

Multiplicadores fiscais, endividamento público e ciclo econômico: abordagens SVAR e MS-VAR para a economia brasileira no período 1997-2018 *

Vinícius de Oliveira Alves **
Rodrigo Vilela Rodrigues ***
Geraldo Edmundo Silva Junior ****

Resumo

Este estudo avalia a capacidade da política fiscal em suavizar o ciclo econômico brasileiro. Para tanto, são estimados multiplicadores para variáveis fiscais desagregadas. Considerando os impactos positivos da política fiscal sobre a atividade econômica, as respostas do produto aos choques diferem entre as fases recessivas e expansivas do ciclo durante o período de 1997 a 2018. Em termos de condução de política econômica, os resultados revelam que os estímulos à demanda agregada são mais adequados em um contexto recessivo. Por fim, os autores mostram que a inclusão da dívida líquida nas equações do modelo não altera o comportamento dos choques no SVAR. Contudo, embora modifique alguns resultados do MS-VAR, não se trata de uma variável predominante para a magnitude do multiplicador fiscal, pois as flutuações cíclicas prevalecem sobre o tamanho do impulso fiscal.

Palavras-chave: Multiplicador fiscal, Dívida líquida, Ciclo econômico, Política fiscal.

Abstract

Fiscal multipliers, public debt and economic cycle: SVAR and MS-VAR models for the Brazilian economy in the period 1997-2018

This study evaluates the capacity of fiscal policy to smooth the Brazilian economic cycle. Therefore, multipliers are estimated for disaggregated fiscal variables. Considering the positive impacts of fiscal policy on economic activity, production responses to shocks differs between the recessive and expansive phases of the cycle from 1997 to 2018. In terms of economic policy management, the results reveal that aggregate demand stimuli are more appropriate in the context of a recession. Finally, the authors show that the inclusion of net debt in the model's equations does not affect how shocks behave in the SVAR. However, although it modifies some of the MS-VAR results, it is not a predominant variable for the magnitude of the fiscal multiplier, since cyclical fluctuations prevail over the size of the fiscal impulse.

Keywords: Fiscal multiplier, Net debt, Economic cycle, Fiscal policy.

JEL: C32, C87, E62.

Introdução

O debate sobre política fiscal no Brasil é controverso e apresenta muitas nuances. Ademais, a discussão sobre o tema tem sido recorrente nos últimos anos em virtude das mudanças contumazes na condução da política econômica. Dessa forma, o caso brasileiro é um ilustrativo do debate acerca da composição de política fiscal mais eficaz para estabilizar o ciclo econômico. Então, qual seria o

* Artigo recebido em 17 de agosto de 2021 e aprovado em 27 de novembro de 2021.

** Mestre em Economia Aplicada pela Universidade Federal de São Carlos (UFSCAR), Sorocaba, SP, Brasil. E-mail: vinicius9403@gmail.com. ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-4387-001X>.

*** Docente da Universidade Federal de São Carlos (UFSCAR), Sorocaba, SP, Brasil. E-mail: rvilela@ufscar.br. ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-7907-6803>.

**** Docente da Universidade Federal de São Carlos (UFSCAR), Sorocaba, SP, Brasil. E-mail: gedmundos@ufscar.br. ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-7110-4689>.

arranjo mais eficiente: redução de impostos, aumento dos gastos correntes ou expansão dos investimentos públicos?

A resposta para tal indagação pode ser conhecida por meio de uma abordagem quantitativa, a qual é baseada nas estimativas dos multiplicadores fiscais. O multiplicador fiscal é um fator de proporcionalidade que estima o impacto de um choque fiscal exógeno sobre o produto agregado da economia. Por conseguinte, através de seu cálculo, é possível analisar a capacidade da política fiscal em estimular a economia.

Existem muitas formas de estimar os impactos da política fiscal sobre o nível de atividade. É possível observar que cada um dos tipos de estrutura analítica empregada apresenta pontos de robustez, mas, também, pontos de fragilidade (Ramey, 2019). Embora o número elevado de possibilidades de cálculo dificulte um consenso sobre o tema, uma agenda de pesquisa pode ser útil para ampliar as evidências disponíveis e resulte em um debate mais apropriado sobre o papel do Estado na economia, principalmente em virtude dos acontecimentos recentes que ampliaram o seu papel ao elevar a relação dívida/PIB nos países mais desenvolvidos.

Diante de tais observações, segundo Pires (2017), existe um conjunto de pré-condições para que a política fiscal tenha efeitos mais significativos sobre o produto. Por exemplo, uma trajetória ascendente de dívida pública aumenta a sensibilidade dos prêmios de risco cujas implicações sobre a percepção de risco-país podem reduzir os efeitos de uma expansão fiscal. Ainda, segundo Oreiro et al. (2003), os impactos de uma dívida pública elevada podem, somados a outros fatores, amortecer negativamente os impulsos fiscais de uma política anticíclica de demanda. Logo, a capacidade de estabilização do ciclo econômico torna-se reduzida a menos que o nível de dívida seja baixo e a forma de seu financiamento seja adequada.

A mais importante restrição para a otimização dos multiplicadores fiscais é a existência de uma política monetária contracionista, cujos efeitos podem limitar as magnitudes dos impulsos fiscais. Taxas de juros altas elevam o pagamento de juros incidentes sobre a dívida pública e dificultam a rolagem dos títulos públicos que financiam a mesma dívida. Tal contexto requer superávits fiscais maiores para a estabilização da trajetória da relação dívida/PIB. Logo, de acordo com Lopreato (2004), é de fundamental importância a existência de coordenação entre as políticas fiscal e monetária, considerando que existe uma relação de interdependência entre as duas políticas macroeconômicas de curto prazo.

Outra restrição potencial reside na existência da fase cíclica no momento de mensuração dos multiplicadores. Cabe salientar que os países emergentes, entre eles o Brasil, tem seu ciclo econômico frequentemente marcado por regimes de volatilidade em detrimento aos regimes de crescimento (Pires, 2017). O crescimento econômico caracterizado por movimentos de *stop-and-go* pode influenciar na magnitude dos multiplicadores fiscais, haja vista que nos períodos de normalidade o impacto fiscal tende a ser mais expressivo que nos momentos de alta volatilidade.

Finalmente, uma terceira, e última restrição, seria a relação entre a política fiscal e o desenho institucional das regras fiscais dos países. Uma regra fiscal eficiente é aquela que possui, dentre outros fatores: credibilidade, factibilidade e capacidade de estabilização fiscal. Regras fiscais bem desenhadas e calibradas devem garantir espaço apropriado para a realização de políticas fiscais

adequadas ao momento do ciclo econômico. Em outras palavras, o conjunto de normas deve ser adequado para garantir estabilidade e crescimento, como tem sido visto, por exemplo, na adoção das metas de gasto (Cordes et al., 2015).

A utilização de regras fiscais é uma agenda de pesquisa relevante na medida em que é necessário que o tipo de regra utilizada não penalize as despesas de capital, em especial os investimentos públicos. Uma boa regra fiscal deve garantir estabilidade fiscal sem comprometer a capacidade de investimento estatal, tendo em vista os potenciais efeitos multiplicadores desse tipo de instrumento sobre o sistema econômico.

Considerando o exposto acima, o objetivo deste trabalho é avaliar se, no Brasil, onde a política fiscal está inserida em um período de elevada instabilidade macroeconômica (1997-2018), os multiplicadores de diversas variáveis fiscais (receita primária líquida, investimento público, benefícios previdenciários, despesas não obrigatórias, gastos sociais e de pessoal e subsídios/subvenções) são distintos nos períodos de recessão em comparação com os momentos de expansão.

Isso é feito por meio de modelos econométricos de séries de tempo linear (Vetores Autorregressivos Estruturais – SVAR) e não linear (Vetores Autorregressivos *Markov-Switching* – MS-VAR). Na abordagem não linear é possível avaliar a magnitude dos multiplicadores fiscais nas diferentes fases do ciclo econômico. Em um segundo momento, a Dívida Líquida do Setor Público (DLSP) é incluída nos dois modelos com o intuito de verificar se o endividamento público influencia a magnitude dos multiplicadores fiscais. Nesse sentido, a vantagem do presente trabalho em relação ao de Barros Neto e Correia (2020) reside na utilização da abordagem MS-VAR, a qual permite uma interação com os ciclos, cujas características são não lineares.

A partir das transições de probabilidade presentes nas cadeias de *Markov*, é possível visualizar se as mudanças no produto agregado indicadas pela modelagem são similares às alterações no nível de atividade encontradas nas estatísticas oficiais. Além disso, a inclusão da dívida líquida nos modelos permite a visualização dos impactos do endividamento público sobre o comportamento do multiplicador. Em resumo, somente as abordagens não lineares, como o modelo MS-VAR, podem verificar se os multiplicadores fiscais diferem de acordo com as flutuações na atividade econômica.

Nesse sentido, considerando a existência de impactos positivos da política fiscal sobre a atividade econômica, o presente trabalho busca avaliar, durante o período 1997-2018, se as fases recessivas da economia brasileira poderiam ter sido atenuadas pela utilização de investimentos públicos, tendo em vista o elevado potencial de estímulo dessa variável. Além disso, assume-se que a mudança de composição da política fiscal brasileira no período 2011-2014, caracterizada pela redução dos investimentos públicos com correspondente aumento de subsídios e subvenções do lado do gasto e de desonerações tributárias no lado da receita, pode ter sido ineficaz do ponto de vista do impacto sobre o produto agregado. Por fim, é apontado que o tipo de consolidação fiscal é importante para amenizar os impactos recessivos de uma política fiscal contracionista.

Em geral, são duas as contribuições para o debate e para a pesquisa empírica. A primeira é a estimação de multiplicadores fiscais para a economia brasileira em um modelo não linear com dívida pública. A segunda é a desagregação de em conjunto amplo da despesa primária do Governo Central

em uma modelagem de *Markov-Switching*. Trata-se de uma estrutura empírica que busca contribuir para a consolidação da literatura brasileira sobre multiplicadores fiscais.

Além desta introdução, este trabalho apresenta quatro seções. A seção 1 discute as contribuições da literatura sobre multiplicadores fiscais. A seção 2 apresenta os modelos empíricos de vetores autorregressivos, SVAR e MS-VAR, além de exibir a base de dados utilizada e a correção dos procedimentos econométricos. A seção 3 mostra os resultados dos cálculos dos multiplicadores fiscais na ausência e na presença de endividamento público. Por fim, apresentamos as considerações finais.

1 Contribuições da literatura sobre multiplicadores fiscais no Brasil e no mundo

A literatura empírica internacional tem apresentado algumas contribuições relevantes sobre o tema. Blanchard e Perotti (2002) apresentam os primeiros resultados das estimativas de multiplicadores fiscais usando a estrutura analítica do VAR estrutural. Os autores estimam os efeitos dinâmicos das alterações do gasto público e da tributação sobre o produto dos Estados Unidos, entre os anos de 1947 e 1997, a partir de dados trimestrais das variáveis. Os resultados do artigo reforçam os seguintes pressupostos teóricos sobre a política fiscal: o aumento do gasto do governo eleva a taxa de variação do produto; quando há aumento de impostos, o nível de atividade cai. Em relação aos multiplicadores fiscais, as estimativas sugerem valores pequenos, próximos ao valor unitário. No caso do choque no gasto público, em especial, enquanto o consumo privado cresce com o impacto do choque, o investimento privado sofre efeito-deslocamento.

Ilzetzki, Mendoza e Végh (2013) também utilizam o modelo SVAR para estimar multiplicadores fiscais, todavia, ampliam a análise para países desenvolvidos e emergentes adaptando a estrutura de séries de tempo ao método de dados em painel com efeitos fixos. Os resultados apontam que os multiplicadores fiscais do gasto público são maiores para os países que apresentam as seguintes pré-condições: regime cambial fixo, baixo grau de abertura comercial, trajetória estável da relação dívida/PIB e elevada renda por habitante. Além disso, os multiplicadores de investimento público são maiores e mais persistentes que os multiplicadores do consumo do governo, principalmente nos países avançados.

Forni et al. (2009) avaliam os impactos da política fiscal na Zona do Euro utilizando um modelo Dinâmico Estocástico de Equilíbrio Geral (DSGE) com dados trimestrais. Os agentes do modelo são considerados não-ricardianos. Além disso, o modelo incorpora a tributação distorcida nas rendas do trabalho, do capital e no consumo. Os gastos públicos são divididos em gastos com bens e serviços, compensações aos servidores públicos e transferência direta de renda às famílias. Os resultados mostram pequenas e suaves prevalências dos efeitos keynesianos da política fiscal. Entretanto, os multiplicadores fiscais são maiores no lado da receita. Reduções na tributação da renda do trabalho e no consumo têm maiores efeitos positivos sobre consumo e produto. Ao mesmo tempo, reduções de impostos na renda do capital favorecem tanto investimento quanto produto.

Para o Brasil, a literatura empírica tem apresentado resultados, também, diversos. Um dos estudos pioneiros sobre multiplicador fiscal no Brasil é o realizado por Cavalcanti e Silva (2010). A novidade proporcionada por esse estudo diz respeito à introdução da dívida pública no modelo SVAR, refletindo em parte as críticas de Favero e Giavazzi (2007) aos estudos que não inserem o

endividamento público no cálculo do multiplicador. Ambos consideram que a omissão da dívida pública nas equações do modelo econométrico torna enviesada a estimativa do impulso fiscal, pois o aumento do endividamento governamental eleva os prêmios de risco da dívida, requerendo um ajuste fiscal posterior que, por sua vez, pode reduzir o impacto de uma expansão fiscal sobre o produto e, por isso, o multiplicador fiscal não se torna superestimado.

Utilizando também a abordagem de vetores autorregressivos estruturais, seguindo a metodologia de Blanchard e Perotti (2002), Sanches e Carvalho (2019) estimam os multiplicadores de receitas e despesas primárias para o governo central. O objetivo das autoras é analisar a contribuição da política fiscal durante a crise brasileira mais recente (2014-2016). Para tanto, avaliam as magnitudes dos multiplicadores fiscais do investimento público, dos benefícios sociais, dos gastos com pessoal e demais despesas e dos subsídios tributários. O estudo encontra multiplicadores mais elevados e contínuos para as duas primeiras variáveis, mas não observa os mesmos resultados para as demais variáveis, pois os efeitos de longo prazo de seus multiplicadores diminuem.

Moura (2015) desenvolve um modelo DSGE para calcular tanto o valor corrente quanto o valor presente do multiplicador fiscal, isto é, o modelo é capaz de estimar o impacto da política fiscal expansionista no curto prazo, bem como seu efeito de propagação ao longo do tempo. Em resumo, os resultados encontrados sugerem que uma política fiscal baseada no aumento do investimento público em infraestrutura é mais eficaz que a adoção de uma política expansionista de gastos com consumo público.

Pires (2014) utiliza os regimes *markovianos* para estimar os multiplicadores fiscais para as seguintes variáveis de interesse: i) consumo do governo, ii) carga tributária líquida e iii) formação bruta de capital fixo da administração pública. O objetivo da metodologia é diferenciar o multiplicador ao longo do ciclo econômico. Com isso, é possível estimar os impactos da política fiscal nos períodos de expansão e recessão. As evidências encontradas revelam que os ciclos econômicos brasileiros são dotados de elevada volatilidade. Nesse contexto, os multiplicadores fiscais são bastante significativos nos períodos de baixa volatilidade. Os impactos da carga tributária sobre o produto são negativos (-0,2 a -0,3), mas o investimento público apresentou multiplicador fiscal positivo e acima da unidade (1,4 a 1,7).

Recentemente, Barros Neto e Correia (2020) utilizaram o modelo VAR com análise de intervenção para o período de 1997-2014 com *dummies* para os destaques dos períodos de 1998:4 e 2003:1. Os multiplicadores indicaram resultados positivos para os gastos do governo. Choques negativos que estimulam queda do produto resultaram na deterioração dos resultados primários do governo. Este último resultado corrobora o fato de que cortes nos gastos afetam negativamente os resultados primários do governo, e não o contrário, como supõem os adeptos das regras fiscais.

2 Metodologia, dados e procedimentos de correção

2.1 Os modelos econométricos

A metodologia do presente trabalho é baseada na estrutura especificada por Lanne et al. (2010). Adota-se um MS-VAR para estimar os impactos dos choques fiscais sobre as diferentes fases do ciclo econômico. Os choques do modelo são identificados levando-se em consideração que estes

são ortogonais ao longo dos diferentes regimes. Ademais, as funções de resposta ao impulso são entendidas como invariantes em relação ao estado da economia. Por fim, admite-se que os resíduos da matriz de covariância do VAR variam entre os dois regimes (expansão e recessão).

Para obter a identificação dos choques estruturais singulares é necessária a imposição de algumas restrições à matriz do modelo. É uma prática comum não adotar restrição, entretanto, dependendo do contexto, definir algumas restrições de longo prazo torna-se uma alternativa. A ausência de delimitação na matriz implica que não existe efeito imediato de uma das variáveis do modelo, logo, quaisquer restrições de longo prazo expurgam os efeitos permanentes em algumas, ou, até mesmo, em todas as variáveis do SVAR. Outra possibilidade de resolução é estender o modelo considerado até agora para permitir restrições a serem impostas às relações instantâneas das variáveis em vez dos choques.

É possível realizar tais mudanças nas restrições a partir da estimação do modelo AB, o qual é representado por uma nova versão do VAR:

$$Ay_t = D^{(s)}d_t + A_1^{(s)}y_{t-1} + \dots + A_p^{(s)}y_{t-p} + B\varepsilon_t \quad (1)$$

onde A tem o valor um na sua diagonal principal e ε_t tem uma matriz de covariância diagonal Σ_ε , a qual não é necessariamente a matriz identidade. As matrizes $D^{(s)}, A_1^{(s)}, \dots, A_p^{(s)}$ apresentam parâmetros na forma estrutural. Para o modelo reduzido, a matriz de covariância é $\Sigma_u = A^{-1}B\Sigma_\varepsilon B' A^{-1'}$. Um número mais elevado de restrições é determinante para identificar tanto A quanto B . Em geral, uma das duas matrizes é a matriz identidade, contudo, isso é apenas uma maneira de definir as restrições para a outra matriz do modelo. Ademais, as variações do termo de erro do ruído branco podem ser normalizadas tal que $\Sigma_\varepsilon = I_K$.

O próximo passo diz respeito à introdução da estrutura de *Markov-Switching* nos resíduos. Isso modifica as classes de distribuição do termo de erro do ruído branco, e através da alteração realizada será viável o uso do modelo VAR para identificar os choques nas diferentes fases do ciclo econômico.

Tomando-se a pressuposição de que a distribuição do termo de erro u_t depende de um processo de *Markov* s_t , estimam-se as probabilidades de transição. O processo s_t ($t = 0, \pm 1, \pm 2, \dots$) é uma cadeia de *Markov* discreta com estados $(1, \dots, M, i.e., s_t \in \{1, \dots, M\})$. Portanto, as probabilidades de mudança de estado podem ser expressas da seguinte forma:

$$p_{ij} = P_r(s_t = i), \quad i, j = 1, \dots, M. \quad (2)$$

A distribuição condicional de u_t dado s_t é considerada uma normal padronizada:

$$u_t | s_t \sim N(0, \Sigma_{s_t}) \quad (3)$$

Embora a pressuposição de normalidade dos resíduos seja adotada por conveniência, é possível dizer que tal característica abre um sem-número de classes de distribuição com maior abrangência que a normalidade incondicional. Em função disso, a premissa de distribuição normal condicional é usada para desenvolver a função de máxima verossimilhança. Se a normalidade da distribuição condicional não é admitida, os estimadores serão apenas falsos previsores da função de

verossimilhança. Entretanto, a pressuposição encontrada em (3) não é essencial para a identificação dos choques do modelo MS-VAR.

O modelo proposto considera que as probabilidades de transição de regime são as mesmas para todos os períodos. Estas podem ser resumidas pela matriz de transição ($M \times M$):

$$P = (p_{11} \ p_{12} \ \dots \ p_{1M} \ p_{21} \ \dots \ p_{M1} \ p_{22} \ \dots \ p_{M2} \ \vdots \ \vdots \ \vdots \ p_{2M} \ \dots \ p_{MM}) \quad (4)$$

A matriz P é representativa de todas as probabilidades condicionais necessárias para reconstruir as distribuições do processo estocástico s_t . De forma complementar, a distribuição incondicional de s_t pode ser extraída das probabilidades condicionais presentes na matriz P.

Se a relação $p_{1j} = p_{2j} = \dots = p_{Mj}$ para $j = 1, \dots, M$, é válida, então a distribuição condicional dos regimes é independente dos regimes anteriores, logo:

$$P_r(s_t = j) = P_r(s_{t-1} = 1) = \dots = P_r(s_{t-1} = M), j = 1, \dots, M \quad (5)$$

Consequentemente, o MS-VAR é reduzido a um modelo com erros normais mistos:

$$u_t \{N(0, \Sigma_1) \text{ com probabilidade } p_{11}, \dots, N(0, \Sigma_M) \text{ com probabilidade } p_{1M}\}. \quad (6)$$

Nesse caso específico, a matriz de transição apresenta linhas constantes:

$$P = (p_{11} \ \dots \ p_{11} \ \vdots \ \vdots \ \vdots \ p_{MM} \ \dots \ p_{MM}) \quad (7)$$

Considerando que as distribuições normais mistas sejam compreendidas por classes de distribuição vastas e flexíveis, é possível assumir que a distribuição normal condicional apresentada em (3) resulta em uma classe de distribuição bastante robusta para os termos de erro.

A partir disso se discute os detalhes do processo de identificação do modelo. A verificação dos choques no MS-VAR pode ser obtida pela pressuposição de que os impactos são ortogonais entre estados. Apenas as variações dos choques se alteram durante os regimes, ao passo que respostas ao impulso não são afetadas. Além disso, os efeitos instantâneos são os mesmos em todos os regimes.

Se existem apenas dois regimes com matrizes de covariância positiva definida Σ_1 e Σ_2 , um resultado corriqueiro que a álgebra matricial estabelece diz que existe uma matriz $B(K \times K)$ tal que $\Sigma_1 = BB'$ e $\Sigma_2 = B \wedge B$, onde $\wedge = \text{diag}(\lambda_1, \dots, \lambda_K)$ é uma matriz diagonal com elementos diagonais positivos. De $\Sigma_1 = BB'$ e $\Sigma_2 = B \wedge B$ é obtido um total de equações $K(K + 1)$ o qual pode ser resolvido exclusivamente por K^2 elementos de B e pelos elementos diagonais de K a partir de \wedge com leves condições.

A ausência de singularidade em B em relação ao sinal não é um problema para a estimação. A condição mais importante diz respeito à necessidade de que todos os sinais em qualquer coluna de B possam ser revertidos, isto é, os choques negativos podem ser considerados positivos e vice-versa. Em termos de inferência assintótica, apenas a identificação local dos choques é suficiente para a análise dos resultados. Portanto, ainda que seja uma alternativa utilizar restrições de sinais para a abordagem VAR, a existência de não singularidade dos choques não torna inconsistente a análise do multiplicador.

Caso existam três ou mais estados com matriz de covariância $\Sigma_1, \dots, \Sigma_M$, a invariância dos efeitos iniciais dos choques ao longo dos regimes pode ser checada pelo teste da razão de

verossimilhança que tem como hipótese nula a pressuposição de que a matriz de covariância segue a distribuição λ^2 . Os graus de liberdade da distribuição assintótica λ^2 são:

$$\frac{1}{2}MK(K + 1) - K^2 - (M - 1)K, \quad (8)$$

O número de parâmetros em B e nas matrizes diagonais $(M - 1) \Lambda_i, i = 2, \dots, M$ é subtraído dos parâmetros livres das matrizes de covariância M. O número dos graus de liberdade é zero, caso M seja igual a 2.

Da mesma forma que o exposto por Lanne et al. (2009), o processo de *Markov* está restrito à matriz de covariância dos termos de erro, logo, nenhum *Markov-Switching* é admitido em outros parâmetros, pois este procedimento não é necessário para a identificação dos choques. O objetivo metodológico do presente estudo é permanecer o mais próximo possível da abordagem SVAR padrão, a qual adiciona respostas de impulso invariantes no tempo para o período completo da amostra. Ao introduzir cadeias de *Markov* apenas nos resíduos, a abordagem analítica do trabalho permanece similar àquela visualizada em um modelo SVAR padrão. A diferença diz respeito à presença de não linearidades no MS-VAR.

Existem modelos de mudanças de regime alternativos ao MS-VAR, os quais poderiam ter sido utilizados para estimar os choques exógenos das variáveis fiscais sobre a atividade econômica, como o *Threshold VAR*. Tal estrutura é vista como um caso especial de modelos de transição de regime, diferentemente das características gerais dos modelos *markovianos*. Em suma, TVARs podem ser considerados MS-VARs com mudanças endógenas. Nesse sentido, os modelos *markovianos* capturam a dependência estrutural das séries em relação às suas médias e variâncias. Como o foco está na dependência do regime fiscal escolhido, a utilização de tais modelos apresenta maior capacidade preditiva em relação aos vetores autorregressivos *threshold*, cujo enfoque está na previsão dos resultados.

Em relação à estimação, adota-se a pressuposição de normalidade condicional expressa em (3) e, portanto, o método de estimação por máxima verossimilhança torna-se o mais adequado para a análise empírica. Se a normalidade condicional não é garantida, como é o caso do estudo realizado, então será necessário utilizar os estimadores de máxima pseudo-verossimilhança. Por conseguinte, para um MS-VAR de M estados, os parâmetros são estimados por meio da função logarítmica de pseudo-verossimilhança, com as matrizes de covariância e os erros expressos na forma reduzida.

Uma avaliação da especificação da metodologia revela que a estrutura definida para o SVAR é parecida com as modelagens apresentadas nos diversos estudos conhecidos sobre multiplicadores fiscais (Blanchard; Perotti, 2002; Oreng, 2012; Matheson; Pereira, 2016). Entretanto, a adição de processos *markovianos* com o objetivo de desenvolver um modelo não linear (MS-VAR) dá ao estudo empírico relativa originalidade, além da simulação do cálculo do multiplicador com a inclusão da dívida líquida na estrutura de transição de regime. Embora a utilização de processos de *Markov* seja encontrada nos estudos de Pires (2014) e de Castelo Branco et al. (2015), a estrutura analítica exposta no presente estudo é singular na literatura sobre multiplicadores fiscais para o Brasil.

2.2 Dados e fontes

A base de dados constitui-se de observações mensais medidas pelo critério “acima da linha” para o período de janeiro de 1997 a dezembro de 2018. A opção pela frequência mensal em detrimento das periodicidades anual ou trimestral se justifica pelos seguintes motivos: os dados anuais não permitem a verificação da capacidade reativa dos agentes econômicos às mudanças nos gastos do governo ou nos impostos; ainda que os dados trimestrais consigam captar as mudanças súbitas na política fiscal discricionária, estes não são capazes de incorporar a volatilidade das alterações do estado da economia brasileira; os dados mensais apresentam um número elevado de observações em comparação com as amostras anuais e trimestrais.

Cavalcanti e Silva (2010) indicam argumentos favoráveis aos estudos sobre multiplicadores fiscais a partir de dados mensais em razão do aumento do tamanho da amostra. Orair et al. (2016) realizam estimativas de choques fiscais com dados mensais e enfatizam as mudanças repentinas no ciclo econômico brasileiro. Pires (2017) defende que os regimes fiscais brasileiros são marcados por intensa volatilidade, logo, a utilização de dados mensais encontra mais um argumento favorável à sua adoção.

De forma similar aos trabalhos de Orair et al. (2016) e de Sanches e Carvalho (2019), a série relativa ao produto agregado é extraída do Banco Central do Brasil (BCB), sendo tomada no seu valor corrente com periodicidade mensal. A série representa o Produto Interno Bruto e é estimada com base nas informações obtidas da produção industrial, da exportação de produtos agrícolas, do consumo de energia elétrica e dos índices de preços.

Adotam-se os dados de receita líquida fornecidos pela Secretaria do Tesouro Nacional (STN) para avaliar os impactos das mudanças na tributação sobre o produto agregado. A receita líquida em valores correntes é relativa ao Governo Central e exclui as transferências por repartição de receita, em especial as transferências para os entes subnacionais¹. A utilização do conceito líquido em vez do conceito total é justificada pela necessidade de expurgar os componentes da receita primária que não tem correlação com o ciclo econômico.² Dessa forma, o cálculo das elasticidades da receita em relação ao produto não é acrescido de componentes da arrecadação que têm base tributária específica^{3,4}.

(1) Foram excluídas as seguintes receitas compartilhadas por estados e municípios: Fundo de Participação dos Municípios (FPM), Fundo de Participação dos Estados (FPE), fundos constitucionais, contribuição do salário educação, exploração de recursos naturais, Contribuições de Intervenção no Domínio Econômico para Combustíveis (CIDE-Combustíveis) e demais receitas.

(2) Foram retiradas as seguintes receitas independentes do ciclo econômico de acordo com as sugestões dos trabalhos de Gobetti e Orair (2017) e Sanches e Carvalho (2019): concessões e participações, dividendos e participações, contribuições para a seguridade social dos servidores públicos, receitas próprias e de convênios e receitas patrimoniais.

(3) Também foram retiradas as receitas provenientes do Imposto sobre Operações Financeiras (IOF) cuja arrecadação é alterada pelas mudanças frequentes nas alíquotas, da CIDE-Combustíveis, pois possui base tributária específica, da Contribuição Provisória sobre Movimentações Financeiras (CPMF) por ter sido excluída em 2007 e pelo fato de sua arrecadação apresentar elasticidade unitária, segundo Gobetti e Orair (2017).

(4) Feitas as correções, a receita primária líquida do Governo Central possui os seguintes componentes: imposto de importação, Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI), Impostos sobre a Renda (IR) para pessoas físicas, pessoas jurídicas e retenção na fonte, Contribuição para Financiamento da Seguridade Social (COFINS), Programa de Integração Social (PIS), Programa de Formação do Patrimônio do Servidor Público (PASEP), Contribuição Social para o Lucro Líquido (CSLL), outras receitas administradas pela Receita Federal, arrecadação previdenciária líquida para o Regime Geral de Previdência Social (RGPS) dos contribuintes urbanos e rurais.

Os dados em valores correntes referentes à série de investimento público são extraídos do trabalho de Orair et al. (2016)⁵. Os autores utilizam desagregação temporal, estimam as variáveis contemporaneamente e harmonizam a série de acordo com o conceito de formação de capital fixo do sistema de contas nacionais. Dessa forma, os pesquisadores eliminam equívocos e inconsistências das informações relativas às “pedaladas fiscais” e à “contabilidade criativa” presentes em alguns anos do período estudado. Os investimentos públicos mensurados se referem ao conceito de Governo Geral.

No que tange à despesa primária, os dados provenientes da STN são desagregados em quatro componentes: a) benefícios previdenciários (urbano e rural); b) gastos sociais e de pessoal (remuneração, abono salarial, seguro desemprego, anistiados, benefícios de prestação continuada, de legislação especial e indenizações); c) subsídios e subvenções^{6, 7}; d) despesas do poder executivo sujeitas à programação financeira, denominadas despesas não obrigatórias, as quais correspondem ao somatório das despesas obrigatórias com controle de fluxo com as despesas discricionárias^{8, 9}.

Todas as séries escolhidas para produto, despesa e receita foram deflacionadas pelo Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), extraído do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), a preços de dezembro de 2018, pois a adoção de séries temporais reais é fundamental para expurgar efeitos inflacionários sobre as receitas e despesas ao longo do tempo. Em um segundo momento, as referidas séries foram transformadas em escala logarítmica para que as elasticidades possam ser estimadas nas funções de resposta ao impulso dos modelos VAR. Por fim, foram dessazonalizadas através do método *Census X-13 Arima* do software *EViews* 11. Há necessidade de tal ajuste em virtude da flexibilização de contingenciamentos orçamentários nos componentes da despesa nos últimos trimestres de cada ano, além de sazonalidade na arrecadação no primeiro trimestre.

O Quadro 1 apresenta uma descrição resumida dos dados:

(5) Os autores agradecem ao pesquisador Rodrigo Orair, do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), pela disponibilização das séries construídas pelo Ipea.

(6) Correspondem às seguintes subscrições: auxílio à Conta de Desenvolvimento Energético (CDE), subsídios ao programa Proagro, à habitação de interesse social (Programa Minha Casa Minha Vida), ao Programa de Sustentação ao Investimento (PSI) que correspondem aos subsídios explícitos da equalização das taxas de juros, subvenções aos fundos regionais, outras operações de crédito e reordenamento de passivos definidos pelo Tesouro e demais subsídios e subvenções.

(7) No que se refere às “pedaladas fiscais”, as despesas relativas à equalização das taxas de juros do PSI atingiram R\$ 30,3 bilhões ao final do exercício de 2015 em função da quitação de R\$ 14,6 bilhões do passivo do Governo Central junto ao BNDES. Os valores correspondem aos subsídios fornecidos ao setor privado em anos anteriores. Gobetti e Orair (2017) e Sanches e Carvalho (2019) corrigem os dados ao distribuir os R\$ 15,7 bilhões das despesas nos anos em que ocorreram (entre 2010 e 2014). O presente trabalho optou por manter a estrutura definida pela STN, pois adota o critério do valor pago ao contabilizar os “subsídios explícitos” em razão da data de resolução do Tribunal de Contas da União.

(8) As despesas obrigatórias com controle de fluxo correspondem às seguintes subscrições: benefícios aos servidores públicos, Programa Bolsa Família (PBF), saúde, educação e demais. Os gastos em ativos fixos e outras despesas de capital e custeio não foram inseridos para evitar dupla contagem, pois os investimentos públicos são inseridos no modelo de forma separada do restante das despesas discricionárias.

(9) As despesas discricionárias são compostas pelas dotações orçamentárias dos ministérios e das emendas parlamentares. Tem sua composição representada pelas seguintes rubricas: saúde, educação, defesa, transporte, administração, ciência e tecnologia, segurança pública, assistência social, entre outras.

Quadro 1
Descrição das variáveis para o período 1997-2018

Variáveis	Fonte	Deflator	Varição	Frequência
Produto Agregado	BCB	IPCA (12/2018)	Logarítmica	Mensal
Receita Primária Líquida	STN	IPCA (12/2018)	Logarítmica	Mensal
Benefícios Previdenciários	STN	IPCA (12/2018)	Logarítmica	Mensal
Gasto Social e de Pessoal	STN	IPCA (12/2018)	Logarítmica	Mensal
Subsídios e Subvenções	STN	IPCA (12/2018)	Logarítmica	Mensal
Despesas Não Obrigatórias	STN	IPCA (12/2018)	Logarítmica	Mensal
Investimentos Públicos	IPEA	IPCA (12/2018)	Logarítmica	Mensal

Fonte: Elaboração dos autores. Todas as séries foram ajustadas sazonalmente pelo método *Census X-13 Arima*.

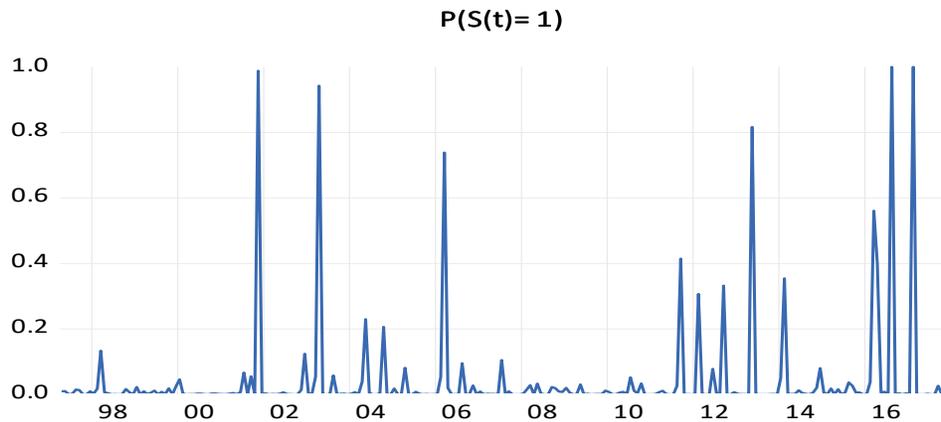
2.3 Procedimentos de correção

Tanto o modelo SVAR linear quanto o modelo MS-VAR não linear são estimados com o vetor de variáveis endógenas $x_t = [g_t, t_t, y_t]$, com g_t como o logaritmo do conjunto de despesas primárias (despesas não obrigatórias, investimento público, gasto social e de pessoal, benefícios previdenciários e subsídios/subvenções), t_t como o logaritmo da receita primária líquida e y_t é o logaritmo do produto agregado. A especificação foi realizada com uma variável agregada para o gasto, pois uma desagregação dos componentes da despesa no vetor poderia levantar problemas de identificação não usuais, haja vista o tamanho da amostra utilizada.

Devido à necessidade de introdução de restrições impostas pela teoria econômica, o ordenamento das variáveis do vetor segue a abordagem recursiva (decomposição de *Cholesky*) apresentada inicialmente por Sims (1980).

No que se refere à possibilidade de ocorrência de um regime recessivo¹⁰, a estimação da abordagem não linear apresenta a probabilidade apresentada pela Figura 1:

Figura 1
Probabilidade de ocorrência de um regime recessivo entre 1997 e 2018 (suavizada e filtrada)



Fonte: Elaboração dos autores a partir do *Software Eviews 11*.

(10) O eixo vertical representa a probabilidade percentual de 0 a 100 para a possibilidade de uma recessão.

Segundo o Comitê de Datação de Ciclos Econômicos da Fundação Getúlio Vargas (Codace-FGV), durante o período 1997-2018, a economia brasileira passou por cinco recessões. Uma recessão é definida pela variação negativa de dois trimestres consecutivos do nível de atividade econômica. O Quadro 2 mostra o período e a duração em trimestres (T) das recessões:

Quadro 2
Recessões segundo o Codace-FGV

Período	1998:1 1999:1	2001:2 2001:4	2003:1 2003:2	2008:4 2009:1	2014:2 2016:4
Duração	5 trimestres	3 trimestres	2 trimestres	2 trimestres	11 trimestres

Fonte: Elaboração dos autores com base nos dados do Codace-FGV.

Uma comparação entre a probabilidade estimada para o regime recessivo e as quedas de produto agregado efetivamente ocorridas mostra o seguinte resultado: exceção feita à recessão de 2008/2009, a probabilidade de ocorrência de uma recessão é bastante similar ao que aconteceu de fato. Apesar de baixa, houve uma pequena possibilidade de recessão no final dos anos 90, correspondente à queda do produto agregado no período 1998-1999. O período recessivo de 2008/09 foi resultante de um choque externo causado pela crise financeira global, logo, a probabilidade de ocorrência de uma crise desse tipo e magnitude é baixa.

Os dois modelos foram estimados com variáveis em primeira diferença para evitar relações espúrias.¹¹ Embora alguns trabalhos utilizem modelos na presença de raiz unitária, o presente estudo encontrou séries não estacionárias em nível e, portanto, todas as séries dos modelos foram diferenciadas. Foram realizados os testes *Augmented Dickey-Fuller* (ADF), *Phillips-Perron* (PP) e *Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, Shin* (KPSS) na inclusão apenas de intercepto e na presença de tendência e intercepto. Todos os testes foram considerados válidos a 1%, a 5% e a 10% de significância, logo, é possível dizer que as séries são integradas de ordem I(1).

De maneira similar ao estudo de Siqueira (2015), o teste de cointegração não foi realizado¹². O número ótimo de *lags* que minimiza o teste estatístico no conjunto das especificações dos modelos VAR foi definido com base nos critérios de informação¹³. O teste de heterocedasticidade para o modelo linear foi adotado com os termos cruzados¹⁴. Os testes de Portmanteau e do Multiplicador de

(11) Os resultados detalhados dos testes econométricos podem ser solicitados aos autores.

(12) O foco do estudo, como discutido, é encontrar as prováveis alterações que os choques fiscais exercem sobre o produto nas diferentes fases do ciclo econômico. Não é um objetivo, portanto, verificar uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis do modelo linear.

(13) Constatou-se pelo critério de Schwarz que o número de defasagens adequadas é igual a um. O intuito de se utilizar critérios com menor *lag* tem relação com a sua capacidade de reduzir problemas de autocorrelação residual.

(14) O resultado mostra que se deve rejeitar a hipótese nula de que os resíduos são homocedásticos a 5% de significância, isto é, verifica-se que a variância dos resíduos não é constante. A correção é feita por meio do método de máxima pseudo-verossimilhança, pois assim os estimadores se tornam consistentes, eficientes e apresentam normalidade assintótica.

Lagrange (LM) foram realizados para verificar autocorrelação residual¹⁵. Há estabilidade nos dois modelos¹⁶, mas os resíduos de ambos não apresentam normalidade residual¹⁷.

3 Estimativas dos multiplicadores fiscais de impacto, de pico e cumulativo

3.1 Multiplicadores fiscais na ausência de endividamento público

A presente seção apresenta cálculos dos multiplicadores de impacto, de pico e cumulativo. A justificativa para a escolha destes tipos de multiplicadores tem relação com os seguintes fundamentos:

a) o multiplicador de impacto $\frac{\Delta Y(t)}{\Delta G(t)}$ mostra a capacidade da política fiscal de estimular o produto agregado no curto prazo;

b) o multiplicador de pico $\max \left\{ \frac{\Delta Y(t+n)}{\Delta G(t)} \right\}$ revela o período em que o choque na variável fiscal tem o maior valor;

c) o multiplicador cumulativo $\frac{\sum_{i=1}^n \Delta Y(t+i)}{\sum_{i=1}^n \Delta G(t+i)}$ apresenta o impacto da política fiscal em um período mais longo, sendo fundamental para mensurar o tamanho do choque aleatório em um cenário de lenta absorção do choque inicial.

O cálculo do multiplicador é realizado a partir da divisão entre a elasticidade apresentada pelas funções de resposta ao impulso, obtidas em função da transformação logarítmica das variáveis dos modelos, e a participação média das despesas primárias totais (ou receitas primárias totais) no produto agregado. Os resultados encontrados demonstram a resposta acumulada do produto agregado a um choque de uma unidade de cada componente da despesa primária e da receita primária líquida.

Os multiplicadores fiscais de impacto, de pico e cumulativo estão dispostos nas Tabelas 1, 2 e 3, respectivamente. O multiplicador cumulativo foi estimado para um período de 15 meses, pois os valores das elasticidades pouco se alteram a partir do 16º mês, informação que pode ser verificada ao se observar o comportamento das funções de resposta ao impulso dos dois modelos. A Figura 2 apresenta as funções de impulso-resposta para o modelo SVAR linear. A Figura 3 exibe as funções de impulso-resposta para o modelo MS-VAR não linear.

Tabela 1
Multiplicadores fiscais de impacto

Regime	Recessão	Expansão	Linear
Despesa não obrigatória	1,89	2,08	1,45
Investimento público	1,2	0,28	2,12
Gastos sociais e de pessoal	0,13	0,1	0,14
Benefícios previdenciários	0,26	0,48	0,43
Subsídios e subvenções	-1,53	-1,11	-0,33
Receita líquida	-0,81	0,57	1,13

Fonte: Elaboração dos autores com base nos dados da STN, do BCB e do Ipea.

(15) Os dois testes indicam a presença de correlação serial a 5% de significância, a partir da terceira defasagem. A correção é feita através da escolha da menor defasagem nos critérios de informação.

(16) O teste de estabilidade dos modelos lineares e não lineares mostrou que as raízes do polinômio característico do estão dentro do círculo unitário nos dois casos, logo os sistemas dos modelos não são explosivos.

(17) Em virtude da estimação por pseudo-verossimilhança, a pressuposição de normalidade condicional não precisa ser aceita para estimar o MS-VAR com mudança de regime.

Tabela 2
Multiplicadores fiscais de pico

Regime	Recessão	Expansão	Linear
Despesa não obrigatória	1,89(t=1)	2,08(t=1)	1,45(t=1)
Investimento público	1,2 (t=1)	0,28(t=1)	2,12(t=1)
Gastos sociais e de pessoal	0,81(t=2)	0,64(t=2)	0,89(t=2)
Benefícios previdenciários	0,37(t=2)	0,82(t=5)	0,75(t=5)
Subsídios e subvenções	0,57(t=3)	0,41(t=3)	0,73(t=3)
Receita líquida	(-)0,48(t=4)	0,68(t=3)	1,13(t=1)

Fonte: Elaboração dos autores com base nos dados da STN, do BCB e do Ipea.

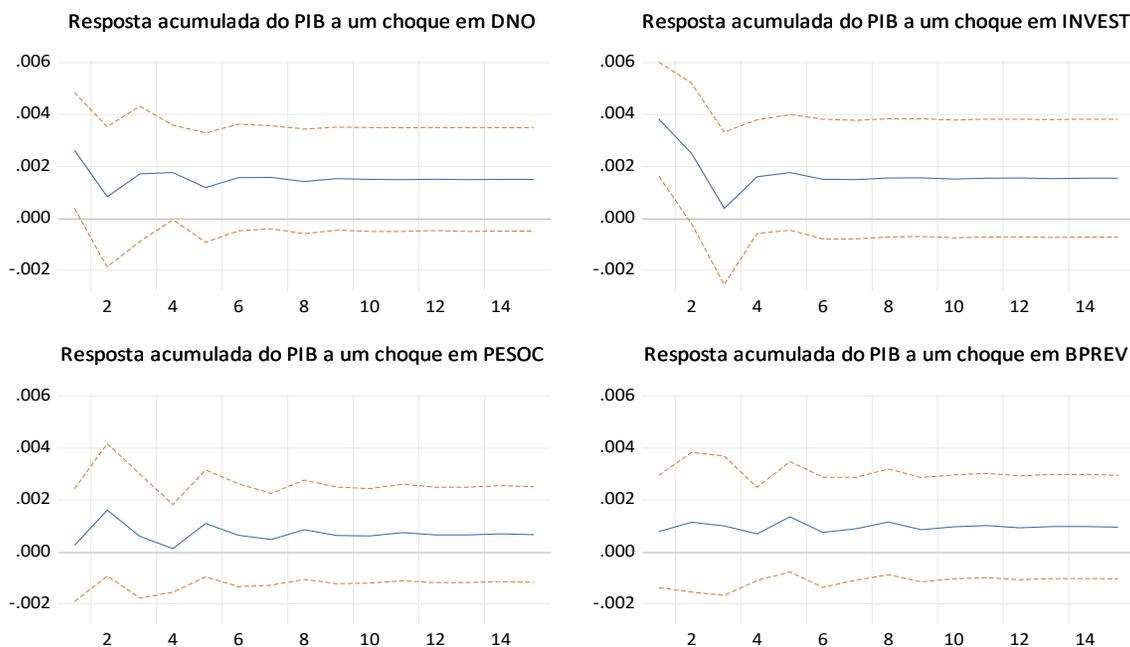
Tabela 3
Multiplicadores fiscais cumulativos

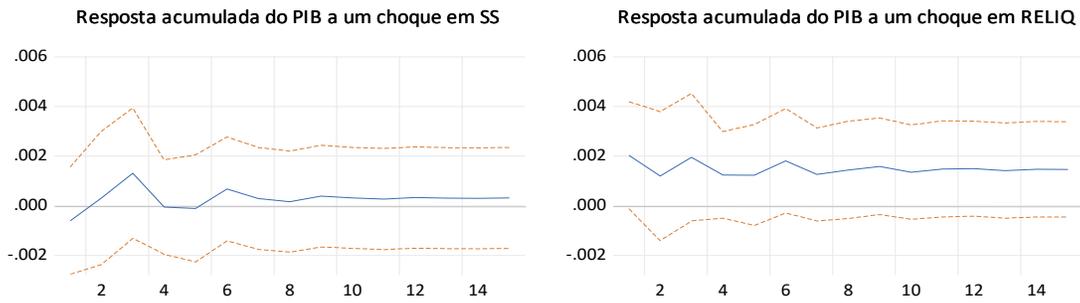
Regime	Recessão	Expansão	Linear
Despesa não obrigatória	1,98	4,61	0,78
Investimento público	0,94	0,46	0,71
Gastos sociais e de pessoal	0,61	1,02	1,77
Benefícios previdenciários	0,51	1,96	1,26
Subsídios e subvenções	-0,84	-1,28	4,32
Receita líquida	-1,21	1,8	0,81

Fonte: Elaboração dos autores com base nos dados da STN, do BCB e do Ipea.

Figura 2

Resposta acumulada do PIB em relação a um choque nas diversas variáveis fiscais para o modelo SVAR

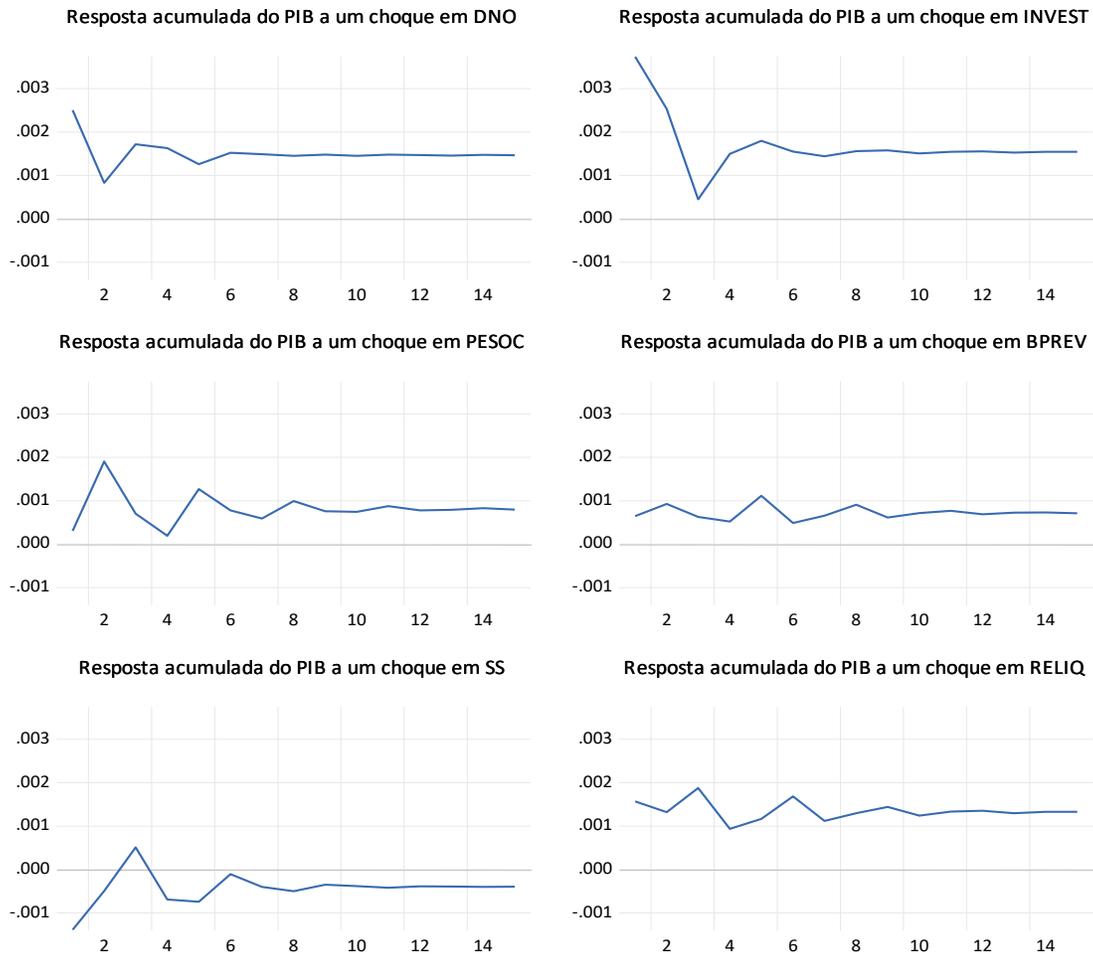




Fonte: Elaboração dos autores a partir do *Software Eviews 11*. Notas: (1) DNO = despesas não obrigatórias; INVEST = investimento público; PESOC = gastos sociais e de pessoal; BPREV = benefícios previdenciários; SS = subsídios e subvenções; RELIQ = receita líquida; (2) a resposta acumulada apresenta intervalo de confiança de 90% e dois desvios-padrão.

Figura 3

Resposta acumulada do PIB em relação a um choque nas diversas variáveis fiscais para o modelo MS-VAR



Fonte: Elaboração dos autores a partir do *Software Eviews 11*. Nota: (1) o programa *Eviews 11* não disponibiliza os erros-padrão para modelos do tipo MS-VAR, entretanto, a resposta acumulada apresenta intervalo de confiança de 90% e dois desvios-padrão.

Em termos gerais, os resultados encontrados são ratificados pelas evidências empíricas fornecidas pela literatura internacional de que os multiplicadores fiscais podem ser distintos nos períodos de expansão e recessão. Tal resultado é encontrado nos trabalhos que utilizam modelos não lineares, exceção feita ao estudo de Grudtner e Aragon (2017). A interpretação dos mesmos resultados sustenta a hipótese deste trabalho de que as fases recessivas da economia brasileira poderiam ter sido mitigadas pela utilização das despesas de capital, caso a orientação da política fiscal do Brasil tivesse sido anticíclica, como no período 2007-2010, pois os multiplicadores de impacto, de pico e cumulativo do investimento público são maiores nos momentos de recessão.

As respostas do produto agregado a choques nos investimentos públicos assumem comportamentos similares nas funções impulso-resposta dos dois modelos. Isso se traduz em multiplicadores de impacto idênticos aos de pico em todos os regimes. Contudo, o modelo linear apresenta um impacto mais elevado no curto prazo. Isso se verifica na diferença entre os multiplicadores fiscais: 2,12 no modelo linear, 0,28 na expansão e 1,2 na recessão. São resultados semelhantes aos encontrados nos estudos de Pires (2014) e Orair et al. (2016).

Como as funções de resposta ao impulso do MS-VAR são invariantes no tempo, não é possível distinguir com exatidão a persistência do choque, mas os valores dos multiplicadores cumulativos do investimento público (0,71 no modelo linear, 0,46 na expansão, 0,94 na recessão) revelam que os efeitos de longo prazo das despesas de capital sobre o nível de atividade podem ser menos persistentes, embora sejam positivos, pois se tornam inferiores à unidade. É um resultado bastante distinto ao sugerido no estudo de Sanches e Carvalho (2019), que encontra elevados multiplicadores do tipo cumulativo para o investimento público.

Os choques da despesa não obrigatória em relação ao produto apresentam multiplicadores fiscais elevados e funções de impulso-resposta semelhantes nos dois modelos. Tais semelhanças são consolidadas pela igualdade entre os multiplicadores de impacto e de pico em todos os regimes. Entretanto, os multiplicadores são maiores nos momentos de expansão comparativamente às fases recessivas, em especial no longo prazo, haja vista que o multiplicador cumulativo é de 4,61 na expansão e de 1,98 na recessão.

As diferenças nos multiplicadores de impacto são pequenas, 1,89 na recessão e 2,08 na expansão, mas indicam impactos bastante robustos sobre o produto nos dois casos. Trata-se, portanto, de uma despesa que deve ser preservada em momentos de consolidação fiscal. As medidas de impulso exibidas pelas funções mostram que os choques dos gastos sociais e de pessoal em relação ao produto são mais acentuados no modelo não linear. O pico é atingido no segundo período dos dois modelos. É possível, portanto, concluir que a adoção de uma política fiscal baseada em gastos sociais e em expansão da despesa com pessoal ativo tem maior defasagem que as despesas discricionárias e investimentos públicos.

Em relação aos multiplicadores de curto prazo, os resultados indicam impactos muito pequenos (0,13 na recessão, 0,1 na expansão e 0,14 no modelo linear). Ainda que os multiplicadores de pico sejam um pouco mais elevados que os de impacto, por se tratarem, em geral, de despesas obrigatórias com rigidez orçamentária, os resultados dos choques deste tipo de gasto podem ser mais bem compreendidos pelos multiplicadores cumulativos. O comportamento pró-cíclico desse tipo de despesa pode ser um fator que influencia o resultado, como salienta Pires (2014). O efeito de longo

prazo dos gastos com pessoal e social é superior à unidade na expansão e no modelo linear (1,02 e 1,77, respectivamente), logo, é perceptível que demoram em se materializar.

As respostas do produto aos choques nos benefícios previdenciários apresentam comportamento semelhante àqueles vistos nas despesas com pessoal e social. Os multiplicadores de impacto são pequenos, inferiores à unidade, e são maiores na expansão (0,48). Os multiplicadores de pico são atingidos no quinto período no modelo linear e no regime recessivo, mas são encontrados no segundo período na expansão da atividade.

O multiplicador cumulativo é particularmente elevado no regime expansivo (1,96), o que pode ser um indicador de que o efeito de longo prazo dos gastos com pessoal inativo é o mais representativo. Ademais, a relativa estabilidade das funções de impulso-resposta para tal variável nos dois modelos reforça o argumento. O notável crescimento das despesas com inativos ao longo do período estudado pode ser um motivo para tal comportamento.

Os multiplicadores fiscais de impacto para subsídios e subvenções revelam-se negativos para todos os modelos e regimes. O comportamento das funções de resposta ao impulso também é representativo da resposta negativa do produto agregado a choques nesse tipo de despesa, especialmente no modelo não linear. O pico de tais choques é encontrado no terceiro período e é positivo, mas todos os multiplicadores são inferiores à unidade.

Os efeitos de longo prazo são negativos para o modelo não linear (-0,84 na recessão e -1,28 na expansão), porém são de grande magnitude no modelo linear (4,32). A discrepância pode ser entendida à luz da trajetória das funções de impulso-resposta: enquanto a função para o modelo não linear apresenta elasticidades negativas em quase todos os períodos, exceção feita ao terceiro, a função para o modelo linear encontra elasticidades positivas, exceção feita ao primeiro período. Tal configuração, portanto, é resultado da considerável diferença entre os dois modelos para os subsídios e subvenções.

Por fim, as respostas do PIB a um choque nas receitas líquidas exibem multiplicadores de impacto e de pico negativos para o regime recessivo (-0,81 e -0,48, respectivamente) e positivos para o regime de expansão (0,57 e 0,68, respectivamente). O modelo linear tem multiplicadores de impacto e de pico iguais e superiores à unidade. Esperava-se que o multiplicador de receita tivesse tal comportamento, o qual se repete para os multiplicadores cumulativos, pois a receita acompanha o ciclo econômico tendo comportamento pró-cíclico, ou seja, se o produto cresce, a receita aumenta, e a recíproca é verdadeira.

A análise dos resultados também revela que outras duas hipóteses do trabalho são corroboradas. A primeira diz que o tipo de consolidação fiscal importa. Isso pode ser verificado no comportamento dos multiplicadores das despesas não obrigatórias, os quais são elevados em todos os modelos e regimes, em particular os multiplicadores de impacto. Por conseguinte, o ajuste que se baseia em cortes e/ou contingenciamentos orçamentários pode ter impactos negativos sobre o nível de atividade.

É importante recordar que as despesas não obrigatórias são majoritariamente compostas pelas despesas discricionárias. Estas são submetidas aos constantes contingenciamentos orçamentários, sobretudo a partir de 2011. Ademais, os investimentos públicos também são suscetíveis aos ajustes

fiscais e tem altos multiplicadores na recessão. Por conseguinte, conclui-se que as consolidações fiscais devem priorizar ajustes nas despesas com menor potencial de impacto sobre a atividade econômica, em particular as despesas obrigatórias (encargos sociais, pessoal ativo e inativo, subsídios e subvenções), que apresentam multiplicadores menos robustos.

A segunda hipótese corroborada pelos resultados diz respeito à mudança de composição da política fiscal no período 2011-2014 e sua possível ineficácia do ponto de vista do impacto sobre o produto agregado. A opção pela redução dos investimentos públicos concomitantemente ao aumento das desonerações tributárias do lado da receita e da elevação dos subsídios e subvenções do lado do gasto foi inadequada (Carvalho, 2018).

Como a economia brasileira passava por um processo de desaceleração, com uma recessão iniciada no segundo trimestre de 2014, a adoção de uma política fiscal nesses moldes mostra o seguinte resultado quantitativo: os multiplicadores de impacto e de pico dos subsídios e subvenções são negativos nos períodos de desaceleração, os multiplicadores para a receita líquida também são negativos na recessão e os investimentos públicos apresentam multiplicadores elevados e superiores à unidade nos períodos de retração cíclica.

Em suma, a despeito de a política fiscal ter sido expansionista ao longo do período 2011-2014, a mudança na composição dos instrumentos fiscais de estímulo à atividade econômica no referido período em comparação com o quadriênio 2007-2010 aparenta ter sido fundamental para a desaceleração da economia brasileira no início dos anos 2010 (Orair; Gobetti, 2017).

Os resultados também são examinados a partir da decomposição da variância do erro de previsão.¹⁸ A decomposição busca determinar qual o percentual da variância do erro de previsão de uma variável se deve a ela, e qual porcentagem é devida a cada uma das outras variáveis do modelo ao longo do período estimado. No caso do presente trabalho, é verificada a decomposição da variância do erro de previsão do produto agregado nos modelos SVAR e MS-VAR. A partir disso são fornecidos subsídios para inferência causal no horizonte temporal definido, isto é, o percentual do tempo em que uma variável permanece importante para explicar a outra.

Para o modelo linear (SVAR), o crescimento do PIB ao longo de 15 meses é influenciado por 85,8% de sua própria variância, 6,1% do investimento público, 3,1% das despesas não obrigatórias, 1,2% dos gastos com pessoal e social, 0,5% dos benefícios previdenciários, 1,3% dos subsídios e subvenções e por 1,8% da receita líquida. Os valores também são obtidos para o modelo não linear (MS-VAR): crescimento do PIB ao longo de 15 meses é influenciado por 86% de sua própria variância, 6% do investimento público, 2,8% das despesas não obrigatórias, 1,7% dos gastos com pessoal e social, 0,4% dos benefícios previdenciários, 1,6% dos subsídios e subvenções e por 1,2% da receita líquida.

Os percentuais são similares para os dois modelos. O destaque principal é a participação do investimento público no crescimento do produto. No entanto, trata-se de algo esperado, pois é a única variável dos modelos que representa a formação bruta de capital fixo. Tal aspecto reforça a destacada diferença entre os multiplicadores fiscais dos investimentos nos dois regimes cíclicos, pois o PIB é influenciado por tal variável principalmente nos momentos de baixa do ciclo econômico.

(18) A saídas do *Eviews* referentes à decomposição histórica da variância podem ser solicitadas aos autores.

3.2 Multiplicadores fiscais na presença de endividamento público

Com o intuito de verificar o comportamento dos multiplicadores fiscais na presença de endividamento público, a presente seção inclui a DLSP¹⁹ nos vetores de variáveis endógenas dos dois modelos adotados, SVAR e MS-VAR, de tal forma que seja possível verificar se os multiplicadores das diversas variáveis fiscais no produto agregado são superestimados, conforme discussão realizada na introdução. A série mensal da dívida líquida do setor público no período 1997-2018 não foi dessazonalizada, pois não apresentou componente sazonal, mas passou por um processo de transformação em logaritmo, e foi deflacionada pelo IPCA de dezembro de 2018.

A inclusão da dívida pública nos dois modelos de vetores autorregressivos resulta no seguinte vetor $x_t = [g_t, t_t, y_t, d_t]$, com g_t como o logaritmo do conjunto de despesas primárias (despesas não obrigatórias, investimento público, gastos com pessoal e social, benefícios previdenciários, subsídios e subvenções), t_t como o logaritmo da receita primária líquida, y_t é o logaritmo do produto agregado e d_t como o logaritmo da dívida líquida.

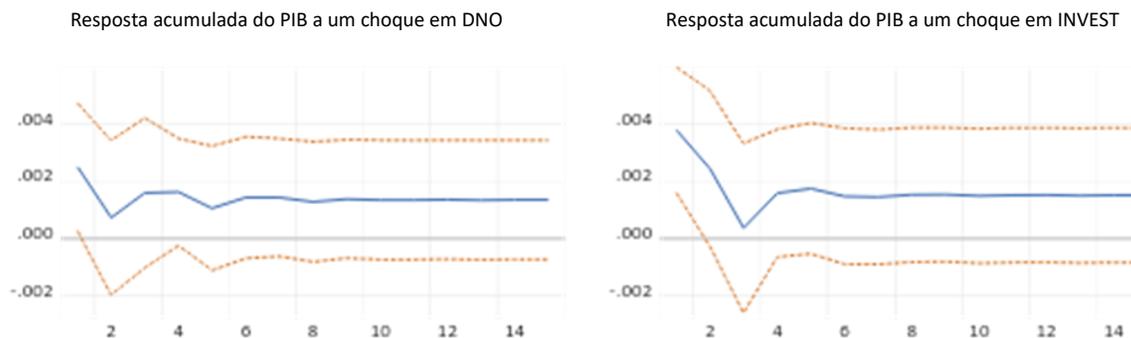
O ordenamento das variáveis segue a mesma dinâmica da seção anterior, ou seja, a última variável do vetor é impactada contemporaneamente pelas demais, mas não as influencia. Portanto, entende-se que a dívida pública sofre alterações a partir das mudanças nas variáveis fiscais e no produto agregado, porém a recíproca não é verdadeira.

Em relação aos procedimentos econométricos, a série de dívida foi estimada em primeira diferença, pois foi encontrada raiz unitária. Ademais, os modelos acrescidos de endividamento público apresentaram as mesmas características dos modelos sem dívida, dentre elas: estacionariedade, sistemas estáveis, resíduos sem normalidade, heterocedasticidade nos termos cruzados e ausência de correlação serial.

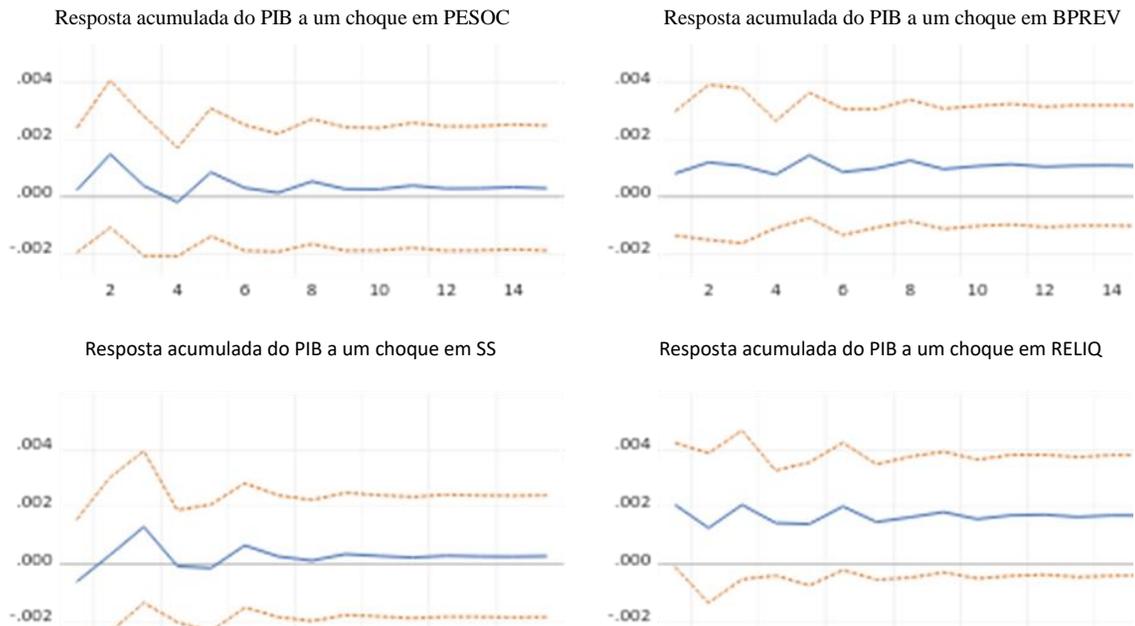
Em relação às funções de resposta ao impulso, as Figuras 4 e 5 apresentam o conjunto de respostas acumuladas dos modelos SVAR e MS-VAR, respectivamente. Além disso, a figura 6 mostra a resposta acumulada da DLSP em relação ao PIB para os modelos lineares e não lineares.

Figura 4

Resposta acumulada do PIB em relação a um choque ue nas diversas variáveis fiscais para o modelo SVAR (inclui a DLSP)

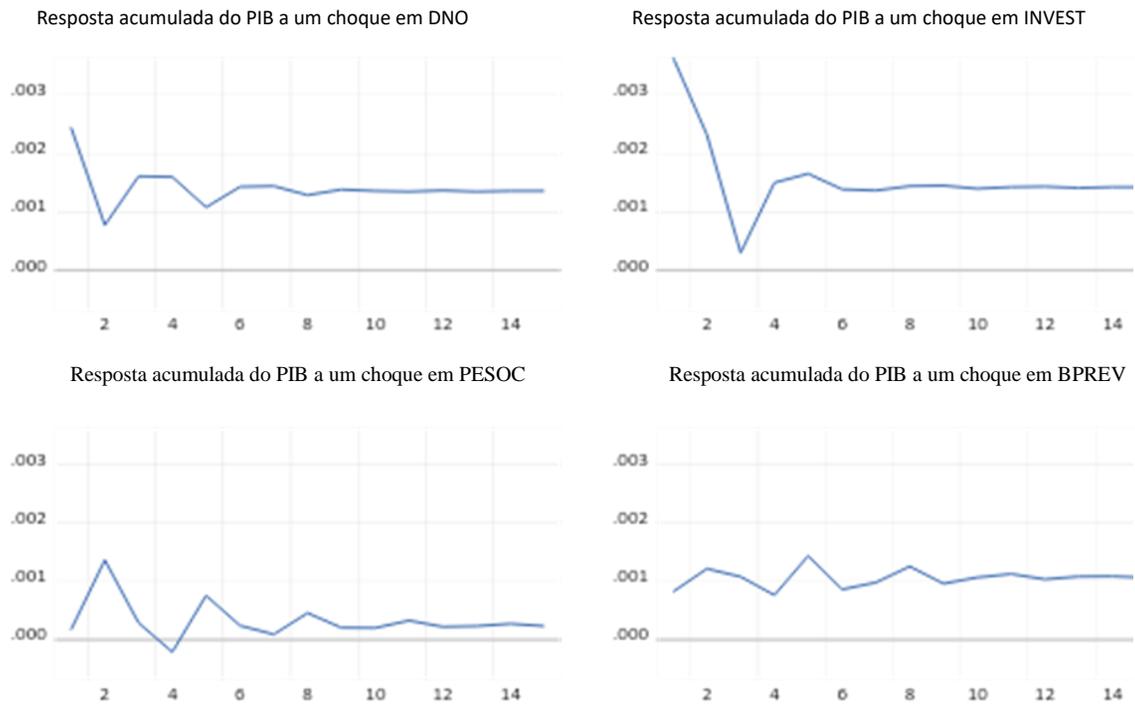


(19) Admite-se que a dívida líquida é o conceito de endividamento público mais adequado para a análise empírica, pois, diferentemente da dívida bruta, considera o conjunto de ativos financeiros da União para a avaliação da posição fiscal de um país.

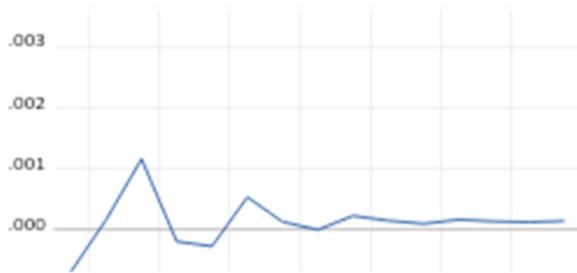


Fonte: Elaboração dos autores a partir do *Software Eviews 11*.

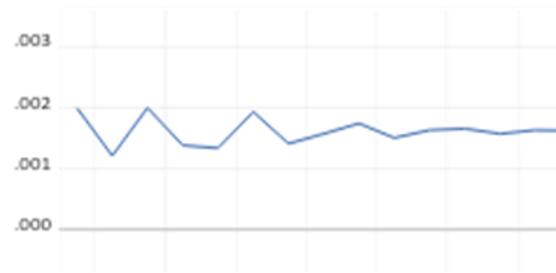
Figura 5
Resposta acumulada do PIB em relação a um choque nas diversas variáveis fiscais para o modelo MS-VAR (inclui a DLSP)



Resposta acumulada do PIB a um choque em SS



Resposta acumulada do PIB a um choque em RELIQ

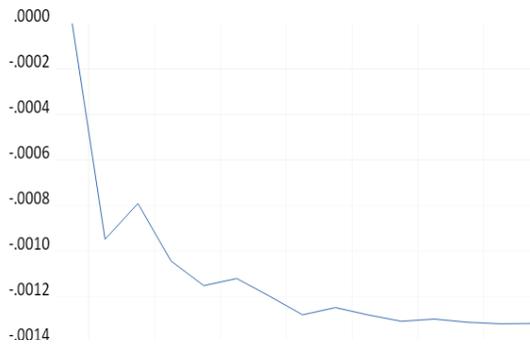


Fonte: Elaboração dos autores a partir do *Software Eviews 11*.

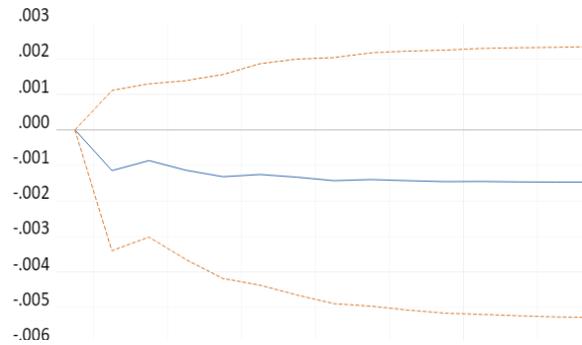
Figura 6

Resposta acumulada do PIB em relação a um choque em DLSP (modelos SVAR e MS-VAR)

Resposta acumulada do PIB a um choque em DLSP no modelo MS-



Resposta acumulada do PIB a um choque em DLSP no modelo S



Fonte: Elaboração dos autores a partir do *Software Eviews 11*.

Os multiplicadores fiscais de impacto, de pico e cumulativo estão dispostos nas Tabelas 4, 5 e 6, respectivamente:

Tabela 4
Multiplicadores fiscais de impacto (com DLSP)

Regime	Recessão	Expansão	Linear
Despesa não obrigatória	-0,09	1,18	1,39
Investimento público	1,12	-0,62	2,11
Gastos sociais e de pessoal	0,08	0,03	0,12
Benefícios previdenciários	0,45	0,62	0,45
Subsídios e subvenções	0,07	0,36	-0,34
Receita líquida	0,75	0,85	1,15

Fonte: Elaboração dos autores com base nos dados da STN, do BCB e do Ipea.

Tabela 5
Multiplicadores fiscais de pico (com DLSP)

Regime	Recessão	Expansão	Linear
Despesa não obrigatória	-0,02(t=2)	1,18(t=1)	1,39(t=1)
Investimento público	1,12(t=1)	-0,05(t=3)	2,11(t=1)
Gastos sociais e de pessoal	0,63(t=2)	0,25(t=2)	0,82(t=2)
Benefícios previdenciários	0,65(t=2)	1,08(t=5)	0,80(t=5)
Subsídios e subvenções	0,07(t=1)	0,36(t=1)	0,72(t=3)
Receita líquida	0,76(t=3)	0,85(t=3)	1,15(t=1)

Fonte: Elaboração dos autores com base nos dados da STN, do BCB e do Ipea.

Tabela 6
Multiplicadores fiscais cumulativos (com DLSP)

Regime	Recessão	Expansão	Linear
Despesa não obrigatória	-0,15	3,9	0,87
Investimento público	1,43	-1,54	0,74
Gastos sociais e de pessoal	0,45	0,35	3,17
Benefícios previdenciários	1,69	4,54	1,16
Subsídios e subvenções	-0,04	-0,37	4,88
Receita líquida	1,82	3,93	0,73

Fonte: Elaboração dos autores com base nos dados da STN, do BCB e do Ipea.

No que tange ao modelo SVAR, o comparativo entre os resultados dos multiplicadores fiscais de impacto na presença de dívida e os multiplicadores sem a variável em questão mostra que a inserção do endividamento público no modelo não altera os choques das variáveis fiscais no PIB, pois as diferenças estão restritas a algumas casas decimais.

Portanto, continuam válidas as seguintes conclusões: multiplicadores de curto prazo das despesas discricionárias (investimentos públicos, principalmente) são maiores que os multiplicadores das despesas correntes (subsídios e subvenções são negativos), enquanto a receita apresenta um impacto próximo ao valor unitário. O mesmo vale para os multiplicadores de pico, pois os valores dos multiplicadores são muito próximos. Além disso, os maiores choques encontrados acontecem no mesmo período nos dois casos, com ou sem dívida pública, para todas as variáveis fiscais.

Para os multiplicadores cumulativos, os choques são similares para a maioria das variáveis (investimentos públicos, despesas não obrigatórias, benefícios previdenciários e receita líquida). Entretanto, a inclusão da dívida no SVAR mostra que os subsídios e subvenções apresentam maiores efeitos de longo prazo sobre o produto. O destaque tem relação com os choques dos gastos com pessoal e social no nível de atividade, pois os multiplicadores aumentam bastante com a adoção do endividamento público. É possível inferir que o multiplicador cumulativo dos gastos sociais e de pessoal é subestimado na ausência de dívida.

Em resumo, a inclusão da DLSP no modelo linear não altera de maneira significativa o multiplicador fiscal, exceção feita ao multiplicador acumulado dos gastos sociais e de pessoal. Por

consequente, a ideia de que a política fiscal ativa em um contexto de endividamento do governo possa subestimar seus efeitos benéficos não encontra evidências empíricas quando se estima um modelo estrutural linear.

A presença de não linearidades combinada com a introdução de dívida no MS-VAR mostra algumas alterações em relação aos modelos sem DLSP. No caso específico dos multiplicadores fiscais de impacto, a resposta acumulada do produto em relação a um choque nas despesas não obrigatórias apresenta mudanças substantivas, tendo em vista que o multiplicador de tal variável na recessão torna-se levemente negativo (-0,07), algo que torna evidente as diferenças entre os impactos durante o ciclo econômico, pois o multiplicador na expansão é positivo. Já em relação ao investimento público, o multiplicador de impacto negativo na expansão (-0,62) reforça a ideia de que os multiplicadores dessa variável são maiores na recessão.

Em relação aos gastos correntes, em particular os benefícios previdenciários e os gastos com pessoal e social, os multiplicadores de curto prazo se alteram muito pouco no modelo não linear em comparação ao modelo linear. Ambos são baixos e apresentam características similares, logo é possível inferir que seus comportamentos dinâmicos são similares nas diferentes estruturas empíricas.

As respostas acumuladas dos subsídios e subvenções no produto passam a exibir valores positivos, porém próximos de zero. São resultados distintos daqueles apresentados no modelo sem dívida pública. No caso dos subsídios e subvenções, contudo, os multiplicadores continuam maiores na expansão, embora sejam inexpressivos em relação ao produto. Isso reflete em grande medida o pico do choque no modelo sem dívida, visto no terceiro período, sendo antecipado no primeiro período na estrutura sem endividamento. A dívida, portanto, retarda em dois períodos o impacto mais expressivo do multiplicador.

Em geral, o multiplicador de curto prazo da receita líquida apresenta o mesmo comportamento dos choques exibidos pelos subsídios e subvenções, mas há diferença no que se refere à recessão, evidenciando que as desonerações podem ter impactos positivos nesse contexto, pois tal variável apresenta multiplicador de impacto positivo na recessão (0,75), todavia, o choque é inferior ao valor unitário, logo, possui influência reduzida sobre a atividade econômica. Trata-se, portanto, de um instrumento limitado para a realização de uma política fiscal anticíclica, mesmo na presença de dívida pública.

No que diz respeito aos multiplicadores de pico, os resultados são análogos àqueles vistos nos multiplicadores de impacto, entretanto, existe uma exceção no contexto de expansão do nível de atividade. A resposta acumulada de um choque dos benefícios previdenciários em relação ao PIB apresenta valor acima da unidade no quinto período (1,08). O resultado está em linha com o visto no modelo sem dívida pública, mas o choque supera o valor unitário no modelo com endividamento, o que pode revelar maior impacto de curto prazo de tal política em um cenário de crescimento da atividade econômica.

Os multiplicadores fiscais cumulativos em um contexto de endividamento do governo no modelo MS-VAR exibem diferenças em relação ao mesmo modelo sem dívida pública. Em relação às despesas não obrigatórias e aos investimentos públicos, a inclusão da DLSP reforça as diferenças cíclicas dos estímulos de demanda agregada.

As despesas não obrigatórias apresentam multiplicadores maiores na recessão que na expansão, mas os choques na fase recessiva tornam-se levemente negativos (-0,15). Outra diferença diz respeito ao multiplicador fiscal da despesa de capital na expansão, pois este se torna consideravelmente negativo (-1,54). Os dois casos refletem o fato de que a inclusão da dívida na estrutura analítica atua reforçando negativamente o choque de baixa magnitude do modelo sem dívida.

O impacto acumulado das despesas correntes mostra-se mais robusto no caso dos benefícios previdenciários que nos gastos com pessoal e social. Os primeiros se elevam em todos os momentos do ciclo, especialmente na expansão, enquanto os segundos crescem de forma mais evidente na fase ascendente. Tais resultados sugerem que as respostas de longo prazo do produto aos choques das despesas correntes se elevam na presença de dívida pública, logo, há um reforço à tendência encontrada no modelo não linear sem endividamento governamental.

No caso dos subsídios e subvenções, as respostas acumuladas da atividade econômica a um choque em tais componentes do gasto continuam negativas em todos os contextos possíveis, expansão e recessão. O movimento é similar para a receita líquida, mas a variável continua apresentando multiplicador positivo na recessão (1,82), resultado similar aos encontrados nos multiplicadores de impacto e de pico para tal variável. O tamanho do multiplicador poderia sugerir sua utilização para uma política anticíclica, mas seu impacto de curto prazo é menor que a unidade e, além disso, sua persistência medida pelo multiplicador cumulativo é muito superior na expansão (3,93).

Em relação à decomposição da variância do erro de previsão para os modelos que incluem a dívida pública, os resultados são similares aos apresentados na análise para os modelos sem DLSP.²⁰ O investimento público continua sendo a variável que mais explica as variações no produto agregado (6,03% no modelo não linear e 6% no modelo linear). A dívida líquida tem influência mínima na decomposição da variância do modelo linear (0,29% no modelo não linear e 0,41% no modelo não linear), sendo a variável que menos explica as mudanças no nível de atividade.

Em suma, os resultados apresentados nesta seção, quando comparados àqueles vistos na seção anterior, revelam que o ciclo econômico tem maior influência no comportamento do multiplicador fiscal que o endividamento público, resultado análogo ao de Barros Neto e Correia (2020). No entanto, cada ação anticíclica possui eficácia distinta em razão dos diferentes tamanhos dos multiplicadores das variáveis fiscais selecionadas.

Considerações finais

Este trabalho teve como objetivo principal analisar a capacidade da política fiscal em estabilizar as flutuações da atividade econômica no Brasil. Para tanto, fez-se uso da abordagem empírica de multiplicadores fiscais para estimar as respostas do produto aos choques nas diferentes categorias da despesa primária e da receita primária líquida. Foram utilizados dois modelos de vetores autorregressivos, um linear (SVAR) e um não linear (MS-VAR). A presença de não linearidades

(20) Novamente, devido às limitações de disposição do presente trabalho, optou-se pela não apresentação das saídas do programa estatístico.

permitiu verificar se há diferenças entre os multiplicadores nas fases recessivas e expansivas do ciclo econômico.

Embora a literatura empírica apresente evidências não convencionais, como os trabalhos de Mendonça, Medrano e Sachsida (2009) e Cavalcanti e Silva (2010), que consistem na predominância de multiplicadores fiscais pouco robustos, muitas vezes inferiores ao valor unitário, os resultados do presente trabalho corroboram as conclusões de Sanches e Carvalho (2019) e de Barros Neto e Correia (2020), as quais apresentam efeitos multiplicadores mais elevados e persistentes.

Ademais, corrobora parcialmente os resultados de Moura (2015), no que concerne aos efeitos negativos de cortes nos gastos em investimentos públicos sobre o efeito multiplicador de longo prazo. O referido trabalho não analisa o ciclo e baseia a sua formulação com a inclusão do capital público na determinação da produtividade marginal dos insumos privados em relação ao PIB. Embora considere que uma política monetária menos ativa eleve o tamanho do multiplicador, considera tal procedimento errôneo ao causar recessão para a redução a posteriori do patamar inflacionário, algo que o trabalho não explica em sua estrutura formal.

Em termos de condução de política econômica, parece ser razoável concluir que os estímulos à demanda agregada são mais adequados em um contexto recessivo, como pressupõe a teoria keynesiana. Ademais, foi realizada uma comparação dos dois modelos na presença de endividamento público líquido com o intuito de analisar se a dívida pública modifica significativamente o comportamento do multiplicador fiscal.

Sob uma perspectiva geral, as hipóteses do presente trabalho foram corroboradas. Os resultados mostram que os multiplicadores fiscais variam consideravelmente entre os diferentes componentes da despesa primária, admitindo ou não a presença de endividamento público. O multiplicador da receita primária líquida apresenta comportamento pró-cíclico quando a dívida líquida não é inserida no modelo. Tais características favorecem o entendimento de que o tipo de consolidação fiscal é determinante para amenizar os impactos negativos de uma contração fiscal, sendo menos custoso um ajuste fiscal gradualista.

Ademais, conclui-se que a mudança na composição da política fiscal no período 2011-2014 foi ineficaz do ponto de vista dos efeitos positivos sobre o produto agregado. O multiplicador fiscal de impacto do investimento público é o mais elevado no modelo linear e se torna mais expressivo na fase recessiva que na expansiva, logo, se trata da variável mais adequada para a realização de uma política fiscal anticíclica, pois os subsídios e desonerações apresentam impactos reduzidos ou, até mesmo, negativos.

A contribuição mais relevante deste trabalho diz respeito à possibilidade da comparação entre duas restrições à magnitude do multiplicador fiscal: o momento do ciclo econômico e o endividamento público. A análise dos modelos com e sem dívida pública revelam que tal variável exerce influência apenas residual no modelo linear. Adicionalmente, embora a dívida modifique alguns resultados do modelo não linear, sua maior influência tem relação com a intensificação que exerce sobre o papel do ciclo econômico. Em outras palavras, a dívida líquida não superestima nem subestima o tamanho do multiplicador, mas sim reforça a dinâmica das flutuações cíclicas sobre o impulso fiscal.

Contudo, a inclusão da dívida pública, na possibilidade de captar possíveis mecanismos de transmissão do risco-país e do prêmio de risco, necessita de uma análise mais aprofundada, a qual demanda a inserção de outras variáveis como a taxa de juros e inflação, tendo em vista os canais de transmissão de política monetária envolvidos. Logo, trata-se de uma evidente limitação para o entendimento dos resultados encontrados em relação tanto à magnitude dos multiplicadores fiscais quanto à direção das funções de resposta ao impulso dos modelos econométricos.

Além disso, é possível que os resultados fossem diferentes se a dívida bruta fosse escolhida em substituição à dívida líquida. As dúvidas quanto ao conceito de dívida mais adequado para a análise das finanças públicas é parte de um debate mais profundo sobre a temática. O caso brasileiro é ilustrativo das discussões muitas vezes improdutivas sobre os ganhos e perdas de uma expansão ou de uma consolidação fiscal. É correto dizer, portanto, que o avanço em direção ao maior número de publicações empíricas na área de política fiscal e crescimento é fundamental para um debate mais profícuo sobre o tema.

De forma complementar, as limitações dos resultados podem estar associadas ao horizonte de tempo da pesquisa, haja vista as mudanças dos regimes fiscais, monetários e cambiais ocorridas no período 1997-2018, tais como a introdução das regras fiscais por meio da Lei de Responsabilidade Fiscal, a incorporação do regime de metas de inflação e o término da âncora cambial. Nesse sentido, possíveis quebras estruturais ao longo das séries temporais selecionadas são capazes de fornecer elementos limitantes dos resultados encontrados.

Em suma, a discussão promovida pelo presente trabalho está longe de exaurir o debate sobre multiplicadores e política fiscal, pois se trata de uma literatura ainda incipiente no Brasil. Entretanto, contribui para a análise do efeito multiplicador das variáveis fiscais sobre o produto no que se refere a duas das três principais restrições para o tamanho do choque, exceção feita ao papel da política monetária e sua coordenação com a atuação da política fiscal, algo que pode ser mais explorado em futuros trabalhos.

Referências bibliográficas

BARROS NETO, G.; CORREIA, F. Uma contribuição para as estimativas de multiplicadores fiscais no Brasil: Análise de intervenção em modelos VAR ampliados por dummies. *Revista Brasileira de Economia*, v. 3, n. 74, p. 235-254, 2020.

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

CARVALHO, L. *Valsa brasileira: do boom ao caos econômico*. Editora Todavia, 2018.

CASTELO-BRANCO, M.; LIMA, E.; PAULA, L. Mudanças de regime e multiplicadores fiscais no Brasil entre 1999-2012: uma avaliação empírica. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, Florianópolis, SC, 2015.

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

- CORDES, T.; KINDA, T.; MUTHOORA, P.; WEBER, A. *Expenditure rules: effective tools for sound fiscal policy*. International Monetary Fund, 2015. (Working Paper).
- FAVERO, C.; GIAVAZZI, F. *Debt and the effects of fiscal policy*. National Bureau of Economic Research, 2007.
- FORNI, L.; MONTEFORTE, L.; SESSA, L. The general equilibrium effects of fiscal policy: estimates for the euro área. *Journal of Public Economics*, v. 3-4, n. 93, p. 559-585, 2009.
- GOBETTI, S; ORAIR, R. *Resultado primário e contabilidade criativa: reconstruindo as estatísticas fiscais “acima da linha” do governo geral*. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, 2017. (Texto para Discussão).
- GRUDTNER, V.; ARAGON, E. Multiplicador dos gastos do governo em períodos de expansão e recessão: evidências empíricas para o Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, v. 3, n. 71, p. 321-345, 2017.
- ILZETZKI, E.; MENDOZA, E.; VÉGH, C. How big (small?) are fiscal multipliers?. *Journal of Monetary Economics*, v. 2, n. 60, p. 239-254, 2013.
- LANNE, M.; LUTKEPOHL, H.; MACIEJOWSKA, K. Structural vector autoregressions with Markov switching. *Journal of Economic Dynamics and Control*, v. 2, n. 34, p. 121-131, 2009.
- LOPREATO, F. Novos tempos: política fiscal e condicionalidades pós-80. *Revista de Economia Contemporânea*, v. 1, n. 8, p. 125-154, 2004.
- MATHESON, T.; PEREIRA, J. Fiscal multipliers for Brazil. International Monetary Fund, 2016. (Working Paper).
- MENDONÇA, M.; MEDRANO, L.; SACHSIDA, A. *Avaliando os efeitos da política fiscal no Brasil: resultados de um procedimento de identificação agnóstica*. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, 2009. (Texto para Discussão).
- MOURA, G. Multiplicadores fiscais e investimento em infraestrutura. *Revista Brasileira de Economia*, v. 1, n. 69, p. 75-104, 2015.
- ORAIR, R.; SIQUEIRA, F.; GOBETTI, S. Política fiscal e ciclo econômico: uma análise baseada em multiplicadores do gasto público. *XXI Prêmio Tesouro Nacional*, v. 1, n. 20, p. 80-133, 2016.
- ORAIR, R.; GOBETTI, S. Do expansionismo à austeridade: a política fiscal em período recente. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, 2017. (Texto para Discussão).
- OREIRO, J.; SICSÚ, J.; PAULA, L. *Controle da dívida pública e política fiscal: uma alternativa para um crescimento autossustentado da economia brasileira*. Agenda Brasil: políticas econômicas para o crescimento com estabilidade de preços. Barueri, SP, 2003.
- ORENG, M. *Estimando o impacto da política fiscal no Brasil: 2004 a 2011*. International Development Bank, 2012. (Working Paper).
- PIRES, M. Política fiscal e ciclos econômicos no Brasil. *Economia Aplicada*, v. 1, n. 18, p. 69-90, 2014.

PIRES, M. *Política fiscal e ciclos econômicos: teoria e experiência recente*. Editora Elsevier, 2017.

RAMEY, V. Ten years after the financial crisis: what have we learned from the renaissance in fiscal research? *Journal of Economic Perspectives*, v. 2, n. 33, p. 89-114, 2019.

SANCHES, M.; CARVALHO, L. A contribuição da política fiscal para a crise brasileira recente: uma análise baseada em multiplicadores de despesas e receitas primárias do governo central no período 1997-2018. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, São Paulo, SP, 2019.

SIMS, C. Macroeconomics and reality. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, v. 1, n. 48, p. 1-48, 1980.

SIQUEIRA, F. *Política fiscal e ciclo político no Brasil: uma análise empírica*. Dissertação (Mestrado)–Universidade de São Paulo, 2015.