

# Impactos das Políticas Fiscais Federal e Estadual nas Regiões Brasileiras

Paulo de Carvalho Lins\*

Gian Paulo Soave†

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

## Resumo

Neste artigo, buscamos acessar empiricamente os efeitos de choques de política fiscal sobre a atividade privada nos estados brasileiros. Para tanto, propomos uma metodologia que permite analisar simultaneamente choques advindos de entidades fiscais estaduais e federais. Além disso, nossa metodologia acomoda a potencial heterogeneidade de respostas a choques fiscais, uma vez que as regiões brasileiras apresentam diferenças significantes em termos de desenvolvimento econômico. Por meio de um modelo VAR em Painel (PVAR) estimado utilizando métodos bayesianos e que assume uma priori hierárquica, encontramos que os multiplicadores de gastos federais são bastante heterogêneos em nossa amostra, sendo em média positivos e de magnitude próxima a 0.485, mas não significante para algumas regiões. Já os multiplicadores de gasto estaduais são relativamente homogêneos, atingindo, no longo prazo, o valor médio de 0.825.

**Palavras-chaves:** Painel Hierárquico Bayesiano Vetorial; Restrições de Sinal; Política Fiscal

**Classificação JEL:** E60, E62

## Abstract

This paper aims to assess the empirical effects of fiscal shocks on private activity in the Brazilian states. To do so, we first propose a method that makes it possible to analyze shocks coming from both federal and state levels. Especially, the method accounts for the potential heterogeneity in the impulse responses for the states, which might be a problem because of the known substantial differences in the Brazilian regions regarding economic development. Using a Panel VAR (PVAR) estimated through Bayesian methods coupled with a hierarchical prior, we find that federal spending multipliers show a high degree of heterogeneity in our sample, being positive on average and with size of 0.485, but indistinguishable from zero in some regions. Multipliers for state-level spending are relatively homogeneous, reaching 0.825 in the long-run on average.

**Keywords:** Vector Bayesian Hierarchical Model; Sign Restrictions; Fiscal Policy

**JEL - Classification:** E60, E62

---

\*Instituto Brasileiro de Economia - IBRE/FGV. Email: paulo.lins@fgv.br

†Universidade de São Paulo - IPE/USP. Email: gianps@usp.br

# 1 Introdução

A maioria dos economistas na academia brasileira provavelmente concordaria que o pacote de política fiscal implementado no Brasil em resposta à crise mundial de 2008 obteve algum êxito momentâneo. Entretanto, já no início da década de 2010, o aparente consenso sobre a eficácia dos estímulos fiscais no Brasil começava a se diluir, em um processo que se intensificou conforme a crise econômica atual se pronunciava. Enquanto o contexto recessivo sugeria a alguns a continuação – ou mesmo expansão – da política de estímulos fiscais, outros defendiam uma redução drástica dos gastos do governo como resposta ao crescente endividamento público. Debates similares, com opiniões antagônicas de membros da academia, ocorreram ao redor do mundo por conta da lenta resposta da economia mundial após 2008, especialmente nos EUA e na Zona do Euro.

Grande parte da falta de consenso quanto à aplicação de políticas fiscais ativas advém da falta de consenso teórico sobre como deve ser sua implementação e da grande imprecisão das estimativas dos seus impactos na economia – os chamados multiplicadores fiscais. Esses problemas surgem como consequência direta das dificuldades de se acessar empiricamente os canais de transmissão pelos quais a política fiscal pode afetar a atividade econômica – especialmente em contextos recessivos, de estresses financeiros, ou de rápido crescimento do endividamento do governo. Mesmo quando considerados sob horizontes de tempo longos (e.g., por meio de séries temporais longas), os efeitos observados mostram-se consideravelmente heterogêneos entre países e regiões. Os multiplicadores fiscais parecem depender de vários fatores, como, por exemplo, condições iniciais da economia, grau de abertura, condução de políticas monetária e cambial, condições de liquidez e acesso ao mercado de crédito, distribuição de renda, entre outros (e.g. [Izetzki et al. \(2013\)](#), [Corsetti et al. \(2012\)](#), [Blanchard & Leigh \(2013\)](#)).

Nesse artigo, nós contribuímos com o debate nacional sobre os impactos fiscais e seus canais de transmissão ao analisar os efeitos nacionais e regionais da política fiscal dos estados brasileiros e do Distrito Federal. A metodologia que implementamos nos permite analisar simultaneamente os impactos das políticas fiscais federal e estadual. Nós acreditamos que esse tipo de análise é relevante uma vez que as regiões brasileiras são bastante heterogêneas entre si, o que sugere a existência de multiplicadores regionais de magnitude distinta. Além disso, tal metodologia nos permite analisar como o setor privado em cada estado reage aos diferentes estímulos de cada entidade fiscal.

Nosso artigo se diferencia da literatura já existente que analisa impactos fiscais no Brasil em diversos aspectos. Primeiro, a quase totalidade dos estudos analisa apenas o impacto da política fiscal do governo central ou do setor público consolidado; pouco se sabe sobre qual é o comportamento e a magnitude do impacto econômico da política fiscal de cada ente subnacional na economia, sendo que a idiosincrasia estadual importa para a determinação dos efeitos agregados. Segundo, ao invés de analisarmos os efeitos da política fiscal no PIB, usamos uma medida de PIB privado como sugerido em [Ramey \(2013\)](#). A razão é que as variáveis relevantes para a análise dos impactos de política fiscal devem levar em conta primordialmente o comportamento do setor privado, como observa a autora [Ramey](#). Entretanto, as contas nacionais regionais divulgadas pelo IBGE não apresentam estimativas para o consumo e investimentos privados. Nossa medida, portanto, visa preencher esta lacuna, servindo como uma indicação do valor adicionado bruto gerado pelo privado em cada estado brasileiro, o que, em última instância, guarda uma relação direta com o dispêndio privado em cada estado.

Ao analisar os efeitos da política fiscal sobre os estados no caso brasileiro, é imperativo levar em conta a ação tanto dos entes estaduais quanto do federal. Isso decorre da possibilidade de a entidade fiscal estadual complementar um gasto fiscal em certo estado, o que tende a superestimar o multiplicador federal. Além disso, o aparato legal brasileiro impõe restrições sobre os gastos federais caso as entidades estaduais incorram em déficit. Assim, ignorar tais

interações pode potencialmente enviesar a análise dos choques fiscais, uma vez que os agentes econômicos em cada estado podem antecipar as ações do ente local. Nosso trabalho lida com tais problemas empregando métodos bayesianos de estimação. A metodologia é baseada em um modelo VAR em Painel (PVAR) que contém um bloco de variáveis estaduais e outro de variáveis federais. O método que empregamos assume uma priori hierárquica similar à [Jarociński \(2010\)](#) e que reflete as potenciais similaridades entre as respostas dos estados. Este método é conveniente, uma vez que o número de observações na dimensão temporal para cada estado é pequeno, e ele permite combinar eficientemente a informação de corte transversal contida na amostra, sem impor restrições difíceis de serem justificadas do ponto de vista econômico de que as unidades na *cross-section* possuem parâmetros homogêneos, divergindo-se apenas por um efeito fixo. Em nosso caso, os parâmetros individuais são estimados levando em conta, de modo eficiente, a informação disponível advinda dos outros estados. Assim, permitimos aos dados dizerem se certas relações são melhor descritas como homogêneas ou heterogêneas em cada estado sem impor tais restrições a priori. Métodos uniequacionais e multiequacionais seguindo metodologia similar têm apresentado enormes ganhos de eficiência e acurácia comparativamente aos métodos frequentistas comumente utilizados (ver [Hsiao et al. , 1999](#); [Gilhooly et al. , 2012](#)).

Identificamos choques estruturais através de restrições de sinal *à la* [Mountford & Uhlig \(2009\)](#) adaptada ao contexto de painel. Fazemos isso assumindo que cada estado atua como uma pequena economia aberta em que o choque fiscal em certo estado não afeta os outros. Entretanto, o governo federal, por razões legais, é afetado pelos choques estaduais ao mesmo tempo em que é capaz de afetar isoladamente cada estado, de modo que nos mantemos agnósticos sobre o potencial efeito de *feedback* deste canal.

Nossos resultados apontam para a presença de grande heterogeneidade regional de choques federais de gastos: enquanto a região norte responde de modo fortemente positivo a tais choques, as regiões Centro-Oeste e Sul tendem a ter respostas não distintas de zero – no caso da primeira – ou mesmo de *crowding out* – no caso da última. Já para o caso dos choques de gastos estaduais, os impactos tendem a ser bastante similares nas regiões, com efeitos positivos. Em se tratando de choques de elevação de impostos, as respostas tendem a ser relativamente homogêneas para o PIB privado, mas com alguma heterogeneidade para o emprego. Para melhor analisar os impactos fiscais em cada estado, calculamos os multiplicadores fiscais a valor presente como em [Ilzetzki et al. \(2013\)](#). Os resultados, em grande parte, reverberam aqueles obtidos pela análise das funções de resposta ao impulso: há forte heterogeneidade de respostas a choques federais no Brasil, com algumas regiões possuindo multiplicadores maiores ou iguais a um (Norte e Sudeste), ao mesmo tempo em que há regiões em que os efeitos são indistinguíveis ou negativos. O multiplicador de longo prazo médio entre as regiões é da ordem de 0.485 para o gasto federal. Já para o caso de gastos estaduais, os multiplicadores são relativamente similares entre as regiões, sendo positivos e significantes e, em média, da ordem de 0.825 no longo prazo. Para o caso de tributos, os multiplicadores federais possuem magnitude bastante maior e mais heterogênea do que no caso estadual.

O artigo está organizado da seguinte forma: a seção 2 apresenta um resumo sucinto da literatura sobre choques fiscais no Brasil, especialmente aquela que utiliza modelos VAR. A seção 3 discute a metodologia empregada, enquanto a apresentação dos dados é feita na seção 4. Os resultados são apresentados na seção 5, seguida pelas conclusões.

## 2 Literatura Relacionada

A primeira literatura com a qual nosso artigo se relaciona é a que utiliza Vetores Autoregressivos (VARs) para analisar política fiscal e a magnitude dos multiplicadores. O primeiro trabalho foi o de [Blanchard & Perotti \(2002\)](#), que utiliza um VAR linear para recuperar o impacto de política fiscais para a economia americana. Para identificar os choques fiscais, os

autores utilizam restrições de parâmetros na matriz de impactos de curto prazo. Uma parte da literatura avançou testando novos métodos de identificação em VARs. Por exemplo, [Mountford & Uhlig \(2009\)](#) utiliza restrições de sinal para identificar o choque fiscal. Outra parte identifica choques fiscais usando fontes exógenas, como [Ramey & Shapiro \(1998\)](#), [Romer & Romer \(2010\)](#), [Romer & Romer \(2016\)](#) e [Alesina et al. \(2017\)](#). Recentemente, a literatura avançou em estimar modelos não lineares. Um exemplo é [Auerbach et al. \(2012\)](#), que estima um *smooth transition* VAR. Em uma resenha dos resultados da literatura que utiliza dados agregados para os Estados Unidos, [Ramey \(2011\)](#) conclui que o multiplicador fiscal para gastos governamentais financiados por um aumento do déficit é provavelmente algo entre 0.8 e 1.5. Segundo a autora, as estimativas de multiplicadores fiscais de um aumento na tributação variam bastante na literatura, indo de -0.5 a -5.0.

[Ramey \(2011\)](#) e [Chodorow-Reich \(2017\)](#) fazem resenhas da literatura que avalia efeitos de política fiscal ao nível estadual (no contexto de uniões monetárias). Ambos discutem o ceticismo da literatura quando à possibilidade de extrapolar essas estimativas de multiplicadores regionais para encontrar o multiplicador nacional. Segundo Ramey, a maior parte dos trabalhos encontra efeitos positivos no nível de emprego e, em termos de renda, encontra multiplicadores próximos de 0.5 a 2.0. Porém, a autora argumenta que são necessários mais estudos para encontrar a relação entre os multiplicadores regionais e o nacional. Já segundo Chodorow-Reich, sua estimativa pontual de preferência é um multiplicador regional do produto de magnitude 1.8, sendo os multiplicadores regionais um limite inferior para a magnitude dos multiplicadores nacionais. O limite inferior reflete a alta abertura das regiões locais e os pequenos efeitos do financiamento externo. A maior parte dos estudos revisados pelos autores utilizam técnicas como variáveis instrumentais e regressões descontínuas para identificar a política fiscal.

Para o Brasil, o primeiro artigo que analisa o impacto de políticas fiscais por meio de VARs é [Peres & Junior \(2009\)](#), que estima o modelo de [Blanchard & Perotti \(2002\)](#) com dados nacionais. Os trabalhos de [Cavalcanti & Silva \(2010\)](#) e de [Pires \(2011\)](#) seguem a mesma metodologia. Porém, esses dois últimos estudam o impacto do setor público consolidado (as três esferas do governo agregadas), enquanto o primeiro estuda apenas do governo central (governo federal). [Matheson & Pereira \(2016\)](#) estima um VAR estrutural com dados do governo central, incluindo mais variáveis no modelo que os trabalhos anteriores. O trabalho de [Mendonça et al. \(2009\)](#) se baseia no modelo de [Mountford & Uhlig \(2009\)](#), que utiliza restrição de sinais para identificar o choque estrutural. A maior parte encontra multiplicadores fiscais pequenos quando comparados com a literatura internacional, sendo que Cavalcanti e Mendonça e seus respectivos coautores encontram multiplicadores próximos de zero. Os trabalhos fiscais mais recentes no Brasil têm se concentrado em estimar modelos VARs não lineares, como é o caso de [Pires \(2014\)](#), [Castelo-Branco et al. \(2015\)](#), [Orair et al. \(2016\)](#), [Mendonça et al. \(2016\)](#) e [Mereb & Zilberman \(2017\)](#). Os dois primeiros estimam um *Markov-switching* VAR, os terceiros e quintos estimam um *smooth transition* VAR e os quartos um *threshold* VAR.

Entre os artigos que usam dados de entes subnacionais, o de [Caçador et al. \(2013\)](#) é o que mais se aproxima do nosso trabalho. Os autores concluem que há assimetrias entre os estados brasileiros na resposta da produção industrial a um choque fiscal. Outros trabalhos estudam política fiscal em entes subnacionais. Por exemplo, [Corbi et al. \(2014\)](#) exploram descontinuidades nas regras de distribuição de recursos federais para os municípios brasileiros como forma de identificar o efeito causal de aumentos do gasto municipal na economia local. Os autores encontram um multiplicador fiscal de 2. [Rocha & Giuberti \(2008\)](#) apontam que a política fiscal dos governos estaduais foi anticíclica e assimétrica antes da adoção da Lei de Responsabilidade Fiscal, sendo que após essa ela se tornou pró-cíclica, mais fraca e simétrica. [Rocha & Giuberti \(2007\)](#) determinam quais componentes do gasto público influenciaram o crescimento econômico dos estados brasileiros. [Divino & Silva Junior \(2012\)](#) faz uma análise semelhante para o caso dos municípios brasileiros.

### 3 Metodologia Empírica

Esta seção discute sucintamente a metodologia utilizada neste trabalho. Iniciamos discutindo como as políticas fiscais federal e estadual podem ser analisadas em cada estado, individualmente, por meio de um sistema de equações simultâneas cuja forma reduzida é a de um VAR padrão. Em seguida, discutimos como a informação disponível em cada um dos  $E - 1$  estados pode ser eficientemente utilizada na estimação dos parâmetros do estado  $e$  sob a hipótese de uma estrutura hierárquica representada através de uma priori. Finalmente, discutimos a maneira como recuperamos os choques estruturais por meio de restrições de sinais no contexto de um VAR em painel, e como utilizamos as funções de resposta ao impulso estruturais derivadas de nossa metodologia para calcular os multiplicadores de longo prazo.

#### 3.1 Painel de VARs e Estrutura Hierárquica

Para acessar os efeitos das políticas fiscais estadual e federal em uma mesma estrutura, modelamos  $E = 27$  sistemas de equações contendo um bloco de variáveis subnacionais e outro com variáveis federais, ou seja,  $\mathbf{y}_{it} = [Y_t^f \ Y_t^e]'$ , em que o super-escrito  $f$  indica que a variável é determinada pelo ente federal e  $e$  diz respeito ao estadual. O vetor de variáveis federais é dado por  $Y_t^f = [G_t^f \ T_t^f]'$ , em que  $G_t^f$  são os gastos federais e  $T_t^f$  as receitas federais. Já o vetor de variáveis para cada estado  $e$  é dado por  $Y_t^e = [G_t^e \ T_t^e \ PIB_t^{priv,e} \ u_t^e]'$ , em que  $G_t^e$  são os gastos estaduais,  $T_t^e$  são as receitas estaduais,  $PIB_t^{priv,e}$  são nossa medida de PIB privado construído de acordo com Ramey (2013) e  $u_t^e$  são as taxas de desemprego estadual.

Cada sub-sistema  $i \in \{1, \dots, 27\}$  inclui variáveis do estado  $e$  e do ente nacional num sistema de equações simultâneas autorregressivo que possui a seguinte forma reduzida:

$$\mathbf{y}'_{it} = \sum_{l=1}^L \mathbf{y}_{it-l} B_{i,l} + \mathbf{z}_t \Gamma_e + \mathbf{u}'_{it} \quad (1)$$

em que  $\mathbf{y}_{it}$  é um vetor com  $K = 6$  variáveis endógenas e  $\mathbf{z}_t$  é um vetor com termos deterministas que inclui uma constante, uma *dummy* que assume o valor de 1 no período posterior à introdução do sistema de metas de inflação e outra para a introdução da lei de responsabilidade fiscal. O vetor  $\mathbf{u}'_{it}$  contém as inovações no VAR, que são assumidas i.i.d  $N(0, \Sigma_i)$ .

A estimação dos coeficientes associados a  $\mathbf{y}_{it-l}$  e  $\mathbf{z}_t$  segue procedimento similar ao proposto por Jarociński (2010), exceto pela estratégia de identificação, que será discutida mais adiante. As prioris para  $\Gamma_e$  são não informativas. Entretanto, para os coeficientes autorregressivos, assumimos uma priori hierárquica – no sentido de Gelman (2006) – que expressa nossa crença de que muitos dos estados em nossa amostra tendem a ter respostas similares. Para clarificar a aplicação dessa priori, definimos os vetores  $\mathbf{x}'_{it-l} = [\mathbf{y}'_{it-1} \dots \mathbf{y}'_{it-l}]$ ,  $B_i = [B_{i,1} \dots B_{i,l}]'$ ,  $\mathbf{z}'_i = [\mathbf{z}_1 \dots \mathbf{z}_t]'$  e empilhamos verticalmente os vetores para cada estado, tal que  $\mathbf{Y}_i = [\mathbf{y}_{it-1} \dots \mathbf{y}_{iT}]'$ ,  $\mathbf{X}_i = [\mathbf{x}_{it-1} \dots \mathbf{x}_{iT}]'$  e  $\mathbf{Z}_i = [\mathbf{z}_{i1} \dots \mathbf{z}_{iT}]'$ . Usando tais definições, podemos reescrever a equação anterior como

$$\mathbf{y}_i = (\mathbf{I}_i \otimes \mathbf{X}_i) \beta_i + (\mathbf{I}_i \otimes \mathbf{Z}_i) \gamma_i + \mathbf{u}_i \quad (2)$$

em que  $\mathbf{u}_i \sim N(0, \Sigma_i \otimes I_t)$ ,  $\mathbf{y}_i = \text{vec}(\mathbf{Y}_i)$ ,  $\beta_i = \text{vec}(B_i)$ ,  $\gamma_i = \text{vec}(\Gamma_i)$  e  $\mathbf{u}_i = \text{vec}(\mathbf{U}_i)$ .

Sob a hipótese de normalidade dos erros, a verossimilhança para cada estado é dada por:

$$p(\mathbf{y}_i | \beta_i, \gamma_i, \Sigma_i) = N((\mathbf{I}_i \otimes \mathbf{X}_i) \beta_i + (\mathbf{I}_i \otimes \mathbf{Z}_i) \gamma_i, \Sigma_i \otimes I_t) \quad (3)$$

Com isso, a distribuição conjunta dos parâmetros para os estados no painel pode ser expressa por:

$$p(Y | \Theta) \propto \prod_{n=1}^N |\Sigma_i|^{-\frac{T_i}{2}} \times \exp \left( -\frac{1}{2} \sum_{i=1}^N ((\mathbf{I}_i \otimes \mathbf{X}_i) \beta_i + (\mathbf{I}_i \otimes \mathbf{Z}_i) \gamma_i)' \times \right. \\ \left. (\Sigma_i \otimes I_t) ((\mathbf{I}_i \otimes \mathbf{X}_i) \beta_i + (\mathbf{I}_i \otimes \mathbf{Z}_i) \gamma_i) \right) \quad (4)$$

### 3.2 Prioris

Dada a hipótese de normalidade dos erros, os coeficientes em cada estado serão também normalmente distribuídos. Adicionalmente, assumimos uma priori hierárquica normal, o que resulta numa posterior normal conjugada.

$$p(\beta_i | \bar{\beta}, \Lambda_i) = N(\bar{\beta}, \Lambda_i) \quad (5)$$

em que  $\bar{\beta}$  é a média comum ao painel e às covariâncias. Para estas, nós seguimos [Jarociński \(2010\)](#) especificando uma priori no espírito da priori Minnesota dada por  $\lambda \mathbf{L}_i$ , em que:

$$\mathbf{L}_i = \phi_{nk} \frac{\sigma_{in}^2}{\sigma_{ik}^2}$$

e que  $n$  e  $k$  referem-se às variáveis  $n$  e  $k$  no estado  $e$ . Na prática,  $\hat{\sigma}_j^2$  é estimado utilizando-se os resíduos de um  $AR(p)$  para cada  $j \in \{1, 2, \dots, K\}$  variável. O parâmetro  $\phi_{nk}$  assume o valor de 1 se  $n = k$  e 0.5 caso contrário. Isso implica que o peso dado à própria defasagem é duas vezes maior do que o peso dado às defasagens das outras variáveis. A vantagem desta priori é que os pesos dados para as defasagens são inferidos através dos dados. Para tanto, [Jarociński \(2010\)](#) introduz a seguinte priori para o parâmetro  $\lambda$ :

$$p(\lambda | s, v) = IG_2 \propto \lambda^{-\frac{v+2}{2}} \exp\left(-\frac{1}{2} \frac{s}{\lambda}\right) \quad (6)$$

Sob tal priori, pode-se mostrar que a posterior para  $\lambda$  é:

$$p(\lambda | s, v) = IG_2 \propto \lambda_r^{-\frac{cNK+2}{2}} \exp\left(-\frac{1}{2} \frac{s + \sum_I \sum_K \sum_N [\beta_i(k, n) - \bar{\beta}(k, n)]^2 / \left(\frac{\sigma_{in}^2}{\sigma_{ik}^2}\right)}{\lambda_r}\right) \quad (7)$$

em que  $N = K * p$ . Adicionalmente, assumimos as seguintes prioris não informativas  $p(\bar{\beta}) \propto p(\gamma_i) \propto 1$  e a prior difusa  $p(\Sigma_i) \propto |\Sigma_i|^{-\frac{1}{2}(N+1)}$

Finalmente, convém notar que o bloco com variáveis fiscais federais possui variáveis que poderiam ser excluídas do modelo hierárquico, já que estão presentes em todas as equações estaduais. Entretanto, por conta do pequeno tamanho de amostra na dimensão temporal, nós mantivemos tais variáveis no esquema hierárquico, uma vez que a informação condicional obtida em cada estado pode elevar a precisão da estimação de tais parâmetros. Assim, embora tal escolha implique custos computacionais, acreditamos que os ganhos de eficiência são positivos.

### 3.3 Estimação Bayesiana por Amostragem de Gibbs

Como expresso em (7), o modelo empírico aqui empregado contém um número grande de parâmetros. Entretanto, o método empregado neste trabalho é capaz de estimá-los de modo eficiente por combinar a informação da amostra e das prioris de modo eficiente. Tal método tem se mostrado extremamente vantajoso com relação às alternativas frequentistas para painéis dinâmicos, especialmente por suas propriedades em pequenas amostras, mesmo com poucas observações na dimensão temporal (ver [Hsiao et al. , 1999](#); [Gilhooly et al. , 2012](#)).

Pelo fato de (7) ter formato conhecido (normal), um algoritmo baseado em amostragem de Gibbs é computacionalmente eficiente. Definindo  $\Phi = \left\{ \{\beta_i, \gamma_i, \Sigma_i\}_{i=1}^{27}, \bar{\beta}, \lambda \right\}$  e usando a notação  $\Phi/\chi$  para denotar todos os parâmetros do modelo exceto  $\chi$ , o algoritmo bayesiano opera do seguinte modo:

1. Amostre um candidato estável a partir de  $p(\beta_i|\Phi/\beta_i, \mathbf{y}_i)$
2. Amostre a partir de  $p(\gamma_i|\Phi/\gamma_i, \mathbf{y}_i)$
3. Amostre a partir de  $p(\Sigma_i|\Phi/\Sigma_i, \mathbf{y}_i)$
4. Repita os passos 1 a 3 para  $i = 1, \dots, 27$
5. Amostre um candidato estável a partir de  $p(\bar{\beta}|\Phi/\bar{\beta}, \mathbf{y}_i)$
6. Amostre a partir de  $p(\tau|\Phi/\tau, \mathbf{y}_i)$
7. Repita os passos 1 a 6 até que o número desejado de amostras seja obtido.

Nós executamos o algoritmo 300.000 vezes, descartando as 100.000 primeiras amostras como *burn-in*. Seguindo [Gelman \(2006\)](#) e [Jarociński \(2010\)](#), nós assumimos uma prior uniforme para os desvios-padrão, o que implica a seguinte prior para as variâncias:

$$p(\lambda) \propto \lambda^{-\frac{1}{2}} \quad (8)$$

### 3.4 Identificação dos Choques

A identificação dos choques no presente contexto não é uma tarefa trivial. A razão é que há potenciais efeitos de *feedback* entre o ente federal e seus membros e vice-versa, como também efeitos de transbordamento entre os órgãos subnacionais. Neste trabalho, impomos a restrição de que este último canal não ocorrerá. Isso decorre do fato de termos modelado cada estado como uma pequena economia aberta, que não afeta seus vizinhos, mas é afetada pelo ente federal. Contudo, por conta do aparato legislativo, não restringimos a possibilidade de que a ação de um estado afete o comportamento do ente federal. Nós acreditamos que a maneira como foi desenhada a Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF)<sup>1</sup> justifique essa nossa hipótese.

Segundo a LRF, cada ente federativo deve estabelecer na Lei de Diretrizes Orçamentárias (LDO) sua meta de resultado primário pela metodologia conhecida como “abaixo da linha”, ou seja, a variação da dívida líquida total, interna ou externa. Para os estados, não é possível alterar o resultado fiscal “abaixo da linha”, pois, desde a renegociação das suas dívidas com o governo federal em 1997<sup>2</sup>, os estados não podem emitir dívida e nem podem contrair empréstimos sem o aval da união. Caso um estado não cumpra suas obrigações financeiras, o Tesouro Nacional é autorizado a bloquear o repasse de verbas federais a este ente. Consequentemente, o governo federal sempre especifica um valor na meta fiscal do setor público consolidado que os estados possam cumprir. Quando um estado, por algum motivo, não cumpre sua parcela na meta fiscal do setor público consolidado, o governo federal compensa aumentando sua parcela na meta. Observe que cada meta estadual é independente das dos outros estados. Porém, no caso do governo federal não cumprir a sua parte, ele pode basicamente alterá-la através do processo legislativo. Esse arranjo institucional justifica nossas restrições de identificação.

A maioria dos trabalhos que analisam efeitos de choques fiscais seguem [Blanchard & Perotti \(2002\)](#) ao aceitarem a proposição de que arranjos institucionais inviabilizam o setor público a responder às oscilações econômicas num mesmo trimestre. Contudo, tal hipótese torna-se irrazoável no contexto de dados anuais. Por isso, identificamos choques fiscais, tanto federais quanto estaduais, impondo restrições de sinais similares à [Mountford & Uhlig \(2009\)](#). A vantagem de tal metodologia é que ela permite introduzir restrições com apelo econômico, ao mesmo tempo em que o pesquisador se mantém agnóstico em relação aos choques de interesse. Entretanto,

<sup>1</sup>Lei Complementar nº 101, de 04/05/2000.

<sup>2</sup>Lei nº 9.496, de 11/09/1997.

como discutido em [Arias \*et al.\* \(2016\)](#), o método de restrição de sinal aplicado em [Mountford & Uhlig \(2009\)](#) impõe restrições adicionais que afetam a computação das funções de resposta ao impulso de interesse. Por isso, nós computamos as funções de resposta ao impulso utilizando o algoritmo descrito em [Rubio-Ramírez \*et al.\* \(2010\)](#), que não impõe tais restrições adicionais e ainda assim nos permite mantermos agnósticos sobre os impactos dos choques fiscais sobre as variáveis de interesse.

A tabela 1 resume as restrições de sinais impostas. Exceto pelas variáveis relacionadas à tributação, nosso esquema é similar ao de [Mountford & Uhlig \(2009\)](#). Requeremos que choques fiscais positivos sobre os gastos federais (estaduais) elevem os gastos federais (estaduais), enquanto mantemo-nos agnósticos sobre seus efeitos sobre a atividade privada. Assumimos que choques positivos de ciclos econômicos elevam o PIB e as receitas com impostos, mas que reduzem o desemprego. Finalmente, choques de tributação elevam as receitas, mas são permitidos elevar o PIB privado. Em suma, assumimos um esquema de restrições de sinais com choques parcialmente identificados.

Tabela 1: Restrições de Sinal

Variável / Choque	Federal		Estadual		Ciclo Econômico
	Gasto	Tributo	Gasto	Tributo	
$G^f$	+	*	*	*	*
$T^f$	*	+	*	*	+
$G^e$	*	*	+	*	*
$T^e$	*	*	*	+	+
PIB Privado	*	$\leq 0$	*	$\leq 0$	*
Desemprego	*	*	*	*	-

Nota: \* indica que nenhuma restrição foi imposta

O passo seguinte é o cômputo das funções de resposta ao impulso no painel. A estratégia empírica aqui empregada é bastante flexível e permite uma análise média – considerando-se o comportamento do painel como um todo, separada por grupos ou individual. Por conta dos custos computacionais, restringiremos nossas atenções à análise ao nível regional, dividindo os estados nas cinco regiões (Norte, Nordeste, Centro-Oeste, Sudeste e Sul), conforme a classificação do IBGE amplamente utilizada. Para o caso em painel, as funções de resposta ao impulso são calculadas utilizando as amostragens dos parâmetros médios,  $\bar{\beta}$ , calculando-se a matriz  $\bar{\Sigma} = \frac{1}{27} \sum_{i=1}^{27} \Sigma_i$ . No caso das análises regionais, substituímos  $\bar{\beta}$  por  $\bar{\beta}_{R_j} = \frac{1}{N_{R_j}} \sum_{i=1}^{N_{R_j}} \beta_{i,R_j}$  e  $\bar{\Sigma}_{R_j} = \frac{1}{N_{R_j}} \sum_{i=1}^{N_{R_j}} \Sigma_{i,R_j}$ , em que  $N_{R_j}$  é o número de estados na região  $R_j$  e os parâmetros idiossincráticos,  $\beta_{i,R_j}$  e  $\Sigma_{i,R_j}$ , foram obtidos utilizando toda a amostra.

### 3.5 Multiplicadores Fiscais

Para acessar os impactos fiscais nas regiões brasileiras, seguimos [Ilzetzki \*et al.\* \(2013\)](#) e calculamos os multiplicadores acumulados até o instante  $T$  em cada região. Dada nossa estratégia de identificação de choques descrita previamente, o multiplicador para a variável fiscal  $f_t$  na região  $r$  é definido como:

$$m_T^r = \frac{\sum_{t=0}^T (1+i)^{-1} \Delta y_t^r}{\sum_{t=0}^T (1+i)^{-1} \Delta f_t} \quad (9)$$



em que  $i$  é a mediana da taxa Selic no período.

## 4 Dados

No nosso trabalho, nós estudamos os 26 estados brasileiros, o Distrito Federal e o Governo Central conjuntamente. Porém, ficará claro que, ao contrário da metodologia adotada pelo restante da literatura nacional que utiliza VARs para analisar política fiscal, nós não agregamos os entes da federação em uma só série. Nossa metodologia permite analisar simultaneamente os impactos das políticas fiscais federal e estadual, além de permitir analisar como o setor privado em cada estado reage aos diferentes estímulos de cada entidade fiscal. Dada a dificuldade de se trabalhar com dados macroeconômicos no Brasil, nós tivemos de fazer algumas hipóteses. Dado a limitações nos dados – que serão explicadas –, nossas séries são anuais e vão de 1995 a 2014.

### 4.1 PIB Privado

Pelas identidades básicas das Contas Nacionais, para o PIB pela ótica da produção, o governo contribui contratando trabalhadores e consumindo bens de capital para produzir serviços, como educação e segurança. Todo o resto da economia é produzido pelo setor privado. Já para o PIB pela ótica do consumo, o governo contribui consumindo bens e serviços. O restante é consumido pelo setor privado como consumo, investimento e exportação líquida. Como apontado por [Ramey \(2013\)](#), o consumo do governo é igual à produção do governo – ele produz e ele próprio consome sua produção – mais o consumo de bens e serviços produzidos pelo setor privado. No nosso trabalho, nós criamos uma medida de PIB privado, ou seja, o PIB total menos a produção do governo. Nossa medida é uma medida do montante produzido pelo setor privado. No Brasil, muitos dos que advogam a favor de políticas fiscais argumentam que essas são capazes de estimular a produção do setor privado e, conseqüentemente, a economia nacional como um todo. Com a nossa medida de PIB privado, nós queremos observar empiricamente se o governo realmente é capaz de incentivar a produção privada.

Para criarmos nossa medida de PIB privado, nossa primeira fonte de dados primários foram as Contas Regionais calculadas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Estas estão disponíveis em frequência anual e somente pela ótica da produção<sup>3</sup>. Nossa medida de PIB privado é o PIB estadual menos o Valor Adicionado Bruto (VAB) do setor público. Esse inclui o acréscimo ao PIB estadual advindo da produção de serviços da administração, educação, saúde, pesquisa e desenvolvimento públicas, defesa, seguridade social.

### 4.2 Dados Fiscais

Os principais trabalhos internacionais feitos sobre política fiscal utilizam dados de contas nacionais de base trimestral<sup>4</sup>. Porém, para fazer o mesmo tipo de exercício para o Brasil, encontram-se diversas dificuldades. A primeira é que, ao calcular as contas nacionais brasileiras, o IBGE não desagrega o investimento em uma parte pública e uma parte privada, apresentando

---

<sup>3</sup>Em razão de alteração de metodologia em 2012, quando o IBGE compatibilizou a série a partir de 2002 com o novo manual *System of national accounts 2008* (ONU, 2008). Porém, as séries do período de 1995-2001 ainda utilizam a metodologia de 2002. Nós combinamos essas duas séries com metodologia diferente como maneira de utilizar a maior quantidade de dados disponíveis.

<sup>4</sup>Estão inclusos nesse grupo: [Blanchard & Perotti \(2002\)](#), [Mountford & Uhlig \(2009\)](#) e [Auerbach et al. \(2012\)](#). Em todos, a variável “gasto” é igual aos gastos correntes do governo – salários e bens intermediários – mais os gastos com investimento. A variável “receita” é igual ao imposto líquido, ou seja, o total de receitas do governo menos as transferências para as famílias e para as firmas e menos o pagamento de juros.

apenas o montante agregado. Outro problema é o cálculo do imposto líquido, principalmente pelo cálculo do montante de transferências para as famílias e firmas.

Os autores que estudaram política fiscal nacional contornaram o problema de escassez de dados utilizando diretamente ou indiretamente as execuções fiscais dos entes federativos<sup>5</sup>. Nossa estratégia não difere do restante da literatura, já que usamos as mesmas execuções fiscais para calcularmos nossas variáveis de gasto e receita. Uma grande diferença do nosso trabalho é que nós não agregamos todos os gastos dos entes nacionais, mas sim criamos uma série de gasto e uma de receita para cada estado brasileiro e uma para o governo federal. Conseqüentemente, nós temos 28 séries de gasto e 28 de receita.

Assim como [Matheson & Pereira \(2016\)](#), nós optamos por usar a definição de gasto e receita primários. Nossa principal justificativa é que toda nossa estratégia de identificação baseia-se nos mecanismos da LRF, que é baseada no conceito de primário. Os dados de execução fiscal estão disponíveis no site da Secretaria do Tesouro Nacional para todos os anos a partir de 1996. Dada a restrição do PIB regional só estar disponível na frequência anual, nós construímos as séries de gasto e receita também na frequência anual. Dessa forma, evitamos as simplificações e as hipóteses que outros pesquisadores utilizam para construir as mesmas séries em outras frequências, como trimestral ou até mensal. Evitamos também alguns dos problemas gerados pelas particularidades da lei orçamentária brasileira, porém não tratamos o caso dos restos a pagar. Optou-se por manter a consistência da série, principalmente pela abertura dos restos a pagar só estar disponível para anos recentes<sup>6</sup>.

### 4.3 Taxa de Desemprego

A taxa de desemprego que usamos no trabalho é a série compatibilizada e retroplada da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNADC), calculada por [Ottoni & Barreira \(2016\)](#)<sup>7</sup>. Nós poderíamos ter usado a taxa de desemprego calculada pela Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD). Porém, por causa de diferenças na amostragem e no conceito de desemprego entre a PNADC e a PNAD, nós optamos por usar a primeira. A diferença na amostragem entre as pesquisas é que, enquanto na segunda não se inclui, antes de 2004, os municípios das zonas rurais da Região Norte (compreendida por Acre, Rondônia, Roraima, Amazonas, Pará e Amapá), na primeira se inclui. Essa divergência é corrigida na metodologia de retroplação.

Há diversas divergências quanto ao conceito de desemprego entre PNADC e a PNAD. Na segunda, inclui-se na definição de ocupados aquelas pessoas que trabalham uma hora, ou menos, por semana. Já na primeira, essas pessoas são consideradas inativas. Outra diferença é no cálculo da População em Idade Ativa (PIA): na primeira, considera pessoas a partir de 14 anos, enquanto na segunda considera pessoas a partir de 10 anos. O processo de compatibilização é feito a partir dos microdados de ambas pesquisas. [Ottoni & Barreira \(2016\)](#) apresentam outras diferenças na definição de desemprego entre as pesquisas.

---

<sup>5</sup>[Orair et al. \(2016\)](#) explica detalhadamente a abordagem adotada por cada autor para contornar a escassez de dados brasileira.

<sup>6</sup>O não tratamento dos restos a pagar e a falta de dados quanto atrasos de pagamento e de salários, causa diferenças quanto ao superávit primário calculado pela metodologia “acima da linha”, calculado pela diferença entre os fluxos de receitas e saídas, e pela metodologia “abaixo da linha”, calculado pela variação da dívida líquida total. Enquanto para a LRF e, conseqüentemente, para a nossa estratégia de identificação o conceito pela primeira metodologia é mais importante, nós só conseguimos calculá-lo pela primeira metodologia usando as execução fiscal dos estados.

<sup>7</sup>O motivo que nos levou a não usar a Pesquisa Mensal de Emprego (PME) foi sua abrangência regional apenas para algumas regiões metropolitanas.

## 5 Resultados

Como primeiro indicativo de como a política fiscal afeta os ciclos econômicos nas diferentes regiões brasileiras, nós calculamos para cada estado as correlações  $\text{corr}(PIB_t^{priv,e}, f_t^f)$  e  $\text{corr}(PIB_t^{priv,e}, f_t^e)$  para nossa medida de PIB privado no estado  $e$  e  $\text{corr}(u_t^e, f_t^f)$  e  $\text{corr}(u_t^e, f_t^e)$  para o desemprego no estado  $e$ , onde  $f_t^j$ ,  $j \in \{f, e\}$  indica o instrumento de política fiscal federal ou estadual, respectivamente. Por conta do tamanho limitado das séries na dimensão temporal, apresentamos os resultados agrupando-os convenientemente entre as regiões Norte, Nordeste, Centro-Oeste, Sudeste e Sul, além das estatísticas agregadas para Brasil como um todo. As correlações nos ajudam a identificar o grau de homogeneidade/ heterogeneidade nas relações entre a atividade privada e o setor público em nossa amostra. Além disso, elas oferecem uma luz acerca da existência de pró-ciclicidade da política fiscal nas diferentes regiões brasileiras. Os resultados estão expressos na tabela 2 e são baseados nos desvios percentuais das variáveis estaduais relativos a uma tendência quadrática, posteriormente agregadas de acordo com sua região. Todas séries são deflacionadas utilizando o deflator do PIB nacional e são utilizadas em termos *per capita*.

Tabela 2: Correlações entre variáveis fiscais e privadas nas regiões brasileiras

Região	PIB Privado				Desemprego			
	$\frac{\sigma(G_f)}{\sigma(y^{p,r})}$	$\frac{\sigma(T_f)}{\sigma(y^{p,r})}$	$\frac{\sigma(G_r)}{\sigma(y^{p,r})}$	$\frac{\sigma(T_r)}{\sigma(y^{p,r})}$	$\frac{\sigma(G_f)}{\sigma(u^r)}$	$\frac{\sigma(T_f)}{\sigma(u^r)}$	$\frac{\sigma(G_r)}{\sigma(u^r)}$	$\frac{\sigma(T_r)}{\sigma(u^r)}$
Norte	0,816	1,029	1,890	1,875	0,232	0,293	0,538	0,533
Nordeste	1,012	1,275	2,025	1,284	0,375	0,473	0,751	0,476
Centro-Oeste	0,678	0,855	1,316	1,231	0,406	0,512	0,788	0,736
Sudeste	0,887	1,118	1,684	1,494	0,421	0,530	0,798	0,708
Sul	1,337	1,684	3,278	2,958	0,395	0,497	0,968	0,873
Brasil*	0,882	1,111	1,867	1,615	0,322	0,406	0,683	0,591
	$\rho(y^{p,r}, G_f)$	$\rho(y^{p,r}, T_f)$	$\rho(y^{p,r}, G_r)$	$\rho(y^{p,r}, T_r)$	$\rho(u^r, G_f)$	$\rho(u^r, T_f)$	$\rho(u^r, G_r)$	$\rho(u^r, T_r)$
Norte	0,280	0,235	0,272	0,333	-0,198	-0,194	-0,198	-0,286
Nordeste	0,094	0,012	0,147	0,159	-0,338	-0,396	-0,066	-0,249
Centro-Oeste	-0,078	-0,073	0,151	0,171	-0,080	-0,124	0,232	-0,171
Sudeste	0,333	0,311	0,578	0,480	-0,439	-0,535	-0,150	-0,280
Sul	0,006	0,003	0,312	0,043	-0,333	-0,464	0,257	-0,364
Brasil*	0,140	0,101	0,253	0,250	-0,257	-0,300	-0,059	-0,267

\*Calculado agrupando-se todos os estados mais o Distrito Federal.  
 $\sigma(\cdot)$ : Desvio padrão.  
 $\rho(y^{p,r}, f_j)$ : coeficiente de correlação entre o PIB privado e o instrumento fiscal na região  $r$ .  
 $\rho(u^r, f_j)$ : coeficiente de correlação entre o desemprego e o instrumento fiscal na região  $r$ .

Os resultados sugerem que a política fiscal tem implicações sobre os ciclos econômicos de maneira bastante heterogênea no Brasil, variando consideravelmente entre as regiões. Por exemplo, o desvio-padrão relativo entre o gasto federal e o PIB privado no Brasil é da ordem de 0,88, indicando que os PIBs estaduais tendem a ser mais voláteis do que o gasto federal. Contudo, nas regiões Nordeste e Sul, tal situação se inverte. Em geral, a volatilidade fiscal é maior do que a volatilidade da atividade privada. Para o desemprego, entretanto, as volatilidades são bastante mais pronunciadas do que as das variáveis fiscais.

Em termos da análise de correlações, convém destacar que a política fiscal nas regiões brasileiras é majoritariamente pró-cíclica, tanto no âmbito das variáveis federais quanto estaduais, seja para o gasto, seja para a tributação. A única exceção é a região Centro-Oeste para a política fiscal federal, em que a correlação com o PIB privado é levemente anti-cíclica. Padrão similar ocorre no caso do desemprego, excetuando-se as regiões Centro-Oeste e Sul. Esse resultado é condizente com o de Rocha & Giuberti (2008), que encontram evidências de que, desde a

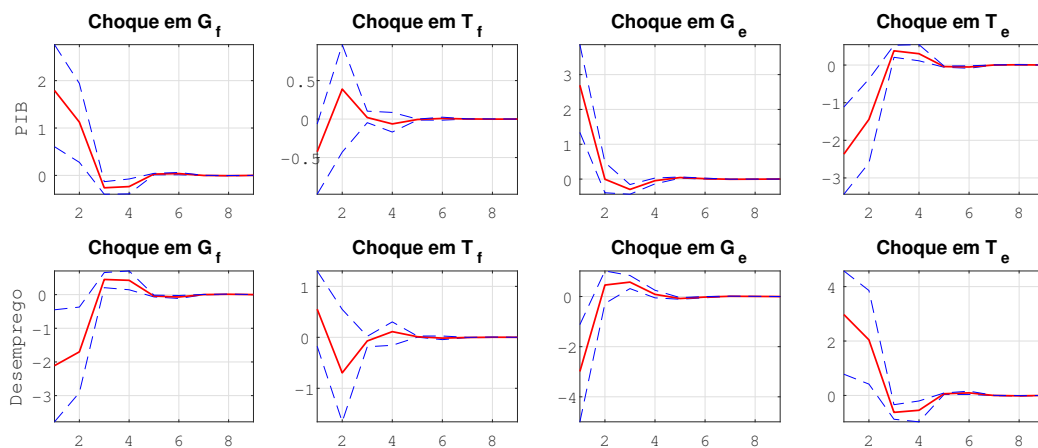


Figura 1: FRI para diversos choques. Respostas do PIB privado e do desemprego para o Brasil adoção da Lei de Responsabilidade Fiscal, a política fiscal dos governos estaduais é pró-cíclica.

## 5.1 Transmissão de Choques Fiscais nas Regiões Brasileiras

Para melhor investigar os impactos dos diferentes instrumentos fiscais nos estados brasileiros, passamos, então, para a análise por meio da metodologia discutida na seção 3. Iniciamos a análise para o caso das respostas médias para o Brasil, passando em seguida para a análise das médias regionais. Após a estimação bayesiana de (1), selecionamos as últimas 1.000 amostras de  $\bar{\beta}$  e computamos, em cada uma delas,  $\bar{\Sigma} = \frac{1}{27} \sum_{i=1}^{27} \Sigma_i$ , utilizando ambas as estatísticas para calcular as funções de resposta ao impulso (FRI) estruturais. O modelo selecionado contém uma defasagem. Simulamos choques de gasto federal, tributos federais, gasto estadual e tributos estaduais e analisamos os efeitos de cada um deles no agregado. Os resultados para choques em cada um dos instrumentos de política fiscal sobre o PIB privado e o desemprego estão dispostos na figura 1, que apresenta os percentis 10, 50 e 90 de cada simulação.

Como expresso pela figura, os impactos de políticas federais e estaduais são similares em termos de sinais, mas distintos no que diz respeito à magnitude em nossa amostra. Tanto choque nos gastos federais, quanto nos estaduais tendem a elevar o PIB privado com grande probabilidade, sendo o efeito maior no âmbito do segundo. Os impactos sobre o desemprego são similares, ocorrendo quedas tanto após um choque federal quanto estadual. Entretanto, os intervalos de confiabilidade são maiores no caso dos choques federais, sugerindo algum grau de heterogeneidade de respostas no painel. Relativamente a choques de tributos, de modo similar ao caso dos gastos, embora o sinal do choque seja o mesmo para a média da distribuição de cada uma das FRI calculadas, os impactos estaduais são bastante mais drásticos. Especificamente, choques na tributação federal possuem grande probabilidade de serem negativos, mas com probabilidade não desprezível de serem iguais a zero, especialmente no caso da resposta do desemprego.

Passamos então a avaliar as interações entre as políticas fiscais estaduais e federais nas regiões brasileiras. Para tanto, estimamos os parâmetros regionais tal como descrito na seção 3, mas utilizando toda a amostra de modo a aumentar a acurácia das estimações pela estrutura hierárquica empregada neste trabalho. Os resultados estão expressos nas figuras 4 a 8 no apêndice, e são sintetizados na figura 2 que expressa a resposta regional média aos choques de gasto federal, tributos federais, gasto estadual e tributos estaduais. A figura explicita que o grau de heterogeneidade nas respostas aos choques fiscais varia dependendo se é um choque federal ou estadual. Choques da primeira fonte são propagados com grande heterogeneidade, enquanto

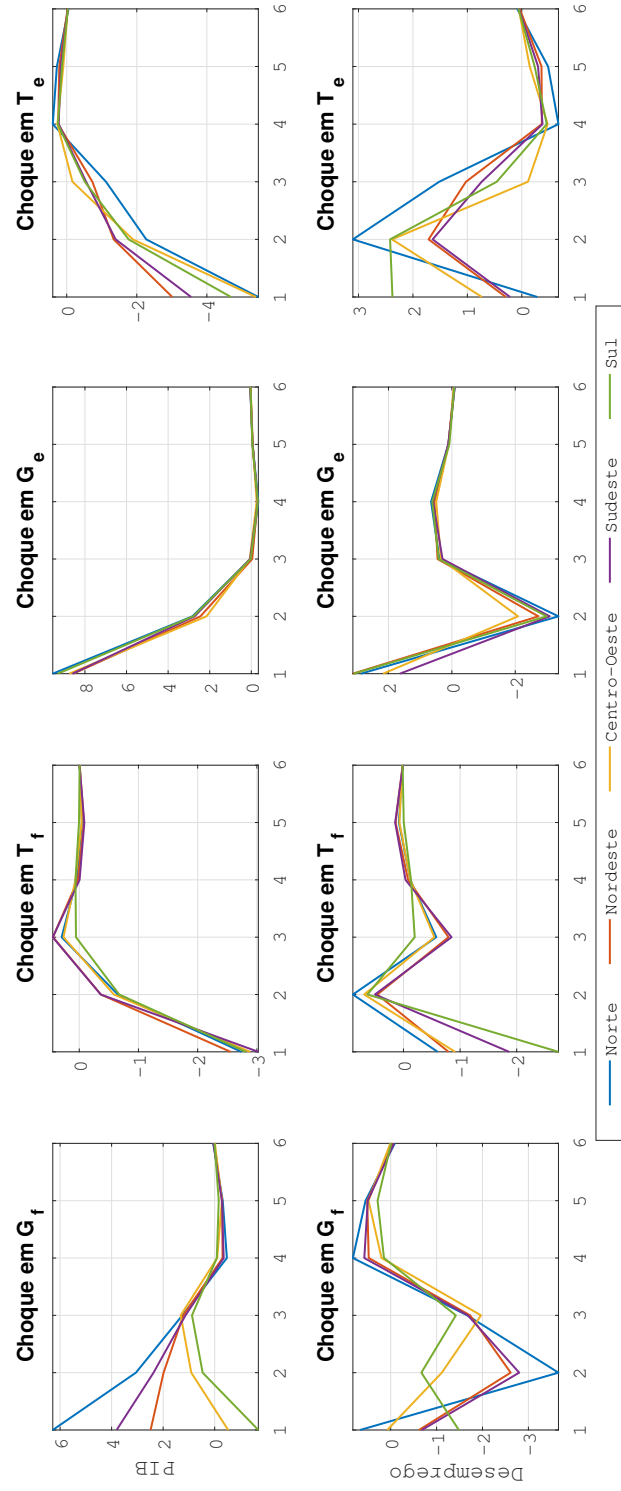


Figura 2: FRI para diversos choques. Respostas do PIB privado e do desemprego na região Sul

choques da segunda possuem relativa homogeneidade. Especificamente, enquanto a região norte tem a maior resposta no impacto a choques de gastos federais, as regiões Centro-Oeste e Sul apresentam evidências de efeitos *crowding out* para nossa medida de atividade privada. Entretanto, choques de gastos estaduais possuem resposta positiva da atividade econômica em todas as regiões consideradas. Além disso, os impactos são surpreendentemente similares. As respostas a choques de tributação federal são bastante similares, mas apresentam algum grau de heterogeneidade nas regiões. Os resultados obtidos para choques de tributação expressam as implicações do complexo aparato institucional fiscal brasileiro: como grande parte da tributação estadual se dá sob consumo, consumidores em regiões mais pobres deverão ser relativamente mais afetados do que consumidores em regiões mais ricas, uma vez que tal tipo de tributação é menos suscetível à informalidade. Isso fica claro nas respostas do desemprego, que são relativamente menos intensas nas regiões Sudeste e Sul comparativamente à região Norte, por exemplo.

Tendo as estimativas das FRI em mãos, passamos então ao cálculo dos multiplicadores fiscais utilizando a definição (9). Esta análise é importante, uma vez que leva em conta não apenas os efeitos no instante do choque sobre a variável que recebeu o choque, como também suas consequências dinâmicas de longo prazo. Isso implica que, embora as respostas das variáveis indicadoras da atividade privada tenham sido similares em alguns casos, o comportamento dinâmico e a persistência dos choques fiscais podem ter um carácter idiossincrático, resultando em um multiplicador dinâmico distinto.

Novamente, concentramo-nos nos casos regionais para fins de comparação. A figura 3 apresenta os gráficos dos multiplicadores fiscais regionais médios sobre o PIB privado. Os intervalos de confiabilidade foram omitidos para fins de clareza de exposição. De acordo com os resultados, os multiplicadores sobre a atividade privada para um choque de gastos federais são bastante distintos entre as regiões brasileiras: enquanto a região norte apresenta um multiplicador de longo prazo médio da ordem de 1.35, os multiplicadores nas regiões Centro-Oeste e Sul são próximos de zero, sendo negativo para a última. O multiplicador médio na amostra é de 0.485, valor similar ao obtido pela literatura nacional<sup>8</sup>. Comparativamente, os multiplicadores para choques estaduais são próximos de 0.825 no longo prazo. Tais resultados sugerem que expansões fiscais federais terão efeitos fortemente idiossincráticos na atividade econômica brasileira. Entretanto, os impactos estaduais tendem a ser similares. Padrões semelhantes são encontrados para o caso de choques de tributos, conforme expressa a figura 3.

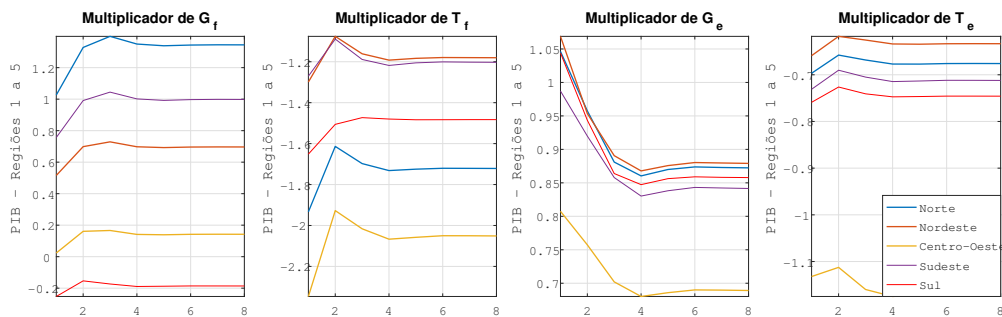


Figura 3: Multiplicadores de Gasto sobre o PIB privado

## 6 Conclusão

Desde a crise mundial de 2008, iniciou-se no Brasil e em outros países do mundo um debate sobre a utilização de políticas fiscais como forma de estimular a economia e a produção do setor

<sup>8</sup>A figura 9 apresenta as estimativas com seus devidos intervalos de confiança.

privado. Porém, não há um consenso na literatura nacional quanto à eficácia desse instrumento e, muito menos, quanto aos seus mecanismos de transmissão. Nesse artigo, nós contribuímos com o debate nacional sobre os impactos fiscais ao analisar especificamente os efeitos da política fiscal dos estados brasileiros e do governo federal sobre a atividade privada dos estados. Para captar esta, nós usamos a taxa de desemprego pela definição da PNAD contínua e uma medida de PIB privado baseada em Ramey (2013).

Analisando a correlação entre as séries indicadoras da atividade econômica e as séries indicadoras de política fiscal federal e estadual, encontramos que a política fiscal nas regiões brasileiras é majoritariamente pró-cíclica, tanto no âmbito das variáveis federais quanto estaduais. Esse resultado vai em linha com os resultados encontrados anteriormente pela literatura.

Para melhor acessarmos os canais de transmissão dos choques fiscais, nós propomos uma metodologia que permite analisar simultaneamente choques advindos de entidades fiscais estaduais e federais e nos permite acomodar a potencial heterogeneidade de respostas à choques fiscais. Especificamente, nós utilizamos um modelo VAR em Painel (PVAR) estimado utilizando métodos bayesianos e que assume uma priori hierárquica. Nós encontramos que os multiplicadores de gastos federais são bastante heterogêneos em nossa amostra, sendo em média positivos e da ordem de 0.485, mas não significante para algumas regiões. Já os multiplicadores de gasto estaduais são relativamente homogêneos, atingindo, no longo prazo, o valor médio de 0.825.

## Referências

- Alesina, Alberto, Barbiero, Omar, Favero, Carlo, Giavazzi, Francesco, & Paradisi, Matteo. 2017. The Effects of Fiscal Consolidations: Theory and Evidence. *NBER Working Paper No. 23385*.
- Arias, Jonas E., Rubio-Ramírez, Juan F., & Waggoner, Daniel F. 2016. Inference Based on SVARs Identified with Sign and Zero Restrictions: Theory and Applications. *Working Paper*.
- Auerbach, Alan J, Gorodnichenko, Yuriy, *et al.* . 2012. Measuring the Output Responses to Fiscal Policy. *American Economic Journal: Economic Policy*, **4**(2), 1–27.
- Blanchard, Olivier, & Leigh, Daniel. 2013. Growth forecast errors and fiscal multipliers. *The American Economic Review*, **103**(3), 117–120.
- Blanchard, Olivier, & Perotti, Roberto. 2002. An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output. *The Quarterly Journal of Economics*, **117**(4), 1329–1368.
- Caçador, Sávio Bertochi, Monte, Edson Zambon, & Moreira, Ricardo Ramallete. 2013. Efeitos Regionais de Política Fiscal no Brasil: Uma Análise por Vetores Autoregressivos. *Revista Economia e Desenvolvimento*, **12**(2).
- Castelo-Branco, Marco Antonio, Lima, Elcyon Rocha, & de Paulo, Luiz Fernando. 2015. Mudanças de estado e multiplicadores fiscais no Brasil entre 1999-2012: Uma avaliação empírica. *Anais do XLIII Encontro Nacional de Economia da Anpec*.
- Cavalcanti, Marco AFH, & Silva, Napoleão LC. 2010. Dívida pública, política fiscal e nível de atividade: uma abordagem VAR para o Brasil no período 1995-2008. *Economia Aplicada*, **14**(4), 391–418.
- Chodorow-Reich, Gabriel. 2017. Geographic Cross-Sectional Fiscal Multipliers: What Have We Learned? *NBER Working Paper No. 23577*.

- Corbi, Raphael, Papaioannou, Elias, & Surico, Paolo. 2014. Regional Transfers. *NBER Working Paper No. 20751*.
- Corsetti, Giancarlo, Meier, Andre, & Müller, Gernot J. 2012. What determines government spending multipliers? *Economic Policy*, **27**(72), 521–565.
- Divino, José Angelo, & Silva Junior, Rogério Lúcio Soares da. 2012. Composição dos gastos públicos e crescimento econômico dos municípios brasileiros. *Revista Economia*, **13**(2).
- Gelman, Andrew. 2006. Prior distributions for variance parameters in hierarchical models. *Bayesian Analysis*, **1**, 515–534.
- Gilhooly, Robert, Weale, Martin R., & Wieladek, Tomasz. 2012. Estimation of Short Dynamic Panels in The Presence of Cross-Sectional Dependence and Dynamic Heterogeneity. *Bank of England Working Paper*, **No. 38**.
- Hsiao, C., Pesaran, M. H., & Tahmiscioglu, A. K. 1999. Bayes Estimation of Short-Run Coefficients in Dynamic Panel Data Models. *Pages 268–296 of: Hsiao, C., Lahir, K., Lee, L.-E, & Pesaran, M. H. (eds), Analysis of Panels and Limited Dependent Variables: A Volume in Honour of G. S. Maddala*. Cambridge University Press.
- Ilzetzki, Ethan, Mendoza, Enrique G, & Végh, Carlos A. 2013. How big (small?) are fiscal multipliers? *Journal of monetary economics*, **60**(2), 239–254.
- Jarociński, Marek. 2010. Responses to monetary policy shocks in the east and the west of Europe: a comparison. *Journal of Applied Econometrics*, **25**(5), 833–868.
- Matheson, Troy, & Pereira, Joana. 2016. Fiscal multipliers for Brazil. *IMF Working Paper*.
- Mendonça, Diogo de Prince, Marçal, Emerson Fernandes, & Holland, Marcio. 2016. Is fiscal policy effective in Brazil? An empirical analysis. *CEMAP Working Paper Series No. 9*.
- Mendonça, Mário Jorge, Medrano, Luis Alberto, & Sachisda, Adolfo. 2009. Avaliando os efeitos da política fiscal no Brasil: resultados de um procedimento de identificação agnóstica. *Texto para Discussão nº1377 IPEA*.
- Mereb, Julio, & Zilberman, Eduardo. 2017. Multiplicadores no Brasil em Tempos de Fragilidade Fiscal. *Nota Técnica do IBRE*.
- Mountford, Andrew, & Uhlig, Harald. 2009. What are the effects of fiscal policy shocks? *Journal of Applied Econometrics*, **24**(6), 960–992.
- ONU. 2008. *System of National Accounts*. United Nations.
- Orair, Rodrigo Octávio, Siqueira, Fernando de Faria, & Gobetti, Sergio Wulff. 2016. Política fiscal e ciclo econômico: uma análise baseada em multiplicadores do gasto público. *XXI Prêmio do Tesouro Nacional*.
- Otoni, Bruno, & Barreira, Tiago Cabral. 2016. Metodologia de Retropolação da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua de 1992 a 2012. *Nota Técnica do IBRE*.
- Peres, Marco Aurélio Ferreira, & Junior, Roberto de Góes Ellery. 2009. Efeitos dinâmicos dos choques fiscais do governo central no PIB do Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, **39**(2).



- Pires, Manoel Carlos de Castro. 2011. Controvérsias recentes sobre multiplicadores fiscais. *Anais do VII Encontro Internacional da Associação Keynesiana Brasileira*.
- Pires, Manoel Carlos de Castro. 2014. Política fiscal e ciclos econômicos no Brasil. *Economia Aplicada*, **18**(1), 69–90.
- Ramey, Valerie A. 2011. Can government purchases stimulate the economy? *Journal of Economic Literature*, **49**(3), 673–685.
- Ramey, Valerie A. 2013. Government Spending and Private Activity. *Fiscal Policy after the Financial Crisis*, 19.
- Ramey, Valerie A, & Shapiro, Matthew D. 1998. Costly capital reallocation and the effects of government spending. *Pages 145–194 of: Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, vol. 48. Elsevier.
- Rocha, Fabiana, & Giuberti, Ana Carolina. 2007. Composição do gasto público e crescimento econômico: uma avaliação macroeconômica da qualidade dos gastos dos Estados brasileiros. *Economia Aplicada*, **11**(4), 463–485.
- Rocha, Fabiana Fontes, & Giuberti, Ana Carolina. 2008. Assimetria cíclica na política fiscal dos Estados brasileiros. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, **38**(2).
- Romer, Christina D, & Romer, David H. 2010. The Macroeconomic Effects of Tax Changes: Estimates Based on a New Measure of Fiscal Shocks. *American Economic Review*, **100**, 763–801.
- Romer, Christina D, & Romer, David H. 2016. Transfer Payments and the Macroeconomy: The Effects of Social Security Benefit Increases, 1952–1991. *American Economic Journal: Macroeconomics*, **8**(4), 1–42.
- Rubio-Ramírez, Juan F., Waggoner, Daniel F., & Zha, Tao. 2010. Structural Vector Autoregressions: Theory of Identification and Algorithms for Inference. *The Review of Economic Studies*, **77**(2), 665–696.

## A Anexo: Figuras Regionais

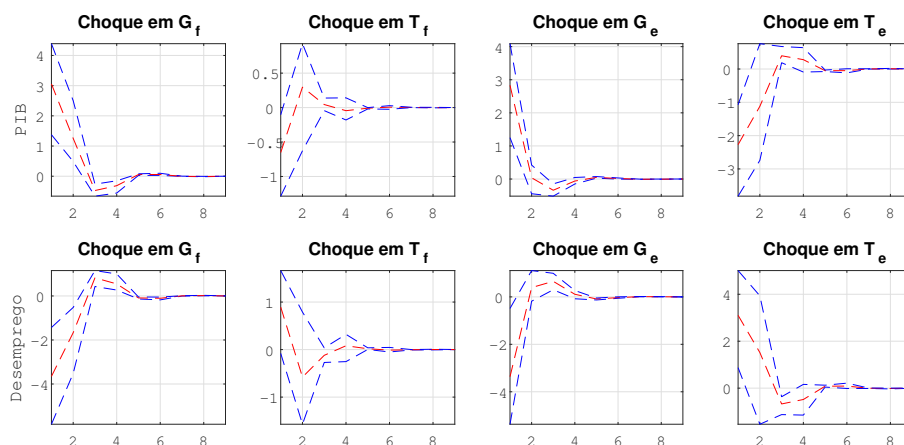


Figura 4: FRI para diversos choques. Respostas do PIB privado e do desemprego na região Norte

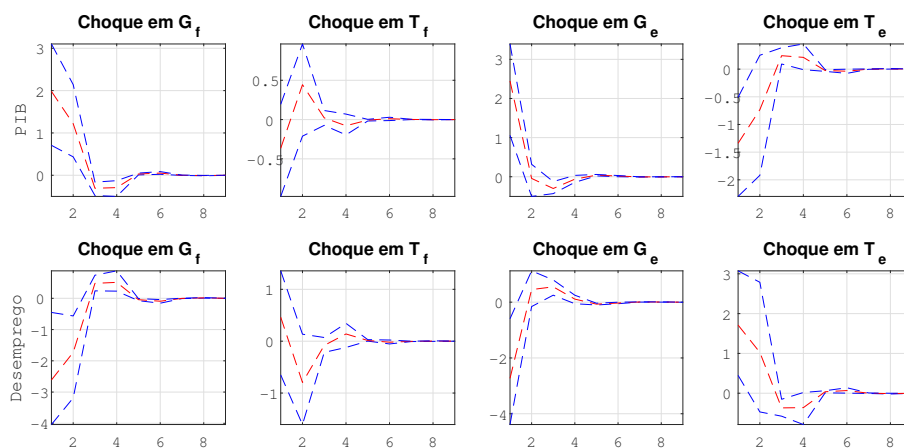


Figura 5: FRI para diversos choques. Respostas do PIB privado e do desemprego na região Nordeste

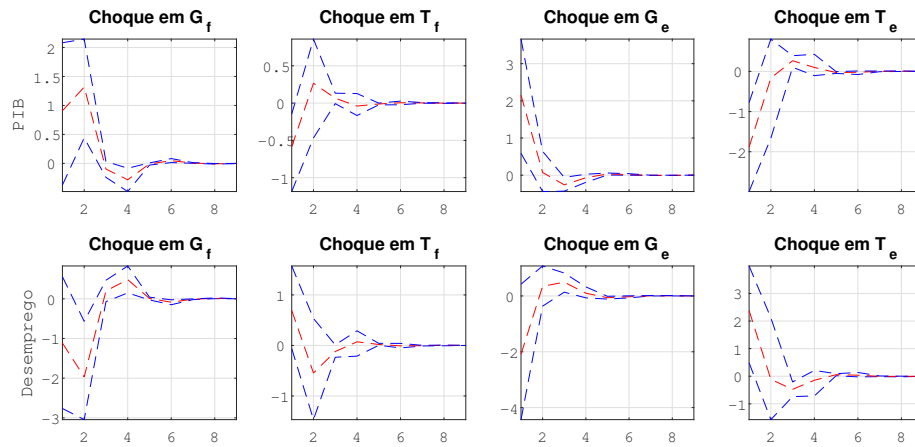


Figura 6: FRI para diversos choques. Respostas do PIB privado e do desemprego na região Centro-Oeste

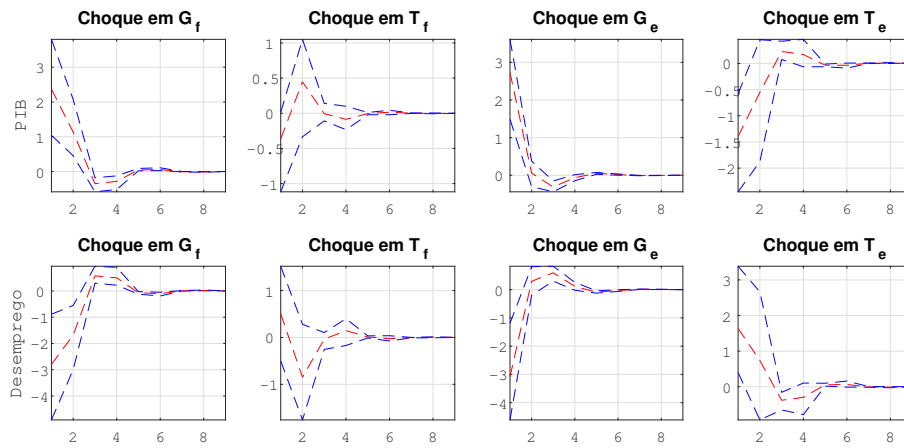


Figura 7: FRI para diversos choques. Respostas do PIB privado e do desemprego na região Sudeste

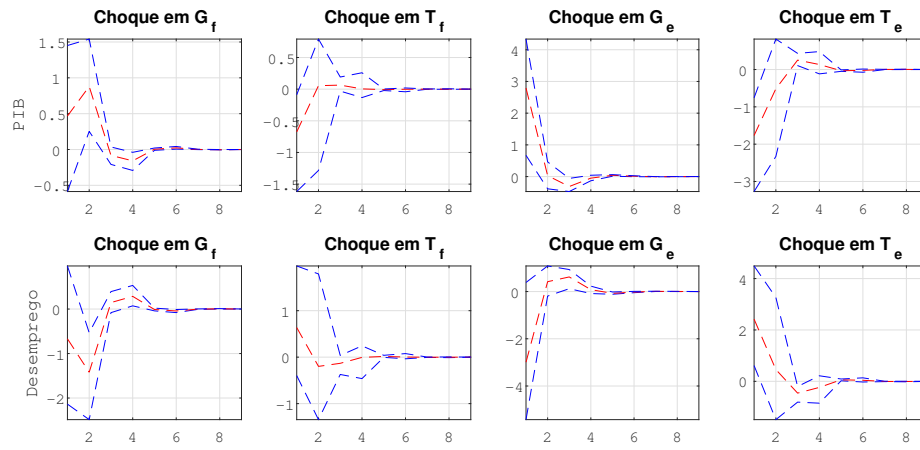


Figura 8: FRI para diversos choques. Respostas do PIB privado e do desemprego na região Sul

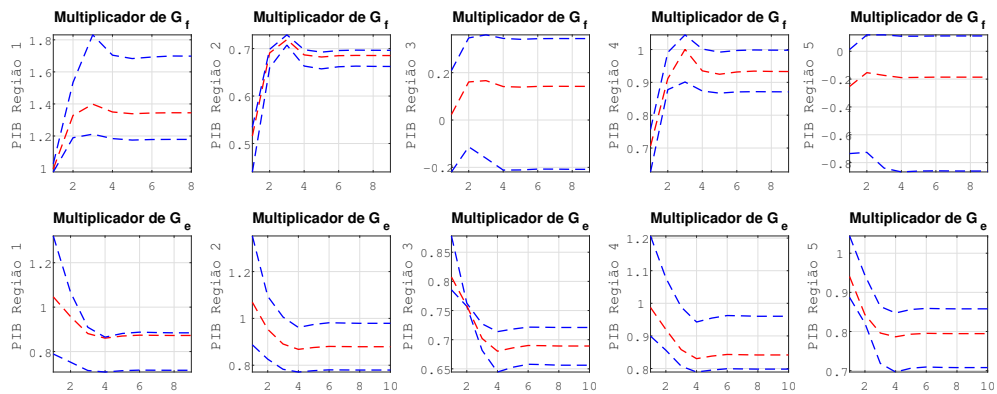


Figura 9: Multiplicadores Fiscais sobre PIB privado para diversos choques