

Efeitos dos Choques Fiscais sobre o Mercado de Trabalho Brasileiro

Diogo Baerlocher Carvalho*
Marcelo Eduardo Alves da Silva†
Igor Ézio Maciel Silva‡

Resumo

Esse trabalho faz uso da abordagem SVAR para obter evidências dos efeitos dos choques fiscais sobre o mercado de trabalho brasileiro. A estratégia de identificação usada foi a de validação de modelos de DSGE proposta por Canova (2002). Dessa forma, são impostas restrições de respostas não negativas do produto e da proporção dívida-PIB a expansões fiscais. Os resultados corroboram com a teoria novo keynesiana. Choques fiscais resultam em aumentos no nível de emprego e no salário real.

Palavra-Chave: Choque Fiscal, Mercado de Trabalho, Econometria Bayesiana.

Abstract

This paper aims to understand what are the effects of fiscal shocks on the Brazilian labor market. In particular, we use a SVAR approach to identify the effects of fiscal shocks on employment and real wages. Fiscal shocks are identified through the imposition of sign restrictions on the dynamic relationships of some variables in the model. The restrictions are obtained from a DSGE model in the New Neoclassical Synthesis tradition that has a Real Business Cycle and a New Keynesian model as special cases. Our results from estimated impulse response functions show that following a fiscal shock, both employment and real wages increase. These results offer support to models based on the New Keynesian tradition.

Keywords: Fiscal Shocks, Labor Market, Bayesian Econometrics.

JEL: C11, E24, E62

1 Introdução

O impacto de choques fiscais é um tópico de discussão corrente na literatura econômica. Segundo Perotti (2007), os economistas discordam mesmo dos efeitos básicos causados por choques fiscais. Do ponto de vista teórico, os modelos dos Ciclos Reais de Negócios (RBC) e os Novos Keynesianos (NK) divergem quanto aos resultados de expansões nos gastos do governo sobre algumas variáveis macroeconômicas, notadamente consumo e salário reais.

*Aluno de mestrado do Programa de Pós Graduação em Economia da UFPE.

†Professor do Departamento de Economia da UFPE e PIMES/UFPE.

‡Aluno de doutorado do Programa de Pós Graduação em Economia da UFPE.

Dentro do arcabouço novo clássico, aumentos inesperados nos gastos do governo têm como resultado elevações no produto interno da economia. Além disso, um efeito riqueza negativo causado pela perspectiva de impostos mais altos no futuro produz um aumento da oferta de trabalho e, conseqüentemente, uma redução no salário real. Por fim, o consumo privado diminui sendo, praticamente, substituído pelo consumo público. Já no modelo novo keynesiano, a expansão dos gastos públicos desloca a demanda por trabalho. Assim, o consumo e salário real sofrem impactos positivos. O resultado difere devido à hipótese de preços rígidos atribuída ao modelo NK.

Do ponto de vista empírico, o objetivo tem sido identificar quais os efeitos da política fiscal sobre uma série de variáveis macroeconômicas e para isto têm sido utilizadas diferentes metodologias. Por exemplo, Blanchard e Perotti (2002) e Fatás e Mihov (2001) abordaram o problema a partir de um modelo estrutural de vetores autoregressivos (SVAR) usando informações institucionais para identificá-lo. Os resultados atípicos condizem com o modelo NK: a resposta do consumo a um choque expansionista nos gastos governamentais é positiva. O problema com esta abordagem é que, como explicado por Perotti (2007), a existência de certa defasagem entre o anúncio de um aumento nos gastos e a implementação dessa política permite a antecipação por parte do setor do privado. Isso resultaria em funções impulso-resposta viesadas.

Ramey e Shapiro (1998) e Burnside et al. (2004) utilizam o método da variável *dummy* (ou abordagem narrativa) para analisar como a expansão nos gastos militares realizados pelo governo americano afetam o produto, consumo e emprego, entre outras variáveis. A ideia desta metodologia é capturar os efeitos de choques fiscais anormais sobre o caminho natural das variáveis endógenas a partir da inclusão de variáveis *dummies* no período de ocorrência desses eventos. Os resultados apresentam quedas no consumo e no salário real corroborando com o modelo RBC. Em Burnside et al. (2004), o consumo não apresenta variação significativa.

Outra abordagem mais recente proposta por Mountford e Uhlig (2009) e Uhlig (2005) identifica o modelo SVAR através da imposição de sinais sobre a resposta de determinadas variáveis de forma agnóstica. Mountford e Uhlig (2009) encontram que choques fiscais estimulam fracamente o produto. A resposta do consumo é muito fraca, como encontrado por Burnside et al. (2004), e parece não concordar nem com o modelo novo clássico, nem com o novo keynesiano.

Mendonça et al. (2010) utilizaram a estratégia de identificação agnóstica como em Mountford e Uhlig (2009) para investigar os efeitos dos choques fiscais na economia brasileira. As respostas a aumentos inesperados dos gastos do governo foram positivas para o consumo e taxa de juros, enquanto o PIB apresentou declínio. Com o uso de informações institucionais, Peres e Ellery Jr (2009) encontram resultados consistentes com o modelo NK: O produto apresenta uma resposta positiva ao choque fiscal.

Com foco voltado para variáveis de mercado de trabalho, Pappa (2009) busca verificar como o nível de emprego e salário real reagem a choques fiscais com dados norte-americanos. O método é baseado em Canova (2002), em que são aplicadas restrições de sinal sobre as respostas baseando-se em Modelos de Equilíbrio Geral Dinâmicos e Estocásticos (DSGE). Os resultados corroboram com o modelo NK. Com um método semelhante ao de Blanchard e Perotti (2002), Ravn e Simonelli (2007) também encontram respostas positivas dos choques fiscais sobre emprego e salário real. Para o Brasil, Silva e Portugal (2010) usam um modelo DSGE estimando a participação de agentes não-ricardianos na economia. Os resultados mostram queda do consumo como conseqüência de choques nos gastos do governo. Em relação às variáveis de mercado de

trabalho, o emprego aumenta e o salário real diminui frente a um choque fiscal. Resultados que condizem com o modelo RBC.

O objetivo principal desse trabalho é lançar novas evidências sobre o impacto de choques fiscais sobre as variáveis de mercado de trabalho utilizando dados brasileiros. A identificação do modelo SVAR será feita a partir do método proposto por Canova (2002), o qual consiste em impor restrições sobre os sinais das respostas de algumas variáveis utilizando-se, para isto, de um modelo DSGE.

O modelo DSGE, baseado em Finn (1998) e adaptado de Pappa (2009), consiste em um modelo dentro da Nova Síntese Neoclássica de Goodfriend e King (1998) que tem como casos particulares tanto um modelo na tradição RBC como um modelo na tradição NK. Assim é possível encontrar restrições que sejam comuns aos dois modelos e, com isto, impor o mesmo tipo de restrição sobre as variáveis no modelo empírico. A partir da imposição de restrições mínimas sobre as variáveis, espera-se identificar as respostas das variáveis de interesse, emprego e salário real, a choques fiscais.

Após a introdução é apresentado o modelo teórico em que se baseiam as restrições de sinal. Em seguida, são discutidas a base de dados utilizadas junto com o a metodologia SVAR e o processo de identificação. Os resultados são expostos na seção 4 seguidos de uma análise de sensibilidade aos dados feita na seção 5. Por fim, são tecidas as considerações finais acerca do trabalho.

2 Modelo Teórico

Para a identificação dos choques fiscais, a metodologia proposta por Canova (2002) e aplicada por Dedola e Neri (2007) e Pappa (2009) consiste na análise dos efeitos de choques fiscais sobre um modelo DSGE que possua características NK e RBC como casos especiais. Em seguida, observa-se as implicações dos diferentes modelos no intuito de identificar variáveis cujo comportamento seja qualitativamente semelhante sob ambas as hipóteses. Com isso, são impostas restrições de sinal sobre a resposta dessas variáveis com o intuito de identificar os choques fiscais.

O modelo utilizado segue aquele utilizado por Pappa (2009) baseado em Finn (1998). Diferentemente desses, não são diferenciados os gastos do governo uma vez que os dados disponíveis são escassos. Nesse modelo existem cinco agentes econômicos, são eles: As famílias, as firmas de bens finais, as firma de bens intermediários, a autoridade fiscais e a autoridade monetária.

2.1 Famílias

As famílias do modelo auferem bem-estar no tempo t a partir do consumo privado, C_t , dos gastos do governo, G_t , e do lazer $1 - N_t$ a partir de suas preferências definidas por:

$$\begin{aligned}
 & E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(C_t, G_t, N_t) \\
 & = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \frac{\left\{ \left[\omega C_t^{\frac{\eta-1}{\eta}} + (1-\omega) G_t^{\frac{\eta-1}{\eta}} \right]^{\frac{\phi\eta}{\eta-1}} - (1 - \theta_{nt} N_t)^{1-\phi} \right\}^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma}, \tag{1}
 \end{aligned}$$

em que $0 < \phi, \omega > 1$, e $\sigma > 0$ são parâmetros de preferências, $0 < \beta < 1$ é o fator de desconto subjetivo e θ_{nt} é o choque na oferta de trabalho. Considera-se os gastos públicos como exógenos. O grau de substituição dos gastos do governo e do consumo privado é dado por η . Note que o parâmetro ω indica o peso que os gastos do governo têm sobre a utilidade das famílias. Quanto maior o valor desse parâmetro menor será o efeito dos gastos governamentais sobre o bem-estar dos indivíduos. Assim, as famílias maximizam suas utilidades sujeitos a seguinte restrição orçamentária:

$$P_t [(1 + \tau^c) C_t + I_t] + J_{t+1} R_t^{-1} \leq (1 - \tau^l) P_t w_t N_t + [r_t - \tau^k (r_t - \delta)] P_t K_t + D_t + J_t - T_t P_t + \Xi_t, \quad (2)$$

em que P_t é o índice de preços agregado, I_t é o gasto com investimento, w_t é a taxa de salário, r_t é o aluguel do capital, δ é a taxa de depreciação constante e Ξ_t são os dividendos da firma intermediária. Além disso, as famílias são tributadas por impostos *lump-sum* sobre consumo, τ^c , sobre trabalho, τ^l , e sobre os ganhos de capital, τ^k . O total arrecadado pelo governo é representado por T_t . R_t é a taxa de juros nominal.

Portanto, note que a renda das famílias é constituída por:

- Renda nominal líquida do trabalho: $(1 - \tau^l) P_t w_t N_t$;
- Renda líquida do Capital: $[r_t - \tau^k (r_t - \delta)] P_t K_t$;
- Títulos estado-dependentes mantidos do período anterior: D_t ;
- Dividendos da firma intermediária menos impostos *lump-sum*: $\Xi_t - T_t P_t$;
- Títulos do governo: J_t ,

e pode ser gasta em consumo privado sujeito a impostos indiretos, $(1 + \tau^c) C_t$, ou em investimento.

O capital acumula da seguinte forma:

$$K_{t+1} = I_t + (1 - \delta) K_t - \xi \frac{K_{t+1}}{K_t} K_t, \quad (3)$$

em que $\xi \frac{K_{t+1}}{K_t} = \frac{b}{2} \left[\frac{K_{t+1} - (1 - \delta) K_t}{K_t} - \delta \right]^2$, sendo b o tamanho dos custos de ajustamento. Uma vez que as famílias são proprietárias das firmas e ofertam capital, elas incorrem nesses custos.

2.2 Produção

2.2.1 Firms de bens finais

A firma competitiva transforma produtos intermediários em bens finais usando a seguinte tecnologia de retornos constantes de escala:

$$Y_t = \left[\int_0^1 Y_t(j)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} dj \right]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}}, \quad (4)$$

em que $\varepsilon > 1$ é a elasticidade da demanda por bens intermediários. O bem final pode ser consumido pelo setor privado ou pelo setor público.

2.2.2 Firmas de bens intermediários

As firmas de bens intermediários funcionam em um mercado de competição imperfeita em que cada firma j no intervalo contínuo $(0, 1)$ produz de acordo com:

$$Y_t(j) = (Z_t N_t(j))^{1-\alpha} K_t(j)^\alpha G_t^v, \quad (5)$$

em que Z_t é o choque de tecnologia. O parâmetro v regula como os gastos do governo afetam a produção privada: quando v é zero, os gastos do governo são improdutivos. Assume-se que as firmas são perfeitamente competitivas no mercado de insumos e minimizam os custos escolhendo os insumos capital e trabalho tomando salários, aluguel de capital e gastos do governo como dados.

Uma vez que as firmas são idênticas, elas escolhem a mesma quantidade de capital e de trabalho o que implica em $\frac{K_t}{N_t} = \frac{\alpha}{(1-\alpha)} \frac{w_t}{r_t}$. O custo marginal é dado por:

$$Cmg_t = \frac{1}{\Upsilon} Z_t^{\alpha-1} G_t^{-v} w_t^{1-\alpha} r_t^\alpha P_t, \quad (6)$$

onde $v = \alpha^\alpha (1 - \alpha)^{(1-\alpha)}$.

As firmas intermediárias são competidoras monopolistas e coordenam seus preços de modo a maximizar os lucros. A probabilidade de um produtor intermediário ajustar seu preço é dado por $(1 - \gamma)$, já que esse ajuste depende se os preços são flexíveis ou rígido. Logo, quando a firma recebe um sinal para alterar seu preço, ela escolhe seus novos preços P_t^* de acordo com o seguinte problema:

$$\text{Maximizar}_{P_t^*} E_t \sum_{k=0}^{\infty} (\beta\gamma)^k q_{t+k} (P_t^* - Cmg_{t+k}) Y_{t+k}(j), \quad (7)$$

sujeito a uma curva de demanda pelo bem j igual é $Y_{t+k}(j) = \left(\frac{P_t^*}{P_{t+k}}\right)^{-\epsilon} Y_{t+k}$, em que q_t é o valor marginal de uma unidade de moeda para o indivíduo e é tratado como exógeno pela firma. A solução do problema é dado por:

$$P_t^* = \frac{\epsilon}{\epsilon - 1} \frac{E_t \sum_{k=0}^{\infty} (\beta\gamma)^k q_{t+k} Cmg_{t+k} Y_{t+k}^d(j)}{E_t \sum_{k=0}^{\infty} (\beta\gamma)^k q_{t+k} Y_{t+k}^d(j)}. \quad (8)$$

A evolução do índice de preços é dada por $P_t = [\gamma P_{t-1}^{*1-\epsilon} + (1 - \gamma) P_t^{*1-\epsilon}]^{\frac{1}{1-\epsilon}}$. Para modelos com preços flexíveis como o novo clássico, a parcela de firmas que pode ajustar seus preços em cada tempo t é igual a um ($\gamma = 0$) e os preços são ajustados como um mark-up constante sobre os custos marginais.

2.3 Autoridade Fiscal

A restrição orçamentária do governo é dada por:

$$P_t G_t - \tau^c P_t C_t - \tau^l w_t N_t - \tau^k (r_t - \delta) P_t K_t - P_t T_t + J_t = R_t^{-1} J_{t+1}. \quad (9)$$

As alíquotas sobre trabalho, renda do capital e consumo são tratadas parametricamente, embora essas alíquotas variem com o tempo. O governo toma os preços, as horas trabalhadas, e o capital como dados e ajusta J_t endogenamente para garantir que a restrição orçamentária seja satisfeita.

A regra fiscal é dada por:

$$G_t = \bar{G} G_{t-1}^{\varrho} \exp(\varrho^y \Delta y_t + \mu_t), \quad (10)$$

em que Δy_t é o crescimento do produto, \bar{G} é a média dos gastos públicos e μ_t é o erro ruído branco de média zero. ϱ^y representa a taxa de crescimento do produto da regra fiscal. Utiliza-se a regra de dívida na forma:

$$T_t = \bar{T} \exp(\zeta_b (b_t - \bar{b})), \quad (11)$$

onde \bar{T} é a arrecadação média, ζ_b é o coeficiente sobre a regra da dívida e \bar{b} é o nível de estado estacionário de $b_t = \frac{J_t}{Y_t}$

2.4 Autoridade Monetária

A autoridade monetária ajusta a taxa nominal de juros como uma função da inflação corrente de acordo com a seguinte regra:

$$R_t = \bar{R} \exp(\zeta_\pi \pi_t + \epsilon_t^R), \quad (12)$$

onde \bar{R} é a taxa de juros média e ζ_π é o coeficiente de Taylor. ϵ_t^R é um choque de política monetária e π_t mede o desvio da inflação do estado estacionário.

2.5 Solução

A produção agregada deve ser igual a:

$$Y_t = C_t + I_t + G_t. \quad (13)$$

Note que o modelo é caracterizado por quatro tipos de choques: produtividade, oferta de trabalho, política monetária e político fiscal. O vetor dos choques não fiscais é dado por $S_t = [Z_t, \theta_{nt}, \epsilon_t^R]$ e parametrizado por:

$$\log(S_t) = (I - \chi) \log(\bar{S}) + \varrho \log(S_{t-1}) + V_t, \quad (14)$$

onde V é uma vetor (3×1) de inovações, I é uma matriz identidade (3×3), ϱ é uma matriz diagonal (3×3) e \bar{S} é a média de S . O vetor de inovações V é um processo estacionário, ruído branco com média zero e as raízes de χ são todas menores do que um em módulo.

A solução do modelo é desenvolvida para as duas hipóteses sobre a probabilidade das firmas ajustarem seus preços. Para hipótese de preços flexível, choques fiscais aumentam contemporaneamente o produto, o déficit e o emprego e reduz o salário real. Em modelos com preços rígidos, os efeitos contemporâneos de choques fiscais sobre o produto, dívida e salário real são positivos. Os resultados estão resumidos na Tabela 1.

Logo, como os efeitos qualitativos dos choques fiscais sobre o produto e a dívida são iguais para os dois modelos, RBC e NK, usaremos restrições de sinais sobre a função impulso-resposta dessas variáveis para identificar o modelo SVAR.

Tabela 1: Resultados do modelo de equilíbrio geral

Modelo	Produto	Déficit	Emprego	Salário Real
RBC	+	+	+	-
NK	+	+	+	+

Fonte:Pappa (2009)

3 Estratégia Empírica

3.1 Dados

Os dados do modelo principal são da Pesquisa Mensal de Emprego (PME) que avalia o emprego na regiões metropolitanas de Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo e Porto Alegre. A periodicidade é mensal sendo a amostra de abril de 2002 a abril de 2009 totalizando 85 observações. As variáveis macroeconômicas que compõem os modelos SVAR são apresentadas na Tabela 2.

Tabela 2: Dados do modelo 1

Variável	Série	Descrição
G	Consumo Real do Governo	Despesas públicas em custeio e investimento deflacionado pelo índice de preços ao consumidor. Fonte: Ministério da Fazenda, Secretaria do Tesouro Nacional
Y	PIB Real	Produto interno bruto deflacionado pelo índice nacional de preços ao consumidor. Fonte: IBGE
D	Proporção Dívida-PIB	Dívida líquida do setor público (com Petrobrás e Eletrobrás) dividido pelo produto interno bruto. Fonte: Banco central do Brasil
N	Emprego	Pessoas de 10 anos ou mais de idade, ocupadas na semana de referência (Mil pessoas). Fonte: IBGE - Pesquisa Mensal de Emprego
W	Salário Real	Rendimento médio real do trabalho principal, efetivamente recebido no mês de referência, pelas pessoas de 10 anos ou mais de idade, ocupadas na semana de referência (Reais). Fonte: IBGE - Pesquisa Mensal de Emprego

Fonte: Elaboração própria

Nesse trabalho ainda são apresentadas funções impulso-resposta com dados alternativos com intuito de analisar a robustez dos resultados. A primeira análise de robustez, chamaremos de modelo 2, é feita com mudanças de dados de mercado de trabalho. São usados dados da Pesquisa Industrial Mensal de Emprego e Salário (PIMES) que possui indicadores de comportamento de emprego e salários nas atividades industriais de abrangência nacional. A periodicidade dos dados é mensal e a amostra vai de

dezembro de 2000 a abril de 2009 somando 101 observações. A Tabela 3 descreve as variáveis do modelo 2 que substituem as variável de mercado de trabalho do modelo 1, a saber, N e W .

Tabela 3: Dados da análise de robustez

Variável	Série	Descrição
N	Emprego	Pessoal ocupado assalariado (Número índice). Fonte: IBGE - Pesquisa Industrial Mensal Emprego e Salário
W	Salário Real	Folha de pagamento real (Número índice). Fonte: IBGE - Pesquisa Industrial Mensal Emprego e Salário
G	Consumo Real do Governo	Consumo final da administração pública deflacionado pelo índice nacional de preços ao consumidor. Fonte: IBGE

Fonte: Elaboração própria

Outros teste de robustez são realizados pela troca da série gastos do governo. A nova série é descrita na Tabela 3. Assim temos mais dois modelos, 3 e 4. Nesse novos modelos, os dados usado são trimestrais, logo o número de observações cai para 29 no modelo 3, com dados da PME, e para 34 no modelo 4, com dados da PIMES. Em todos os modelos os dados foram dessazonalizados aplicando-se o método X-11.

3.2 Modelo Empírico

A relação dinâmica entre as variáveis de interesse pode ser representada através de um modelo SVAR da seguinte maneira:

$$y'_t A_0 = \sum_{l=1}^p y'_{t-l} A_l + \varepsilon'_t \quad \text{para } 1 \leq t \leq T, \quad (15)$$

onde y_t é um vetor coluna $n \times 1$ das variáveis endógenas do modelo, A_0 é uma matriz $n \times n$ dos coeficientes contemporâneos, A_l é uma matriz $n \times n$ dos parâmetros das variáveis defasadas, ε_t é um vetor coluna $n \times 1$ dos distúrbios estruturais, p é a ordem de defasagem e T é o tamanho da amostra.

A distribuição de ε_t , condicional as informações passadas, é Gaussiana com média e matriz de variância-covariância dada por $E(\varepsilon_t | y_1, \dots, y_{t-1}) = 0$ e $E(\varepsilon_t \varepsilon'_{t-1} | y_1, \dots, y_{t-1}) = I_{n \times n}$, respectivamente. Pós-multiplicando todos os elementos da equação 15 por A_0^{-1} , nós obtemos o Modelo Vetorial Autoregressivos (VAR) em sua forma reduzida:

$$y'_t = \sum_{l=1}^p y'_{t-l} B_l + u'_t \quad \text{para } 1 \leq t \leq T, \quad (16)$$

onde $B_l = A_l A_0^{-1}$ para $l = 1, 2, \dots, p$, $u'_t = \varepsilon'_t A_0^{-1}$ e $E[u'_t u_t] = \Omega = (A'_0 A_0)^{-1}$ é a matriz de variância-covariância dos resíduos na forma reduzida. O modelo VAR na sua forma reduzida é estimado para o Brasil neste trabalho utilizando dados mensais. O vetor y_t é composto pelo logaritmo natural de:

- G_t Uma medida de gastos do governo que representa o instrumento de política fiscal;
- Y_t Uma medida de produto agregado nacional;
- D_t Uma medida da relação dívida-PIB;
- N_t Uma medida de emprego;
- W_t Uma medida de salário real.

Assim:

$$y_t = (G_t, Y_t, D_t, N_t, W_t). \quad (17)$$

Foram adicionadas uma variável defasada em cada modelo, $p = 1$. Como sugerem Ivanov e Kilian (2005), esse número foi obtido a partir do Critério de Informação de Akaike (AIC) nos modelos com dados mensais. Nos modelos com dados trimestrais, o número de variáveis defasadas foi escolhido através daquele critério que indicou o modelo mais parcimonioso devido a pouca quantidade de observações.

Muito embora, o modelo a ser estimado consista no VAR na sua forma reduzida (16), as questões de interesse deste artigo demandam a obtenção de funções de resposta a impulsos ortogonais, as quais representam as respostas endógenas das variáveis do sistema a um impulso em um dos elementos do vetor ε_t . Nós adotamos uma estratégia de identificação de restrição de sinais para identificar cada elemento deste vetor.

3.3 Estratégia de Identificação

Baseando-se no modelo teórico, os choques fiscais causam aumentos tanto no produto como na dívida. Então, para que o vetor impulso a seja considerado um choque fiscal expansionista espera-se que ele não promova uma redução dos gastos públicos e da proporção dívida-PIB por no mínimo 2 trimestres. Sendo assim, os efeitos de choques fiscais no mercado de trabalho brasileiro são identificados através de um procedimento agnóstico, descrito em Uhlig (2005), que impõe restrições de sinal sobre as variáveis.

Seja Ω a matriz de variância e covariância dos resíduos do VAR e Λ uma matriz tal que $\Omega = \Lambda' \Lambda$. Então, $\Lambda = \tilde{\Lambda} Q$, onde Q é uma matriz ortogonal e $\tilde{\Lambda}$ é a decomposição de Cholesky. Dessa forma, temos que qualquer vetor de impulso pode ser escrito como:

$$a = \tilde{\Lambda}^{-1} \lambda, \quad (18)$$

onde, a é uma coluna de Λ que contém as respostas contemporâneas das variáveis a um determinado choque, e λ é uma coluna de Q na posição correspondente. Dessa forma, as respostas para um impulso a no período k , ρ_a podem ser calculados a partir dos choques da decomposição de Cholesky (ρ_i):

$$\rho_a(k) = \sum_{i=1}^n \lambda_i \rho_i(k) \quad (19)$$

Para identificar o vetor a com as características do choque desejado, utiliza-se uma abordagem bayesiana, na qual os coeficientes do VAR são variáveis aleatórias e podem apresentar realizações que geram respostas aos choques que infringem os movimentos esperados pela teoria econômica. Ou seja, o conjunto de vetores de impulso, $\Psi(B, K, \Omega)$, que podem ser gerados com base nos coeficientes estimados por mínimos quadrados ordinários (B), em sua matriz de variância e covariância (Ω) e nas restrições de sinal impostas (em K períodos) pode conter muitos elementos.

O método de restrição de sinal pura é empregado para selecionar os vetores que possuem as características desejadas. Essa técnica consiste em gerar, de modo aleatório e simultâneo, valores para os determinantes do espaço dos choques, $\Psi(B, K, \Omega)$, a partir de uma distribuição priori. Essa distribuição priori é proporcional a uma distribuição Normal-Wishart, devido às características das matrizes B e Ω .

De acordo com Pappa (2009), além de aproximar o modelo teórico aos dados, a utilização de restrições de sinal robustas evita problemas típicos associados com a identificação de choques fiscais com significado econômico. Em particular, as restrições de sinal solucionam a falta de argumentos para um número suficiente de restrições de choques iguais à zero, como enfatizado por Mountford e Uhlig (2009), Canova e Pappa (2007) e Perotti (2004).

Além disso, segundo a autora, os problemas envolvendo a endogeneidade das variáveis fiscais e a defasagem entre planejamento, aprovação e execução das políticas fiscais são contornados, pois todas as variáveis relevantes são endógenas, a teoria define as características dos choques fiscais de interesse e não há restrição para o tempo de resposta das variáveis.

4 Resultados

Nessa seção são discutidas as evidências encontradas para o Brasil de respostas das variáveis de mercado de trabalho a choques fiscais. As funções impulso-resposta são expostas na Figura 1. As linhas tracejadas representam o intervalo de confiança de 68%. A linha sólida representa a resposta mediana dos dados. A área cinza destaca a restrição de sinal não negativa imposta sobre a resposta das variáveis durante dois trimestres.

Nota-se que os efeitos sobre o próprio gasto demoram aproximadamente um ano para se dissipar. O impacto sobre o produto é positivo atingindo o seu máximo no segundo mês. Esse efeito é persistente durante o período de 6 anos analisado. No entanto, esse aumento no produto acontece em menor escala do que o aumento nos gastos do governo. Isto é explicado pela teoria por uma efeito *crowding-out* do consumo público sobre o consumo privado. Esse resultado vai de encontro aquele encontrado por Mendonça et al. (2010), em que o produto tem maior probabilidade de sofrer um impacto negativo dado um choque fiscal. No entanto, os resultados são semelhantes aos encontrados por Silva e Portugal (2010). Peres e Ellery Jr (2009) também encontram efeitos positivos de choques fiscais sobre o produto, porém pouco persistentes.

A resposta da dívida a choques nos gastos governamentais possui intervalos de confiança não negativos durante todo período estudado, o que sugere gastos financiados por meio de dívida. O valor máximo da resposta é atingido no mesmo mês do choque. O efeito do choque fiscal é persistente sobre a proporção dívida-PIB com a resposta tornando-se constante depois do primeiro ano.

A primeira variável de mercado de trabalho analisada é o emprego. No nosso modelo, o impacto imediato sobre o nível de empregos devido a aumentos inesperados nos gastos dos governo tem maior probabilidade de ser positivo. No entanto, a partir do sétimo mês todo intervalo de confiança se torna positivo. As respostas ao choque apresentam mudanças muito pequenas após um ano. O pico da resposta do emprego é alcançado quatro anos e três meses após o choque. Silva e Portugal (2010) também encontram efeitos positivos e persistentes sobre o emprego.

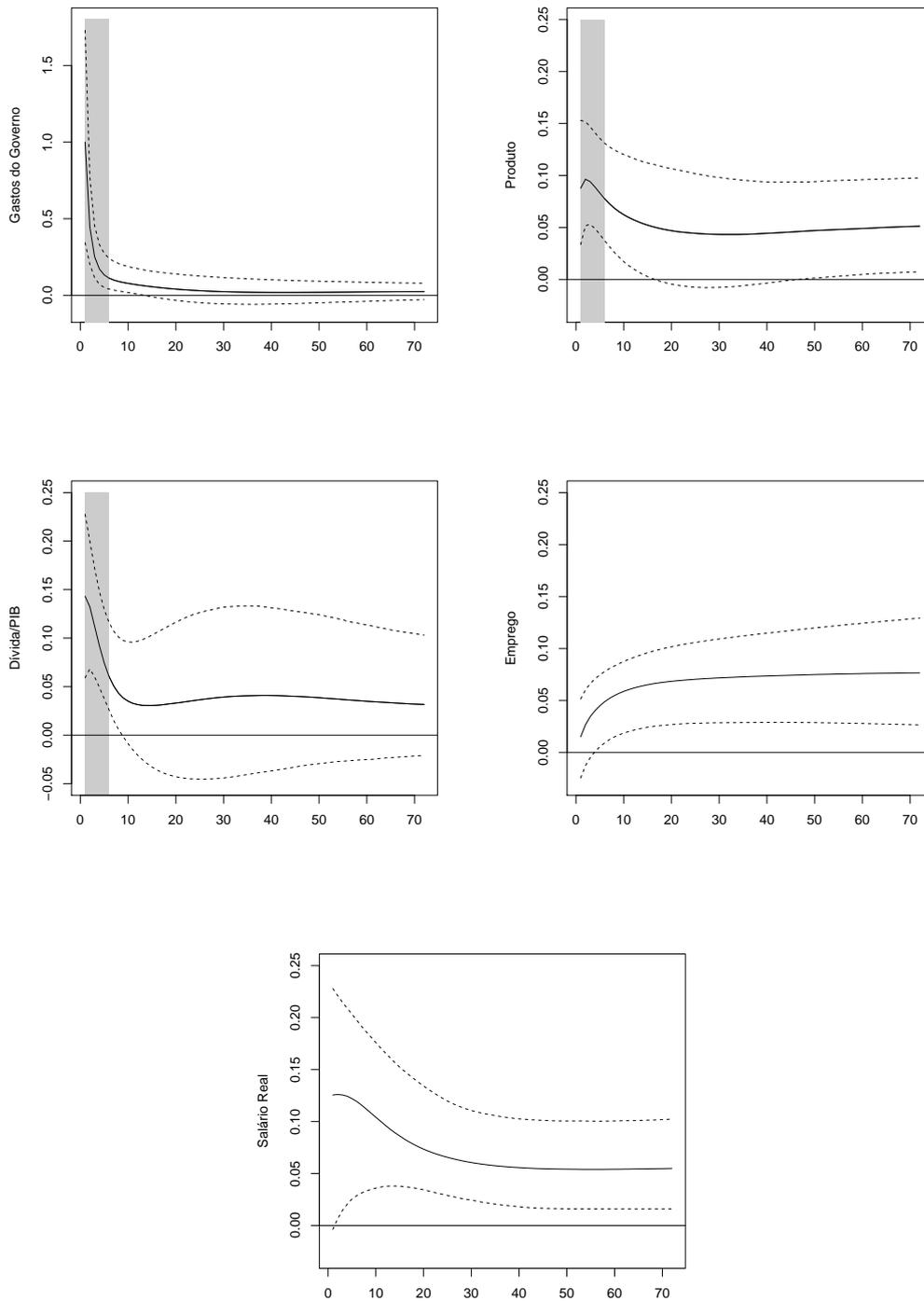


Figura 1: Respostas a choques nos gastos do governo - Modelo 1

Fonte: Elaboração Própria. Função impulso-resposta das variáveis do modelo 1. As linhas tracejadas indicam o intervalo de confiança de 68% e as linhas sólidas, as medianas. A área cinza representa o período de dois trimestres em que são impostas restrições positivas sobre as respostas das variáveis.

O impacto de choques fiscais sobre o salário real é positivo. A resposta da variável é decrescente ao longo do tempo, porém positiva durante todo período examinado. O valor máximo da resposta é alcançado no mês contemporâneo ao choque o que mostra uma rápida reação dessa variável ao choque fiscal. Esse resultado vai de encontro ao obtido por Silva e Portugal (2010). Os autores encontraram que o efeito sobre salário real do choque sobre gastos do governo é negativo e persistente. Em conjunto, nossos resultados dão suporte às implicações do modelo novo keynesiano para o Brasil.

5 Análise de Robustez

Além do modelo 1 apresentado na seção acima, três modelos adicionais foram estimados. No modelo 2, são usados dados de mercado de trabalho da PIMES, ao invés da PME. Os modelos 3 e 4 são iguais aos modelos 1 e 2, respectivamente, exceto pela diferente definição de gasto do governo utilizada e pela periodicidade trimestral dos dados. As descrições das variáveis trocadas estão expostas na Tabela 3. Os resultados encontrados estão apresentados nas figuras 2, 3 e 4.

O resultado de que choques nos gastos do governo têm caráter novo keynesiano são consistentes a mudanças nas definições das variáveis de emprego e gasto do governo. No modelo 2, o efeito do choque fiscal sobre os gastos do governo se reduz rapidamente como no modelo 1, porém a resposta tem uma boa probabilidade de ser persistente. Ainda no modelo 2, o efeito sobre o produto também é positivo e persistente, mas com uma pouco mais de intensidade. Já em relação à proporção dívida-PIB, o efeito continua positivo, mas não significativo ao longo prazo. O impacto sobre o emprego é muito semelhante ao modelo 1, enquanto o efeito sobre o salário real continua positivo e duradouro, porém o impacto contemporâneo é menos intenso do que no primeiro modelo.

O modelo 3 mostra que a nova definição de gastos não apresenta uma resposta tão decrescente como no modelo 1. O impacto do choque fiscal sobre o produto é positivo durante 6 trimestres. A proporção dívida-PIB tem resposta positiva até um ano após o choque, depois passa a ter maior chance de ser negativa. A resposta do emprego é semelhante a dos modelos 1 e 2, mas o impacto contemporâneo é insignificante. O efeito do choque sobre o salário real também é positivo.

Por fim, o modelo 4 chega a resultados semelhantes. A resposta dos gastos do governo ao choque fiscal é decrescente em um primeiro momento, no entanto, nesse modelo, esse efeito é de longo prazo. Assim como o impacto sobre o produto. A proporção dívida-PIB demonstra respostas positivas até o primeiro ano, em seguida o efeito tem maior probabilidade de ser negativo. A resposta do emprego é semelhante a do modelo 3. O salário real apresenta respostas positivas e persistentes ao longo do tempo.

Em resumo, as funções impulso-resposta desta seção mostram que o fato dos choques fiscais brasileiros apresentarem caráter novo keynesiano é robusto a alterações nas definições dos dados utilizados. Independentemente do modelo abordado, aumentos inesperados nos gastos governamentais geram impactos positivos sobre as variáveis de mercado de trabalho, a saber, emprego e salário real.

6 Considerações Finais

Esse trabalho encontrou evidências empíricas de como variáveis do mercado de trabalho brasileiro se comportam em resposta a choques fiscais. O método empírico adotado foi o de Vetores Autoregressivos Estruturais e a estratégia de identificação seguiu a metodologia de validação de modelos DSGE proposta por Canova (2002).

Assim, o trabalho se baseou em resultados obtidos por Pappa (2009) para um modelo DSGE adaptando-os para realidade brasileira. Nesse modelo, as respostas encontradas para o choque fiscal são positivas para produto e dívida independente de qual hipótese sobre a flexibilidade de preços é assumida. Assim, tanto em modelos com característica novo keynesiana como com característica novo clássica, o produto e a dívida aumentam em resposta a aumentos nos gastos do governo. Usa-se esse resultado para aplicar a identificação por restrição de sinais proposta por Uhlig (2005). Portanto, restringimos as respostas do produto e da dívida a serem não negativas e observamos o comportamento do emprego e do salário real.

Os resultados são condizentes com o modelo novo keynesiano. Aumentos inesperados nos gastos públicos aumentam, por construção, o produto e a proporção dívida-PIB. O emprego apresenta uma resposta contemporânea com maior probabilidade de ser negativa, porém após o segundo mês todo o intervalo de confiança é positivo. A resposta do salário ao choque fiscal é positiva durante todo período estudado. Esse resultado sugere que o aquecimento na economia causado pelo aumento nos gastos públicos desloca a demanda por trabalho elevando o emprego e o salário real.

Ainda foram estimados mais três modelos com o intuito de testar a robustez dos resultados. Os modelos diferem entre si de acordo com a definição das variáveis de mercado de trabalho e de gastos do governo utilizadas. Os resultados para todos os modelos corroboram com os resultados obtidos com o modelo principal e, portanto, oferecem suporte às implicações do modelo novo keynesiano para o Brasil.

Referências

- Blanchard, O. e R. Perotti (2002), "An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output." *Quarterly Journal of Economics*, 117, 1329–1368.
- Burnside, C., M. Eichenbaum, e J. D. M. Fisher (2004), "Fiscal shocks and their consequences." *Journal of Economic Theory*, 115, 89–117.
- Canova, F. (2002), "Validating monetary DSGE models through VARs." CEPR discussion papers, C.E.P.R. Discussion Papers.
- Canova, F. e E. Pappa (2007), "Price differentials in monetary unions: The role of fiscal shocks." *The Economic Journal*, 117, 713–737.
- Dedola, L. e S. Neri (2007), "What does a technology shock do? A VAR analysis with model-based sign restrictions." *Journal of Monetary Economics*, 54, 512–549.
- Fatás, A. e I. Mihov (2001), "The effects of fiscal policy on consumption and employment: Theory and evidence." CEPR discussion papers, C.E.P.R. Discussion Papers.

- Finn, M. G (1998), "Cyclical effects of government's employment and goods purchases." *International Economic Review*, 39, 635–57.
- Goodfriend, M. e R. G. King (1998), "The new neoclassical synthesis and the role of monetary policy." Working paper, Federal Reserve Bank of Richmond.
- Ivanov, V. e L. Kilian (2005), "A practitioner's guide to lag order selection for VAR impulse response analysis." *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 9, 2.
- Mendonça, M. J. C., L. Medrano, e A. Sachsida (2010), "Efeitos da política monetária na economia brasileira: Resultados de um procedimento de identificação agnóstica." *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 40.
- Mountford, A. e H. Uhlig (2009), "What are the effects of fiscal policy shocks?" *Journal of Applied Econometrics*, 24, 960–992.
- Pappa, E. (2009), "The effects of fiscal shocks on employment and the real wage." *International Economic Review*, 50, 217–244.
- Peres, M. A. F. e R. G. E. Ellery Jr (2009), "Efeitos dinâmicos dos choques fiscais do governo central no PIB do Brasil." *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 39.
- Perotti, R. (2004), "Estimating the effects of fiscal policy in OECD countries." Working papers, IGIER (Innocenzo Gasparini Institute for Economic Research), Bocconi University.
- Perotti, R. (2007), "In search of the transmission mechanism of fiscal policy." NBER working papers, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Ramey, V. A. e M. D. Shapiro (1998), "Costly capital reallocation and the effects of government spending." *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 48, 145–194.
- Ravn, M.O. e S. Simonelli (2007), "Labor market dynamics and the business cycle: Structural evidence for the United States." *Scandinavian Journal of Economics*, 109, 743–777.
- Silva, F. S. e M. S. Portugal (2010), "O impacto de choques fiscais na economia brasileira: Uma abordagem DSGE." *Anais do 32º Encontro Brasileiro de Econometria*.
- Uhlig, H. (2005), "What are the effects of monetary policy on output? Results from an agnostic identification procedure." *Journal of Monetary Economics*, 52, 381–419.

A Apêndice

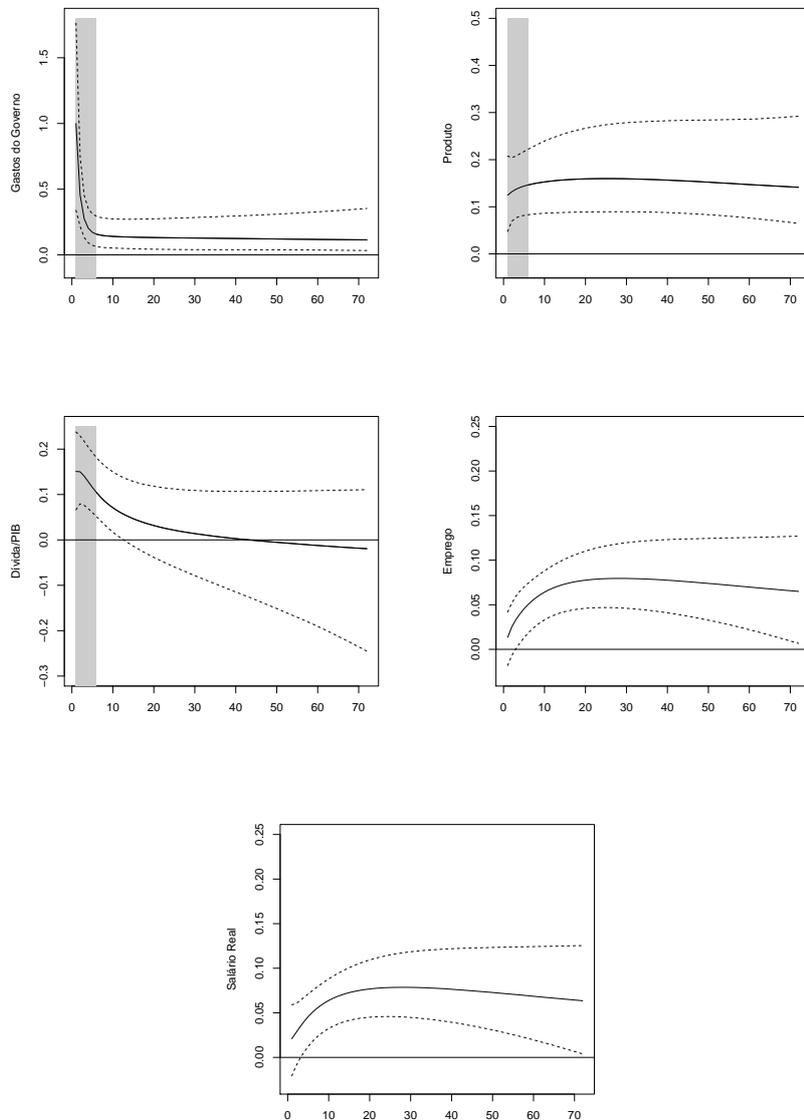


Figura 2: Respostas a choques nos gastos do governo - Modelo 2

Fonte: Elaboração Própria. Função impulso-resposta das variáveis do modelo 2. As linhas tracejadas indicam o intervalo de confiança de 68% e as linhas sólidas, as medianas. A área cinza representa o período de dois trimestres em que são impostas restrições positivas sobre as respostas das variáveis.

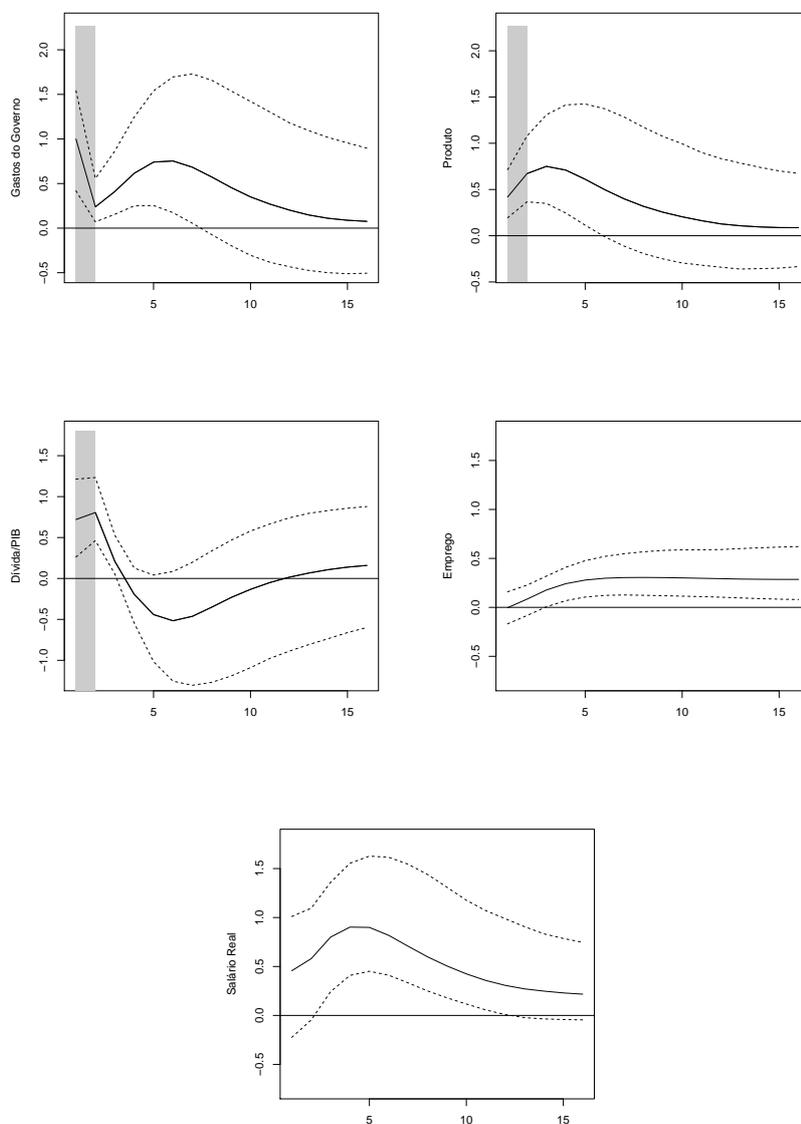


Figura 3: Respostas a choques nos gastos do governo - Modelo 3

Fonte: Elaboração Própria. Função impulso-resposta das variáveis do modelo 3. As linhas tracejadas indicam o intervalo de confiança de 68% e as linhas sólidas, as medianas. A área cinza representa o período de dois trimestres em que são impostas restrições positivas sobre as respostas das variáveis.

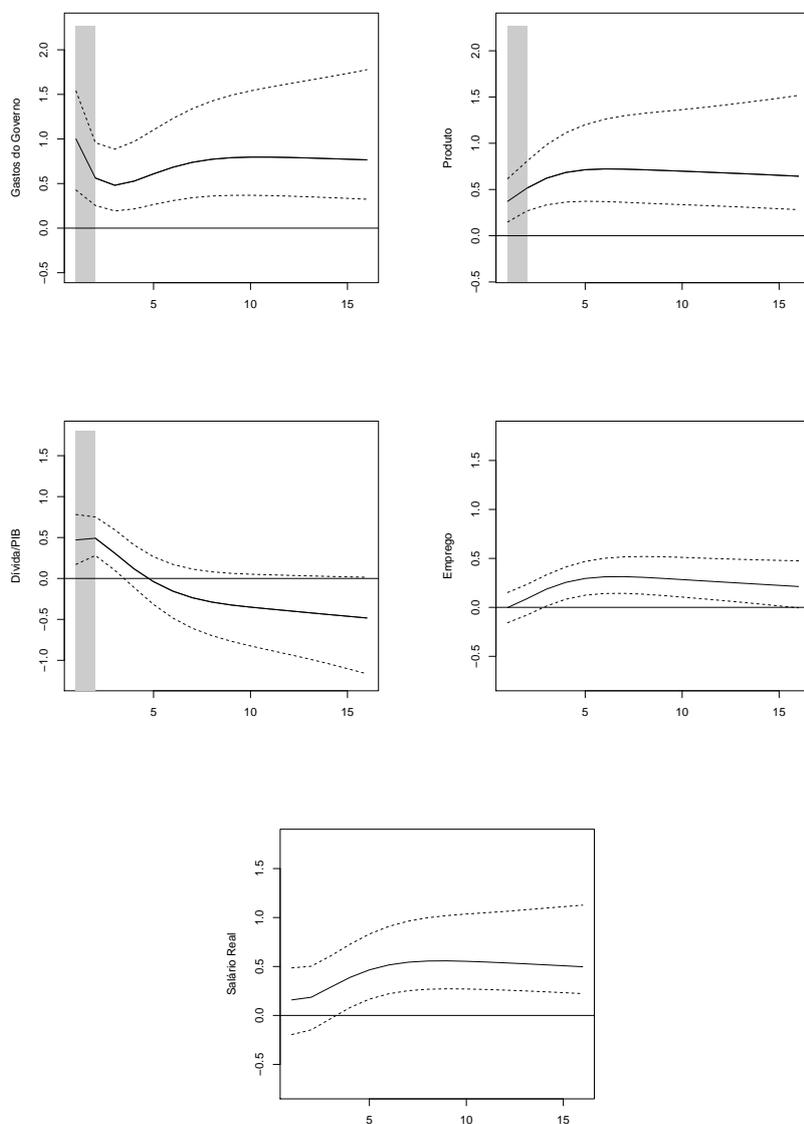


Figura 4: Respostas a choques nos gastos do governo - Modelo 4

Fonte: Elaboração Própria. Função impulso-resposta das variáveis do modelo 4. As linhas tracejadas indicam o intervalo de confiança de 68% e as linhas sólidas, as medianas. A área cinza representa o período de dois trimestres em que são impostas restrições positivas sobre as respostas das variáveis.