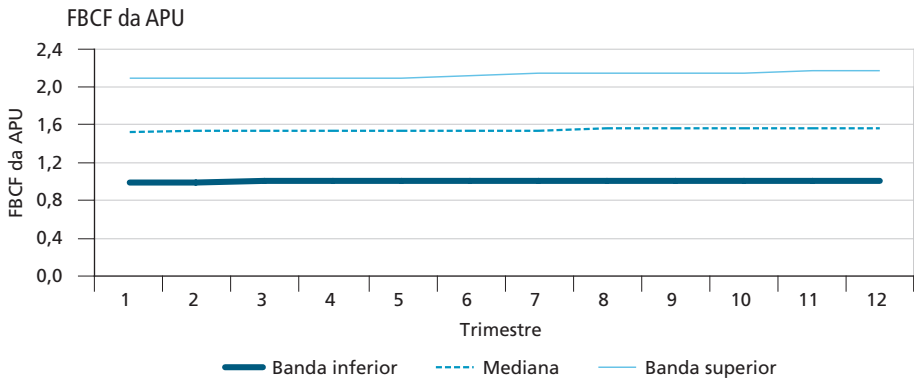
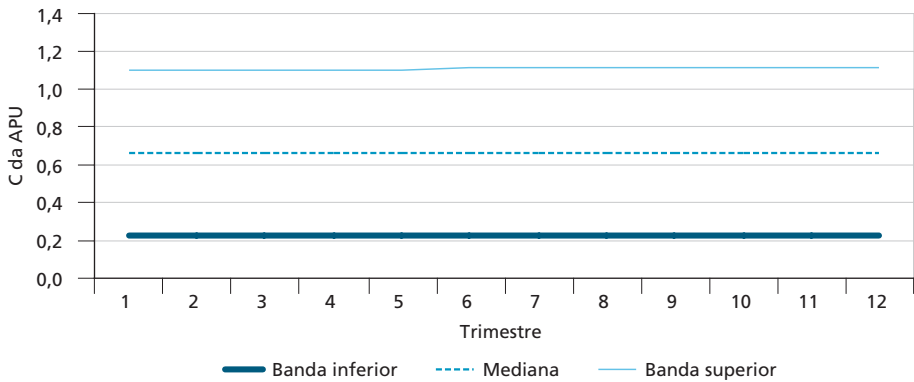
Os resultados do gráfico 8 indicam que os multiplicadores fiscais do C da APU possuem baixa probabilidade de serem maiores do que 1, já que boa parte dos seus valores entre as bandas de probabilidade é inferior a 1 em todos os tipos de multiplicadores analisados. Por sua vez, há forte evidência de que os multiplicadores fiscais da FBCF da APU sejam maiores do que 1, uma vez que a banda inferior de probabilidade é aproximadamente igual a 1 (igual a 0,98). Há, também, fortes evidências de que os multiplicadores fiscais da CTL são negativos, pois toda sua banda de probabilidade está abaixo do valor zero. Portanto, assim como nos dois modelos analisados na subseção anterior, os resultados dos três tipos de multiplicadores fiscais sugerem que a FBCF da APU é a variável de política fiscal que possui maiores efeitos multiplicadores no PIB.

No gráfico 9, podem ser encontrados os multiplicadores para o modelo sem Markov Switching. Quando estimamos o modelo sem Markov Switching, as bandas

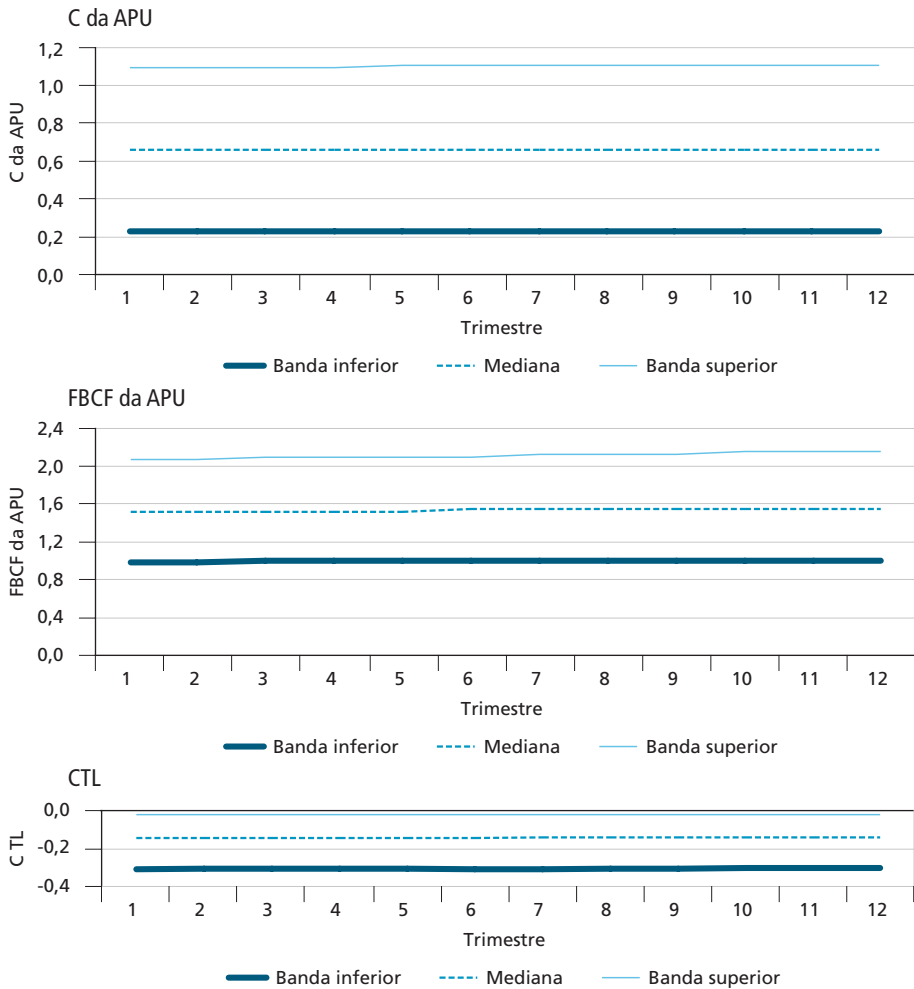
32. Os valores da tabela 4 foram retirados dos Multiplicadores Cumulativos Ergódicos em t=0 dos gráficos 8 e 9 para cada variável.

de probabilidade dos multiplicadores são bem mais largas e, portanto, são afetadas de forma significativa. Sem Markov Switching, alguns resultados importantes são alterados: não se pode mais afirmar que o multiplicador dos gastos do C da APU seja menor do que 1 com probabilidade significativa e também não se pode afirmar que o multiplicador da tributação seja negativo.

GRÁFICO 8
Multiplicadores fiscais do modelo VAR+3
 8A – Multiplicador fiscal cumulativo (IRF) – ergódico
 C da APU



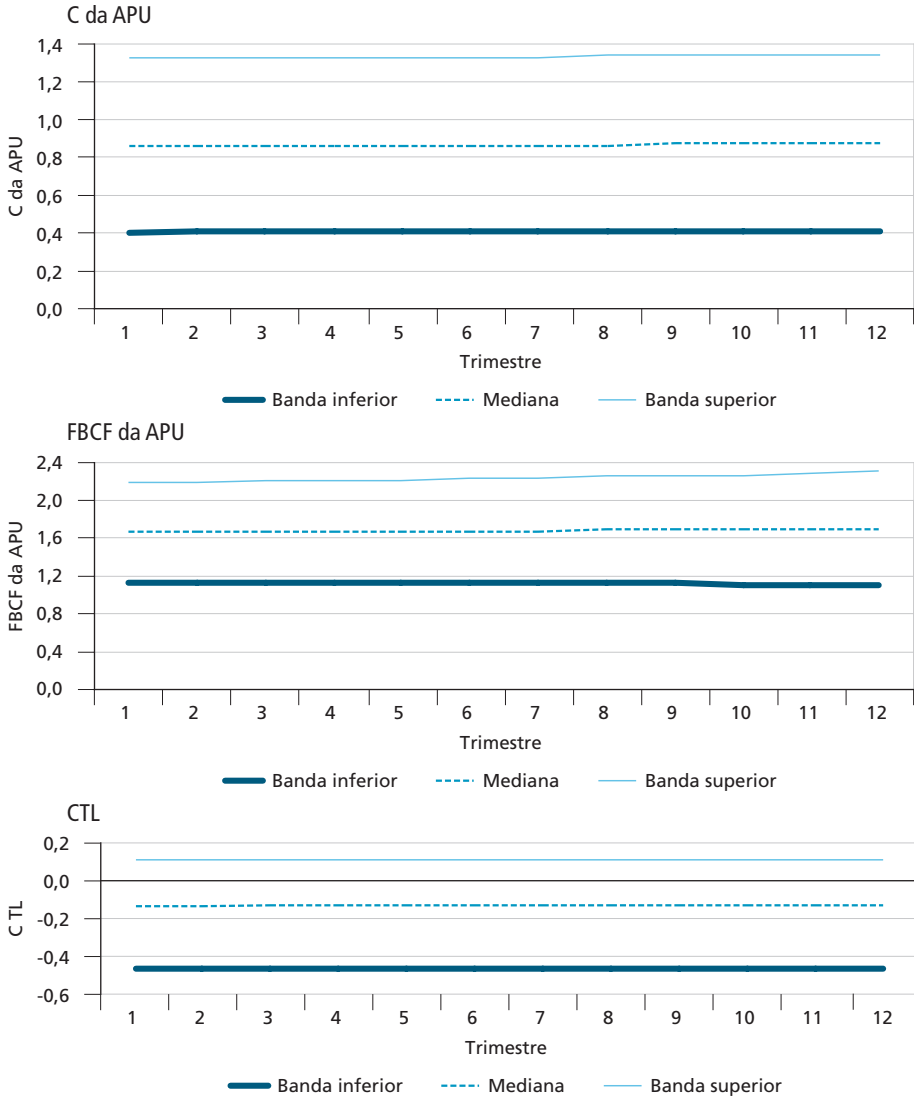
8B – Valor presente do multiplicador fiscal cumulativo (IRF) – ergódico

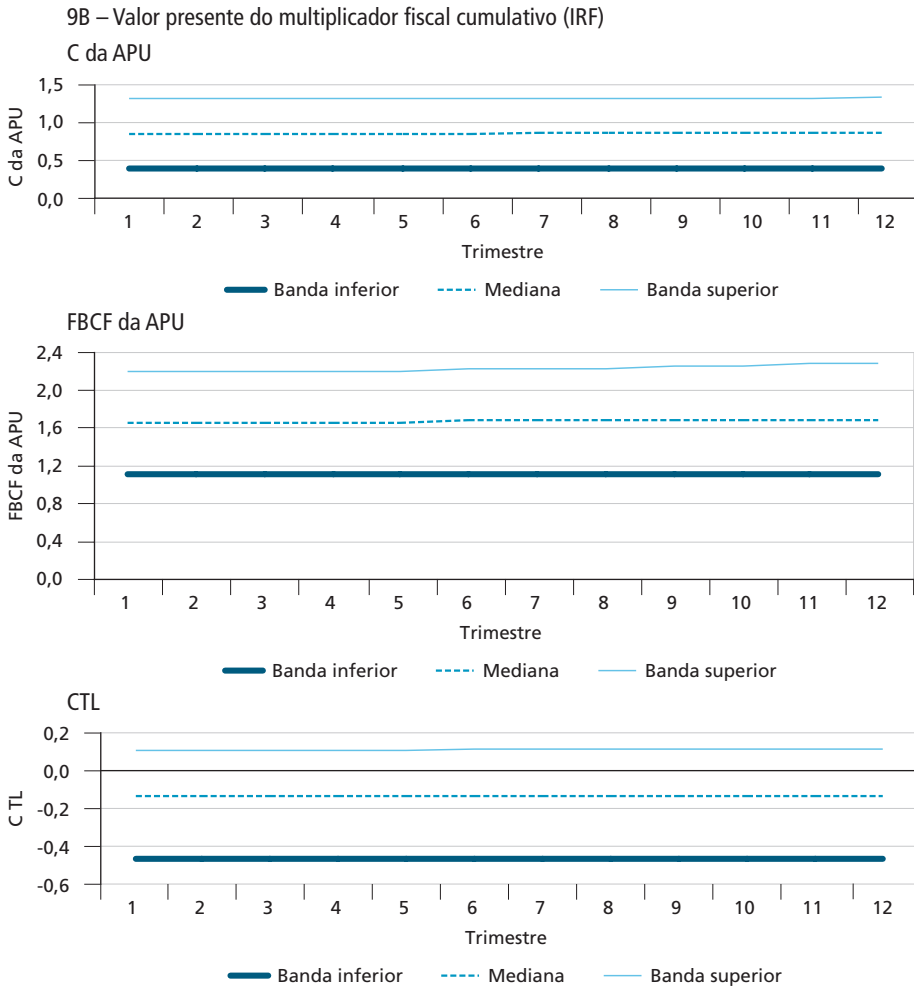


Elaboração dos autores, com o uso do Matlab Dynare.

GRÁFICO 9

Multiplicadores do modelo com estimação Bayesiana, mas sem mudança em coeficientes ou em variâncias dos resíduos das equações (sem Markov Switching)
 9A – Multiplicador fiscal cumulativo (IRF)





Elaboração dos autores, com o uso do Matlab Dynare.

6 CONCLUSÃO

Este artigo buscou dar uma contribuição original à literatura empírica brasileira sobre multiplicadores fiscais ao introduzir a metodologia MS-SBVAR na estimação de multiplicadores fiscais do consumo da administração pública, da formação bruta de capital fixo da administração pública e da carga tributária líquida. Essa metodologia considera todas as variáveis do modelo endógenas, bem como permite que os parâmetros do modelo, o regime da política fiscal e os valores dos multiplicadores fiscais mudem com alterações nos regimes da economia.

Embora não tenhamos encontrado evidências de que multiplicadores fiscais se alterem com mudanças no estado da economia, as variâncias dos resíduos das equações do modelo alteram-se de forma significativa. Sem Markov Switching, alguns resultados importantes são alterados: não se pode mais afirmar que o multiplicador dos gastos do C da APU seja menor do que 1 com probabilidade significativa e também não se pode afirmar que o multiplicador da tributação seja negativo. Ademais, ao comparar os valores da Mdd (densidade marginal para os dados) dos diversos modelos estimados, os valores de alguns modelos MS-SBVAR (inclusive dos que foram selecionados os melhores) permitem concluir que há forte evidência de que são superiores aos do VAR sem mudança de regime.

Outra contribuição deste artigo para a literatura nacional sobre o tema é o cálculo inédito dos multiplicadores fiscais em termos de multiplicadores fiscais cumulativos e do valor presente dos multiplicadores fiscais cumulativos.

Os resultados dos dois modelos escolhidos apresentaram multiplicadores fiscais com sinais e com magnitudes esperados em termos das medianas das respectivas bandas de probabilidade de 68% para todas as variáveis: *i*) C da APU: sinal positivo com mediana da banda de probabilidade menor do que 1 e evidência de que seus multiplicadores fiscais sejam menores do que 1; *ii*) FBCF da APU: sinal positivo com mediana da banda de probabilidade maior do que 1 e forte evidência de que seus multiplicadores fiscais sejam maiores do que 1; e *iii*) CTL: sinal negativo com mediana da banda de probabilidade menor do que zero e forte evidência de que seus multiplicadores sejam negativos e menores do que 1 em módulo.

Pode-se, por fim, com base nos resultados da decomposição de variância ergódica, da função impulso-resposta ergódica e do cálculo dos multiplicadores fiscais dos modelos escolhidos, 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 transitória e permanente do nível de atividade é a alteração exógena nos gastos da formação bruta de capital fixo da administração pública. 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. Essas conclusões empíricas, evidentemente, podem ter importantes implicações para a condução da política econômica no país.

REFERÊNCIAS

- ALMUNIA, M. *et al.* From great depression to great credit crisis: similarities, differences and lesson. **NBER Working Paper Series**, n. 15.524, p. 1-57, nov. 2009.
- BARRO, R. The Ricardian approach to budget deficits. **The Journal of Economic Perspectives**, v. 3, n. 2, p. 37-54, Primavera 1989.
- 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: <<https://goo.gl/NJg3DV>>. 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. 1.329-1.368, nov. 2002.
- BLANCHARD, O.; DELL'ARICCIA, M.; MAURO, P. Rethinking macro II: getting granular. **IMF Staff Discussion Note**, p. 199-215, abr. 2013.
- BOGNANNI, 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.; JÜßEN, F.; MÜLLER, G. Exchange rate regimes and fiscal multipliers. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 2, n. 37, p. 446- 465, maio 2013.
- 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. **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 Economics 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. 16.505, 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. 2014-2015, 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 Quarterly 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**. Brasília: Ipea, set. 2011. (Texto para Discussão, n. 1.660).

DOS SANTOS, C. H. **Uma metodologia simplificada de estimação da carga tributária líquida brasileira trimestral no período 1995-2007**. Brasília: Ipea, out. 2008. (Texto para Discussão, n. 1359).

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.

GRANZIERA, E.; MOON, H. R.; SCHORFHEIDE, F. Inference for VARs identified with sign restrictions. **NBER Working Paper Series**, n. 17.140, p. 1-48, jun. 2011.

HALL, R. By how much does GDP rise if the Government buys more output? **NBER Working Paper Series**, n. 15.496, 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.

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.

KASS, R. E.; RAFTERY, A. E. Bayes Factors. **Journal of the American Statistical Association**, v. 90, n. 430, p. 773-795, jun. 1995.

MENDONÇA, M. J.; MEDRANO, L. A; SACHSIDA, A. **Avaliando os efeitos da política fiscal no Brasil**: Resultados de um procedimento de identificação agnóstica. Brasília: Ipea, fev. 2009. (Texto para Discussão, n. 1.377).

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 – BANCO INTERAMERICANO DE DESENVOLVIMENTO. **Multiplicadores fiscais no Brasil**. Brasília, 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.

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. Agibbs 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.

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.

WOODFORD, M. Simple analytics of the government expenditure multiplier. **NBER Working Paper Series**, n. 15.714, p. 1-44, jan. 2010.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Série Relatórios Metodológicos, Contas Nacionais Trimestrais**. 2. ed., nov. 2008.