

CHOQUES TRIBUTÁRIOS AFETAM O PIB? UMA ABORDAGEM SVAR

Gilberto da Silveira Barros Neto¹
Fernando Motta Correia²

RESUMO

O presente estudo teve como objetivo determinar a potência da política fiscal (impacto sobre o produto dos choques fiscais) sob diferentes hipóteses na identificação do modelo SVAR. A partir da estimação de modelos VAR na forma reduzida, as hipóteses dizem respeito à magnitude do impacto contemporâneo das inovações do produto sobre as receitas do governo; cada hipótese gerando um modelo estrutural distinto. A pesquisa se beneficiou de duas bases de dados para as séries fiscais: os dados oficiais do Tesouro Nacional e as estimativas fiscais de Gobetti e Orair (2017). A segunda base de dados são ajustes implementados aos dados oficiais, corrigindo algumas questões conceituais e também os fluxos da chamada *contabilidade criativa*. Os resultados sugerem que os multiplicadores tributários de fato dependem da suposição acerca da sensibilidade das receitas, *i.e.*, quanto maior a sensibilidade das receitas do governo ao ciclo econômico, maior será o efeito do choque tributário sobre o produto. O efeito do choque nos gastos permanece o mesmo nas diversas identificações. Quando o parâmetro da elasticidade-produto das receitas do governo é alto, o multiplicador dos tributos pode ser mais forte que o multiplicador dos gastos.

Palavras-chave: Política fiscal; SVAR; Multiplicadores fiscais; Brasil.

ABSTRACT

The present study objective was to establish fiscal potency (fiscal shocks impacts on output) under different hypothesis of identification of the SVAR model. From the estimation of a reduced-form VAR, different hypothesis about to the magnitude of the contemporaneous impacts of output innovations on government's receipts were imposed to the model, generating many different structural models. The reduced-form models were estimated using two distinct databases for the fiscal variables: the official database from Brazilian government's Treasury (Tesouro Nacional), and an alternative database from Gobetti e Orair (2017). The latter is an adjustment of the original official series, correcting conceptual issues and also problems about the reliability of official data, mainly due to misreporting of government receipts and expenditures (*contabilidade criativa*). The results suggest that Brazilian tax multiplier depends on the hypothesis about government revenue sensitivity, that is, the greater the revenue sensitivity due to output fluctuations, the greater will be the effect of tax shocks on output. The effect of spending shocks on output do not change between identifications. When the elasticity of government revenues to output is high, the tax multiplier can be higher than the spending multiplier.

Key-words: Fiscal policy; SVAR; Fiscal multipliers; Brazil.

JEL: E62; C32; O54.

Área temática: Macroeconomia.

¹ Pós-doutorando do Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico do Departamento de Economia da Universidade Federal do Paraná (PPGDE/UFPR). E-mail: gilsbn@gmail.com.

² Professor do Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico do Departamento de Economia da Universidade Federal do Paraná (PPGDE/UFPR). E-mail: fmottabr@yahoo.com.br.

1 Introdução

Segundo a literatura empírica em política fiscal, os multiplicadores fiscais tendem a variar entre os países e, para um mesmo país, ao longo do tempo. As magnitudes dos multiplicadores sofrem influência de várias condições macroeconômicas ou mesmo da estratégia de estimação empírica. Dentre as idiosincrasias dos países que *podem* afetar a extensão do impacto fiscal pode-se destacar as seguintes: o grau de abertura ao mercado externo, o regime de câmbio e o estágio de desenvolvimento econômico (Ilzetzki *et al.*, 2013); o nível de endividamento público (Favero e Giavazzi, 2007); a condução da política monetária;³ a fase do ciclo econômico (Auerbach e Gorodnichenko, 2012) e até a própria trajetória secular dos gastos públicos (Riera-Crichton, Végh e Vuletin, 2014).⁴

No Brasil, a literatura empírica ligada ao uso de vetores autorregressivos (VAR) para mensuração dos impactos da política fiscal aponta para a existência de multiplicadores tipicamente keynesianos,⁵ especialmente em relação aos efeitos dos choques nos gastos do governo. Vale salientar, no entanto, que alguns trabalhos já encontraram efeitos não convencionais: multiplicadores fiscais próximos a zero e até casos em que produto responderia *negativamente* ao choque nos gastos e *positivamente* ao choque tributário.⁶ Nesta literatura, a grande maioria das pesquisas utilizam a abordagem de identificação estrutural (SVAR) – apesar de existirem trabalhos mais sofisticados (*e.g.*, bayesianos, markovianos e mudança de regime, *etc.*) – que também será utilizada neste estudo.⁷

Sobre os efeitos dos choques tributários, pode-se dizer que os estímulos tendem a ser menos eficazes do que os choques nos gastos. Como já mencionado – e mais comum do que os choques nos gastos do governo –, alguns estudos estimaram multiplicadores fiscais sem significância estatística (próximos a zero): é o caso de Mendonça *et al.* (2009) – utilizando a abordagem de restrição de sinais –; e Cavalcanti e Silva (2010), Pires (2012) e Oreng (2012) – utilizando a abordagem SVAR.⁸ Peres e Ellery Jr. (2009) recorrem a estratégia de identificação estrutural de Blanchard e Perotti (2002) e encontram os efeitos keynesianos tradicionais, com significância estatística. Trabalhos mais recentes, com efeito, calculam o valor do multiplicador: Pires (2014) fez uso de um modelo *markov-switching*, encontrando um valor de impacto entre $-\$0,2$ e $-\$0,3$; Matheson e Pereira (2016) calcularam o multiplicador acumulado numa decomposição de *Cholesky* entre $-\$0,5$ (um ano) e $-\$2$ (dois anos); Castelo-Branco *et al.* (2017), fazendo uso de um MS-SBVAR, obtiveram valores de impacto entre $-\$0,12$ e $-\$0,14$. Tais valores mostram a resposta monetária do PIB para cada $\$1$ de variação positiva nos tributos. Via de regra, os valores acima são menores (em magnitude) aos multiplicadores de gastos. Colocando os números acima em perspectiva, o multiplicador dos gastos públicos, calculado por Castelo-Branco *et al.*, pode chegar a $\$1,7$ (no caso dos investimentos públicos).

Neste estudo, esta evidência aparente – de menor impacto dos choques tributários vis-à-vis os choques nos gastos – é testada empiricamente em um modelo autorregressivo estrutural. De fato, a pergunta a ser respondida nesta pesquisa é a seguinte: dado o processo gerador de dados (PGD) estimado por um modelo VAR na forma reduzida, sob quais condições o choque tributário pode gerar uma forte resposta do PIB ou, de forma

³ Existem evidência de que a política monetária acomodatória dos países desenvolvidos (em ambientes macroeconômicos próximos da *armadilha da liquidez*) de *lower-bound* interest rates, após a crise financeira internacional, podem ter potencializado os efeitos das políticas fiscais expansionistas. Ver Blanchard e Leigh (2013).

⁴ Cavalcanti (2009) traz uma breve revisão da literatura apontando as principais abordagens metodológicas utilizadas para cálculo de multiplicadores fiscais (utilizando séries de tempo macroeconômicas), assim como os principais determinantes (características) para os valores dos multiplicadores.

⁵ Ou seja, choques *positivos* na despesa (receita tributária) geram efeitos *positivos* (*negativos*) sobre o nível de atividade.

⁶ Ver Cavalcanti e Silva (2010) e Mendonça *et al.* (2009).

⁷ Os autores do presente estudo produziram vários apêndices que complementam o texto e podem ser requisitados *on-line*. Menções aos apêndices são feitas ao longo do texto. O apêndice I, por exemplo, apresenta quadros sumários que listam a literatura relevante na abordagem VAR em política fiscal.

⁸ Na maioria dos casos, via a simples ordenação de *Cholesky*.

equivalente, em que condições se tem um alto multiplicador tributário? Esta questão é respondida através de uma análise de sensibilidade em um dos parâmetros-chave para identificação do modelo SVAR em política fiscal. O processo de identificação dos choques estruturais segue a estratégia de Blanchard e Perotti [doravante, BP (2002)] para diferentes hipóteses acerca do valor da elasticidade-renda instantânea da receita tributária. O valor assumido por esse parâmetro é estratégico para determinação da magnitude das funções impulso-resposta (FIR) dos choques tributários (logo, também do multiplicador dos tributos).

O procedimento de estimação empírica dos modelos SVAR implica, inicialmente, a estimação de modelos na *forma reduzida*, que estabelece o processo gerador de dados do conjunto das variáveis endógenas do modelo, em termos dos próprios valores defasados das próprias variáveis. O modelo na forma reduzida é compatível com diversas formas de identificação, cada uma delas gerando diferentes respostas dinâmicas do sistema aos choques. Como pode ser constatado na seção metodológica, a forma reduzida de modelos VAR é imprópria para a análise econômica em virtude da correlação entre os erros das equações (impedindo a análise *ceteris paribus*). A abordagem SVAR impõe um conjunto de correlações contemporâneas que, espera-se, ao se tornarem parte integrante e explícita do modelo, gerem resíduos com as características desejadas.

A decomposição de *Cholesky*, por exemplo, utilizada em vários trabalhos empíricos citados anteriormente, impõe um ordenamento de influência contemporânea entre as variáveis endógenas do modelo.⁹ A decomposição de *Cholesky* é um caso especial da abordagem SVAR. A abordagem estrutural impõe uma série de restrições nas correlações contemporâneas (de preferência de acordo com a racionalidade econômica). Em muitos casos as restrições se resumem a “zerar” algumas correlações até que se possa atingir a identificação desejada. BP (2002) inauguraram uma estratégia adicional, impondo um valor específico para uma correlação específica. Estimando um modelo com três variáveis endógenas – receita do governo, despesa do governo e o PIB –, impuseram um valor específico ao parâmetro que mede a elasticidade-renda da receita tributária.¹⁰ Somada às outras suposições acerca da rigidez nas despesas do governo no curto prazo, Blanchard e Perotti alcançaram a identificação desejada. O trabalho seminal de BP (2002), aplicado a economia norte-americana, foi adaptado para a economia brasileira em Peres e Ellery Jr. (2009) e Mendonça *et al.* (2016). O primeiro estimou o parâmetro de elasticidade-renda dos tributos para o período 1994-2005, encontrando valores muito próximo daqueles encontrados por Blanchard e Perotti; o segundo, na aplicação SVAR, impõe para o mesmo parâmetro uma série de estimativas de outros países, dentre essas a própria estimativa de BP (2002) para os EUA, mas também da Espanha, Eslovênia e União Europeia; comparando, ainda, com outras estratégia de identificação (restrição de sinais e *threshold*). Mendonça *et al.* (2016), no entanto, calculou apenas os multiplicadores dos gastos do governo.

A análise de sensibilidade no parâmetro da elasticidade-renda da receita do governo releva que existe uma relação positiva entre este parâmetro e a elasticidade-renda do produto (*i.e.*, a relação instantânea entre os tributos e o PIB): quando se assume uma alta sensibilidade das receitas tributárias ao produto, a matriz de relações contemporâneas resultante será tal que os tributos terão altos impactos imediatos sobre o PIB. Tais relações serão repassadas para as funções impulso-resposta e, por fim, para os multiplicadores. Choques tributários causam respostas estatisticamente significativas no produto quando o parâmetro da elasticidade-renda dos tributos é relativamente alto, igual ou acima de 2%. Quando igual a 2, o multiplicador de impacto do choque tributário pode chegar a $-\$0,53$; quando a elasticidade sobe para 2,5 ou 3, o multiplicador se eleva (em magnitude) para

⁹ A decomposição de *Cholesky* impõe uma hierarquia entre as variáveis endógenas do modelo VAR – da “mais exógena” (que não recebe impacto contemporâneo das demais variáveis) até a “mais endógena” (que recebe impacto contemporâneo de todas as variáveis endógenas).

¹⁰ A rigor, a elasticidade-produto da receita do governo.

até $-\$0,81$ ou $-\$1,1$, respectivamente. Ao mesmo tempo, os multiplicadores de impacto dos gastos foram estimados entre $\$0,61$ e $\$0,71$. Na resposta acumulada ao longo do tempo, a potência da política fiscal é ainda mais forte: por exemplo, quando a elasticidade-renda dos tributos é igual a 2,5, o multiplicador tributário acumulado em dez períodos pode chegar a $-\$1,83$; o multiplicador de gastos no mesmo horizonte pode alcançar $\$1,33$.

Este trabalho se beneficiou de duas bases de dados fiscais distintas: (i) as séries oficiais do governo central disponibilizadas pelo Tesouro Nacional; e (ii) as séries não oficiais alternativas do *Ipea* e descritas em Gobetti e Orair (2017). A segunda base de dados foi resultado de vários ajustes nos dados oficiais, desde erros na classificação das despesas e receitas do governo até questões extraorçamentárias, mais graves, que alteram o resultado primário – tal como as chamadas *pedaladas fiscais*. Os próprios dados do Tesouro também passaram por ajustes, ainda que não tão completos como os dados de Gobetti e Orair, visando resolver os problemas mais óbvios nas séries originais do governo.¹¹

O restante deste artigo está organizado da seguinte forma: a próxima seção descreve a metodologia de identificação utilizada - partido do modelo VAR na forma reduzida, detalhando os procedimentos para alcançar o modelo estrutural. A seção 3 descreve as duas bases de dados fiscais: as variáveis oficiais (*Tesouro*) e a base de dados alternativa do *Ipea*. A seção 4 apresenta os resultados: tanto os valores encontrados para as relações contemporâneas dos vários modelos estruturais testados, quanto os efeitos dinâmicos dos choques fiscais: as funções impulso-resposta e os multiplicadores fiscais implícitos. A seção 5 conclui.

2 Metodologia

Esta seção apresenta com algum detalhe metodologia de identificação estrutural em modelos VAR. A exposição a seguir assume a descrição autorregressiva de um processo gerador de dados estacionário. A estacionariedade e estabilidade resultam em parâmetros estimados com propriedades desejáveis, como funções impulso-resposta não explosivas com variâncias finitas no longo prazo.

Do ponto de vista teórico, o modelo estrutural é o ponto de partida na descrição de um processo gerador de dados. Assuma um vetor $\mathbf{x}_t (k \times 1)$, estacionário, em que cada componente de \mathbf{x}_t é uma série de tempo macroeconômica e que o processo gerador de dados desses componentes pode ser representado por um modelo autorregressivo. Para manter a exposição o mais próxima possível da estimação empírica a seguir, já se pode assumir que o vetor \mathbf{x}_t possui três componentes: $\mathbf{x}_t = (g_t, y_t, \tau_t)'$, sendo g_t, y_t e τ_t séries de tempo relacionadas, respectivamente, com os gastos do governo, com o nível de atividade (produto) e com as receitas do governo. A equação abaixo descreve a dinâmica do vetor através de um modelo VAR(p), em que p é a ordem do modelo autorregressivo, *i.e.*, o número de componentes defasados de \mathbf{x}_t :

$$\begin{aligned} \mathbf{C}\mathbf{x}_t &= \mathbf{\Phi}_0 + \mathbf{\Phi}(L)\mathbf{x}_t + \mathbf{B}\boldsymbol{\varepsilon}_t \\ \mathbf{\Phi}(L) &= \sum_{i=1}^p \mathbf{\Phi}_i L^i \end{aligned} \quad (1)$$

Em que $c_{ij} (i, j = 1, 2, 3)$ são os componentes da matriz de correlações contemporâneas \mathbf{C} (quando $i = j$, então $c_{ii} = 1$) – isto é, cada componente em \mathbf{x}_t pode ser afetado

¹¹ O apêndice II (disponível por requisição aos autores) detalha os procedimentos de ajuste nos dados do Tesouro.

contemporaneamente pelas demais variáveis contidas no próprio vetor \mathbf{x}_t ; Φ_0 é o vetor coluna cujos componentes são os coeficientes constantes de cada equação e Φ_1 é (3×3) é a matriz cujos componentes são os coeficientes do impacto defasado da próprias variáveis macroeconômicas do vetor \mathbf{x}_t e $\boldsymbol{\varepsilon}_t = (\varepsilon_t^g, \varepsilon_t^y, \varepsilon_t^\tau)'$ contém os termos de erro de cada equação. Se o termo autorregressivo em (1) reflete bem o real PGD, então os componentes de $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ não são correlacionados, e pode-se escrever $E(\boldsymbol{\varepsilon}_t \boldsymbol{\varepsilon}_t') = \mathbf{I}$, em que os desvios-padrão são inseridos na diagonal principal da matriz \mathbf{B} .

O sistema de equações (1) possui *feedbacks*: g_t, y_t e τ_t afetam-se mutuamente com defasagens. Mas também podem produzir efeitos contemporâneos através dos termos c_{ij} . Os termos de erro em $\boldsymbol{\varepsilon}_t$, apesar de ruídos-brancos, podem ter efeitos contemporâneos indiretos sobre g_t, y_t e τ_t : ε_t^τ , por exemplo, produz efeitos indiretos contemporâneos em y_t e g_t através de c_{23} e c_{13} - se estes últimos forem diferentes de zero. O sistema torna-se ainda mais sofisticado se for permitido que mais de um tipo de erro estrutural tenha impacto direto sobre cada equação, isto é, se os elementos fora da diagonal principal de \mathbf{B} forem diferentes de zero.

Infelizmente não se pode estimar o PGD acima (os coeficientes c_{ij} , $\phi_{0,i}$ e $\phi_{1,ij}$) por mínimos quadrados. As variáveis g_t, y_t e τ_t produzem impactos contemporâneos entre si e as estimativas MQO do sistema sofrem do viés de simultaneidade; e os erros estimados serão correlacionados entre as equações. Felizmente, é possível transformar o sistema para uma forma manejável. Multiplicando ambos os lados por \mathbf{C}^{-1} :

$$\mathbf{x}_t = \mathbf{A}_0 + \mathbf{A}(L)\mathbf{x}_t + \mathbf{u}_t \quad (2)$$

Em que,

$$\begin{aligned} \mathbf{A}_0 &= \mathbf{C}^{-1}\Phi_0 \\ \mathbf{A}(L) &= \mathbf{C}^{-1}\Phi(L) \text{ e} \\ \mathbf{u}_t &= \mathbf{C}^{-1}\mathbf{B}\boldsymbol{\varepsilon}_t \rightarrow \mathbf{C}\mathbf{u}_t = \mathbf{B}\boldsymbol{\varepsilon}_t. \end{aligned}$$

Os componentes de \mathbf{u}_t são correlacionados entre si, mas mantêm a propriedade de estacionariedade com média igual a zero e variâncias e covariâncias independentes do tempo, isto é, $E(\mathbf{u}_t \mathbf{u}_t') = \mathbf{0}$, $E(\mathbf{u}_t \mathbf{u}_t') = \Sigma_u$ e $E(\mathbf{u}_t \mathbf{u}_s') = \mathbf{0} \forall t \neq s$. Em geral, assume-se que \mathbf{B} é uma matriz diagonal que captura os efeitos contemporâneos dos choques estruturais $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ sobre os choques na forma reduzida, \mathbf{u}_t .

A equação (2) pode ser estimada por mínimos quadrados de forma consistente. Fora afirmado na introdução que os modelos autorregressivos na forma reduzida não podem ser utilizados na análise econômica. A razão é dada acima: os termos de erro não são choques independentes nas variáveis *per se*, mas uma composição dos verdadeiros choques estruturais $\boldsymbol{\varepsilon}_t$. As matrizes \mathbf{A}_0 e $\mathbf{A}(L)$ contém termos que são composições da interação entre as relações contemporâneas (\mathbf{C}) e os verdadeiros parâmetros estruturais ($\Phi_0, \Phi(L)$). Se for possível obter informações sobre as relações contemporâneas do processo, impondo uma matriz factível em (2), será possível recuperar o modelo original (1) para medir os impactos dos choques $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ sobre o sistema.

A estimação por MQO gera as estimativas de parâmetros e erros de acordo com a equação abaixo:

$$\mathbf{x}_t = \hat{\mathbf{A}}_0 + \hat{\mathbf{A}}(L)\mathbf{x}_t + \hat{\mathbf{u}}_t \quad (3)$$

Em que $E(\hat{\mathbf{u}}_t \hat{\mathbf{u}}_t') = \hat{\Sigma}_u$ também é simétrica.

Considere a imposição de uma matriz de correlações contemporâneas \mathbf{A} ao modelo na forma reduzida, pré-multiplicando ambos os lados de (3) por \mathbf{A} . Se $\mathbf{A} = \mathbf{C}$, os coeficientes

recuperados $\hat{\Phi}_0, \hat{\Phi}(L)$ são estimativas consistentes dos parâmetros estruturais em (1), o mesmo podendo ser dito sobre os termos de erro estruturais ($\hat{\epsilon}_t$). Nesse sentido, a questão da identificação resume-se à escolha da matriz A de modo a refletir o real conjunto de correlações contemporâneas entre as variáveis endógenas do modelo VAR.

Uma estratégia possível é assumir que as variáveis de x_t são ordenadas recursivamente em termos dos impactos contemporâneos (decomposição de *Cholesky*). Assume-se uma hierarquia entre as variáveis – da “mais exógena” para a “menos exógena”. No caso em que $x_t = (g_t, y_t, \tau_t)'$ o arranjo recursivo mais utilizado na literatura coloca a variável associada ao gasto do governo, g_t , como a mais exógena (afetando contemporaneamente as demais variáveis, não sendo afetada contemporaneamente por nenhuma); seguida da variável associada ao nível de atividade, y_t (afetada contemporaneamente pelos gastos); e, por fim, a variável associada aos tributos, τ_t (afetada por todas as anteriores). Este ordenamento recursivo estipula uma relação entre \hat{u}_t e $\hat{\epsilon}_t$ de acordo com a equação (4):

$$A\hat{u}_t = \tilde{B}\hat{\epsilon}_t$$

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{u}_t^g \\ \hat{u}_t^y \\ \hat{u}_t^\tau \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{11} & 0 & 0 \\ 0 & b_{22} & 0 \\ 0 & 0 & b_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{\epsilon}_t^g \\ \hat{\epsilon}_t^y \\ \hat{\epsilon}_t^\tau \end{bmatrix} \quad (4)$$

O ordenamento em (4) foi utilizado por Cavalcanti e Silva (2010) e Pires (2012), por exemplo. A matriz \tilde{B} é a versão *diag(B)* da matriz B original em (1) e os valores dos componentes dependentes da escolha da matriz A . De (4), $\hat{u}_t = (A^{-1})\tilde{B}\hat{\epsilon}_t$ e a matriz de variância-covariância é:

$$\hat{\Sigma}_u = E(\hat{u}_t\hat{u}_t') = (A^{-1})\tilde{B}\tilde{B}'(A^{-1})' \quad (5)$$

Quando $k = 3$, a matriz simétrica $\hat{\Sigma}_u$, calculada a partir de (3), possui 6 [= $(k^2 + k)/2$] componentes distintos, que podem ser utilizados para identificar 6 incógnitas no sistema em (4). O ordenamento de *Cholesky*, juntamente com a restrição dada por \tilde{B} , garante um modelo estrutural exatamente identificado.

Em (4) o impacto contemporâneo do produto sobre os tributos, a_{32} , é determinado internamente no processo de identificação. Ao mesmo tempo, a recursividade do modelo restringe o impacto imediato dos produtos sobre o produto para zero, *i.e.*, $a_{23} = 0$. Também são “zerados” os impactos contemporâneos do nível de atividade e dos tributos sobre os gastos do governo ($a_{12} = a_{13} = 0$). As duas últimas restrições são razoáveis quando se utilizam dados em alta frequência, e são utilizadas em vários modelos SVAR. Como argumentado por BP (2002), existem amarras institucionais fortes que não permitem uma pronta resposta do governo em virtude de mudanças repentinas no ambiente macroeconômico: o processo de alteração do orçamento, por exemplo, em regimes constitucionais, demanda negociações extensas no âmbito do poder legislativo, criando defasagens internas. Mesmo assumindo um poder executivo forte e com ampla discricionariedade, ainda persiste o problema da obtenção de informações confiáveis que permita à administração pública efetuar uma resposta discricionária em tempo hábil (*i.e.*, alterando o fluxo de gastos do governo no mesmo trimestre, por exemplo). Em contrapartida, não existe um bom argumento para supor que $a_{23} = 0$. A restrição deste parâmetro no modelo recursivo deve-se estritamente à necessidade de identificação, pois deixar a_{23} como parâmetro livre implica uma demanda por restrição extra algum outro componente de A (a_{32} , por exemplo); na prática alterando a ordem de recursividade do e gerando outra hipótese sobre as correlações contemporâneas que ainda menos robusta.

Para resolver este problema, BP (2002) utilizaram uma estratégia em duas etapas: primeiro, à partir da base de dados das receitas do governo consolidado dos EUA, por

tipo de impostos e tributos e suas respectivas bases tributárias, calcularam a sensibilidade de curto-prazo (trimestral) da receita primária do governo em relação ao produto (média no período 1947-1997). O valor encontrado para esta elasticidade-renda dos tributos foi de 2,08. Essa informação externa permitiu uma identificação mais sofisticada do modelo SVAR: a restrição do valor de a_{32} a partir da informação externa abre o espaço necessário para manter um outro parâmetro livre, do qual não se tem informações *a priori*. Aceitando que a hipótese $a_{12} = a_{13} = 0$ é bem fundamentada, resta liberar o valor de a_{23} , fazendo:

$$A\hat{u}_t = \tilde{B}\hat{\varepsilon}_t$$

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & a_{23} \\ a_{31} & a_{32}^* & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{u}_t^g \\ \hat{u}_t^y \\ \hat{u}_t^\tau \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{11} & 0 & 0 \\ 0 & b_{22} & 0 \\ 0 & 0 & b_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{\varepsilon}_t^g \\ \hat{\varepsilon}_t^y \\ \hat{\varepsilon}_t^\tau \end{bmatrix} \quad (6)$$

Em que a_{32}^* agora representa uma restrição numérica tanto quanto $a_{12} = a_{13} = 0$ porém, como visto, diferente de zero.

No Brasil, as aplicações de modelos SVAR são restritas ao período das contas nacionais trimestrais, que tem início a partir de 1995. A abordagem de Blanchard e Perotti é adaptada primeiramente por Peres (2006), que calcula a elasticidade-renda das receitas do governo central para o período 1994-2005, de 2,03.¹² Peres utiliza este valor para restringir o parâmetro a_{32}^* e identificar o modelo SVAR. Ilzetzki (2011) faz o exercício de identificação estrutural em (6) para uma gama de países (desenvolvidos e subdesenvolvidos), diferenciando-os em termos do valor assumido para a elasticidade-renda dos tributos, fixada em 0,76 para o Brasil. Ao invés de calcular um valor específico para a_{32}^* , Mendonça *et al.* (2016) calcularam as funções impulso-resposta dos choques fiscais para quatro possibilidades da elasticidade: 0,62 (Espanha), 0,87 (Eslovênia), 1,54 (UE) e 2,08 (EUA). Naturalmente, cada valor assumido para a_{32}^* significa diferentes FIR estruturais e multiplicadores fiscais. Mendonça *et al.*, no entanto, analisaram somente os multiplicadores dos gastos do governo.

A abordagem de identificação estrutural acima abre espaço para várias possibilidades. Em modelos VAR de pequeno porte em política fiscal, a elasticidade-renda da receita tributária é o parâmetro-chave de identificação. Em modelos de grande porte, quando $\mathbf{x}_t = (g_t, y_t, \tau_t, \pi_t, i_t)'$, por exemplo, em que π_t e i_t são variáveis associadas às taxas de inflação e juros, respectivamente, se faz necessário obter informações externas de outras elasticidades instantâneas.¹³ O presente estudo analisa as consequências, em termos do multiplicador tributário, da perturbação do valor assumido para a_{32}^* . Na seção de resultados será estabelecido como a escolha do parâmetro a_{32}^* tem impacto sobre a identificação do parâmetro-livre a_{23} – a elasticidade instantânea do produto em relação à receita tributária –; este, por sua vez, mede o impacto inicial dos choques tributários sobre o nível de atividade, com consequências para o valor do multiplicador tributário.

¹² Note que afirmar que a elasticidade-renda do produto é igual a 2,03 significa dizer que o efeito contemporâneo da elevação do produto sobre as receitas é positivo. Na forma matricial em (6), significa que o termo a_{32} é *negativo*. Atenção maior deve ser dada na interpretação dos parâmetros estimados seção de resultados.

¹³ Ver Perotti (2004) para uma análise de um modelo SVAR com as cinco variáveis mencionadas, e as estratégias para restrição dos parâmetros-chave. Mendonça *et al.* (2016), além do modelo de pequeno porte com três variáveis, também estima um modelo com cinco variáveis, com procedimento de identificação análogo.

3 Análise de dados

3.1 Introdução aos dados

A descrição metodológica estabeleceu a metodologia SVAR assumindo o uso de séries temporais estacionárias. Esta seção descreve os dados que serão utilizados como *proxies* das variáveis (teóricas) de despesas e receitas do governo, e também do produto, assim como suas características estatísticas.

As amostras de séries macroeconômicas em alta frequência disponíveis no Brasil são bastante reduzidas quando comparadas às disponibilidades das principais economias desenvolvidas do planeta – nas quais se concentram as principais pesquisas da literatura internacional. Não obstante, os dados disponíveis já permitem estimativas razoáveis. O Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) produz séries as Contas Nacionais Trimestrais (CNT), disponíveis desde 1995. As CNT disponibilizam dados como o PIB nominal, taxa de crescimento real (variação do volume) de agregados macroeconômicos pela ótica da despesa, *etc.* As séries de volume (com e sem ajuste sazonal) estão disponíveis desde 1996. Os dados da CNT permitem amostras de até 92 duas observações entre o primeiro trimestre de 1995 e o último trimestre de 2017. A título de comparação, os EUA possuem dados macroeconômicos trimestrais pelo menos desde a década de 1950.

Ao mesmo tempo, não existem estatísticas oficiais das receitas e despesas do governo consolidado brasileiro.¹⁴ Nesse tipo de pesquisa, o pesquisador brasileiro enfrenta um *tradeoff* entre trabalhar com estimativas não-oficiais que foram construídas para períodos específicos ou trabalhar com dados oficiais do governo central,¹⁵ que são disponibilizadas e atualizadas em bases mensais. A Secretaria do Tesouro Nacional (STN) divulga o resultado do governo central “acima da linha” desde janeiro de 1997. A consolidação das séries do Tesouro permite formar uma amostra trimestral que conta 84 observações. A estratégia de utilizar variáveis fiscais do governo central como *proxies* dos dados fiscais de interesse já foi utilizada em outros trabalhos empíricos e será seguida neste estudo.^{16,17}

Gobetti e Orair (2017) mostram que as séries do Tesouro Nacional possuem problemas de construção, que podem ser de três tipos: (i) os *problemas de composição* – que são erros na alocação de algumas fontes de receitas e despesas, dentro das subcategorias, mas que não afetam os níveis da receita líquida¹⁸ ou despesa primária (tampouco o resultado primário) – distorcendo a participação relativas das categorias da receita e despesa do governo; (ii) os *problemas de montante* – originados pela inclusão, em algum momento do tempo, de operações intraorçamentárias nas estatísticas oficiais, ampliando receitas e despesas primárias no mesmo montante¹⁹ – que nem sempre alteram o resultado primário, mas distorcem o nível e análise dinâmica (crescimento) das receitas e despesas; e (iii) os

¹⁴ *Governo consolidado*: União, governos estaduais e municipais.

¹⁵ Governo central: governo federal (Tesouro Nacional), Previdência (INSS) e Banco Central.

¹⁶ Ver Peres (2006), Peres e Ellery Jr. (2009), Ilzetzki (2011) e Matheson e Pereira (2016).

¹⁷ Existe a possibilidade de utilizar as séries do setor público (receita líquida do governo e consumo do governo) disponível nas contas nacionais e contas trimestrais do IBGE. No entanto, parte substancial das despesas públicas, na metodologia das contas nacionais, é computada como transferência ao setor privado e incluída na renda privada disponível e no consumo privado (e deduzida da renda do governo e do consumo do governo). Este é o caso das despesas com benefícios previdenciários, por exemplo (que compreende quase metade dos gastos primários do governo central). Concomitantemente, o investimento público é incluído na série de Formação Bruta de Capital Fixo (FBCF) juntamente com o investimento privado. As séries do IBGE podem ser utilizadas em conjunto com estimativas não oficiais das receitas líquidas e de categorias das despesas primárias do governo: Santos *et al.* (2010) produz estimativas da carga tributária líquida do governo consolidado para o período 1995-2009; Santos *et al.* (2012) estima as despesas com formação bruta de capital fixo das administrações públicas que podem ser combinadas com a série de consumo do governo e deduzida da FBCF do IBGE. Ver Mendonça *et al.* (2009), Pires (2014) e Grudtner e Aragon (2017).

¹⁸ A receita líquida é a receita total *menos* as transferências aos estados e municípios (constitucionais ou voluntárias). É a quantidade de recursos que o governo federal dispõe para financiar seus gastos.

¹⁹ Um exemplo desse procedimento é a compensação paga pelo Tesouro Nacional à Previdência Social pela desoneração da folha de pagamento.

problemas associados às manobras contábeis ou operações extraorçamentárias – que afetam tanto a análise de nível e crescimento das séries fiscais como o resultado primário do governo em vários anos.²⁰ Gobetti e Orair construíram novas estimativas da receita líquida e despesa primária (e subcategorias), corrigindo os três problemas citados, para o

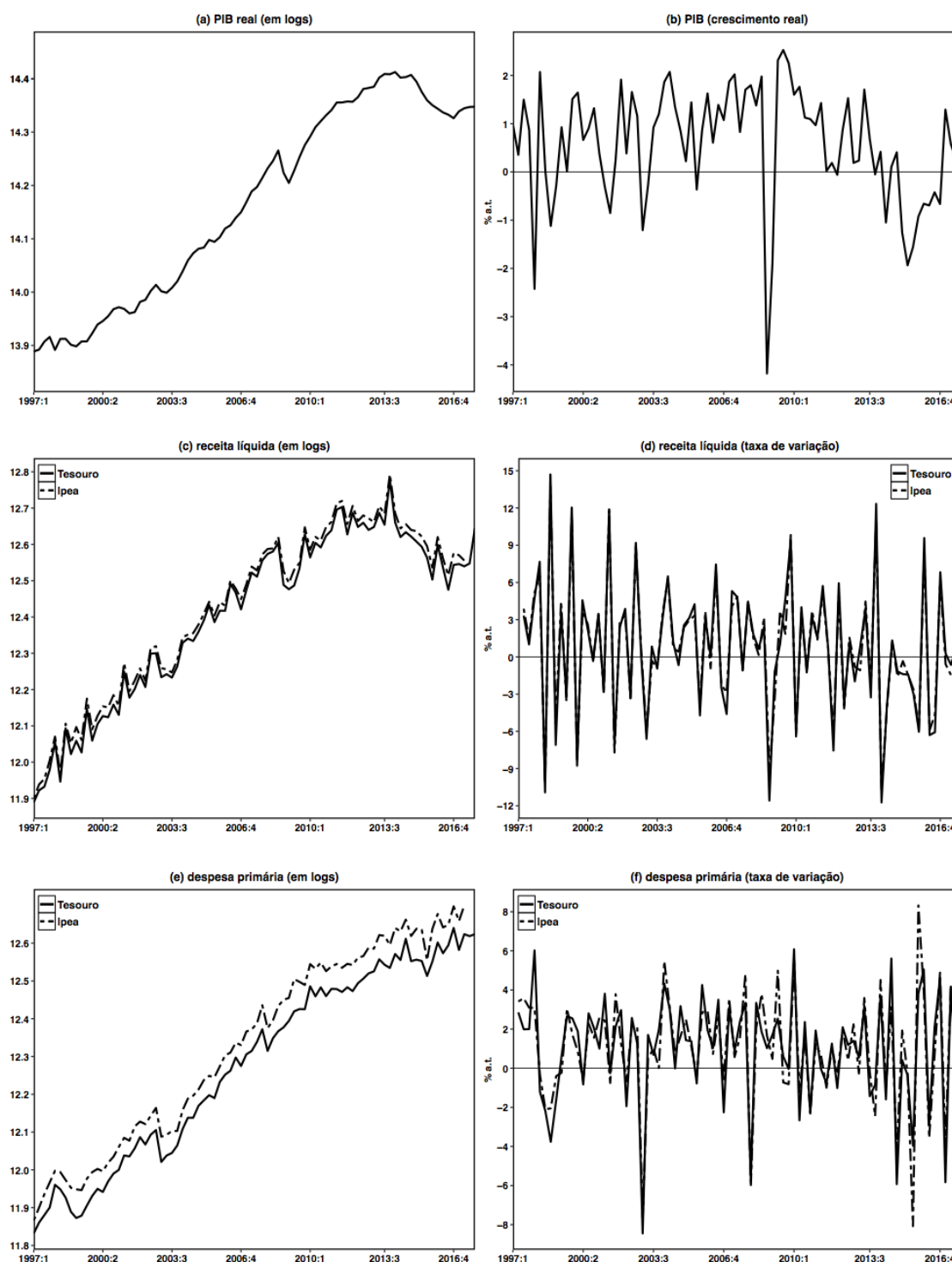


Figura 1 - PIB, receitas e despesas do governo central.

Fonte: IBGE, STN e Gobetti e Orair (2017)

²⁰ Incluindo os procedimentos que ficaram conhecidos como *pedaladas fiscais* - que mascararam o resultado primário do governo central por meio de atrasos nos repasses a bancos públicos referentes a desembolsos efetuados em nome do governo para o pagamento de subsídios e programas sociais. Quando a União finalmente honrou esses compromissos com as instituições financeiras em 2015, tais despesas entraram na contabilidade do Tesouro pelo regime de caixa.

período 1997-2017, em bases mensais e trimestrais. O presente estudo se beneficia dessas estimativas, estimando o modelo VAR de política fiscal tanto com as séries do Tesouro quanto com as novas estimativas corrigidas.

Além de prover uma base de dados alternativa, a pesquisa de Gobetti e Orair (2017) é importante porque elucida ou clarifica alguns procedimentos que podem ser feitos nas séries fiscais do Tesouro Nacional, disponíveis *on-line*, permitindo o aperfeiçoamento nas séries de receita e despesa através da correção de *parte* dos problemas mencionados no parágrafo anterior, especialmente os problemas de composição e montante – apenas pela adição ou subtração de certas rubricas de receitas e despesas dos totais que formam a receita líquida e despesa primária do governo propriamente ditas. A maioria das manobras contábeis não pode ser resolvida da mesma forma, e é uma das razões pela qual o trabalho de Gobetti e Orair é a descrição de um grande esforço de pesquisa no âmbito do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (*Ipea*). Não obstante, a distorção mais grave pode ser prontamente corrigida: a capitalização da Petrobrás em setembro de 2010. Esta operação significou elevações na receita líquida e despesa primária do governo central em R\$74,8 bilhões e R\$42,9 bilhões, respectivamente.²¹ A nova série do Tesouro (ajustada) é utilizada nas estimações a seguir, descartando-se o conjunto de dados oficiais originais. Esta pesquisa, portanto, se beneficia da estimação de modelos empíricos com duas bases de dados relativamente distintas: as séries (ajustadas) do Tesouro Nacional e a série alternativa de Gobetti e Orair. No restante deste trabalho, menções às séries do “*Tesouro*” se referem aos dados oficiais ajustados; enquanto que referências aos dados do “*Ipea*” se relacionam às séries de Gobetti e Orair (2017).

Como mencionado, os dados trimestrais do PIB nominal estão disponíveis desde 1995 e as séries de variação de volume desde 1996. Do PIB nominal e da variação de volume com ajuste sazonal é possível construir a série de PIB real a preços de 2017:4. Da série de variação de volume sem ajuste sazonal e PIB nominal pode-se recuperar o deflator implícito trimestral.²² O deflator implícito é usado para construir séries fiscais (*Tesouro* e *Ipea*) reais também a preços de 2017:4. Dada a forte sazonalidade, as séries fiscais também foram dessazonalizadas pelo método ARIMA-X13. Na Figura 1, os painéis da esquerda exibem as séries reais de PIB, receita líquida e despesa primária do governo, ajustadas sazonalmente e em transformação logarítmica. Os painéis à direita exibem as taxas de variação percentual das mesmas.

O exame do painel (*e*) revelará uma diferença *em nível* entre as séries do *Tesouro* e do *Ipea*. Esta diferença não é resultado *apenas* do ajuste incompleto na primeira (relativos aos problemas de manobras contábeis referidos anteriormente); mas deve-se também a uma diferença no uso de componentes de despesas marginalmente diferentes para formar as séries de despesas primárias. De fato, os dados nos painéis (*e*) e (*f*) não se referem ao total das despesas primárias a partir de cada fonte – mas já incluem certas deduções além dos ajustes mencionados previamente. Essas deduções finais devem-se ao argumento utilizado na literatura de identificação de modelos estruturais em política fiscal: seguindo estratégia recorrente em trabalhos semelhantes, as despesas primárias também foram descontadas dos gastos primários mais sensíveis ao ciclo econômico, *i.e.*, aqueles que tendem a variar de modo praticamente automático com os movimentos do produto. Ao se retirar esses tipos de despesas, pretende-se tornar mais segura a hipótese adotada na metodologia, a saber, sobre o impacto contemporâneo do PIB sobre os gastos do governo. Para completar a identificação assume-se que o governo não tem condições de responder contemporaneamente ao ciclo econômico, permitindo impor nulidade ao parâmetro α_{12} . Enquanto o argumento é sólido no que se refere às decisões arbitrárias do governo, a hipótese pode ser prejudicada se houverem gastos que variam de forma sistemática,

²¹ Ver apêndice II.

²² Isto é, deflator implícito (medida da inflação) em relação ao trimestre anterior. O deflator implícito divulgado pelo IBGE não mede a inflação trimestral, e sim a variação de preços do trimestre corrente em relação ao preço médio do ano anterior.

devido a regras rígidas, legais ou não, diante do ciclo econômico. Na literatura de política fiscal, considera-se que os gastos com subsídios e outros benefícios de desemprego se configuram dentro dessa categoria. A exploração dos componentes da despesa primária do *Tesouro* permite isolar e retirar da despesa as rubricas referentes aos *subsídios, abono salarial e seguro desemprego*; nos dados do *Ipea*, apenas o componente de *gastos com subsídios* foi retirado da despesa primária original.²³

A próxima subseção mostra um resumo da investigação das propriedades estatísticas (raiz unitária) do conjunto dos dados. Durante este diagnóstico, se verificou que os dados sugerem uma possível mudança no processo gerador de dados no período mais recente, pós-2014, durante a crise fiscal. A partir de 2015 o PIB e as séries de receita líquida do governo começam a se contrair continuamente;²⁴ as despesas não sofreram retrações bruscas ou contínuas, mas passaram a exibir maior volatilidade que não eram observadas até aquele momento. Essa dinâmica instável ao final do período amostral é responsável por pioras substanciais nos ajustes dos modelos empíricos autorregressivos, univariados ou multivariados (utilizados para descrição das séries de tempo), afetando também os testes formais de raiz unitária. É possível que a recessão com crise fiscal tenha se configurado em choque permanente nos dados macroeconômicos brasileiros – hipótese que precisa ser explorada em trabalhos posteriores. O que os dados mostram, até o momento, é uma dinâmica mais sofisticada na parte final da amostra que aparentemente é distinta do primeiro intervalo (1997-2014). Neste trabalho, optou-se pela análise da política fiscal anterior ao período de crise recente. O período amostral dos testes de raiz unitária da próxima subseção, e também dos modelos VAR cujos resultados estão descritos na seção 4, encerra-se em 2014:3, antes do contágio da crise fiscal e recessão no último trimestre do ano.

3.2 Raiz Unitária

O diagnóstico do processo gerador de dados (PGD) define a maneira como as variáveis devem ser previamente transformadas, se necessário, antes da estimação do modelo VAR. Um diagnóstico equivocado quanto as características estocásticas dos componentes do vetor \mathbf{x}_t [em (3)] invalida toda a análise posterior. Esta subseção traz um resumo da análise dos testes de raiz unitária aplicados as séries fiscais e do produto. Nos painéis (a), (c) e (e) da Figura 1 já é possível admitir a natureza não-estacionária das séries temporais – todas com forte tendência crescente. Não é possível determinar graficamente, mo entanto, a causa: se pela presença de raiz unitária ou apenas ao resultado de tendências determinísticas. Em amostras reduzidas, ainda, sabe-se que ambos os tipos de processos geram séries bastante similares.

Os testes de raiz unitária medem o grau de persistência nas séries temporais. Quando alto o suficiente do ponto de vista estatístico, o grau de persistência é indicativo de uma série com tendência estocástica – *i.e.*, com raiz unitária –; neste caso, os impactos dos choques sofridos pela série de tempo têm efeitos permanentes. Ao contrário, os choques sofridos por séries estacionárias em torno de uma tendência (seja ela ascendente ou não) se dissipam ao longo do tempo. Quanto maior for a persistência de uma série qualquer, maior o tempo necessário para a dissipação do choque inicial.²⁵

Seja y_t uma série de tempo qualquer.²⁶ Para testar formalmente o grau de persistência de y_t , a série pode ser descrita como um processo autorregressivo $y_t = \rho y_{t-1} + \mathbf{z}'_t \boldsymbol{\beta} +$

²³ O apêndice III (disponível por requisição aos autores) faz uma descrição detalhada das duas bases de dados fiscais, analisando os componentes das despesas primárias, inclusive os itens sensíveis ao ciclo econômico.

²⁴ As receitas líquidas começam a cair antes do início da recessão econômica, e depois ficam estagnadas em um patamar mais baixo.

²⁵ Ver Enders (2015, p. 181-89) para uma descrição sucinta das características das séries com tendência estocástica e determinística.

²⁶ Não necessariamente o produto, como na seção metodológica.

e_t , em que \mathbf{z}_t é um vetor cujos componentes são variáveis de controle (e.g., constante, tendência, *dummies*, etc.); o coeficiente ρ mede o grau de persistência que, se próximo o suficiente da unidade, do ponto de vista estatístico, permite afirmar que a série possui raiz unitária. Os testes de raiz unitária colocam à prova a hipótese nula $H_0: \rho = 1$ contra a hipótese alternativa $H_A: \rho < 1$:

$$\begin{aligned} H_0: y_t &= y_{t-1} + \mathbf{z}'_t \boldsymbol{\beta} + e_t \\ H_A: y_t &= \rho y_{t-1} + \mathbf{z}'_t \boldsymbol{\beta} + e_t \end{aligned} \quad (7)$$

Tabela 1 – Testes de raiz unitária (ADF, PP, DF-GLS).

	$H_A^{5,6}$	ADF					PP		DF-GLS			
		ρ^3	γ^4	τ^7	ϕ^7	ρ	ρ	(t-stat)	ρ	γ^4	(t-stat)	ρ
<i>Painel I - IBGE</i>												
PIB	tend.	1	-0,21	(-2,93)	(4,38)	0,79	0,87	(-2,57)	1	-0,20	(-2,43)	0,80
	const.	1	-0,01	(-0,71)	(6,24)**	0,99	1,00	(0,10)	1	-0,01	(-0,46)	0,99
<i>Painel II - Tesouro Nacional</i>												
Receita líquida	tend.	1	-0,33	(-2,34)	(3,52)	0,67	0,49	(-4,56)***	1	-0,22	(-1,97)	0,78
	const.	1	-0,05	(-1,65)	(3,78)	0,95	0,95	(-1,95)	1	0,01	(-0,59)	1,01
Despesa primária	tend.	1	-0,22	(-2,25)	(2,75)	0,78	0,73	(-3,33)*	0	-0,27	(-3,25)**	0,73
	const.	1	-0,01	(-0,93)	(12,5)***	0,99	0,99	(-0,42)	0	0,02	(1,82)	1,02
<i>Painel III - Ipea</i>												
Receita líquida	tend.	1	-0,31	(-2,14)	(3,06)	0,69	0,50	(-4,48)***	1	-0,18	(-1,73)	0,82
	const.	1	-0,04	(-1,58)	(4,00)*	0,96	0,95	(-2,09)	1	0,01	(0,71)	1,01
Despesa primária	tend.	1	-0,21	(-2,20)	(2,53)	0,79	0,76	(-3,13)	3	-0,30	(-3,37)**	0,70
	const.	1	-0,01	(-0,74)	(10,9)***	0,99	0,99	(-0,69)	3	0,02	(1,62)	1,02

Fonte: construção dos autores.

Notas:

- (1) * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$.
- (2) Testes aplicados nas transformações logarítmicas das séries em nível.
- (3) ρ é o número de lags dos termos Δy utilizados nas regressões.
- (4) Nos testes ADF e DF-GLS, as regressões têm o formato $\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \mathbf{x}'_t \boldsymbol{\beta} + e_t$, em que $\gamma = \rho - 1$. A hipótese nula $H_0: \gamma = 0$ é equivalente a $H_0: \rho = 1$.
- (5) $H_A: y_t = a_0 + \rho y_{t-1} + a_2 t + \mathbf{x}'_t \boldsymbol{\beta} + e_t$, em que \mathbf{x}_t contém termos defasados Δy_{t-i} (ADF e DF-GLS).
- (6) $H_A: y_t = a_0 + \rho y_{t-1} + \mathbf{x}'_t \boldsymbol{\beta} + e_t$, em que \mathbf{x}_t contém termos defasados Δy_{t-i} (ADF e DF-GLS).
- (7) Se H_A contém tendência, as colunas τ e ϕ expressam as estatísticas τ_τ ($H_0: \gamma = 0$) e ϕ_3 ($H_0: \gamma = a_2 = 0$); se H_A contém apenas a constante, as colunas τ e ϕ exibem as estatísticas τ_μ ($H_0: \gamma = 0$) e ϕ_3 ($H_0: \gamma = a_0 = 0$).

A Tabela 1 exibe os resultados de três testes de raiz unitária, entre os mais tradicionais que costumam ser utilizados na literatura: o teste *Augmented Dickey-Fuller* (ADF), o teste *Phillips-Perron* (PP) e o teste *Dickey-Fuller Generalized Least Squares* (DF-GLS).²⁷ No teste DF-GLS, a série passa por uma transformação através de uma regressão em mínimos quadrados generalizados antes da regressão ADF propriamente dita. Sob a hipótese nula, os parâmetros estimados pelos testes não possuem distribuições convencionais. Os testes de hipóteses são realizados utilizando valores críticos específicos. Os resultados sugerem que o PIB e as variáveis fiscais são séries altamente persistentes. As estatísticas ϕ do ADF indicam processos de raiz unitária *com drift* (termo constante). Nos testes PP e DF-GLS a hipótese nula é rejeitada para as receitas e despesas, respectivamente, mas somente quando a hipótese alternativa inclui tendência.

Quando ocorrem quebras estruturais, o poder dos testes de convencionais tende a zero. Quando não introduzidas explicitamente nas regressões, as quebras estruturais produzem viés nas estimativas dos coeficientes. A Tabela 2 apresenta o resultado do teste de Zivot e Andrews (1992) – um teste de quebra estrutural *endógeno* – aplicado à mesma base de

²⁷ Também chamado de teste ERS.

dados da Tabela 1. A hipótese nula continua sendo a presença de raiz unitária; mas é possível construir três tipos de hipótese alternativa: admitindo uma quebra estrutural na constante; admitindo uma quebra estrutural na variável de tendência; ou em ambas. As hipóteses alternativas do teste Zivot-Andrews são diferentes da forma funcional em (7), mas a ideia fundamental permanece a mesma, *i.e.*, rejeitar ou não $H_0: \rho = 1$.

Tabela 2 – Teste de raiz unitária de Zivot e Andrews (1992).

	H_A	$k = 0$			$k = 2$			$k = 4$		
		Quebra	ρ	(t-stat)	Quebra	ρ	(t-stat)	Quebra	ρ	(t-stat)
<i>Painel I - IBGE</i>										
PIB	ambas	1997:4	0,80	(-3,27)	1997:4	0,79	(-3,36)	1998:2	0,78	(-3,12)
	tend	1998:4	0,80	(-3,09)	2001:3	0,71	(-3,09)	1998:4	0,79	(-2,90)
	const	1997:4	0,80	(-3,29)	2006:4	0,77	(-3,68)	2006:4	0,77	(-3,40)
<i>Painel II - Tesouro Nacional</i>										
Receita líquida	ambas	2008:3	0,08	(-7,42)***	2008:3	-0,03	(-4,85)*	2008:3	-0,05	(-3,53)
	tend	2008:1	0,11	(-7,18)***	2008:1	0,02	(-4,62)**	2008:1	-0,01	(-3,45)
	const	2012:1	0,25	(-6,34)***	2012:1	0,32	(-3,70)	2012:2	0,45	(-2,39)
Despesa primária	ambas	2005:3	0,60	(-4,21)	2005:3	0,55	(-3,98)	2005:3	0,47	(-4,17)
	tend	1999:1	0,69	(-3,68)	1998:4	0,67	(-3,45)	2010:1	0,55	(-4,01)
	const	2005:3	0,60	(-4,24)	2005:3	0,55	(-4,07)	2005:3	0,44	(-4,49)
<i>Painel III - Ipea</i>										
Receita líquida	ambas	2008:3	0,13	(-7,13)***	2008:3	0,05	(-4,60)	2007:1	0,11	(-3,24)
	tend	2008:1	0,14	(-7,00)***	2011:2	0,19	(-4,50)**	2008:1	0,13	(-3,14)
	const	2012:1	0,26	(-6,35)***	2012:1	0,32	(-3,79)	2012:1	0,48	(-2,42)
Despesa primária	ambas	2005:3	0,62	(-4,15)	2005:3	0,62	(-3,42)	2008:2	0,52	(-4,06)
	tend	1999:1	0,72	(-3,54)	1998:4	0,73	(-2,97)	2010:1	0,61	(-3,74)
	const	2005:3	0,63	(-4,20)	2005:3	0,62	(-3,60)	2005:3	0,52	(-4,14)

Fonte: construção dos autores.

Notas:

- (1) * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$.
- (2) Testes aplicados nas transformações logarítmicas das séries em nível.

O teste Zivot-Andrews é um teste de quebra estrutural endógeno porque o ponto da quebra é escolhido de maneira ótima dentro da estrutura do próprio teste. O procedimento testa a hipótese nula de raiz unitária contra a hipótese alternativa de quebra estrutural, em que a localização da quebra é testada para todos os períodos possíveis dentro de um subintervalo da amostra (quebras próximas às extremidades são ignoradas para garantir um número de observações mínimas em cada uma das partições). O ponto escolhido da quebra é aquele que gera o coeficiente ρ mais desfavorável para a hipótese nula, *i.e.*, que gera a estatística- t mais baixa possível. Por outro lado, o coeficiente ρ possui distribuição própria com pontos críticos maiores e intervalos de confiança mais amplos, dificultando a rejeição da hipótese nula em comparação com os testes tradicionais. Ainda, as regressões do teste Zivot-Andrews podem conter como regressores de controle termos defasados da primeira diferença de y_t , Δy_{t-i} . É conveniente escolher o número ótimo de termos defasados, k , através dos critérios de informação. A inclusão dos termos defasados visa estabelecer uma regressão com melhor ajuste e resíduos estacionários.

Na aplicação da Tabela 2, o critério de informação de Schwartz²⁸ (SBC) escolhe $k = 0$ para todas as séries testadas. A hipótese nula de raiz unitária não é rejeitada para o PIB e para as duas séries de despesas primárias. As receitas líquidas, em ambas as fontes (*Ipea* e *Tesouro*), seriam compatíveis com processos estacionários ao redor de tendências, com quebras estruturais. Este resultado, se verdadeiro, demandaria transformações diferentes

²⁸ Schwartz Bayesian Criterion (SBC).

entre as séries incluídas nos modelos VAR. Uma análise aprofundada pode alterar esta conclusão preliminar. A Tabela 2 mostra os resultados dos testes Zivot-Andrews para $k = 0, 2, 4$.²⁹ É possível afirmar que a rejeição da hipótese nula não é robusta: os valores do critério SBC para k entre 0 e 4 são muito próximos entre si; ademais, não se mantém a rejeição da hipótese nula no caso das receitas líquidas quando se adiciona mais termos defasados Δy_{t-i} – especialmente quando a formulação da hipótese alternativa insere quebra apenas no termo constante (o modelo com *drift* é o modelo mais indicado segundo as estatísticas do ADF). Os autores concluem em favor da razoabilidade da hipótese de raiz unitária para todas as séries analisadas.

O procedimento padrão de transformar séries com tendências estocásticas em séries estacionárias se dá pela aplicação do operador de primeira diferença. Voltando a entender $\mathbf{x}_t = (g_t, y_t, \tau_t)'$ como o vetor de variáveis endógenas do modelo VAR de política fiscal, tal como já exposto na metodologia, sendo os componentes g_t , y_t e τ_t representando as séries associadas com a despesas primárias, PIB e receitas líquidas do governo, essas variáveis devem ser agora inseridas não em nível, mas sim como *taxas de variação* (i.e., a primeira diferença dos logaritmos).³⁰ O uso de taxas de crescimento traz o benefício adicional de que os componentes da matriz de correlações contemporâneas \mathbf{A} agora podem ser interpretados como *elasticidades*.

4 Resultados

Além dos resultados da análise de sensibilidade no parâmetro da elasticidade-renda dos tributos (Tabela 3), esta seção também exhibe funções impulso-resposta – as respostas do produto aos choques fiscais – e os multiplicadores fiscais implícitos, para as diversas hipóteses do parâmetro mencionado (Tabela 4), calculados a partir das FIR.

Como já mencionado, o parâmetro da elasticidade-renda da receita do governo já fora estimado em trabalhos anteriores. Os valores calculados estão no intervalo relativamente ampla, de 0,76 (Ilzetzki, 2011) até 2,03 (Peres, 2006). Em um trabalho ainda não publicado, os autores do presente estudo também calcularam o parâmetro a_{32} , seguindo uma abordagem distinta: mensurado a resposta cíclica das receitas governamentais para um evento específico, de grande envergadura, a saber: a retração do produto interno bruto devido ao choque da crise financeira internacional ocorrida no quarto trimestre de 2008. Neste caso também se utilizou as duas bases de dados fiscais (*Tesouro* e *Ipea*) também empregadas no presente estudo, para o mesmo período amostral. O fundamento teórico assumiu que existem grandes eventos que devem ser controlados do processo gerador de dados normal das séries temporais, que se configuram em choques exógenos, à la Ramey e Shapiro (1998). Os autores calcularam o parâmetro da elasticidade-renda da receita do governo entre 2,6 (*Tesouro*) e 2,1 (*Ipea*).³¹

A Tabela 3 exhibe as identificações da matriz \mathbf{A} de acordo com várias hipóteses quanto ao valor do parâmetro a_{32} [ver equação (6)], mostrando as estimativas dos parâmetros livres a_{ij} . O intervalo dos valores de a_{32} tem piso inferior em $|a_{32}| = 0,25$ [cerca de 0,5 pontos percentuais abaixo do valor utilizado por Ilzetzki (2011)] até o teto $|a_{32}| = 3$ [que ultrapassa as estimativas de Peres (2006) em quase 1 ponto percentual e é superior às estimativas máximas dos próprios autores em quase 0,5 pontos percentuais]. Os dados

²⁹ O apêndice III também descreve em mais detalhes os testes de raiz unitária, inclusive para outros valores de k no teste Zivot-Andrews, além de analisar os componentes das despesas primárias.

³⁰ Para melhor exposição dos resultados as taxas foram multiplicadas por 100.

³¹ Os eventos singulares e exógenos foram controlados através de variáveis *dummy*. Como as *dummies* representam eventos exógenos – seja de política fiscal, seja do produto –, não se fez necessária uma estratégia de identificação do modelo: os coeficientes das já são os efeitos exógenos; e as funções impulso-resposta derivadas a partir daí correspondem a respostas estruturais do sistema.

econômicos brasileiros (*i.e.*, o processo gerador de dados descrito pelo modelo VAR na forma reduzida) são compatíveis com diferentes interpretações acerca da eficácia da política fiscal: a Tabela 3 mostra que o impacto contemporâneo das inovações tributárias sobre o produto – o parâmetro a_{23} – vai de valores majoritariamente não significativos e com o sinal invertido até valores significativos e que estabelecem a relação negativa entre o PIB e o choque tributário. Ademais, há uma relação entre os parâmetros a_{32} e a_{23} , ou seja, quanto maior o impacto contemporâneo do produto sobre a receita do governo (elasticidade-renda da receita), maior também é o impacto contemporâneo dos tributos sobre o PIB. Esta relação é identificada nas estimativas com ambas as bases de dados fiscais. Os asteriscos na tabela indicam os casos em que a razão entre as estimativas dos coeficientes a_{ij} ($i, j = 1, 2, 3$) e seus respectivos erros-padrão geram estimativas que *excedem* os valores críticos da tabela *t-student* para grandes amostras.

Tabela 3 – Análise de sensibilidade: parâmetro a_{32} .

a_{ij}	a_{32} (elasticidade-renda da receita)						
	= 0,25	= 0,75	= 1,25	= 1,75	= 2	= 2,5	= 3
Amostra: <i>Tesouro Nacional</i>							
a_{21}	-0,08 (0,05)	-0,1* (0,06)	-0,11* (0,06)	-0,13** (0,06)	-0,14** (0,06)	-0,16** (0,07)	-0,19** (0,08)
a_{31}	-0,47** (0,21)	-0,42** (0,21)	-0,36* (0,21)	-0,31 (0,21)	-0,28 (0,21)	-0,23 (0,22)	-0,18 (0,23)
a_{32}	-0,25	-0,75	-1,25	-1,75	-2	-2,5	-3
a_{23}	-0,06** (0,03)	-0,02 (0,03)	0,01 (0,03)	0,05 (0,04)	0,07* (0,04)	0,11** (0,05)	0,16** (0,06)
Amostra: <i>Ipea</i>							
a_{21}	-0,11* (0,06)	-0,13** (0,06)	-0,14** (0,06)	-0,16** (0,07)	-0,16** (0,07)	-0,18** (0,07)	-0,2** (0,08)
a_{31}	-0,32 (0,21)	-0,26 (0,21)	-0,19 (0,21)	-0,13 (0,21)	-0,1 (0,22)	-0,03 (0,23)	0,03 (0,24)
a_{32}	-0,25	-0,75	-1,25	-1,75	-2	-2,5	-3
a_{23}	-0,05* (0,03)	-0,01 (0,03)	0,03 (0,04)	0,07* (0,04)	0,1** (0,04)	0,14** (0,05)	0,2** (0,06)

Fonte: construção dos autores.

Notas:

- (1) Erros-padrão (*ep*) entre parênteses.
- (2) * $\frac{a_{ij}}{ep[a_{ij}]} > 1,46$; ** $\frac{a_{ij}}{ep[a_{ij}]} > 1,96$; *** $\frac{a_{ij}}{ep[a_{ij}]} > 2,33$.

Valores muito baixos da elasticidade-renda das receitas governamentais (a_{32} entre $-0,75$ e $-0,25$) geram estimativas contra intuitivas a respeito do impacto instantâneo dos tributos sobre o PIB. Nesses casos, as estimativas de a_{23} implicam uma resposta *positiva* do PIB aos choques tributários; valores medianos de a_{32} estão associados a estimativas de a_{23} com os sinais esperados, mas de baixa magnitude; somente quando a elasticidade-renda da receita do governo é alta, *i.e.*, a partir de 2, é possível gerar impactos substanciais dos tributos sobre o nível de atividade.

A Figura 2 mostra as funções impulso-resposta dos choques tributários [painéis (a), (b), (c) e (d)] e dos choques nos gastos do governo [painéis (e) e (f)]. As funções impulso-resposta são representações de *Wold* dos modelos estruturais, impondo, em cada hipótese, as respectivas matrizes **A** ao modelo na forma reduzida. O modelo na forma reduzida foi estimado com uma defasagem [VAR(1)], cuja estimação produziu erros estacionários, sem correlação serial e com parâmetros que satisfazem os critérios de estabilidade. O modelo estimado na forma reduzida produz estimativas de coeficientes e erros na forma

$x_t = \hat{A}_0 + \hat{A}_1 x_{t-1} + \hat{u}_t$ que, impondo as matrizes A e \bar{B} torna possível a recuperação dos coeficientes estruturais: $x_t = \hat{\Phi}_0 + \hat{\Phi}_1 x_{t-1} + \hat{\varepsilon}_t$, em que $\hat{\Phi}_0 = A\hat{A}_0$, $\hat{\Phi}_1 = A\hat{A}_1$ e $\hat{\varepsilon}_t = (\bar{B})^{-1}A\hat{u}_t$. A solução do modelo é dada por:

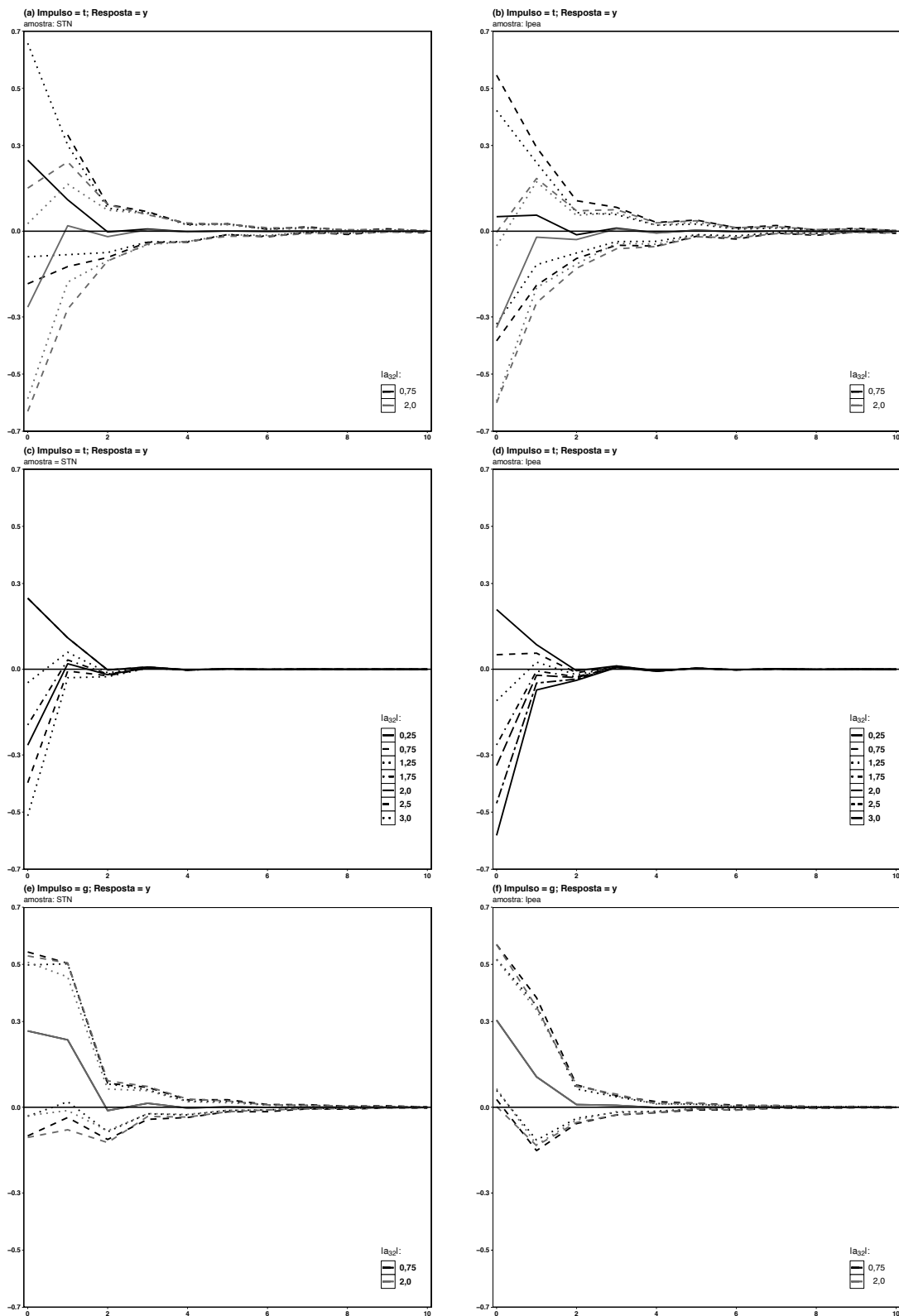


Figura 2 – FIR dos choques fiscais

Fonte: construção dos autores.

Notas:

- (1) Intervalos de confiança (IC) por *bootstrap* com 200 repetições.
- (2) Linhas tracejadas: IC a 95%.
- (3) Linhas pontilhadas: IC a 90%.

$$\begin{aligned}
x_t &= \hat{\mu} + \sum_{i=0}^{\infty} \hat{\psi}_i \hat{\varepsilon}_{t-i} \\
\hat{\mu} &= \hat{A}_0 / (I - \hat{A}_1) \\
\hat{\psi}_i &= (A^{-1}) \bar{B} A_1^i
\end{aligned} \tag{8}$$

Em que $\hat{\psi}_i = \partial x_{t+i} / \partial \hat{\varepsilon}_t$; os termos $\hat{\psi}_i (i = 1, 2, \dots)$ formam as FIR.

Na Figura 2 tem-se as respostas do produto (y) aos choques fiscais (em τ ou g). Os painéis da esquerda apresentam as FIR utilizando os dados fiscais do *Tesouro* e os painéis à direita, dados fiscais do *Ipea*. Os painéis (a) e (b) [(e) e (f)] exibem a resposta do produto ao choque tributário [de gastos] de acordo com os modelos estruturais assumindo que $a_{32} = 0,75$ (preto) e $a_{32} = 2$ (cinza); os painéis (c) e (d) exibem testes de sensibilidade (análogos à Tabela 3) – mostrando a relação entre o parâmetro restrito a_{32} e a magnitude da resposta do produto ao choque tributário.

Quando $a_{32} = 2$, o impulso tributário ainda não gera uma resposta significativa (a 10 por cento) no modelo com os dados fiscais do *Tesouro*; a mesma hipótese gera resposta significativa (marginalmente) a 5 por cento, quando utilizados os dados do *Ipea*.

Nos painéis inferiores é possível identificar que as respostas aos choques nas despesas são significativas (marginalmente) a 5 por cento. A hipótese quanto a elasticidade-renda dos tributos não tem efeito sobre o impacto econômico dos gastos do governo.

O padrão dos dados brasileiros, ainda, implica funções impulso-resposta com baixa persistência ao longo do tempo – sendo rapidamente dissipadas.

A Tabela 4 exhibe os multiplicadores fiscais calculados a partir das FIR. Os valores são resultado da interação entre os coeficientes $\hat{\psi}_i$ e os valores médios do PIB, das receitas e despesas do governo. Na Tabela 4 estão calculados os multiplicadores dos tributos para os modelos estruturais já reportados na Tabela 3 e nos painéis (c) e (d) da Figura 2. Na última coluna da Tabela 4 estão relacionados os multiplicadores dos gastos do governo para apenas um dos modelos estruturais. Na linha $t = 0$ tem-se os multiplicadores de impacto; nas linhas $t = 1, 2, \dots, 10$ tem-se os multiplicadores acumulados até os trimestres em questão.³² Por construção, a relação entre o parâmetro a_{32} e a_{23} é repassada aos multiplicadores tributários: seja no impacto ou nos valores acumulados, o multiplicador será tanto maior (em magnitude) quanto maior for a sensibilidade da receita do governo ao ciclo econômico (que implica um maior efeito contemporâneo dos impostos sobre o PIB). Quando $a_{32} > 2$ os multiplicadores tributários alcançam valores mais elevados do que os multiplicadores de gastos.

Os resultados da Tabela 4 se inserem no debate da prescrição da política fiscal: qual o melhor instrumento de política fiscal para administração da demanda agregada? Tributos ou gastos do governo? As estimativas de BP (2002) levariam à conclusão em favor do segundo; enquanto Mountford e Uhlig (2009), utilizando a mesma base de dados, mas uma metodologia diferente, argumentaram em favor do primeiro. A Tabela 4 mostra que mesmo dentro da metodologia SVAR pode existir uma diversidade de conclusões, que dependem de certas suposições básicas relacionada à escolha da matriz estrutural.³³ No modelo canônico à la Blanchard e Perotti, a questão central recai sobre a escolha mais apropriada para o parâmetro da elasticidade-renda dos tributos. Os autores do presente

³² O multiplicador acumulado do período t é dado pela razão entre o valor presente do fluxo monetário implícito pelas FIR do produto (y) até o período t e o valor presente do fluxo monetário implícito pelas FIR do impulso fiscal (seja t ou g). Utilizou-se como desconto a taxa de juros *Selic* média do período 1997-2014.

³³ Caldara e Kamps (2008) tentam conciliar os resultados aparentemente divergentes entre a metodologia SVAR e de restrição de sinais para o caso dos EUA ambas as metodologias podem chegar a resultados semelhantes a depender das restrições feitas na matriz estrutural do modelo SVAR. Ou seja, existe uma identificação SVAR que pode ser compatível com os resultados da outra abordagem. O trabalho de Caldara e Kamps é, em algum grau, um teste de sensibilidade análogo ao do presente estudo.

estudo acreditam que as evidências empíricas apontam para uma alta elasticidade para o caso brasileiro, com a_{32} entre 2 e 2,5. Sendo este o caso, o multiplicador tributário terá uma ordem de magnitude não muito diferente do multiplicador de gastos – não havendo um instrumento que seja inequivocamente superior ao outro. No intervalo $2 \leq |a_{32}| \leq 2,5$, o multiplicador instantâneo dos tributos estaria entre $-\$0,4$ e $-\$0,81$; elevando-se para $-\$0,64$ e $-\$1,83$ no acumulado de dez trimestres. Tais valores já são bem mais elevados que outras estimativas da literatura nacional.

Tabela 4 – Multiplicadores fiscais.

t	τ						$g^{(1)}$	
	$ a_{32} = 0,25$	$ a_{32} = 0,75$	$ a_{32} = 1,25$	$ a_{32} = 1,75$	$ a_{32} = 2$	$ a_{32} = 2,5$		$ a_{32} = 3$
<i>Painel (A): Tesouro Nacional</i>								
0	0,32	0,32	-0,07	-0,27	-0,40	-0,64	-0,89	0,61
1	0,77	0,77	0,01	-0,54	-0,92	-1,91	-3,39	1,36
2	0,55	0,55	-0,01	-0,36	-0,57	-1,03	-1,61	1,33
3	0,65	0,65	0,01	-0,43	-0,70	-1,36	-2,21	1,32
4	0,60	0,60	0,01	-0,38	-0,62	-1,18	-1,87	1,34
5	0,62	0,62	0,01	-0,40	-0,66	-1,26	-2,02	1,33
6	0,61	0,61	0,01	-0,39	-0,64	-1,22	-1,94	1,33
7	0,62	0,62	0,01	-0,40	-0,65	-1,23	-1,98	1,33
8	0,62	0,62	0,01	-0,39	-0,64	-1,23	-1,96	1,33
9	0,62	0,62	0,01	-0,40	-0,65	-1,23	-1,97	1,33
10	0,62	0,62	0,01	-0,39	-0,64	-1,23	-1,97	1,33
<i>Painel (B): Ipea</i>								
0	0,28	0,07	-0,16	-0,39	-0,53	-0,81	-1,10	0,71
1	0,71	0,29	-0,30	-1,08	-1,61	-3,19	-6,08	1,12
2	0,47	0,17	-0,21	-0,64	-0,89	-1,48	-2,22	1,13
3	0,58	0,22	-0,25	-0,83	-1,18	-2,09	-3,41	1,14
4	0,52	0,19	-0,23	-0,72	-1,02	-1,72	-2,67	1,15
5	0,55	0,20	-0,25	-0,78	-1,10	-1,90	-3,03	1,14
6	0,53	0,19	-0,24	-0,75	-1,06	-1,80	-2,83	1,15
7	0,54	0,20	-0,24	-0,77	-1,08	-1,86	-2,93	1,15
8	0,54	0,19	-0,24	-0,76	-1,07	-1,83	-2,88	1,15
9	0,54	0,20	-0,24	-0,76	-1,07	-1,84	-2,90	1,15
10	0,54	0,19	-0,24	-0,76	-1,07	-1,83	-2,89	1,15

Fonte: construção dos autores.

Nota: multiplicador de gastos de acordo com o modelo estrutural $|a_{32}| = 2$.

A discussão acima atesta a importância de uma estimação precisa do parâmetro-chave de identificação do modelo estrutural, a elasticidade-renda da receita tributária. Pesquisas posteriores podem refinar a discussão acima, através da estimação atualizada do referido parâmetro. A medida desse parâmetro também traz para o debate uma questão de segunda ordem, a saber: o nível e composição da carga tributária brasileira. As características da carga tributária brasileira podem influenciar o parâmetro da elasticidade-renda da receita tributária – ainda que esta última seja, a rigor, uma medida de carga tributária *marginal*. Colocando essa discussão em perspectiva, sabe-se que, nas últimas décadas, houve uma forte elevação da carga tributária: de valores próximos a 23% do PIB ao final da década de 1980, a carga tributária foi elevada para algo em torno de 35% no início dos anos 2010 (Orair *et al.*, 2013); ao mesmo tempo, existem evidências de que as últimas duas ou três décadas também foram períodos de aumento relativamente maiores nas faixas de renda mais baixas (Ribeiro, 2010). Em conjunto, tais tendências provavelmente tiveram consequências para a carga tributária marginal do país. Um crescimento sustentado da renda *per capita*, em virtude da desproporcionalidade da carga tributária, pode significar uma mudança contínua elasticidade-renda dos tributos e, portanto, do multiplicador fiscal. Essas possibilidades ainda não têm respostas precisas, e devem incentivar

discussões futuras a respeito do sistema tributária brasileiro: não só no âmbito da justiça social, da eficiência alocativa ou da conveniência dos níveis de recursos destinados ao setor público, mas, no âmbito do problema tratado aqui, também dos impactos sobre a eficácia da política fiscal enquanto instrumento de estabilização da demanda agregada.

5 Conclusão

Neste estudo os multiplicadores fiscais foram calculados para a economia brasileira. No caso dos multiplicadores tributários, admitiram-se várias hipóteses na identificação do modelo estrutural SVAR. As hipóteses na identificação estiveram relacionadas com o valor da elasticidade (instantânea) da receita do governo em relação às variações do PIB. Os modelos empíricos foram estimados a partir de dados trimestrais no intervalo 1997:1-2014:3, para duas bases de dados fiscais: (a) os dados oficiais do governo central, da Secretaria da Tesouro Nacional; e (b) estimativas alternativas produzidas pelo *Ipea*, que contém várias correções de distorções nos dados oficiais (“contabilidade criativa”, entre outras).

O valor do multiplicador tributário depende fortemente do parâmetro-chave [restrito], na matriz estrutural, que mede o impacto contemporâneo do PIB sobre a receita tributária: a elasticidade-renda da receita do governo. Os valores restritos da elasticidade, entre 0,25 e 3, estão correlacionados com os valores do parâmetro-livre [estimado] que mede o impacto contemporâneo da receita governamental sobre o PIB, a elasticidade-tributo do produto, isto é, quando a elasticidade-renda dos tributos é fixada em valores elevados, o sistema de equações da matriz estrutural resulta em uma elasticidade-tributo do produto também elevada. Esta última, por sua vez, estabelece dinâmica da resposta do produto aos choques tributários.

No intervalo das magnitudes consideradas para o parâmetro da elasticidade-renda da receita tributária [0,25, 3] engloba estimativas utilizadas em outras pesquisas da área. Quando o modelo SVAR é identificado com um valor baixo para a referida elasticidade, os choques tributários não geram respostas do PIB significativas; quando a elasticidade é elevada (acima de 2), o choque tributário causa respostas recessivas do produto que são estatisticamente significativas. Em linhas gerais, os resultados encontrados no presente estudo vão ao encontro da literatura empírica nacional, identificando efeitos keynesianos tradicionais dos impulsos fiscais sobre o nível de atividade.

No impacto, ambos os multiplicadores ficam situados abaixo da unidade – exceto no modelo estrutural em que se restringe a elasticidade-renda dos tributos para o valor mais elevado (=3) e com uso das séries fiscais do *Ipea*. Neste caso, o multiplicador tributário alcança $-\$1,1$; o multiplicador tributário acumulado em dez períodos, ainda neste caso extremo, alcança $-\$2,9$. Quando o parâmetro da elasticidade é restrito para um intervalo de valores mais modestos, entre 2 e 2,5, o multiplicador tributário [de impacto] já se insere no intervalo entre $-\$0,4$ e $-\$0,8$. O multiplicador de impacto dos gastos do governo, por sua vez, tem um intervalo mais estreito: entre $\$0,6$ e $\$0,7$.

Se for assumido um *threshold* informal de $\$1$, os resultados encontrados indicariam uma baixa eficácia da política fiscal brasileira. Conquanto as estimativas das respostas acumuladas atenuam esse juízo: ainda no intervalo entre 2 e 2,5 para a elasticidade-renda dos tributos, o multiplicador tributário é calculado no intervalo entre $-\$0,64$ e $-\$1,83$; enquanto o multiplicador dos gastos, entre $\$1,15$ e $\$1,33$. Dado o intervalo de valores possíveis, existe a possibilidade de que o impulso tributário seja mais poderoso do que o impulso dos gastos, apesar de que a reduzida diferença mesmo nos valores extremos não

permita determinar categoricamente um dos dois instrumentos como o mais eficaz para administração da demanda agregada.

REFERÊNCIAS

- AUERBACH, Alan J.; GORODNICHENKO, Yuriy. Measuring the output responses to fiscal policy. *American Economic Journal: Economic Policy*, v. 4, n. 2 p. 1-27, 2012.
- BLANCHARD, Olivier; LEIGH, Daniel. Growth forecast errors and fiscal multipliers. *American Economic Review: papers & proceedings*, 103(3), p. 117-120, 2013.
- BLANCHARD, Olivier; PEROTTI, Roberto. An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 117, n. 4, p. 1329-1368, 2002.
- CALDARA, Dario; KAMPS, Christophe. What are the effects of fiscal policy shocks? A VAR-based comparative analysis. *ECB working paper series*, n. 877, 2008.
- CASTELO-BRANCO, Marco Antônio; LIMA, Elcyon C. da Rocha; PAULA, Luiz Fernando de. Mudanças de regime e multiplicadores fiscais no Brasil em 1999-2012: uma avaliação empírica com o uso da metodologia MS-SBVAR. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 47, n. 2, 2017.
- CAVALCANTI, Marco A.F.H. Política fiscal e nível de atividade: breve resenha da literatura empírica para o Brasil. *Economia & Tecnologia*, v. 19, 2009.
- CAVALCANTI, Marco A.F.H.; SILVA, Napoleão L.C. Dívida pública, política fiscal e nível de atividade: uma abordagem VAR para o Brasil no período 1995-2008. *Economia Aplicada*, v. 14, n. 4, p. 391-418, 2010.
- FAVERO, Carlo; GIAVAZZI, Francesco. Debt and the effects of fiscal policy. *NBER working paper*, n. 12822, 2007.
- GOBETTI, Sérgio Wolf; ORAIR, Rodrigo Octávio. Resultado primário e contabilidade criativa: reconstruindo as estatísticas fiscais “acima da linha” do governo central. *Texto para discussão Ipea*, n. 2288, 2017.
- GRUDTNER, Vanessa; ARAGON, Edilean Bejarano. Multiplicador dos gastos do governo em períodos de expansão e recessão: evidências empíricas para o Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, v. 71, n. 3, 2017.
- ILZETZKI, Ethan. Fiscal policy and debt dynamics in developing countries. *World Bank Working Paper*, n. 5666, 2011.
- ILZETZKI, Ethan; MENDOZA, Enrique G.; VÉGH, Carlos A. How big (small?) are fiscal multipliers? *Journal of Monetary Economics*, No. 60, p. 239-254, 2013.
- MATHESON, Troy; PEREIRA, Joana. Fiscal multipliers for Brazil. *IMF working paper*, 2016.
- MENDONÇA, Diogo de Prince; MARÇAL, Emerson; HOLLAND, Márcio. Is fiscal policy effective in Brazil? An empirical analysis. *FGV working paper*, n. 433, 2016.
- MENDONÇA, Mário Jorge; MEDRANO, Luis Alberto; SACHSIDA, Adolfo. Avaliando efeitos da política fiscal no Brasil: resultados de um procedimento de identificação agnóstica. *Texto para discussão Ipea*, n. 1377, 2009.
- MOUNTFORD, Andrew; UHLIG, Harald. What are the effects of fiscal policy shocks? *Journal of Applied Econometrics*, v. 24, p. 960-992, 2008.
- ORAIR, Rodrigo Octávio; GOBETTI, Sérgio Wulf; LEAL, Ésio Moreira; SILVA, Wesley de Jesus. Carga tributária brasileira: estimação e análise dos determinantes da evolução recente, *Texto de discussão do Ipea*, n. 1875, 2013.

- ORENG, Mauricio. Estimando o impacto da política fiscal no Brasil: 2004 a 2011. *FGV working paper*, n. 433, 2012.
- PERES, Marco Aurélio F. *Efeitos dinâmicos da política fiscal sobre o nível de atividade econômica: um estudo para o caso brasileiro*. Dissertação (mestrado em economia). Departamento de Economia, Universidade de Brasília, 2006.
- PERES, Marco Aurélio F.; ELLERY Jr., Roberto. Efeitos dinâmicos dos choques fiscais do governo central no PIB do Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 39, n. 2, 2009.
- PEROTTI, Roberto. Estimating the effects of fiscal policy in OECD countries. *IGIER working paper*, 2004.
- PIRES, Manoel Carlos de C. Controvérsias recentes sobre multiplicadores fiscais no Brasil. *V Encontro Internaiconal da AKB*, 2012.
- _____. Política fiscal e ciclos econômicos no Brasil. *Economia Aplicada*, v. 18, n. 1, p. 69-90, 2014.
- RAMEY, Valery A.; SHAPIRO, Matthew, D. Costly capital reallocation and the effects of government spending. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, n. 48, p. 145-194, 1998.
- RIBEIRO, Márcio Bruno. Uma análise da carga tributária bruta e das transferências de assistência e previdência no Brasil, no período 1996-2009: evolução, composição e suas relações com a regressividade e a distribuição de renda. *Texto de discussão do Ipea*, n. 1464, 2010.
- RIERA-CRICHTON, Daniel; VEGH, Carlos A.; VULETIN, Guillermo. Procyclical and countercyclical fiscal multipliers: evidence from OECD countries. *NBER working paper*, n. 20533, 2014.
- SANTOS, Cláudio Hamilton Matos dos; ORAIR, Rodrigo Octávio; GOBETTI, Sérgio Wolf; FERREIRA, Alessandra dos Santos; ROCHA Wanderson Silva; DA SILVA, Hilton Leal; BRITTO, José Maurício. Estimativas mensais da formação bruta de capital fixo no Brasil (2002-2010). *Economia Aplicada*, v. 16, n. 3, p. 445-473, 2012.
- SANTOS, Cláudio Hamilton Matos dos; SILVA, Antônio Carlos Macedo e; RIBEIRO, Márcio Bruno. Uma metodologia de estimação da carga tributária líquida brasileira trimestral no período 1995-2009. *Revista de Economia Contemporânea*, Rio de Janeiro, v. 14, n. 2, p. 209-236, 2010.
- ZIVOT, Eric; ANDREWS, Donald W. K. Further evidence on the great crash, the oil-price shock and the unit-root hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics*. v. 10, n. 3, p. 251-270, 1992.