

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

Thiago Felipe Ramos de Abreu<sup>1</sup>  
Elcyon Caiado Rocha Lima<sup>2</sup>

**RESUMO:** Este trabalho tem por objetivo auferir a eficácia da política fiscal no Brasil, verificando inclusive se seus impactos são significativamente afetados quando ela não altera o déficit fiscal do governo ou quando são utilizados períodos de tempo distintos. Para este fim, foi adotado um modelo de Vetor Autorregressivo Estrutural Bayesiano com uma identificação inovadora, proposta por Arias *et al.* (2018) em outro contexto, que não só impõe restrições de sinais, mas também restrições de zeros nas Funções Impulso Resposta. Esta nova forma de identificar as inovações fiscais permite evitar ambiguidades na identificação dos choques. Como não há consenso, na literatura teórica e empírica, sobre os efeitos da política fiscal é importante mensurá-los sob hipóteses de identificação alternativas. Os resultados indicam uma mudança na resposta do PIB no Brasil nos dois períodos distintos de tempo considerados: no primeiro intervalo de tempo (1999-2007), uma redução de impostos e aumento do consumo do governo aumenta o PIB; no segundo período analisado (2009-2016), a resposta do PIB se dá de forma contrária.

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

**ABSTRACT:** The objective of this study is to assess the effectiveness of fiscal policy in Brazil, including whether its impacts are significantly affected when it does not alter the government's fiscal deficit or when different periods of time are considered. For this purpose, it was adopted a Structural Bayesian Vector Autoregression model with an innovative identification, proposed by Arias *et al.* (2018) in another context, which not only imposes signal constraints, but also zeros constraints on the Impulse Response Functions. This new way of identifying fiscal innovations allows avoiding ambiguities in the identification of shocks. As there is no consensus in the theoretical and empirical literature on the effects of fiscal policy, it is important to measure them under alternative hypotheses of identification. The results indicate a change in the GDP response in Brazil in the two different time periods considered: in the first period of time (1999-2007), a reduction of taxes and increase of expenses increases the GDP; in the second period analyzed (2009-2016), the GDP response is the opposite.

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

**Área 4 - Macroeconomia, Economia Monetária e Finanças**

**JEL Codes:** C32; E62; H30.

---

<sup>1</sup> É economista, doutorando pelo PPGCE/UERJ

<sup>2</sup> É economista, Ph.D. pela Universidade de Yale e professor associado da UERJ.

## INTRODUÇÃO

Este trabalho tem por objetivo auferir a eficácia da política fiscal no Brasil, verificando inclusive se seus impactos são significativamente afetados quando ela não altera o orçamento público. Para este fim, foi adotado um modelo de Vetor Autorregressivo Estrutural (SVAR) com uma identificação inovadora, proposta por Arias *et al.* (2018) em outro contexto, que não só impõe restrições de sinais, mas também restrições de zeros nas Funções Impulso Resposta (IRFs). Esta nova forma de identificar as inovações fiscais permite evitar ambiguidades na identificação dos choques. Como não há consenso, na literatura teórica e empírica, sobre os efeitos da política fiscal é importante mensurá-los sob hipóteses de identificação alternativas.

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

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

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

Os resultados empíricos para o Brasil não poderiam ser mais distintos. Enquanto Peres e Ellery Jr. (2009), Carvalho *et al.* (2013) encontram resultados condizentes com a teoria keynesiana, que postula uma política fiscal ativa, para Cavalcanti e Silva (2009), Silva e Portugal (2010) e Mendonça *et al.* (2009) os resultados indicam que medidas fiscais ativas podem aumentar a incerteza enfrentada pelos agentes econômicos, produzindo flutuações cíclica economicamente ineficientes.

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

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

Quando o choque fiscal não afeta o orçamento do governo as IRFs do PIB têm uma maior probabilidade de reagir de forma positiva aos choques no consumo do governo para ambos os intervalos de tempo. Em relação a choques na FBCFG, há uma variação do sinal da resposta do PIB nos diferentes instantes de tempo: para o primeiro intervalo, 1999-2007, o PIB reagiu de forma negativa, enquanto no segundo, 2009-2016, a resposta foi positiva.

O trabalho está organizado da seguinte forma: além desta introdução, no segundo capítulo é feita uma revisão da literatura internacional e nacional sobre os impactos da política fiscal; no terceiro capítulo

são apresentados a metodologia, os dados e as hipóteses de identificação; no quarto capítulo são descritos os principais resultados; e, por fim, no quinto capítulo são apresentadas as principais conclusões.

## 2. REVISÃO DE LITERATURA

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

Com relação aos trabalhos empíricos, diferentes resultados são encontrados a partir da metodologia adotada. Tanto nos trabalhos empíricos internacionais como nacionais, não há consenso quanto aos efeitos de choques fiscais sobre a economia. Um elemento importante que explica os diferentes resultados consiste na forma como choques fiscais são identificados, ou seja, está no fato de diferenciar adequadamente o componente exógeno, associado a mudanças discricionárias na adoção da política fiscal; de seu componente endógeno, que tem relação com o ciclo econômico.

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

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

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

A abordagem do modelo de vetores autoregressivos estruturais (SVAR) é uma das abordagens que mais se desenvolveu ao longo dos últimos anos, e será utilizada nesse trabalho. Ela pode ser tanto baseada na identificação dos choques fiscais estruturais, que é feito a partir de informações sobre o *lag* com que determinada política adotada tem seus resultados e outras características institucionais. Como através da imposição de sinais sobre a resposta de determinadas variáveis.

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

O outro método de identificação mencionado, proposto por Mountford e Uhlig (2008) e Uhlig (2005), identifica o modelo SVAR a partir de hipóteses sobre os sinais das respostas esperadas a choques

fiscais. Mountford e Uhlig (2008), a partir de uma amostra contendo diversas variáveis trimestrais dos EUA de 1955 a 2000, encontram que choques fiscais estimulam o produto, onde déficits orçamentários provocados por corte nas taxas de impostos apresentam melhores resultados em provocar um aumento no nível de atividade econômica.

A metodologia escolhida nesse trabalho se utilizará do avanço metodológico proposto por Arias *et al.* (2018). Em seu trabalho os autores expandem o algoritmo proposto por Rubio-Ramírez *et al.* (2010), em outro contexto, que não só impõe restrições de sinais, mas também restrições de zeros. A partir da mesma base de dados de Mountford e Uhlig (2008), em Arias *et al.* (2018) os largos intervalos de confiança das IRFs impossibilitaram aferir qualquer mudança das inovações fiscais sobre a economia americana.

A divergência nos resultados entre as metodologias se dá pelo fato, como apontado por Arias *et al.* (2018), de que o algoritmo mais utilizado, o de Mountford e Uhlig (2008), tem pelo menos três problemas possíveis. Onde a matriz ortogonal ótima, a matriz  $\bar{Q}^*$ , que resolve o sistema de equações do Problema de Minimização da Função Perda (PFA), pode não satisfazer as restrições de sinais impostas; uma vez que somente uma matriz ortogonal é escolhida, o exame crítico não está claramente considerando todos os valores possíveis dos parâmetros estruturais condicionais às restrições de sinais; e por fim, ao escolher somente um sinal da matriz ortogonal para minimizar a função perda, se as IRFs de duas variáveis a um choque particular são correlacionadas, pode-se estar introduzindo viés em suas IRFs e em outras estatísticas de interesse.

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

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

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

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

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

Cavalcanti e Silva (2010) avançaram na pesquisa ao levar em consideração o papel da dívida pública, com base no trabalho de Favero e Giavazzi (2007), em que os autores evidenciaram que a ausência da variável resulta numa provável superestimação do modelo. Desse modo, encontraram para o período de 1995-2008 resultados próximos a zero no nível de produto a um choque nos gastos e

levemente positivo para o PIB no médio prazo para aumentos na receita. Para os autores, esse efeito se dá devido a uma possível preocupação com a solvência da dívida pública no período.

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

Castelo-Branco *et al.* (2017), utilizaram a metodologia SVAR, mas com um enfoque Markov-Switching (MS), através de um modelo de Vetores Autorregressivos Estrutural Bayesiano (SBVAR). Os autores encontraram que choques no consumo do governo são pouco eficazes para realizar qualquer alteração no PIB, enquanto o aumento da carga tributária tem um impacto negativo. Em contrapartida, os multiplicadores fiscais da FBCFG são eficazes com impacto permanente e de longo prazo no PIB.

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

### 3. METODOLOGIA

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

Em Rubio-Ramírez *et al.* (2010), há o desenvolvimento de condições gerais para a identificação e de algoritmos eficientes para estimação, sobretudo, em modelos SVARs com restrições não lineares. Arias *et al.* (2018) através dos resultados obtidos em Rubio-Ramírez *et al.* (2010) expande o algoritmo proposto para permitir restrições de zeros. Dessa forma, considere um VAR em sua forma estrutural, como em Rubio-Ramírez *et al.* (2010):

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

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

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

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

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

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

Arias *et al.* (2018) propõe um algoritmo, onde o conjunto de parâmetros estruturais condicionais às restrições de sinal e de zero será de medida positiva. A dificuldade vem do fato que as restrições de zero impõem restrições não lineares nos parâmetros estruturais  $(A_0, A_+)$ . Propõe-se portanto, transformar

estas restrições não-lineares nos parâmetros estruturais  $(A_0, A_+)$  em restrições lineares na matriz ortogonal  $Q$ , de modo a permitir que extrações dos parâmetros na forma reduzida combinadas com extrações da matriz  $Q$  da distribuição uniforme com respeito a medida de Haar no  $O(n)$ , possam ser transformar em extrações de parâmetros estruturais respeitando tanto as restrições de sinal como as de zero. Que será realizado a partir dos seguintes teoremas.<sup>3</sup>

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

$$R_j(A_0, A_+)q_j = 0 \quad \text{para} \quad 1 \leq j \leq n \quad (4)$$

Onde:

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

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

O que implica que para qualquer valor dos parâmetros em sua forma estrutural, combinações lineares podem ser feitas de modo que, ao impor as restrições de zeros sobre a matriz ortogonal  $Q$ , as restrições de zeros sobre as IRFs serão satisfeitas, já que  $(A_0, A_+)$  e  $(A_0Q, A_+Q)$  são equivalentes observacionalmente.

Mas para isso precisa-se obter extrações da distribuição uniforme com respeito a medida de Haar no  $O(n)$  condicional às restrições de zeros. O que será obtido da seguinte forma:

**Teorema 2.** Sendo  $1 \leq j \leq n$ , onde  $Z_j$  representa restrições de zeros com as equações do sistema dada por (1) ordenado tal que  $z_j \leq n - j$ . Dado  $(A_0, A_+)$  qualquer valor dos parâmetros estruturais, a matriz  $Q$  será obtida através de:

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

A matriz randômica  $Q$  tem distribuição uniforme com respeito a medida de Haar no  $O(n)$  condicional aos  $(A_0Q, A_+Q)$  satisfazendo as restrições de zeros.

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

---

<sup>3</sup> Devido ao espaço curto, para mais detalhes sobre a metodologia ver Arial *et al.* (2018).

produto do conjunto de parâmetros da forma reduzida com o conjunto das matrizes ortogonais em parâmetros estruturais dados por  $\hat{h}(B, \Sigma, Q) = (h(\Sigma)^{-1}Q, Bh(\Sigma)^{-1}Q)$ , que será feito com base no Teorema 3.

**Teorema 3.** *Sendo  $\pi$  a densidade priori dos parâmetros na forma reduzida. Se  $(B, \Sigma)$  é uma extração dos parâmetros na forma reduzida a partir de sua posteriori e  $Q$  é uma extração da distribuição uniforme com respeito a medida de Haar no  $O(n)$  condicional ao  $\hat{h}(B, \Sigma, Q) = (h(\Sigma)^{-1}Q, Bh(\Sigma)^{-1}Q)$  que satisfaz as restrições de zeros como no Teorema 4, então  $\hat{h}(B, \Sigma, Q)$  é uma extração da posteriori dos parâmetros estruturais com respeito à priori  $\hat{\pi}(A_0, A_+) = \pi(B, \Sigma) |\det(\hat{h}'(B, \Sigma, Q))|^{-1}$ , condicional às restrições de zeros.*

O que permite obter extrações independentes dos parâmetros estruturais de sua distribuição a posteriori condicionais as restrições de sinais e de zeros. E será feito a partir do seguinte Algoritmo.

### Algoritmo

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

### 3.1. Dados

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

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

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

Para a FBCFG foi utilizado a série construída por Dos Santos *et al.* (2011). A fim de se obter um maior tamanho da amostra optou-se ainda por um encadeamento, a partir do quarto trimestre do ano de 2015, dos dados junto a série de Aquisição de Ativos Não Financeiros disponibilizada pela Secretaria do Tesouro Nacional (STN)<sup>4</sup>. A série encadeada foi trazida a preços constantes de 1995 pelo deflator implícito da Formação Bruta de Capital Fixo Agregada disponibilizado pelo IBGE. Sendo o ajuste sazonal realizado pelo pacote estatístico *Demetra*, utilizando o método X-13, onde se obteve como resultado que a série em questão seguia o processo Sarima  $[(1,0,0)(1,1,1)]$ .

---

<sup>4</sup> Para mais informações sobre o encadeamento da série ver Anexo B.

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

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

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

As IRFs foram construídas através de uma amostra de dez mil extrações da distribuição a posteriori em que se respeitasse às restrições de sinais e de zeros impostas às IRFs, exibindo um intervalo de confiança de 68%.

Além da divisão em duas amostras, optou-se por trabalhar com três períodos de tempo distintos devido a possibilidade de quebra estrutural da série. Diante desse problema, os intervalos de tempo escolhidos foram o do segundo trimestre do ano de 1999, quando houve a adesão do regime de metas para a inflação, ao quarto trimestre de 2007 (Intervalo I); outra amostra compreendendo o intervalo de tempo do segundo trimestre de 2009 ao quarto de 2016 (Intervalo II); além da amostra compreendendo do segundo trimestre do ano de 1999 ao quarto trimestre de 2016, ou seja, o período completo (Intervalo III) para averiguação da consistência dos resultados encontrados, por se tratar de uma amostra maior.<sup>5</sup> As divisões aqui realizadas tem por base os resultados encontrados por Castelo-Branco *et al.* (2017), onde se obteve como resultado, através de uma metodologia MS-SBVAR, a ocorrência de três regimes distintos.

Vale destacar que por se tratar de um modelo que estima os parâmetros do SVAR através de um procedimento bayesiano há a eliminação do problema da ordem de integração das séries, bem como a relevância da importância do tamanho da amostra, como advogado por Sims (1988). Na mesma forma em que, testes de cointegração e testes que mensuram a existência de raízes unitárias são de baixa potência em relação a alternativas plausíveis, especialmente no que se refere à hipótese alternativa de tendência estacionária. Como exposto também por Sims *et al.* (1990), a metodologia empregada não exhibe problemas de inconsistência estatística.

Por fim, foi realizado um teste a fim de avaliar o número de *lags* a serem utilizados para a mensuração do modelo. Para o teste de *Lag Length Criteria* foi utilizado o pacote estatístico *Eviews* 8. Os resultados do teste encontram-se na Tabela 1.

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

---

<sup>5</sup> Devido ao espaço curto, optou-se por omitir a apresentação das IRFs para o Intervalo III. Os resultados foram semelhantes aos encontrados para o primeiro período (Intervalo I), porém será destacado ao longo do texto quando os períodos em questão se comportaram de forma diferente.



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

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

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

Fonte: Os autores, 2018.

### 3.2. Identificação dos Choques

Nas Tabelas 2 e 3 são apresentadas as restrições de sinais e de zeros impostas para a identificação dos diversos choques de política fiscal, os quais são representados nas linhas das referidas tabelas. Optou-se pela identificação de choques fiscais restritivos através de um aumento dos Impostos por parte do governo, e expansionistas através de um aumento do Consumo do Governo e da FBCFG.

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

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

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

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

A identificação de choques de política fiscal, sem que afetasse o orçamento do governo, teve como base o sumário exposto na forma da Tabela 3. Para o caso exposto, as restrições de zeros possibilitaram não somente a mensuração de choques restritos, como também a identificação de choques de política fiscal sem que afetasse o orçamento público. Como demonstrado na identificação do choque da linha  $RE^{C_G}.K_G$ , onde buscou-se mensurar como um choque restrito na FBCFG impacta as demais variáveis dado orçamento e consumo do governo constante no horizonte zero.

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

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

Fonte: Os autores, 2018.

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

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

Fonte: Os autores, 2018.

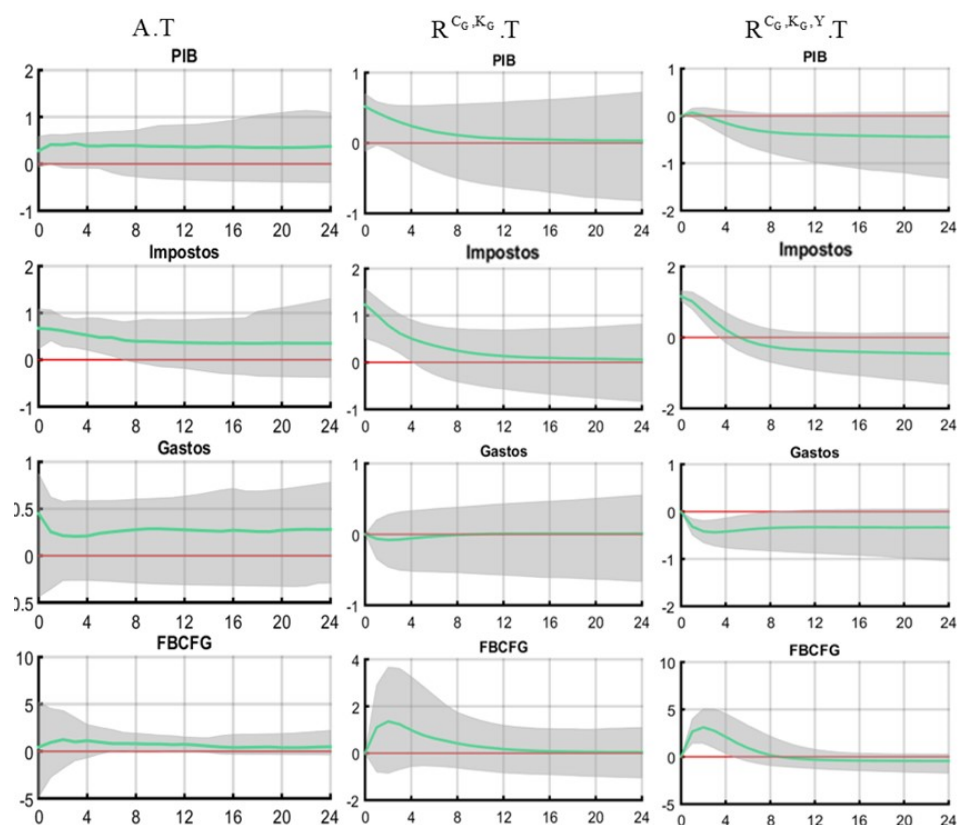
## 4. RESULTADOS

### 4.1 As IRF dos Choques nos Impostos

As IRFs encontradas para os choques nos impostos identificado de acordo com a Tabela 2, linhas A.T,  $R^{C_G, K_G} . T$  e  $R^{C_G, K_G, Y} . T$ , para os três intervalos de tempo, são dadas pelas figuras que se seguem (Figuras 1 e 2).

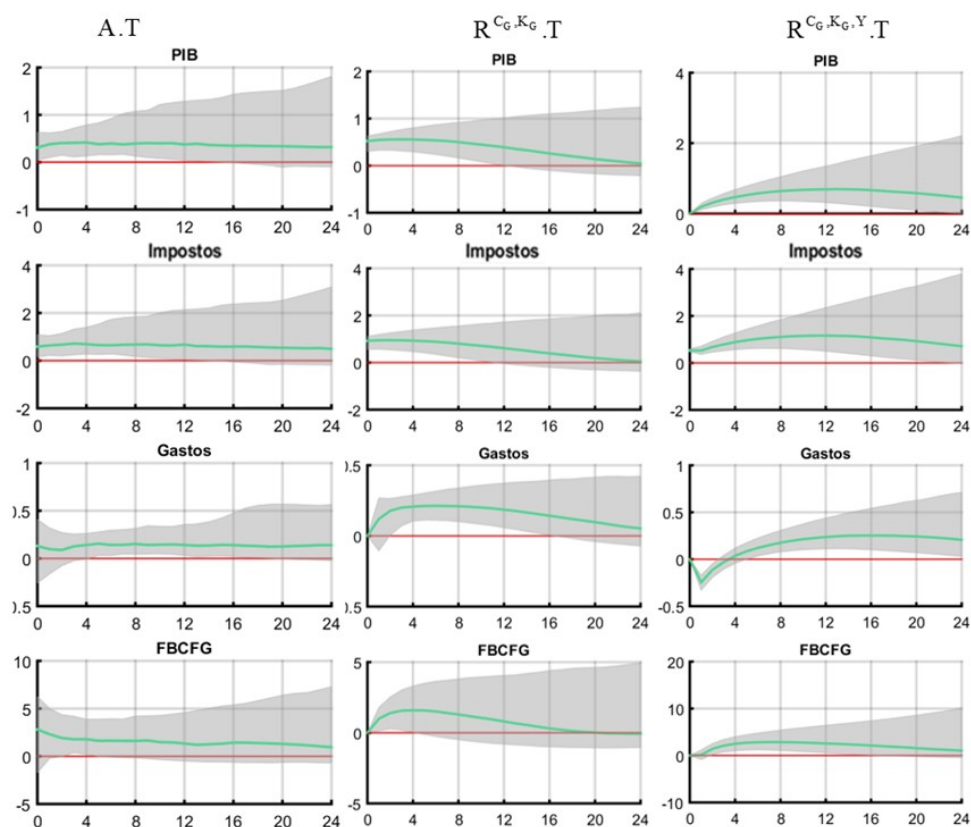
Através das IRFs é possível observar como as identificações via restrições de sinais e de zeros funcionam. Ao tentar identificar de maneira agnóstica uma política fiscal restritiva via aumento dos impostos (coluna A.T), para todos os intervalos de tempo houve uma resposta positiva por parte do PIB, assim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

**Figura 1 – Funções Impulso Resposta para Choques nos Impostos no período 1999-2007.**



Fonte: Os autores, 2018.

**Figura 2 – Funções Impulso Resposta para Choques nos Impostos no período 2009-2016.**



Fonte: Os autores, 2018.

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

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

#### 4.2. As IRF Choques no Consumo do Governo

As IRFs encontradas para os choques no consumo do governo, referente a Tabela 2 identificadas conforme as linhas  $A.C_G$ ,  $R^{K_G, T}.C_G$  e  $R^{K_G, T, Y}.C_G$ , para todos os intervalos de tempo, são dadas pelas figuras que se seguem (Figuras 3 e 4). Diferente do que foi mensurado para os choques dos impostos, para o período 1999-2007 as IRFs aos choques no consumo do governo se comportaram de maneira similar independente das restrições de zeros impostas.

Em todos os casos, obteve-se que choques de gastos são seguidos por aumento de impostos, esse resultado pode ser explicado pelo elevado nível de rigidez orçamentária brasileira. Segundo o Relatório Resumido da Execução Orçamentária (RREO), para o ano de 2016,<sup>6</sup> a participação das Despesas Obrigatórias da União na Receita Total Líquida é de 88,1%.

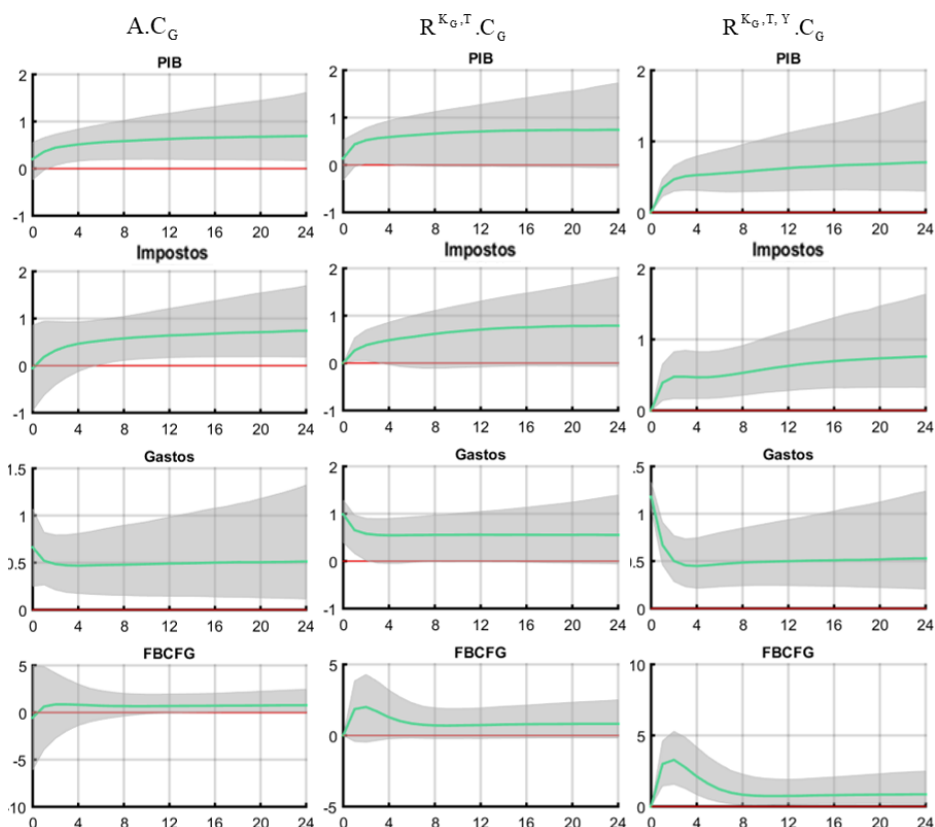
Soma-se ao fato a resposta positiva por parte do PIB ao choque no consumo do governo, onde o aumento da arrecadação pode estar seguindo o crescimento do PIB. Esse resultado também foi observado nas IRFs a choques nos impostos, onde ambas as variáveis tendem a se comportar de maneira análoga, com exceção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

Quando se observa as IRFs para o período de 2009-2016 o PIB passa a responder de forma negativa, com exceção ao choque agnóstico (coluna  $A.C_G$ ). Assim como o PIB as demais variáveis reagiram de forma negativa a um choque nos gastos do governo. Esse resultado compactua com a resposta do PIB a um choque nos impostos para o mesmo período, intensificando a ideia de um possível quadro de dominância fiscal.

---

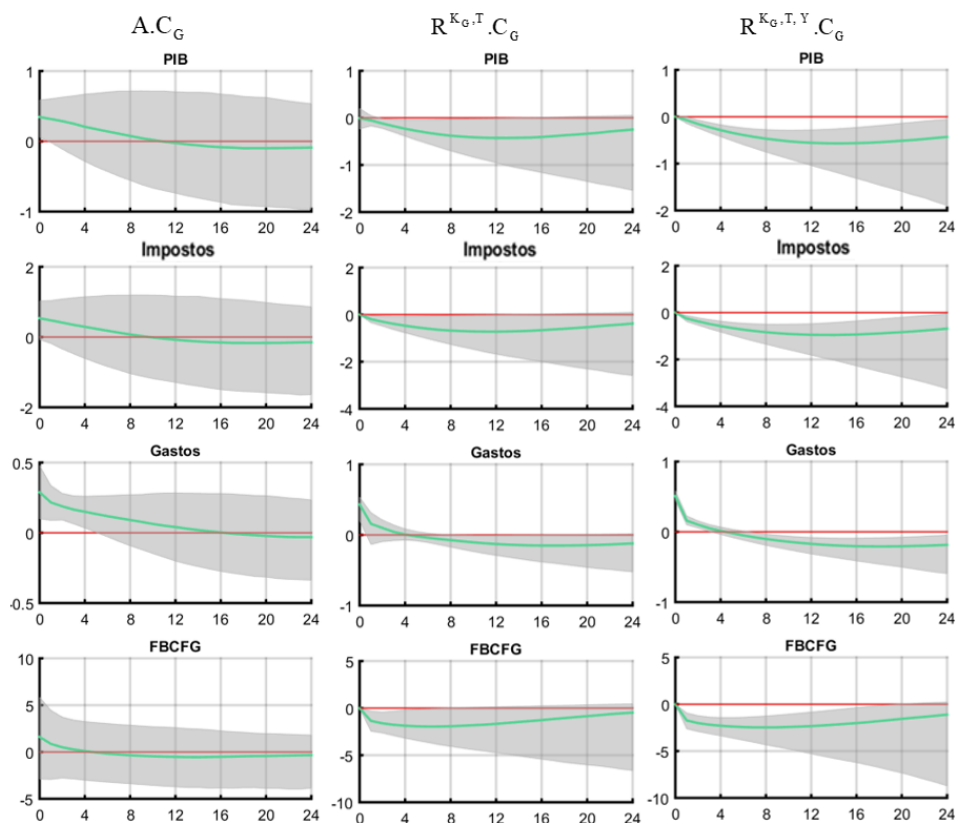
<sup>6</sup> Disponível em: <http://bit.ly/2p8KYti>. Acesso em 18 de junho de 2017.

**Figura 3 – Funções Impulso Resposta para Choques no Consumo do Governo no período 1999-2007.**



Fonte: Os autores, 2018.

**Figura 4 – Funções Impulso Resposta para Choques no Consumo do Governo no período 2009-2016.**



Fonte: Os autores, 2018.

As IRFs encontradas para os choques no consumo do governo sem afetar o orçamento público, referente a Tabela 3 identificadas conforme as linhas  $AE.C_G$ ,  $RE^{K_G,T}.C_G$  e  $RE^{K_G,T,Y}.C_G$ , para todos os intervalos de tempo, são dadas pelas figuras que se seguem (Figuras 5 e 6).

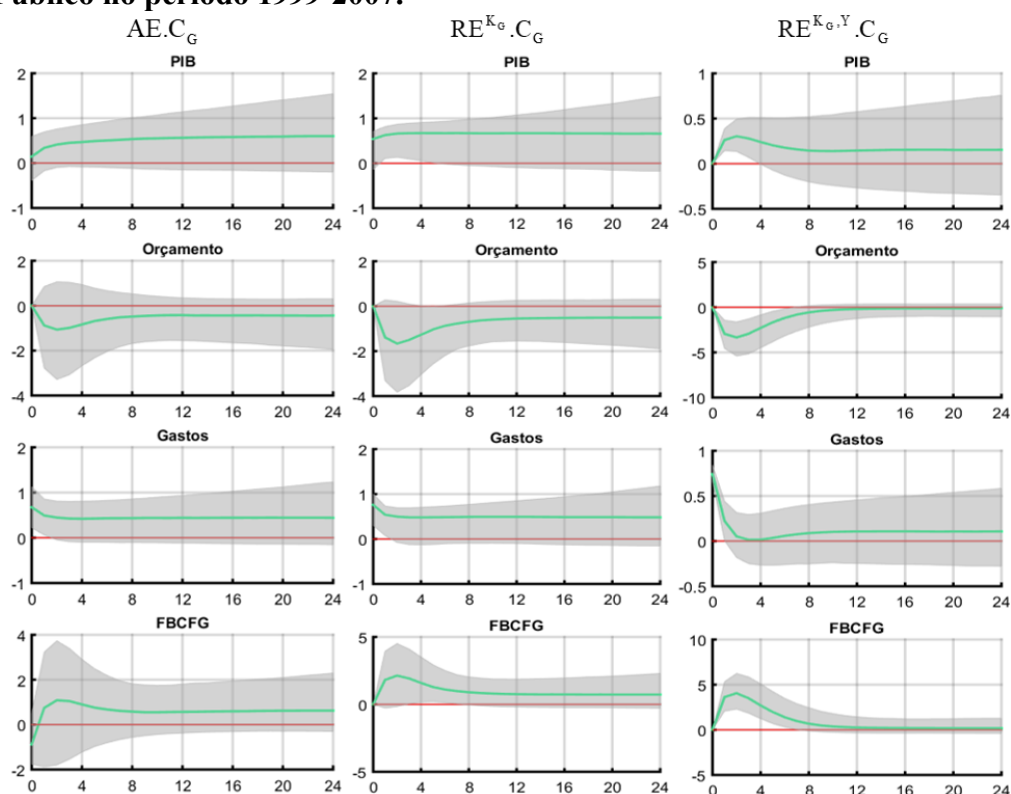
Quando se observa as IRFs para choques no consumo governamental que não afetam o orçamento, para ambos os intervalos de tempo obteve-se resultados similares para a resposta do PIB. Apesar de em certos horizontes de tempo a resposta do PIB apresentar uma maior probabilidade de queda para o segundo período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

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

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

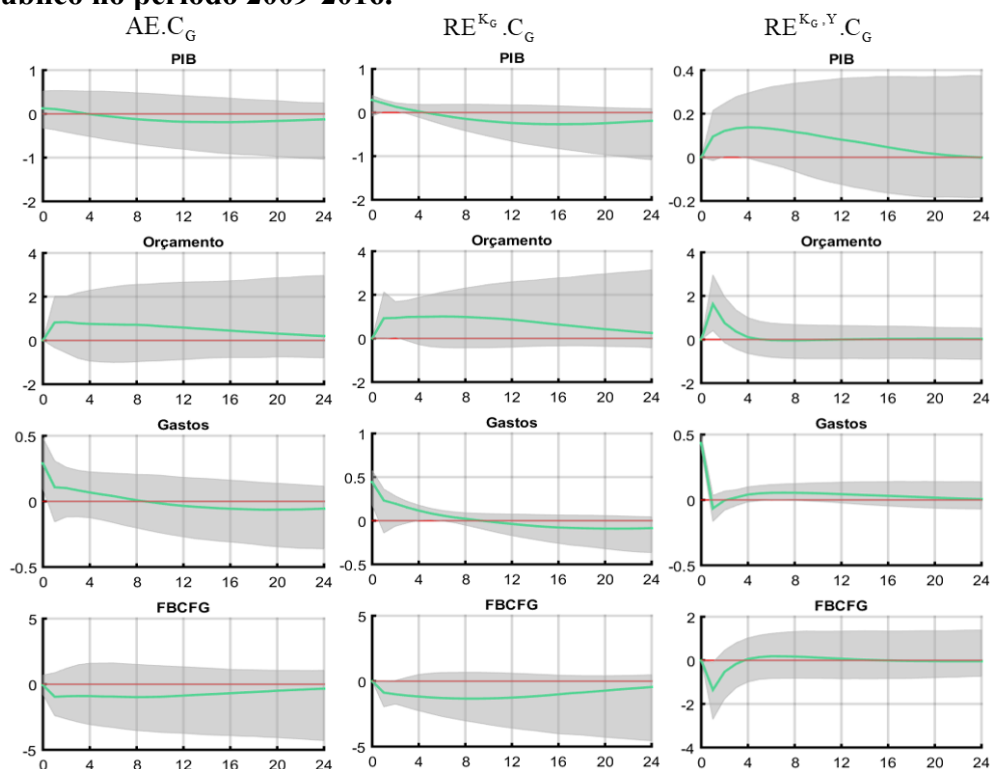
Mais uma vez, os resultados demonstram que as inovações fiscais devem ser realizadas a partir de uma análise mais minuciosa a respeito das expectativas dos agentes em relação a essas políticas, o nível de solvência das contas públicas e o hiato entre a implementação das políticas fiscais e os seus efeitos.

**Figura 5 – Funções Impulso Resposta para Choques no Consumo do Governo que não afetam o Orçamento Público no período 1999-2007.**



Fonte: Os autores, 2018.

**Figura 6 – Funções Impulso Resposta para Choques no Consumo do Governo que não afetam o Orçamento Público no período 2009-2016.**



Fonte: Os autores, 2018.

### 4.3. As IRF Choques na Formação Bruta de Capital Fixa do Governo

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

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

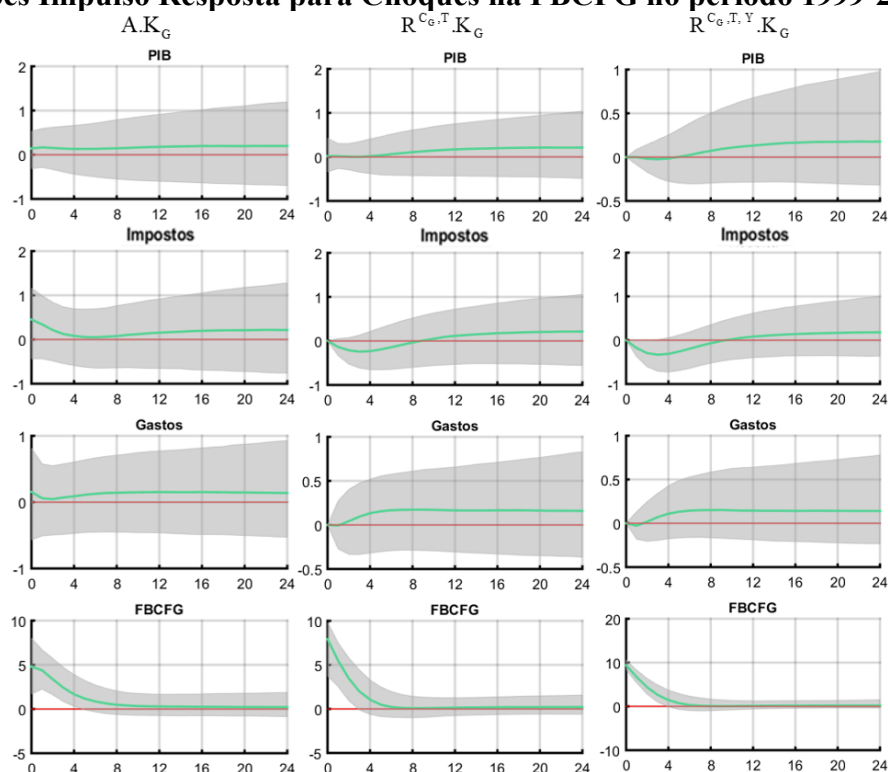
Enquanto as IRFs para os choques no consumo do governo, sem afetar o orçamento público, não demonstraram mudança da resposta do PIB entre os períodos analisados, as IRFs para os choques na FBCFG apresentaram, apesar dos intervalos de confiança das IRFs conterem zero, uma resposta com maior probabilidade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

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

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

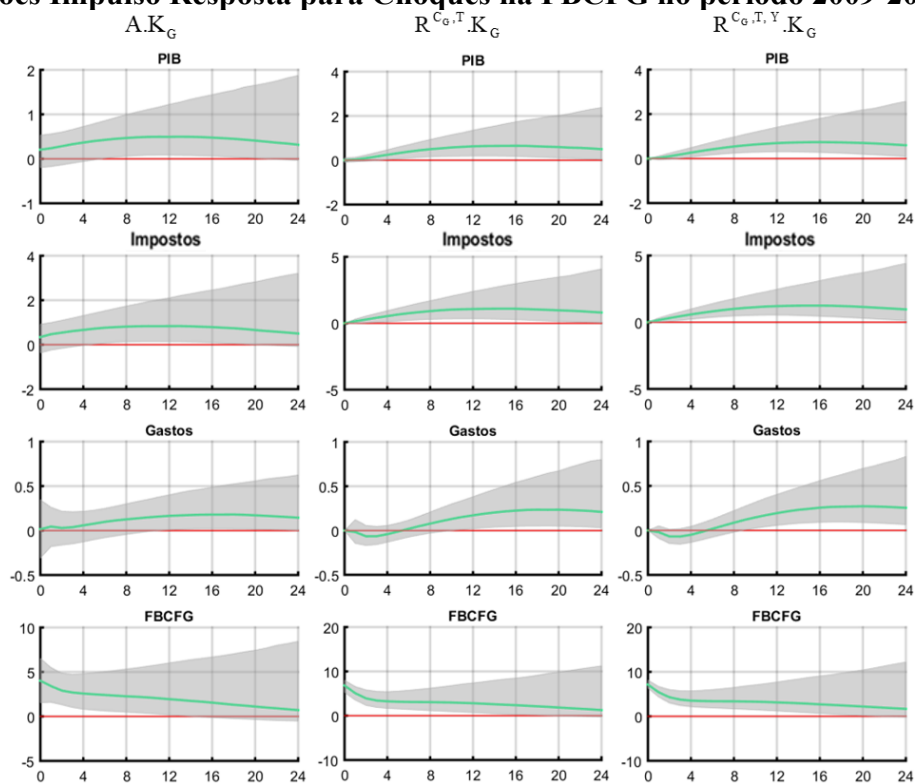


**Figura 7 – Funções Impulso Resposta para Choques na FBCFG no período 1999-2007.**



Fonte: Os autores, 2018.

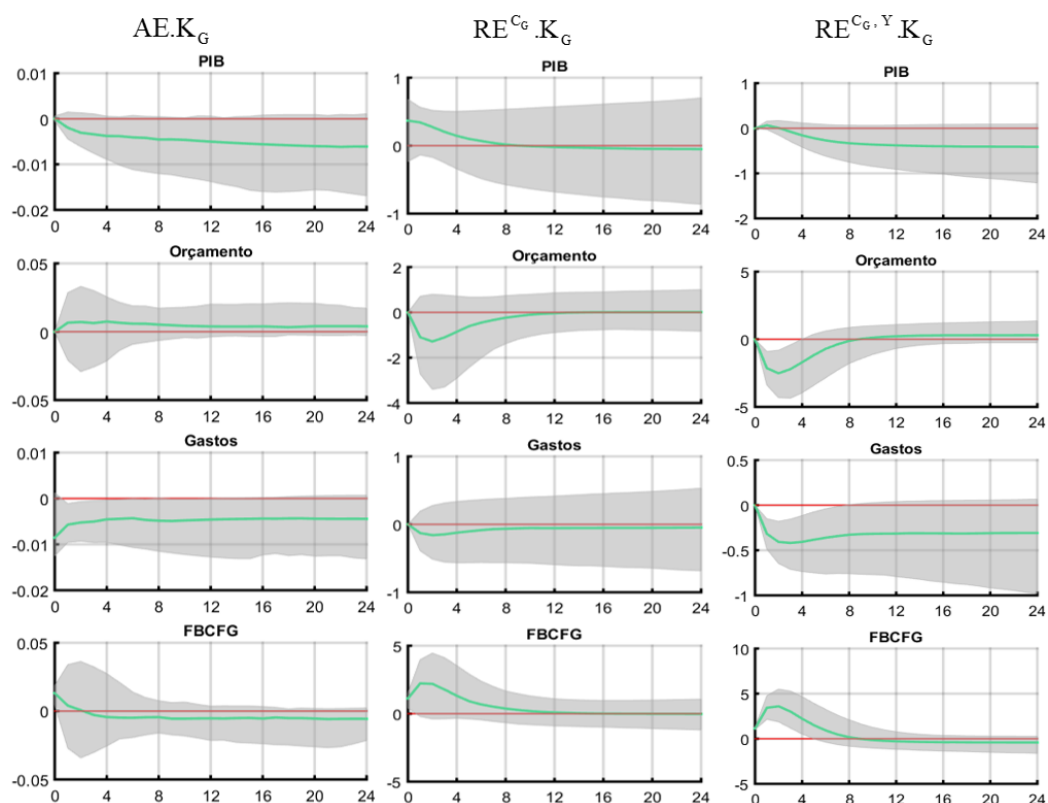
**Figura 8 – Funções Impulso Resposta para Choques na FBCFG no período 2009-2016.**



Fonte: Os autores, 2018.

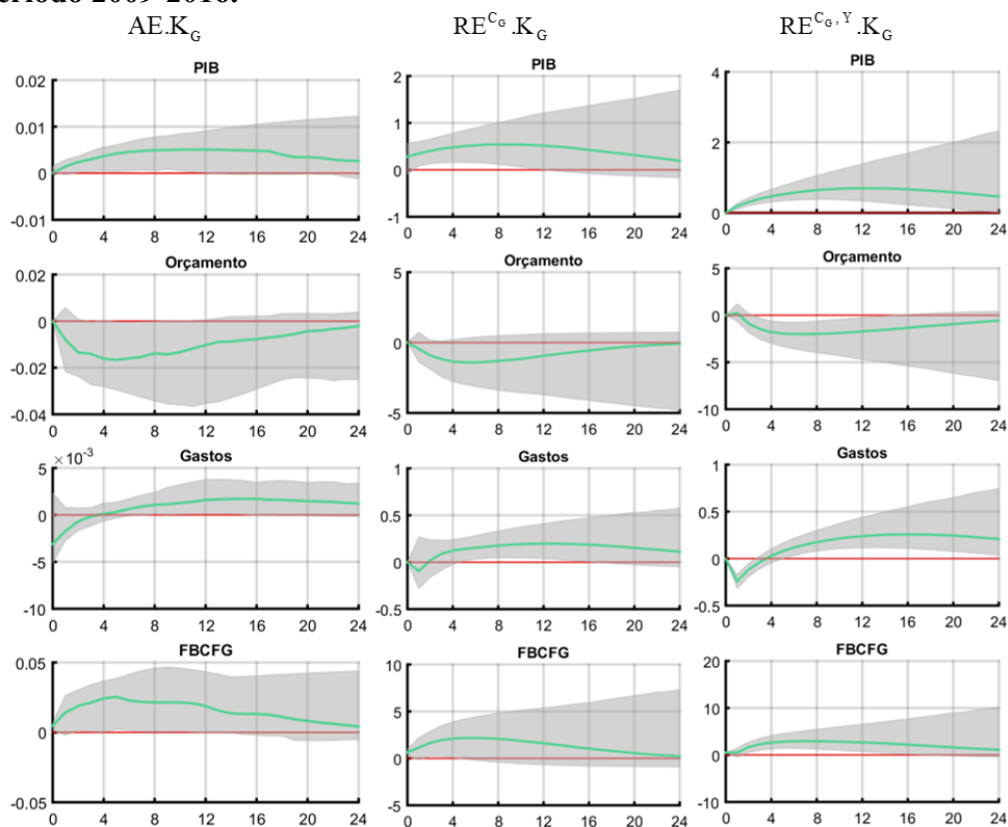


**Figura 9 – Funções Impulso Resposta para Choques na FBCFG que não afetam o Orçamento Público no período 1999-2007.**



Fonte: Os autores, 2018.

**Figura 10 – Funções Impulso Resposta para Choques na FBCFG que não afetam o Orçamento Público no período 2009-2016.**



Fonte: Os autores, 2018.

## 5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho avaliou eficácia da política fiscal no Brasil, verificando inclusive se seus impactos são significativamente afetados quando ela não altera o orçamento público ou quando são considerados períodos distintos de tempo. Para este fim, foi adotado um modelo de SBVAR com uma identificação inovadora, proposta por Arias *et al.* (2018) em outro contexto, que não só impõe restrições de sinais, mas também restrições de zeros nas IRFs. Esta nova forma de identificar as inovações fiscais permite evitar ambiguidades na identificação dos choques.

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

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

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

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

Quando se considera choques na FBCFG sem afetar o orçamento público, há uma variação de sinal na resposta do PIB para os diferentes intervalos de tempo. Devido a forma de como as outras variáveis estudadas reagiram ao choque, enquanto para o primeiro intervalo de tempo o PIB reagiu de forma negativa, para o segundo período o resultado foi positivo.

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

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

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

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

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ARIAS, J. E.; RUBIO-RAMÍREZ, J. F.; WAGGONER, D. F.. Inference Based on SVARs Identified with Sign and Zero Restrictions: Theory and Applications. **International Finance Discussion Papers**, Washington, D.C., abr. 2014.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. Série histórica da Dívida Líquida e Bruta do Governo Geral. Disponível em: <<http://bit.ly/2FiT5Pd>>. Acesso em: 03ago. 2017.
- BLANCHARD, O.; PEROTTI, R. An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output. **The Quarterly Journal of Economics**, Cambridge, Massachusetts, v. 117, n. 4, p. 1329-1368, ago. 2002.
- BURNSIDE, C.; EICHENBAUM, M.; FISCHER, J. D. M.. Fiscal shocks and their consequences. **Journal of Economic Theory**, Nova Iorque, v. 115, p. 89-117, 2004.
- CARVALHO, D. B.; DA SILVA, M. E. A. ; SILVA, I. É. M.. Efeito dos Choques Fiscais sobre o Mercado Brasileiro. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 67, n. 2, p.177-200, abr. 2013.
- CASTELO-BRANCO, M. A.; LIMA, E. C. R. ; PAULA, L. F. R. . Mudanças de Regime e Multiplicadores Fiscais no Brasil em 1999-2012: uma avaliação empírica com uso da metodologia MS-SBVAR. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v.47, n.2, p.7-62, ago. 2017.
- CAVALCANTI, M. A. F. H.; SILVA, N. L. C. Dívida pública, política fiscal e nível de atividade: uma abordagem VAR para o Brasil no período 1995-2008. **Economia Aplicada**, São Paulo, v. 14, n. 4, p. 391-418, set. 2010.
- COGAN, J. F.; CWIK, T.; TAYLOR, J. B.; WIELAND, V. New Keynesian versus Old Keynesian government spending multipliers. **NBER Working Paper**, Cambridge, Massachusetts, n. 14782, mar. 2009.
- DOS SANTOS, C. H. *et al.* Uma metodologia de estimação da formação bruta de capital fixo das administrações públicas brasileiras em níveis mensais para o período 2002-2010. **IPEA: Texto para discussão**, n. 1660, set. 2011.
- FATÁS, A.; MIHOV, I. The effects of fiscal policy on consumption and employment. **CEPR Discussion Paper**, n. 2760, abr. 2001.
- FAVERO, C.; GIAVAZZI, F. Debt and the effects of fiscal policy. **Federal Reserve of Boston Working Paper**, n. 07-4, 2007.
- FORNI, L.; MONTEFORTE, L.; SESSA, L. The general equilibrium effects of fiscal policy. Estimates for the Euro Area. **Journal of Public Economics**, v. 26, n. 2, p. 231-252, 2009.
- GIAVAZZI, F.; PAGANO, M. Can severe fiscal contractions be expansionary? Tales of two small European contries. **NBER Macroeconomics Annual 1990**, MIT Press, p. 75-111, 1990.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. Contas Nacionais Trimestrais. Disponível em: <<http://bit.ly/2sU19AS>>. Acesso em: 29 ago. 2017.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. Sistema Nacional de Índices de Preços ao Consumidor. Disponível em: <<http://bit.ly/2EX3Raq>>. Acesso em: 15jun. 2017.
- INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. EMBI+ Risco Brasil. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em: 29out. 2017.
- KING, R. G.; PLOSSER, C. I.. The Behavior of Money, Credit, and Prices in a Real Business Cycle. **NBER Working Paper**, Cambridge, n. 853, fev. 1982.
- KRANTZ, S. G.; PARKS, H. R. **Geometric Integration Theory**. Birkhauser. 2008

- MENDONÇA, M. J. C.; MEDRANO, L. A.; SACHSIDA, A. Avaliando os efeitos da política fiscal no Brasil: resultados de um procedimento de identificação agnóstica. **Texto para Discussão IPEA**, n. 1377, fev. 2009.
- MOUNTFORD, A.; UHLIG, H. What are the Effects of Fiscal Policy Shocks? **Journal of Applied Econometrics**, v. 24, n. 6, p.960–992, dez. 2008.
- MUSSOLINI, C. C.; TELES, V. K.. Ciclos Reais e Política Fiscal no Brasil. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 42, n. 1, p.75-96, jan. 2012.
- PERES, M. A. F.; ELLERY JUNIOR, R. G.. Efeitos dinâmicos dos choques fiscais do governo central no PIB do Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 29, n. 2, p.159-206, ago. 2009.
- PEROTTI, R. Estimating the effects of fiscal policy in OECD countries. **CEPR Discussion Paper**, n. 4842, 2004.
- PEROTTI, R. In search of the transmission mechanism of fiscal policy. **NBER Working Paper**, n. 13143, 2007.
- RAMEY, V. A.; SHAPIRO, M. D. Costly capital reallocation and the effects of government spending. **Carnegie Rochester Conference on Public Policy**, p. 145-194, 1998.
- RESENDE, A. L..A Moeda Indexada: uma Proposta para Eliminar a Inflação Inercial. **Revista de Economia Política**, v. 5, n. 2, p. 130-134, 1985.
- RUBIO-RAMÍREZ, J.; WAGGONER, D. ; ZHA, T. Structural Vector Autoregressions: Theory of Identification and Algorithms for Inference. **Review of Economic Studies**, v. 77,n. 2, p. 665–696, 2010.
- ROMER, C.; ROMER, D. The macroeconomic effects of tax changes: estimates based on a new measure of fiscal shocks. **NBER Working Paper**, n. 13264, 2007.
- SECRETARIA DO TESOURO NACIONAL. Resultado Fiscal do Governo Central – Estrutura Nova. Disponível em: <<http://bit.ly/2CV3cnT>>. Acesso em: 03 ago. 2017.
- SIMS, C.. Bayesian skepticism on unit root econometrics. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 12, p. 463-474, jun. 1988.
- SIMS, C.; STOCK, J. H.; WATSON, M. W.. Inference In Linear Time Series Models With Some Unit Roots. **Econometrica**, v. 58, n.1, p. 113-144, 1990.
- SILVA, F. S.; PORTUGAL, M. S.. O Impacto de Choques Fiscais na Economia Brasileira: Uma Abordagem DSGE. In: ENCONTRO BRASILEIRO DE ECONOMETRIA, 32., 2010, Salvador. **Anais...**. Rio de Janeiro: Sociedade Brasileira de Econometria, 2010. Disponível em: <<http://bit.ly/2t3pOD0>>. Acesso em: 27 fev. 2018.
- STEWART, G. The Efficient Generation of Random Orthogonal Matrices with an Application to Condition Estimators. **SIAM Journal on Numerical Analyses**, Stanford, v. 17, n. 3, p. 2-16, 1980.
- UHLIG, H. What are the Effects of Monetary Policy on Output? Results from an Agnostic Identification Procedure. **Journal of Monetary Economics**, v. 52, n. 2, p. 381–419, 2005

## ANEXO A – Encadeamento da série Formação Bruta de Capital Fixo do Governo

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

O encadeamento é realizado através da seguinte fórmula:

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

Onde:

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

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

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

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

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

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

Fonte: Os autores, 2018.

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

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