

# Multiplicador dos Gastos do Governo em Períodos de Expansão e Recessão: Evidências Empíricas para o Brasil

VANESSA GRUDTNER\*

EDILEAN KLEBER DA SILVA BEJARANO ARAGON†

**Sumário:** 1. Introdução; 2. Estratégia empírica; 3. Resultados; 4. Considerações finais; A. Estimção do VAR não linear; B. Estimção das funções de impulso-respostas generalizadas; C. Impulso-respostas generalizadas estimadas.

**Palavras-chave:** VAR não linear; Multiplicador dos gastos do governo; Ciclo econômico.

**Códigos JEL:** C32, E32, E62, H30.

Neste trabalho, nós estimamos um vetor autorregressivo de transição não-linear com a finalidade de verificar se o multiplicador dos gastos do governo brasileiro são dependentes do ciclo econômico. O período de análise vai do primeiro trimestre de 1999 ao quarto de 2015. Além dos gastos consolidados do governo, calculamos o multiplicador de consumo, investimento e salários pagos pelo governo aos servidores públicos. Os resultados mostram que os multiplicadores dos gastos do governo se comportam da mesma maneira em períodos de recessão e expansão. Esse resultado é robusto a choques nos gastos do governo dados em períodos de expansão forte e recessão profunda, ao multiplicador de gastos do governo controlado pelo investimento, à razão dívida/PIB e ao grau de abertura econômica e taxa de câmbio.

*In this paper, we estimate a nonlinear transition autoregressive vector with a purpose of verification if the Brazilian government expenditure multiplier is dependent of the economic cycle. The analysis period runs from the first quarter of 1999 to the fourth quarter of 2015. In addition to the government's consolidated costs, were calculated the multiplier for government's consumption, government investment and wages paid by government to public employees. The results show that government spending multipliers behave in the same way in periods of recession and expansion. This result is robust to shocks in government spending given in periods of strong expansion and deep recession, the multiplier of government spending driven by investment, the debt/GDP ratio, and the degree of economic openness and exchange rate.*

## 1. INTRODUÇÃO

O interesse dos economistas sobre os efeitos macroeconômicos da política fiscal foi reaceso em 2008, com os primeiros estudos para avaliar o impacto dos pacotes fiscais, como o *American Recovery and Reinvestment Act*, lançados pelo governo dos EUA para impulsionar o produto e o emprego da economia durante a crise.<sup>1</sup> Até então, a política fiscal havia ocupado papel central na macroeconomia apenas no período pós-Grande Depressão, guiada pelo keynesianismo Blanchard e Perotti (2002). Nos anos seguintes, o ceticismo com relação à eficácia da política fiscal foi crescendo, principalmente após o trabalho de Barro (1974), baseado na equivalência ricardiana. Paralelamente a isso, o desenvolvimento do mercado

\*Aluna de mestrado do PPGE – UFPB. E-mail: vgrudtner@gmail.com

†Professor do PPGE – UFPB. E-mail: edilean@hotmail.com

<sup>1</sup>Ver Romer e Bernstein (2009), Eggertsson (2009) e Taylor (2011), por exemplo.



financeiro aumentou a efetividade da política monetária, que foi suficiente para diminuir as flutuações cíclicas do produto norte-americano a partir dos anos 1980 até 2008, quando a demanda agregada norte-americana entrou em colapso e os Banco Central dos EUA baixaram sua taxa de juros para um valor próximo de zero.

Com o passar do tempo, a discussão sobre o impacto de políticas fiscais se refletiu no debate sobre o tamanho do multiplicador fiscal e sob quais situações econômicas o multiplicador seria maior ou menor.<sup>2</sup> Auerbach e Gorodnichenko (2012) encontraram multiplicadores de gastos em infraestrutura e outros tipos de investimento público nos EUA maiores que os multiplicadores de consumo do governo. Chahrour et alii (2012) e Leeper et alii (2011) encontraram multiplicadores de gastos do governo maiores do que multiplicadores de impostos. Christiano et alii (2011) mostraram que os multiplicadores são maiores quando o aumento dos gastos do governo são feitos em um período onde a taxa nominal de juros está no seu limite inferior.

No que se refere à possibilidade de que o multiplicador variar de acordo com o estado da economia, Pereira e Lopes (2010) e Kirchner et alii (2010) usaram um VAR estrutural com parâmetros variando no tempo e simulações Bayesiana e chegaram à conclusão que os multiplicadores de gastos do governo não são muito diferentes em expansões e recessões. Por sua vez, Auerbach e Gorodnichenko (2012) estimaram um modelo STVAR e encontraram um multiplicador de pico para os gastos do governo nos EUA de 2,5 em recessões e 0,6 em expansões. Fazzari et alii (2013) estimaram um SVAR com *threshold* e encontraram que os efeitos de um choque nos gastos do governo sobre a produção são significativamente maiores e mais persistentes quando a economia está com um alto grau de recursos subutilizados, o que se verifica em períodos de recessão. Ramey e Zubairy (2014), utilizando o método de Jordà (2005), não encontraram indícios de que os multiplicadores são maiores em recessões, nem quando foram utilizados os mesmos períodos de amostragem, dados, definições das variáveis, definição de estado da economia e choques utilizados por Auerbach e Gorodnichenko (2012). Para os autores, as diferenças encontradas se deram pelos pressupostos, muitas vezes irrealistas, que Auerbach e Gorodnichenko (2012) usaram para calcular as suas funções de impulso-resposta tais como: *i*) a taxa de crescimento médio do produto ser exógeno ao modelo e dado pela média móvel de sete trimestres; *ii*) a economia permanecer em recessão ou expansão pelo menos por vinte trimestres e; *iii*) as mudanças nos gastos do governo não impactarem o estado da economia. Caggiano et alii (2015) estimaram um VAR não linear que se aproxima do estimado por Auerbach e Gorodnichenko (2012), mas levaram em consideração as críticas feitas por Ramey e Zubairy (2014). Esses autores constataram que o multiplicador dos gastos dos governo fiscal é maior quando a economia se encontra em recessão profunda.

Teoricamente, os efeitos reais assimétricos da política de gastos governamentais em diferentes fases do ciclo econômico podem surgir em um modelo Keynesiano tradicional (IS-LM-OA-DA) com uma curva de oferta agregada (OA) convexa. Nesse caso, em períodos de produto baixo (quando a economia está em recessão), a curva OA é pouco inclinada e o multiplicador fiscal é relativamente grande. Por outro lado, quando a economia está em expansão, a curva OA é muito inclinada e o multiplicador fiscal é relativamente pequeno. Baseados em modelos DSGE propostos para estudar os efeitos de política fiscal, Eggertsson (2009) e Christiano et alii (2011) verificam que o multiplicador dos gastos do governo é maior quando o limite inferior da taxa nominal de juros está ativo (e a economia está em recessão). A razão para isso é que, quando a taxa nominal de juros está próxima de zero, uma política fiscal expansionista não altera essa variável e, conseqüentemente, não gera um descolamento dos gastos privados (consumo e investimento). Recentemente, Canzoneri et alii (2016) apresentam um modelo teórico com fricções no mercado financeiro em que a variação cíclica nos custos de intermediação bancária gera um comportamento anticíclico para o *spread* entre a taxa de depósitos e a taxa de empréstimos bancários, e cria

<sup>2</sup>De forma simplificada, o multiplicador fiscal estima o efeito que uma variação em um instrumento de política fiscal tem sobre o produto. Esse multiplicador pode ser de “pico”, que informa o maior efeito sobre o produto em qualquer trimestre após a mudança de política, “de impacto”, que traz o efeito imediato da mudança de política ou “acumulativos”, que representa o somatório dos efeitos de política fiscal sobre o produto durante um determinado período.

um acelerador financeiro que é muito mais forte em recessões do que em expansões. Nesse caso, uma política fiscal expansionista teria maiores efeitos sobre o produto agregado em períodos de recessão.

Posto isto, o objetivo deste trabalho é verificar se o multiplicador dos gastos do governo no Brasil depende da fase do ciclo de negócios. Para isso, estima-se um vetor autorregressivo de transição não-linear (STVAR) modelado para discriminar as respostas dinâmicas do produto a choques fiscais em períodos de recessão e expansão econômica. A análise é baseada nas funções de impulso-respostas generalizadas (GIRFs) estimadas de forma a captar a endogeneidade da transição de um estado da economia para outro, após um choque fiscal. O estudo é feito com dados trimestrais para o período de 1999 a 2015.

A análise do tamanho do multiplicador fiscal em tempos bons e ruins é particularmente importante para a economia brasileira. Por mais que o país não tenha atingido o limite inferior da taxa nominal de juros, a política monetária sempre teve como principal objetivo o controle da inflação, ficando em segundo plano quando se trata de política econômica anticíclica. Em 2008, o governo brasileiro utilizou vários instrumentos de política fiscal para combater a crise, aumentando seus gastos e cortando impostos.<sup>3</sup> Mesmo com a política fiscal expansionista sendo feita de maneira discricionária, sem se saber ao certo seu efeito sobre a economia, em 2010 a economia brasileira já havia superado a crise [Pastore et alii (2004)]. A partir de 2012, de acordo com Gobetti e Orair (2015), o multiplicador dos gastos do governo brasileiros mostrou certa ineficiência em produzir os efeitos econômicos esperados. De 2010 ao primeiro semestre de 2014, a economia brasileira se manteve relativamente estável, mesmo o governo mantendo a taxa real de expansão das despesas acima de 4%. Apesar de não se saber ao certo quais as medidas adotadas tiraram o Brasil da crise 2008 e aprofundaram a de 2015, há indícios de que o multiplicador fiscal para o Brasil é dependente do estado em que se encontra a economia. Isso porque as mesmas medidas de aumento de gastos surtiram efeitos contrários sobre o produto em períodos diferentes de implementação: em 2008 a economia estava em recessão e em 2014 não.

No Brasil, a maioria dos trabalhos sobre multiplicador fiscal procura estimar o valor desse parâmetro. Por exemplo, Peres e Ellery Junior (2009) estimaram um modelo VAR e concluíram que os multiplicadores dos gastos são positivos em torno de 0,3 e da receita situam-se em torno de -0,2. Cavalcanti e Silva (2010) incluíram a dívida pública em um VAR e observaram que a omissão da dívida pública pode superestimar os efeitos de choques fiscais. Pires (2012) também estimou um modelo VAR e concluiu que o multiplicador fiscal no Brasil tende a ser maior que um, sendo o multiplicador dos investimentos mais elevado que o do consumo do governo.<sup>4</sup> Ainda dentro dessa literatura, é importante ressaltar que são poucos os trabalhos que relacionam o multiplicador fiscal com a evolução do ciclo econômico para o Brasil. Pires (2014) e Samuel et alii (2016) utilizam modelos Markov-Switching e não encontram diferenças entre os multiplicadores em períodos de recessão e expansão. O trabalho que mais se assemelha ao que estamos propondo é o de Orair et alii (2016). Esses autores estimaram multiplicadores de diferentes tipos de gasto público através de um modelo STVAR, seguindo a metodologia de Auerbach e Gorodnichenko (2012). Os autores foram os únicos que encontraram estado-dependência nos multiplicadores fiscais para o Brasil. Seus resultados mostram que, durante depressões econômicas severas, o efeito de alguns tipos de gasto público, como investimentos, benefícios sociais e gastos com pessoal, são maiores do que em tempos normais. Da mesma forma, as respostas do produto aos impulsos fiscais são insignificantes ou muito baixos em situações de expansão econômica.

O presente trabalho busca contribuir com a literatura nacional em dois sentidos: o primeiro é estimar o multiplicador dos gastos do governo através de um modelo calibrado de forma que as recessões definidas pelo modelo coincidam com as recessões definidas pelo Comitê de Datação de Ciclos (CODACE),

<sup>3</sup>Os cortes no impostos se deram, principalmente, com a redução do IPI sobre linha brando e carros. Além disso, com a finalidade de incentivar a demanda agregada ainda mais, algumas outras medidas foram implantadas, tais como a manutenção do preço da energia elétrica e gasolina.

<sup>4</sup>Outros trabalhos que tratam de estimar o multiplicador fiscal para o Brasil utilizando abordagens diferentes são Moura (2015) e Cavalcanti e Vereda (2015).



já que as recessões identificadas pelos modelos markovianos propostos por Pires (2014) e Samuel et alii (2016) podem não condizer perfeitamente com as datações históricas das recessões brasileiras; o segundo é estimar um STVAR seguindo Caggiano et alii (2015), que incorpora as críticas de Ramey e Zubairy (2014) ao método de estimação de Auerbach e Gorodnichenko (2012). Além disso, o multiplicador dos gastos do governo é desagregado em consumo do governo, investimento do governo e massa salarial paga pelo governo aos funcionários públicos. Por fim, nós verificamos a robustez dos resultados a choques nos gastos do governo dados em períodos de expansão forte e recessão profunda, e controlamos as estimações do multiplicador pelo investimento público, razão dívida/PIB, grau de abertura econômica e taxa de câmbio.

Em suma, os resultados deste trabalho mostram que o multiplicador dos gastos do governo não é estatisticamente diferente nos períodos de recessão e expansão, assim como os multiplicadores de consumo, do investimento e dos gastos do governo com salários aos servidores públicos. As GIRFs indicam que em períodos de recessão o choque nos gastos do governo leva ao aumento do produto e dos gastos do governo. As receitas do governo aumentam com o choque, mas se estabilizam em um patamar mais baixo que o verificado antes. O choque nos gastos do governo em períodos de expansão não tem efeitos sobre os gastos do governo, receitas do governo e produto.

Além desta introdução, este artigo conta com mais três seções. Na segunda seção, o modelo econométrico e a base de dados são apresentados. A terceira seção traz os resultados do trabalho, bem como os testes de robustez. Por fim, a última seção apresenta as conclusões da pesquisa.

## 2. ESTRATÉGIA EMPÍRICA

Nesta seção, nós apresentamos o modelo empírico utilizado para estimar o multiplicador dos gastos do governo nas diferentes fases do ciclo de econômico, bem como os dados utilizados nas estimações.

### 2.1. O modelo econométrico

O estado-dependência do multiplicador dos gastos governamentais é estimado através de um vetor autorregressivo de transição não-linear (STVAR), dado por:

$$x_t = F(z_{t-1})\Pi_R(L)x_{t-1} + [1 - F(z_{t-1})]\Pi_E(L)x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\varepsilon_t \sim N(0, \Omega_t) \quad (2)$$

$$\Omega_t = F(z_{t-1})\Omega_R + [1 - F(z_{t-1})]\Omega_E \quad (3)$$

$$F(z_t) = \exp(-\gamma z_t) / [1 + \exp(-\gamma z_t)] \quad (4)$$

onde  $\gamma > 0$ ,  $z_t \sim N(0,1)$ ,  $x_t = (g_t, t_t, y_t)'$  é o vetor de variáveis endógenas a serem modeladas,  $g_t$  denota os gastos reais do governo,  $t_t$  são as receitas reais do governo,  $y_t$  é o produto agregado,  $F(z_{t-1})$  é a função de transição que captura a probabilidade da economia estar em recessão,  $\gamma$  regula a suavidade de transição entre os estados,  $z_t$  é o indicador de transição,  $\Pi_R$  e  $\Pi_E$  são os coeficientes do VAR que capturam a dinâmica do sistema durante recessões e expansões (respectivamente),  $\varepsilon_t$  é o vetor de resíduos das formas reduzidas, com média zero e estado-dependência da matriz de variância-covariância dado por  $\Omega_t$ . As estruturas de covariância dos resíduos em recessões e expansões são representadas respectivamente por  $\Omega_R$  e  $\Omega_E$ . Assume-se no modelo que as variáveis podem ser descritas por uma combinação de dois VAR lineares, um adequado para descrever a economia durante recessões e o outro durante expansões. A transição de um estado para outro é regulado pela variável padronizada de transição  $z_t$ . O parâmetro de suavização  $\gamma$  afeta a probabilidade de se estar em uma recessão,  $F(z_t)$ , ou seja, quanto maior  $\gamma$ , mais rápida é a transição de um estado para outro. Percebe-se que o modelo (1) – (4) permite a não-linearidade surgir tanto das relações contemporâneas quanto das relações dinâmicas do sistema econômico.

O modelo é estimado por Máxima Verossimilhança e Monte Carlo via Cadeias de Markov (MCMC).<sup>5</sup> Tanto o VAR linear quanto o não-linear serão estimados com três *lags*. A escolha de seleção foi feita com base no critério de informação de Schwarz aplicado ao modelo linear estimado para toda a amostra. Esse critério, de acordo com, Ventzislav e Lutz (2005), é o critério mais acurado para se definir o número de *lags* de um VAR com dados trimestrais para até 120 observações.

Seguindo Koop et alii (1996), a função de impulso-resposta generalizada é programada para captar a interação entre a evolução das variáveis no vetor  $x_t$  e a variável de transição, que é diretamente influenciada pelo crescimento do produto, ou seja, é modelado o *feedback* da evolução do produto no vetor  $x_t$  para o indicador de transição  $z_t$  e, conseqüentemente, a probabilidade  $F(z_{t-1})$ . Com isso, a probabilidade  $F(z_t)$  é endogeneizada.

Para calcular as GIRFs, nós seguimos Koop et alii (1996) e definimos os valores iniciais para os *lags* do VAR, a variável indicadora de transição  $z_t$  e, por (4),  $F(z_t)$ . Em seguida, são simulados dois cenários, um onde todos os choques são identificados pela decomposição de Cholesky da matriz de variância e covariância dada em (3), e outro com os mesmos choques mais um  $\delta > 0$  referente à primeira realização do choque. As GIRFs dos choques  $\delta$  são dadas pela diferença entre os dois cenários. Para cada condição inicial,  $z$ , é salva a realização mediana de 500 realizações estocásticas diferentes. Essas etapas são repetidas até que 500 condições iniciais, associadas a recessões (expansões), sejam consideradas. Então, as GIRFs são construídas considerando estas 500 realizações medianas e normalizando os choques.<sup>6</sup>

## 2.2. Dados

A base da análise diz respeito ao vetor  $x_t = (g_t, t_t, y_t)'$ , onde  $g_t$  é o logaritmo natural dos gastos reais do governo para os três entes da federação (governos federal, estaduais e municipais),  $t_t$  é o logaritmo natural das receitas reais do governo (líquidas de transferências de assistência social, previdência e subsídios) e  $y_t$  é o logaritmo natural do produto interno bruto (PIB) real.

As séries utilizadas na análise são as de produto interno bruto, consumo do governo, investimento do governo, impostos arrecadados pelo governo, massa salarial paga pelo governo aos funcionários públicos, razão dívida/PIB, transações correntes em porcentagem do PIB, taxa de câmbio e  $F(z_t)$ . O período da análise vai do primeiro trimestre de 1999 ao quarto trimestre de 2015, 1999T1 – 2015T4. Todas as séries utilizadas apresentam as 68 observação disponíveis, com exceção da série de razão Dívida/PIB, disponível a partir de 2001T4 e das informações sobre o rendimento pagos pelo governo aos funcionários públicos, disponíveis a partir de 2002T2, utilizadas para controle e análise de robustez dos resultados. Todas as séries nominais foram deflacionadas pelo deflator do PIB trimestral com base em 1996T1<sup>7</sup>, logaritimizadas e dessazonalizadas, quando necessário, pelo método X-12-ARIMA.

As séries de PIB e de consumo do governo foram retiradas das Contas Nacionais Trimestrais, disponibilizadas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). As séries de investimento e receita do governo não estão disponíveis para todo o período de análise em base trimestral. A Secretaria de Tesouro Nacional passou a disponibilizá-las trimestralmente a partir de 2010. No entanto, várias pesquisas feitas pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) levaram a estimações dessas séries. Santos et alii (2012) estimaram as séries de formação bruta de capital fixo (investimento) do governo e Santos et alii (2010) as séries de carga tributária líquida (impostos líquidos de transferências de assistência sociais, de previdência e de subsídios) do governo.<sup>8</sup>

<sup>5</sup>Para detalhes da estimação do modelo, ver Apêndice A.

<sup>6</sup>Os procedimentos utilizados para obtenção das GIRFs estão apresentados com mais detalhes no Apêndice B.

<sup>7</sup>O deflator do PIB trimestral foi construído com base nas informações de PIB real e nominal encadeados a preço de 1995 disponibilizadas pelo IBGE nas Contas Nacionais Trimestrais.

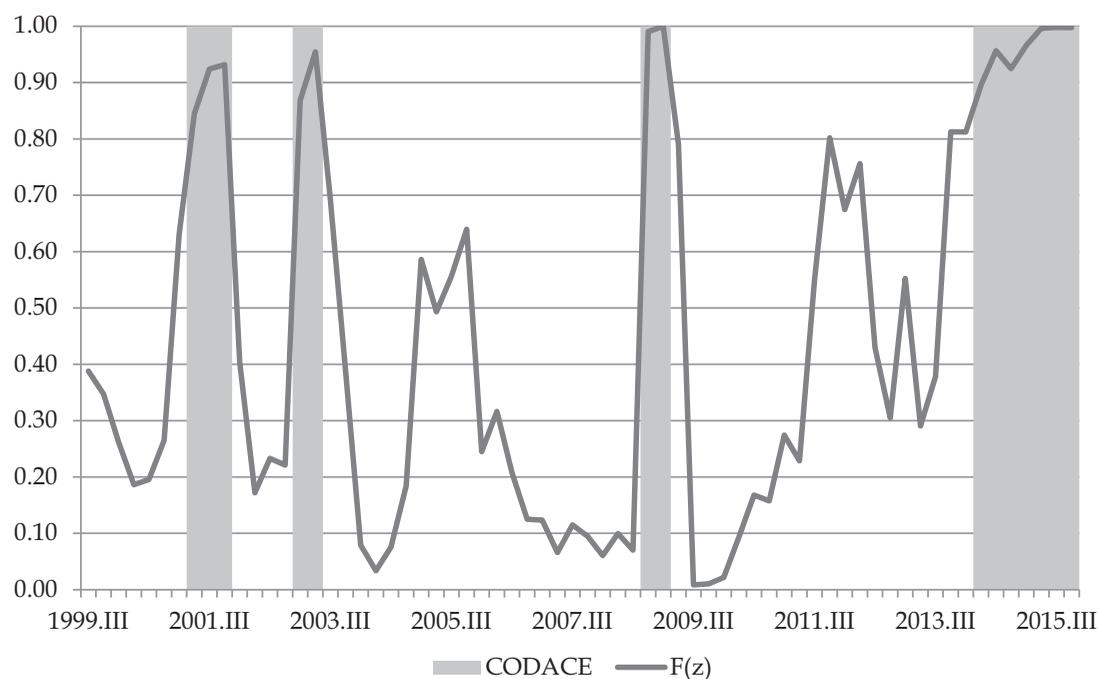
<sup>8</sup>Apesar das estimações feitas nesses artigos não abrangerem todo o período em que vai ser estimado o multiplicador fiscal, os autores seguiram atualizando esses dados e disponibilizaram as séries por e-mail.



A série de massa salarial paga pelo governos aos funcionários públicos foi construída multiplicando as informações da população empregada no setor público pelo Rendimento médio real efetivo dos empregados no setor público disponível na Pesquisa Mensal de Emprego do IBGE (PME). Lembrando que a PME é uma amostra coletada apenas nas regiões metropolitanas de Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo e Porto Alegre. Mesmo assim, é uma *proxy* útil para se verificar a covariância do que o governo gasta com salários e as demais variáveis utilizadas no VAR. A série de razão dívida/PIB, foi retirada do Ipeadata, assim como a série de Transações correntes dos últimos 12 meses como % PIB, e a série de Índice da taxa de câmbio real (IPCA), necessária para chegar à série de variação de taxa de câmbio.

A última série necessária para a análise é  $F(z_t)$ . De acordo com a Equação (4), para a construção da  $F(z_t)$  é necessário definir a variável de transição  $z_t$  e o valor de calibração do parâmetro de suavização  $\gamma$ , de forma que, por definição, a função  $F(z_t)$  assuma valores maiores do que 0,85, em períodos de recessão. A frequência e os períodos das recessões históricas brasileiras são identificadas pelo CODACE.

**Figura 1:** Probabilidade de estar em uma fase de recessão



De acordo com o CODACE, a economia brasileira esteve em recessão em 20,6% dos trimestres do período de 1999T1 a 2015T4. A variável de transição  $z_t$  é dada pela média móvel padronizada da taxa de crescimento percentual do PIB real, trimestre a trimestre. A quantidade de trimestres incluídas na média móvel que define  $z_t$  e o valor de  $\gamma$  devem satisfazer:  $Pr[F(z_t) \geq 0,85] \approx 20,6\%$ . Com isso, optou-se pelo  $\gamma = 2,65$  e pela média móvel de dois períodos.<sup>9</sup> A Figura (1) mostra o comportamento de  $F(z_t)$  ao longo do período de análise. Pode-se verificar que os maiores valores de  $F(z_t)$  estão claramente associados aos períodos de recessão identificados pelo CODACE.

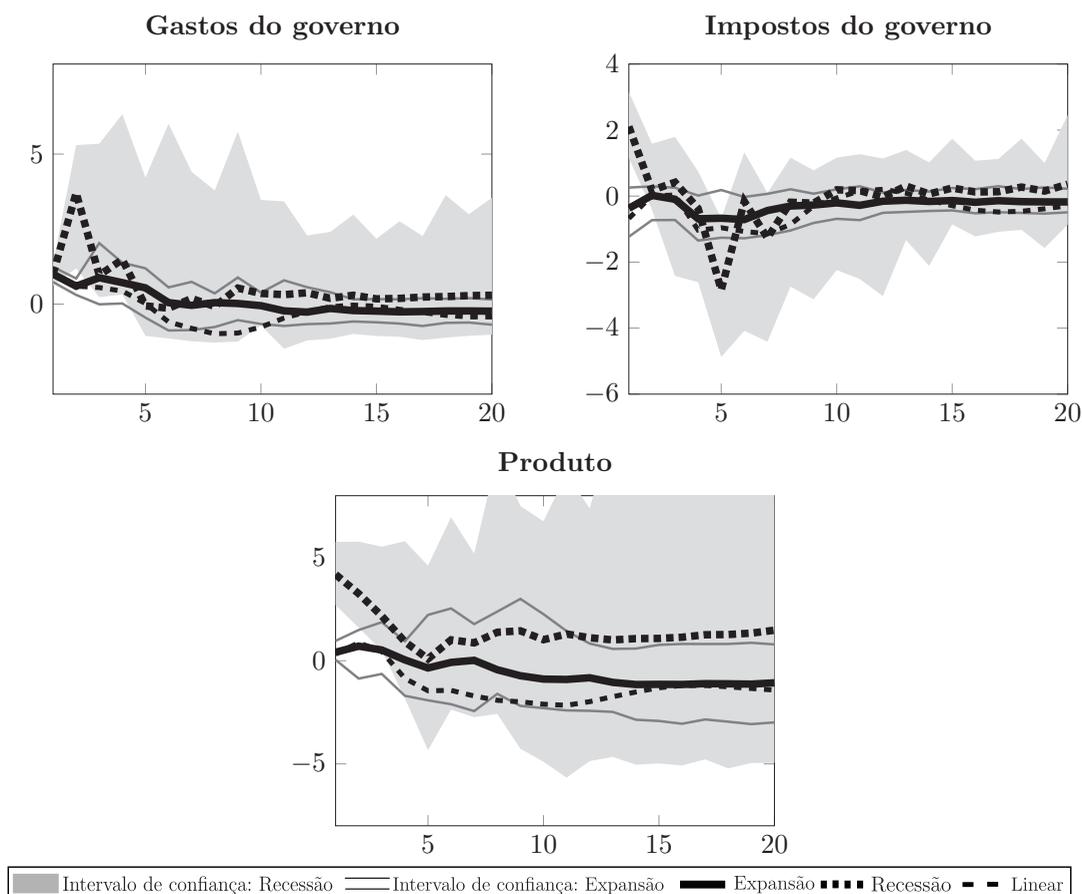
<sup>9</sup>Pela Equação (4), é possível ainda calcular o *threshold*  $\bar{z}$  que separa as observações ocorridas em períodos expansivos das observações ocorridas em períodos recessivos para a estimação do modelo. Neste trabalho, dados  $\gamma = 2,65$  e  $F(z_t) = 0,85$ , o valor de  $\bar{z}$  é -0,65%.

### 3. RESULTADOS

A estimação do modelo (1)-(4) foi feita de acordo com os procedimentos apresentados na seção anterior. Em todas as estimações realizadas, os critérios de informação Akaike e Schwarz indicaram que a estimação do VAR não linear traz ganhos com relação à especificação linear.<sup>10</sup>

A Figura 2 traz o impacto do choque nos gastos do governo no VAR linear e não-linear, bem como os intervalos de confiança de 90% estimados para cada estado da economia. Os gastos do governo são dados pela soma do consumo e investimento do governo. Para o VAR linear, observa-se que um choque positivo nos gastos do governo leva a uma redução dos gastos do governo por três anos. Após três anos, os gastos do governo voltam à sua trajetória pré-choque. As receitas do governo caem com o choque nos gastos e só voltam à sua trajetória pré-choque após dez trimestres. O produto, por sua vez, sofre um leve aumento com o choque, mas atinge uma trajetória de queda suave até o décimo primeiro trimestre, voltando a subir lentamente, sem alcançar o valor pré-choque durante o horizonte de cinco anos.

**Figura 2:** Impulso Resposta Generalizada para choque nos gastos do governo: Modelo Linear, Recessões e Expansões



<sup>10</sup>Os resultados podem ser disponibilizados após requisitados aos autores.



A estimação do VAR não-linear mostra que, em períodos de recessão, o choque nos gastos do governo aumenta o produto e os gastos por um ano. A partir de então, o produto e os gastos sofrem uma queda até assumir sua nova trajetória, mais elevada que as verificadas no período pré-choque. As receitas do governo no estado de recessão aumentam com o choque, mas logo caem até alcançar valores menores do que os verificados anteriormente. Após dois anos, as receitas do governo voltam ao seu patamar pré-choque. Já o choque sobre os gastos do governo em períodos de expansão não tem efeito sobre os gastos, receitas do governo e produto. Os gastos do governo, voltam para sua trajetória lentamente durante os vinte trimestres analisados. As receitas do governo se recuperam em dois trimestres da queda sofrida pelo choque nos gastos e se mantém em sua trajetória com leves oscilações. As GIRFs estimadas sugerem ainda que o produto não chega a sofrer efeitos do choque nos gastos governamentais em períodos de expansão.

Em relação à assimetria nos efeitos dos choques nos gastos do governo sobre o produto, pode-se verificar que os intervalos de confiança se sobrepõem substancialmente, principalmente depois de um ano. Essa sobreposição sugere que a reação do produto ao choque nos gastos não é necessariamente diferente quando a economia está em recessão ou expansão.

O próximo passo é calcular o multiplicador dos gastos do governo e os intervalos de confiança associados. O multiplicador é dado pela integral do produto dividido pela integral da resposta do choque, ou seja,  $\sum_{h=1}^H y_h / \sum_{h=1}^H g_h$ , onde  $H$  é o horizonte de tempo escolhido. As variações percentuais são convertidas em reais, redimensionando a razão pela taxa média do nível de produto sobre os gastos públicos. Dessa forma, leva-se em conta a persistência dos choques e uma possível inversão de trajetória durante o tempo.

As estimativas obtidas para o multiplicador dos gastos governamentais são apresentadas na Tabela 1 considerando horizontes de até cinco anos. Pode-se observar que a magnitude do multiplicador é maior nos períodos de recessão apenas nos horizontes de quatro e oito trimestres. Mesmo as magnitudes sendo diferentes, o intervalo de confiança já dá indícios de que os efeitos da política fiscal são, em geral, simétricos. As únicas possíveis assimetrias podem ser constatadas no multiplicador estimado para os horizontes de quatro e doze trimestres. Por exemplo, para o horizonte de quatro trimestres, o multiplicador de períodos expansivos é estatisticamente igual a zero, enquanto o multiplicador recessivo não. Já no horizonte de doze trimestres, o multiplicador de períodos de recessão é estatisticamente igual a zero, enquanto o multiplicador de períodos de expansão é maior que zero. Por fim, é possível destacar que as estimativas do multiplicador fiscal são estatisticamente maiores que 1 apenas nos horizontes de 16 e 20 trimestres. Isso sugere que os maiores efeitos reais dos gastos do governo são verificados no médio prazo.

Para testar se o multiplicador dos gastos do governo é estatisticamente diferente entre os estados da economia, nós construímos um teste baseado na diferença do multiplicador estimado para os períodos de recessão e expansão. Esse teste computa a diferença do multiplicador de recessão e expansão condicionados ao mesmo conjunto de acontecimentos extraídos aleatoriamente dos elementos do modelo. A densidade empírica da diferença entre o multiplicador de recessão e expansão é baseada nas 500 realizações de cada horizonte de interesse.

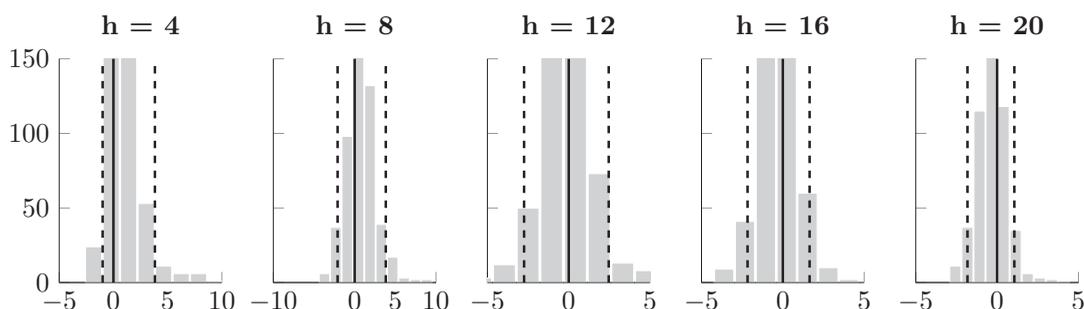
As densidades empíricas da diferença dos multiplicadores para os horizontes de análise da função impulso-resposta com as bandas de 90% do intervalo de confiança está apresentada na Figura 3. O zero estando dentro do intervalo de confiança significa que não há diferença entre o multiplicador de gastos em recessão e expansão, ou seja, os efeitos da política de gastos governamentais sobre o produto são simétricos entre as diferentes fases do ciclo econômico.

Os resultados encontrados indicam que o multiplicador dos gastos do governo não é estatisticamente diferente em períodos de recessão e expansão. Contudo, ainda há a possibilidade de algum dos componentes dos gastos do governo apresentar um multiplicador dependente do estado da economia. Para tanto, são estimadas três especificações do modelo (1) a (4) com a variável  $g_t$  sendo representada pelo consumo do governo, investimento do governo e gastos do governo com salários de servidores

**Tabela 1:** Multiplicadores dos gastos do governo

Horizonte/Estado	Expansão	Recessão
4	0,45	1,11
	[-2,17; 1,39]	[-0,07; 2,38]
8	0,94	1,75
	[-1,04; 2,73]	[-0,54; 3,66]
12	1,84	1,80
	[0,06; 3,29]	[-0,40; 3,40]
16	2,50	2,21
	[1,55; 3,59]	[1,02; 3,89]
20	2,94	2,59
	[2,13; 4,23]	[1,77; 4,21]

Notas: Tabela elaboração com base no VAR estimado. Variações percentuais convertidas em reais. Multiplicadores acumulativos.

**Figura 3:** Diferença entre os multiplicadores de gastos do governo em períodos de recessão e expansão

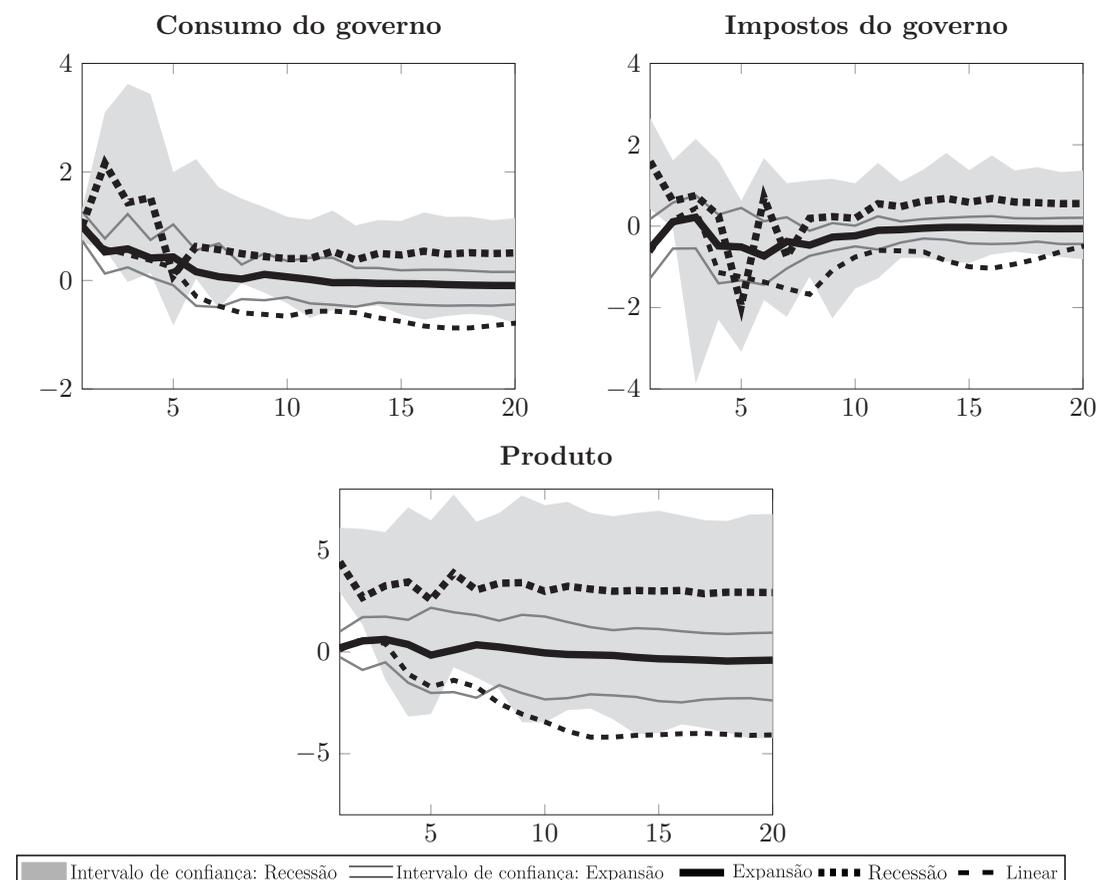
públicos. A finalidade é verificar se o governo teria incentivos a concentrar gastos em algumas dessas áreas como medida anticíclica.

Na Figura 4, é possível observar os efeitos do choque no consumo do governo para o VAR linear e não-linear. As GIRFs mostram que um choque no consumo do governo dado em períodos recessivos leva o consumo do governo e o produto para patamares mais elevados do que antes do choque. Além disso, o choque no consumo do governo em períodos recessivos leva a um aumento na arrecadação do governo no primeiro ano. Após uma queda no quinto trimestre, o choque no consumo do governo estabiliza as receitas do governo em uma trajetória mais elevada do que se encontrava antes do choque. Quando o choque se dá em períodos expansivos, o consumo do governo, as receitas do governo e o produto voltam às suas trajetórias pré choque. No curto prazo, o choque no consumo do governo em períodos expansivos faz com que as receitas governamentais caiam.

A Figura 5 traz os impactos do choque nos investimentos do governo no VAR linear e não-linear. As GIRFs mostram que o choque nos investimentos dado em períodos expansivos faz com que essa variável volte à sua trajetória pré choque depois de dez trimestres. Já o choque dado em períodos recessivos leva o investimento do governo para um patamar mais elevado do que o verificado antes do choque. Os efeitos que o choque nos investimentos apresentam no VAR linear e não linear são semelhantes: o choque nos investimentos leva ao aumento das receitas do governo, seguida de uma queda. Em dois



**Figura 4:** Impulso Resposta Generalizada para choque no consumo do governo: Modelo Linear, Recessões e Expansões

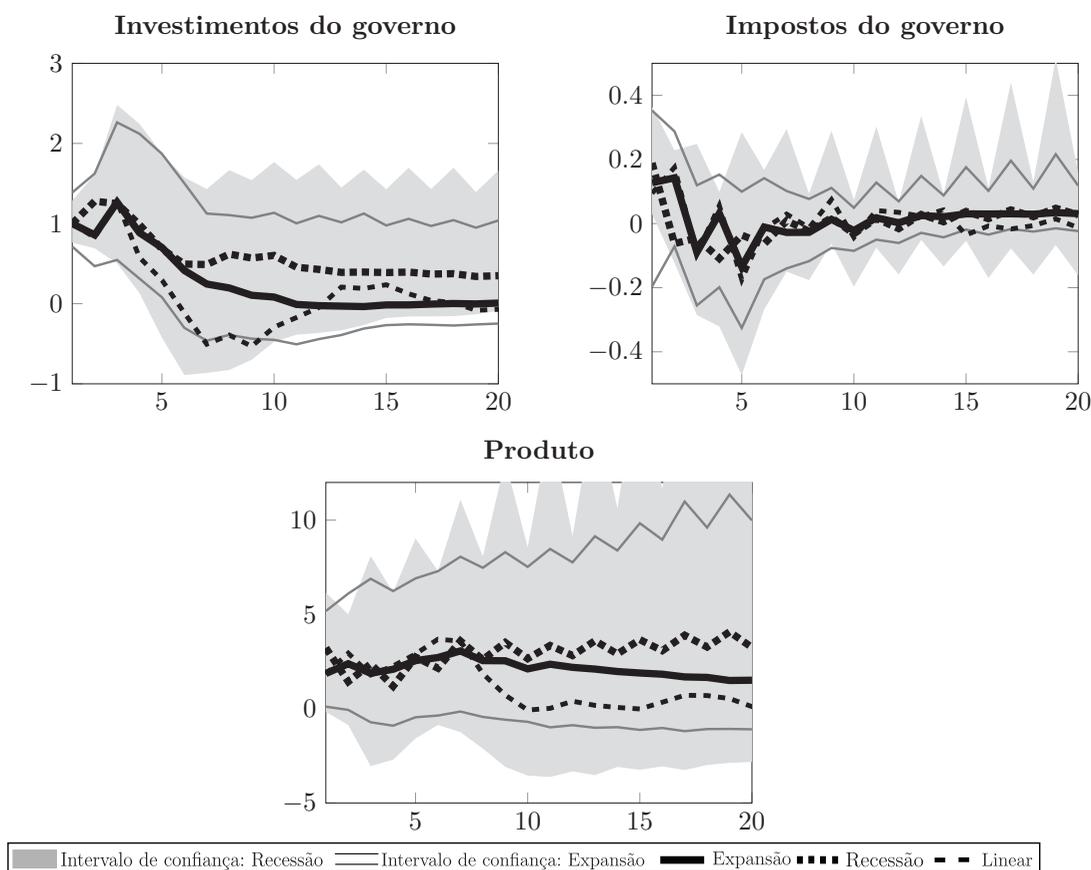


anos as receitas do governo voltam a sua trajetória pré choque. O produto aumenta com o choque nos investimentos e se mantém em uma trajetória mais elevada do que a verificada antes do choque.

Os efeitos do choque nos gastos do governo com salários pagos a servidores públicos no VAR linear e não-linear são apresentados na Figura 6. Como se pode observar, em períodos recessivos, o montante salarial pago pelo governo se estabiliza em patamares mais elevados do que os verificados antes do choque. Já quando o choque acontece em períodos expansivos, a massa salarial volta aos patamares pré choque. Nota-se também que, no curtíssimo prazo, o choque nos salários pagos pelo governo aumenta a receita do governo quando o choque é dado em períodos expansivos e diminui a arrecadação do governo quando o choque é dado em períodos recessivos. Depois de um ano as receitas do governo voltam ao seu patamar pré choque. O produto aumenta quando o choque nos salários é dado em períodos recessivos, mas diminui quando o choque é dado em períodos expansivos.

A Tabela 2 traz os multiplicadores acumulativos do consumo, investimento e massa salarial paga pelo governo estimados para horizontes de um a cinco anos. Inicialmente, é possível notar que o multiplicador do consumo parece ser maior nos períodos recessivos em comparação com os períodos expansivos. Em contraposição, observa-se que o multiplicador do investimento é, em geral, maior em períodos de recessão. Já o multiplicador de salário pago pelo governo apresenta valores maiores em períodos de recessão apenas para o horizonte de um e dois anos. Apesar dessas constatações, é

**Figura 5:** Impulso Resposta Generalizada para choque nos investimentos do governo: Modelo Linear, Recensões e Expansões



válido ressaltar que, em geral, não há indícios de que os multiplicadores são diferentes nos períodos de recessão e expansão: todos os multiplicadores de períodos de expansão estão contidos no intervalo de confiança dos multiplicadores de períodos recessão e vice-versa. Adicionalmente, nota-se que, no horizonte de um ano, não se pode afirmar que os multiplicadores são estatisticamente diferentes de zero.

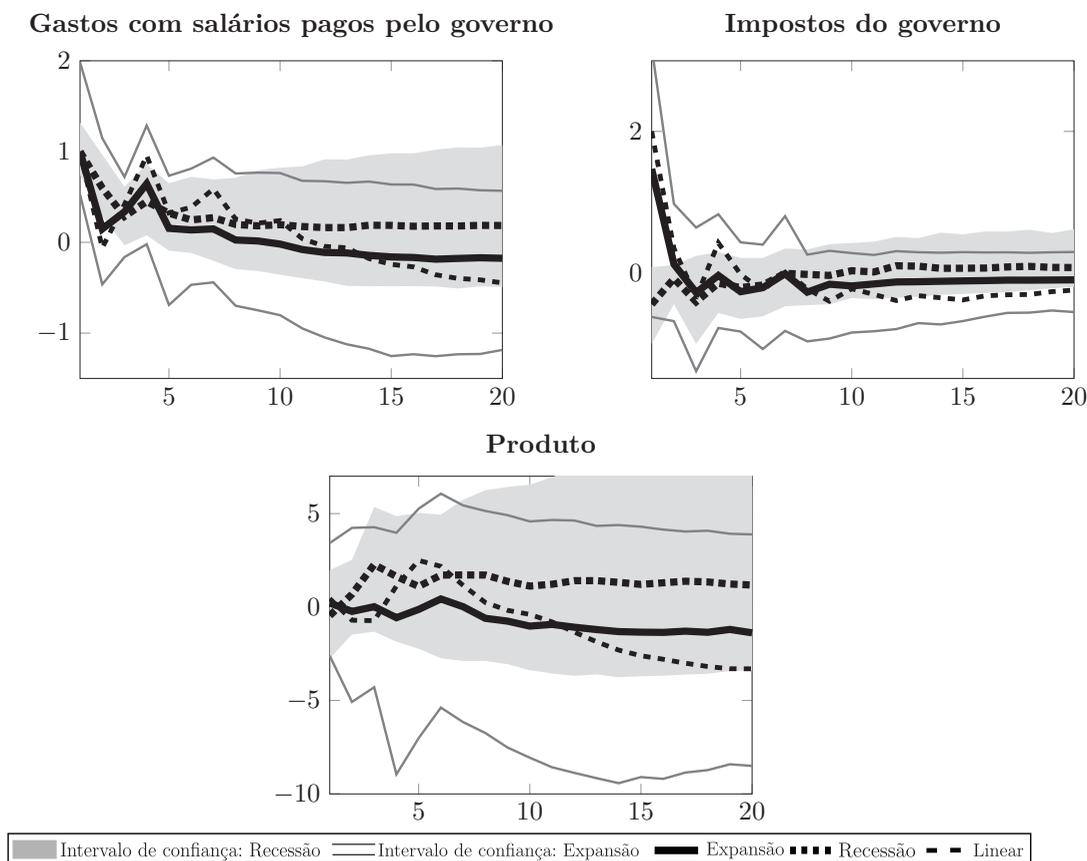
As densidades empíricas das diferenças dos multiplicadores do consumo, investimento e massa salarial entre períodos de recessão e expansão são apresentadas nas Figuras 7, 8 e 9. Como se pode observar, não há evidências de que os multiplicadores analisados são dependentes do estado da economia, ou seja, são diferentes em períodos de recessão e expansão para todos os horizontes de análise. Esse resultado também foi verificado quando considerou-se os gastos agregados do governo.

### 3.1. Testes de robustez dos resultados

Como vimos anteriormente, as evidências empíricas mostram que o multiplicador dos gastos do governo não é dependente do estado da economia brasileira. Nessa seção são feitas algumas estimações alternativas para verificar a robustez desse resultado. Em específico, verifica-se se a simetria no multiplicador se mantém quando: *i*) são consideradas apenas recessões profundas e expansões fortes; *ii*) o multiplicador de consumo do governo é controlado para os investimentos; *iii*) o multiplicador é con-



**Figura 6:** Impulso Resposta Generalizada para choque na massa salarial paga pelo governo: Modelo Linear, Recessões e Expansões



trolado pela trajetória da dívida pública e; *iv*) o multiplicador é controlado por variáveis de abertura econômica e taxa de câmbio.

### 3.1.1. Eventos extremos

Caggiano et alii (2015) não encontraram evidências de que o multiplicador fiscal depende do estado da economia norte-americana. Diante disso, esses autores levantaram a hipótese de que recessões e expansões moderadas são intrínsecas à economia e, portanto, o multiplicador não tem um efeito anticíclico tão atenuante. Por isso, reestimaram um modelo STVAR dividindo a amostra não só em recessões e expansões, mas também em eventos extremos (expansões fortes e recessões profundas).

Neste trabalho, nós seguimos Caggiano et alii (2015) e estimamos o modelo não-linear (1)-(4) considerando eventos extremos.<sup>11</sup> A identificação desses eventos foi baseada nos valores da variável de transição ( $z$ ). Como essa variável é normalizada, cada realização de  $z$  acima de dois foi associada à expansão forte e cada realização abaixo de menos dois foi associada à recessão profunda.

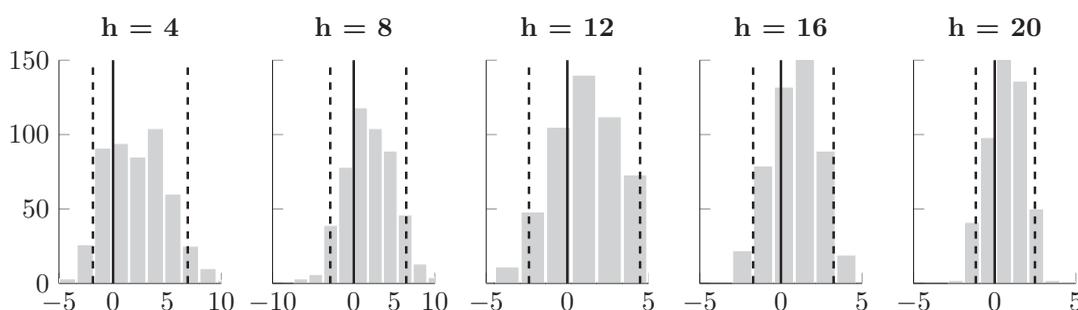
Os resultados das estimações são sumarizadas por meio das densidades empíricas da diferença do multiplicador dos gastos do governo entre períodos de fortes expansões e profundas recessões, mostra-

<sup>11</sup>As GIRFs do VAR linear e não-linear associadas aos eventos médios e extremos para a economia brasileira são apresentadas na Figura C-1, em anexo.

**Tabela 2:** Multiplicadores do consumo, investimento e massa salarial do governo

$h$	Consumo		Investimento		Salário	
	Expansão	Recessão	Expansão	Recessão	Expansão	Recessão
4	0,80 [-3,24; 2,19]	2,43 [-0,58; 5,91]	2,54 [-0,50; 4,55]	2,08 [-1,80; 4,10]	1,84 [-13,85; 22,01]	3,65 [-7,13; 8,86]
8	1,68 [-1,39; 3,90]	3,08 [-0,51; 7,35]	4,22 [0,07; 7,74]	3,68 [1,09; 5,63]	4,66 [-10,94; 16,78]	5,35 [-1,93; 13,03]
12	2,92 [1,68; 5,07]	4,02 [1,31; 7,03]	5,16 [1,17; 7,97]	4,84 [2,33; 7,65]	7,59 [0,81; 17,67]	6,68 [3,74; 13,78]
16	3,75 [2,47; 5,57]	4,77 [2,60; 6,66]	5,84 [2,55; 8,68]	5,76 [3,30; 9,15]	8,77 [4,16; 13,46]	7,67 [5,46; 11,78]
20	4,31 [3,04; 5,69]	5,13 [3,43; 6,45]	6,35 [3,20; 9,70]	6,54 [3,89; 10,31]	8,65 [5,84; 11,19]	7,90 [6,42; 10,18]

Notas: Tabela elaboração com base no VAR estimado. Variações percentuais convertidas em reais. Multiplicadores acumulativos.

**Figura 7:** Diferença entre os multiplicadores de consumo do governo em períodos de recessão e expansão

das na Figura 10. Mais uma vez, as evidências indicam que o multiplicador não é dependente do estado da economia, mesmo em eventos extremos.

### 3.1.2. Consumo e investimento

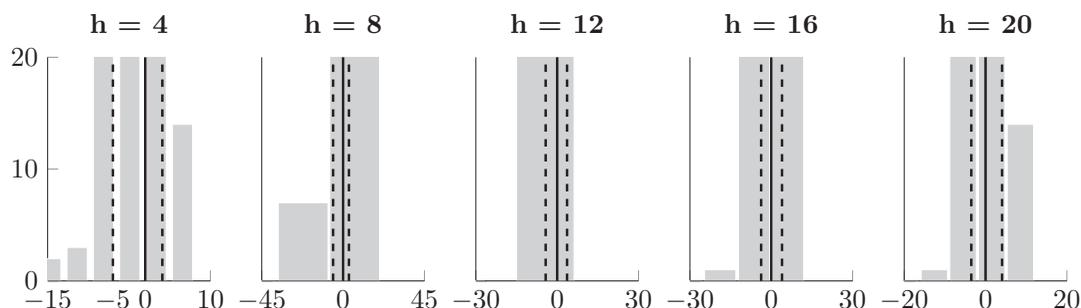
Um outro teste de robustez realizado foi estimar o modelo (1)-(4) para verificar o efeito de um choque no consumo do governo, mas controlando para investimento. Nessa caso,  $x_t = (c_t, i_t, t_t, y_t)'$ , onde  $c_t$  é o logaritmo natural do consumo do governo e  $i_t$  é o logaritmo natural do investimento do governo.<sup>12</sup>

A Figura 11 mostra que, conforme se verificou para o multiplicador de consumo sem controle, o multiplicador de consumo controlado para investimentos não apresenta assimetria relacionada à fase do ciclo de negócios.

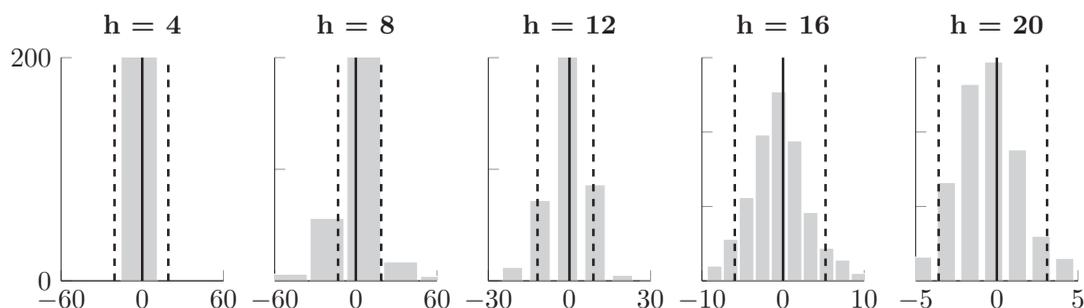
<sup>12</sup>As GIRFs estão apresentadas na Figura C-2, em anexo.



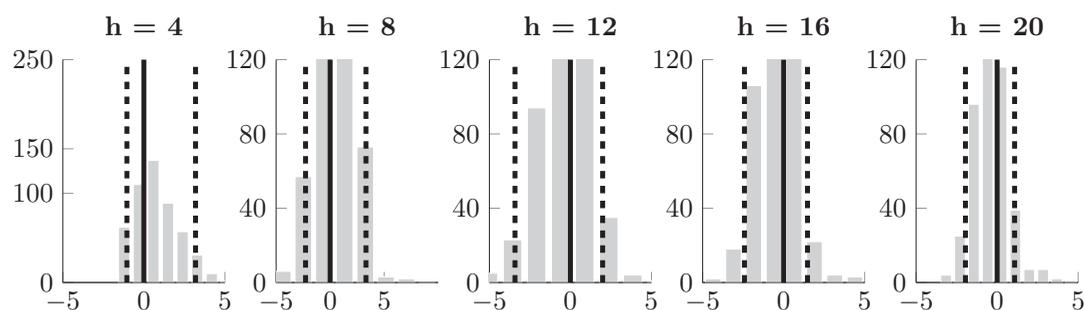
**Figura 8:** Diferença entre os multiplicadores de investimento do governo em períodos de recessão e expansão



**Figura 9:** Diferença entre os multiplicadores de massa salarial paga pelo governo em períodos de recessão e expansão



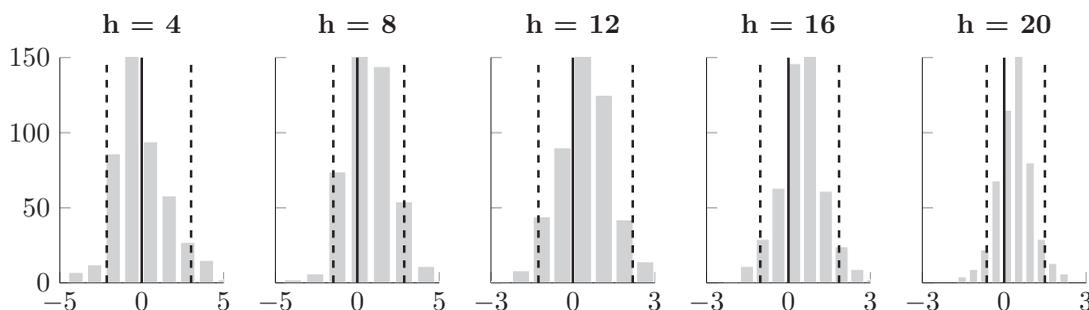
**Figura 10:** Diferença entre os multiplicadores de gastos do governo em períodos de recessão e expansão: eventos extremos



### 3.1.3. Razão dívida/PIB

Outra variável de controle importante é a razão dívida/PIB. Uma limitação da maioria dos trabalhos que estimam multiplicadores fiscais é não considerar adequadamente o papel da dívida pública na determinação da política fiscal. De acordo com Favero e Giavazzi (2007), se um VAR omite a dívida como variável explicativa e não leva em consideração o impacto de choques nos gastos e receitas públicas sobre a evolução da dívida, as funções de impulso-resposta estimadas são viesadas. A ideia é que um choque fiscal expansionista tende a aumentar a dívida pública. Esse aumento da dívida tem que gerar

**Figura 11:** Diferença entre os multiplicadores de consumo do governo controlado para investimento em períodos de recessão e expansão

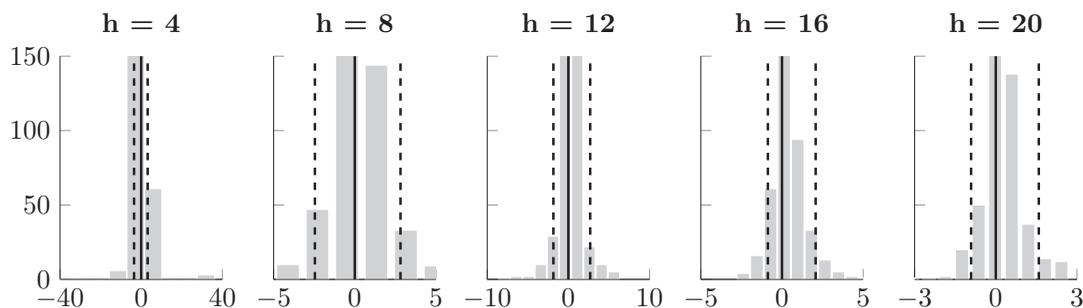


um movimento fiscal compensatório no longo prazo, visto que a razão dívida/PIB não pode crescer indefinidamente.

Em conformidade com isso, Ilzetzki et alii (2013) fazem um estudo com dados em painel dividindo os países entre os que apresentam razão dívida/PIB elevada e os países com razão baixa. Os resultados encontrados por esses autores mostram que países com elevados níveis de dívida pública apresentam multiplicadores menores do que países com níveis baixos de dívida. Cavalcanti e Silva (2010) mostram, para o Brasil, que a exclusão da dívida pública superestima os efeitos de choques fiscais.

Para analisar se a dívida está influenciando a não-linearidade do VAR, nós estimamos o modelo (1)-(4) incluindo a razão dívida/PIB como variável endógena. Nesse caso,  $x_t = (g_t, t_t, y_t, d_t)'$ , onde  $d_t$  é o logaritmo natural da razão dívida/PIB do Brasil. Os resultados desse modelo são apresentados na Figura 12, que mostra as densidades empíricas das diferenças do multiplicador entre períodos de recessão e expansão. Como se pode verificar, mesmo controlando o modelo para a dívida pública, o multiplicador dos gastos do governo não é estado-dependente.

**Figura 12:** Diferença entre os multiplicadores de gastos do governo controlado para dívida pública em períodos de recessão e expansão



### 3.1.4. Abertura econômica e taxa de câmbio

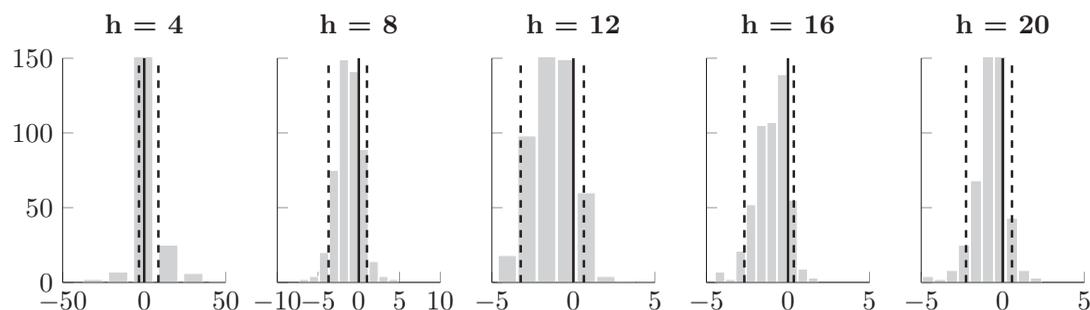
O último controle feito para verificar a robustez dos resultados foi adicionar o grau de abertura econômica e taxa de câmbio ao modelo. Ilzetzki et alii (2013) verificam que a flexibilidade da taxa de câmbio afeta os multiplicadores, assim como o grau de abertura ao comércio. Para controlar o VAR para essas



variáveis, nós acrescentamos as variáveis transações correntes e a variação do logaritmo natural da taxa de câmbio real ao vetor  $x$  do modelo base.<sup>13</sup>

A Figura 13 apresenta as densidades empíricas das diferenças do multiplicador entre as fases do ciclo econômico. Mais uma vez, os resultados sugerem que os efeitos reais do choque nos gastos governamentais não são diferentes em recessão e expansão.

**Figura 13:** Diferença entre os multiplicadores de gastos do governo controlado para o grau de abertura econômica e taxa de câmbio em períodos de recessão e expansão



### 3.2. Discussão dos resultados

A ideia de que a política de gastos governamentais expansionistas tem efeitos assimétricos na economia segue a teoria keynesiana, a qual defende que um aumento nos gastos do governo só tem efeito positivo na produção e no consumo quando a economia está com capacidade ociosa: capacidade industrial subutilizada e desemprego elevado. Nesse contexto, um aumento nos gastos deveria impulsionar a demanda agregada, aumentar a produção e o emprego na economia. Por outro lado, um aumento nos gastos do governo quando a economia está em plena capacidade tende a gerar apenas inflação, se a política monetária acomodar a taxa de juros.

Entretanto, as evidências empíricas verificadas nesse trabalho sugerem que o multiplicador dos gastos do governo não depende do estado da economia. Esse resultado também foi encontrado por Pereira e Lopes (2010) e Ramey e Zubairy (2014) para os Estados Unidos, por Kirchner et alii (2010) para a zona do Euro e, por Pires (2014) e Samuel et alii (2016) para a economia brasileira.

Como a teoria do multiplicador fiscal está intimamente ligada à propensão marginal a consumir, dizer que o multiplicador é o mesmo durante as recessões e expansões é dizer que a propensão marginal não se altera durante os ciclos econômicos curtos da economia. Talvez apenas se alterem nos ciclos econômicos longos, que reflitam mudanças de hábito dos agentes. O que é diferente do que aconteceu com os períodos de taxa de juros zero dos EUA, onde os agentes foram obrigados a reformular suas decisões de poupança e investimento, uma vez que o consumo presente passou a ser mais atrativo que o futuro.

Orair et alii (2016), por sua vez, encontram dependência de estado no multiplicador dos gastos do governo brasileiro. Entretanto, encontraram esses resultados seguindo o método de estimação de Auerbach e Gorodnichenko (2012), que assumiu alguns pressupostos irrealistas para a construção das funções de impulso-respostas, como a taxa de crescimento do produto ser dada exogenamente, a economia permanecer em recessão ou expansão por um período pré determinado e, principalmente, não permitir que choques nos gastos do governo levem a economia para outro estado.

<sup>13</sup>As GIRFs estão apresentadas na Figura C-4, em anexo.

Além disso, os autores estimam dois tipos de multiplicadores para períodos de recessão e expansão: o multiplicador de pico e o acumulativo de 1 a 48 períodos. O problema é que em um horizonte de análise de cinco anos, por exemplo, ter um multiplicador de períodos recessivos que assume um máximo estatisticamente diferente do multiplicador de períodos expansivos no terceiro ano, não diz nada para efeitos de política anticíclica. O mesmo acontece com o multiplicador acumulativo de 48 períodos. Como afirmam Auerbach e Gorodnichenko (2012) os modelos não lineares têm a propriedade de tornar os multiplicadores dependentes do tempo e da trajetória. Logo, faz mais sentido comparar o multiplicador durante vários horizontes de tempo, como feito nesse trabalho.

Apesar de tudo, Orair et alii (2016) só encontram dependência de estado no multiplicador para eventos de recessão e expansão extremos. O que, dadas as críticas, é mais um indício de que o multiplicador dos gastos do governo não é dependente do ciclo econômico no Brasil.

As possíveis explicações para a simetria do multiplicador dos gastos do governo no Brasil, especificamente, pode estar ligado a algumas questões: *i*) a curva de oferta agregada da economia brasileira ser linear, e não convexa, nesse caso, em períodos de produto baixo a curva OA teria a mesma inclinação do que teria em períodos de produto alto, gerando o mesmo multiplicador; *ii*) a taxa de juros brasileira responder mais a aumentos nos gastos do governo do que se pensa, não atuando da mesma forma que atuaria caso a economia se encontrasse no limite inferior da taxa de juros; e *iii*) o mercado financeiro brasileiro ser pouco desenvolvido e uma fração baixa da população ter acesso a empréstimos e depósitos, não gerando o acelerador financeiro tão mais forte em recessões, como proposto por Canzoneri et alii (2016).

#### 4. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Neste trabalho nós estimamos o multiplicador dos gastos do governo brasileiro dependente do estado da economia, através de um vetor autorregressivo de transição não-linear (STVAR), modelado para discriminar respostas dinâmicas a choques nos gastos em tempos bons e ruins, ou seja, em períodos de recessões e expansões.

As funções de impulso-respostas generalizadas, calculadas de forma a captar a endogeneidade da transição de um estado da economia para outro, mostram que o choque nos gastos do governo leva ao aumento desses gastos e do produto em períodos de recessão. As receitas do governo aumentam com o choque, mas se estabilizam em um patamar mais baixo que o verificado antes do choque. Por sua vez, o choque nos gastos do governo em períodos de expansão não tem efeitos expressivos sobre os gastos do governo, receitas do governo e produto agregado.

Além do multiplicador de gastos do governo, foram estimados os multiplicadores de consumo, investimentos e massa salarial do governo. Os testes baseados nas diferenças dos multiplicadores estimados para os períodos de recessão e expansão indicaram que os efeitos reais da política fiscal não dependem da fase do ciclo econômico. Adicionalmente, nós verificamos que esses resultados são robustos a choques nos gastos do governo dados em períodos de expansão forte e recessão profunda, e às estimativas do multiplicador controladas pelo investimento, razão dívida/PIB, grau de abertura econômica e taxa de câmbio.

Uma importante limitação deste trabalho é a não inserção das expectativas dos gastos governamentais no VAR em razão da inexistência de uma base de dados com essas informações. Muitos autores constatam que as expectativas de gastos formuladas pelo agentes impacta de maneira significativa a dinâmica dos instrumentos fiscais [ver, por exemplo, Ramey (2011)]. Posto isso, uma sugestão para pesquisa futura seria estimar as expectativas dos agentes econômicos em relação aos gastos governamentais e estender a análise para verificar se o multiplicador é dependente do estado da economia, dados choques antecipados e não antecipados nesses gastos.



## BIBLIOGRAFIA

- Auerbach, A. J. & Gorodnichenko, Y. (2012). Measuring the Output Responses to Fiscal Policy. *American Economic Journal: Economic Policy*, 4(2):1–27.
- Barro, R. J. (1974). Are Government Bonds Net Wealth? *Journal of Political Economy*, 82(6):1095–1117.
- Blanchard, O. & Perotti, R. (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.
- Caggiano, G., Castelnuovo, E., Colombo, V., & Nodari, G. (2015). Estimating Fiscal Multipliers: News From A Non-linear World. *Economic Journal*, 0(584):746–776.
- Canzoneri, M., Collard, F., Dellas, H., & Diba, B. (2016). Fiscal Multipliers in Recessions. *Economic Journal*, 126(590):75–108.
- Cavalcanti, A. F. H. C. & Vereda, L. (2015). Fiscal Policy Multipliers in a DSGE Model for Brazil. *Brazilian Review of Econometrics*, SAMBA(1):197–233.
- Cavalcanti, M. A. & Silva, N. L. (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.
- Chahrouh, R., Schmitt-Grohé, S., & Uribe, M. (2012). A Model-Based Evaluation of the Debate on the Size of the Tax Multiplier. *American Economic Journal: Economic Policy*, 4(2):28–45.
- Christiano, L., Eichenbaum, M., & Rebelo, S. (2011). When Is the Government Spending Multiplier Large? *Journal of Political Economy*, 119(1):78–121.
- Eggertsson, G. B. (2009). What fiscal policy is effective at zero interest rates? Staff Reports 402, Federal Reserve Bank of New York.
- Favero, C. & Giavazzi, F. (2007). Debt and the effects of fiscal policy. Working Papers 07-4, Federal Reserve Bank of Boston.
- Fazzari, S., Morley, J., & Panovska, I. (2013). State-Dependent Effects of Fiscal Policy. Discussion Papers 2012-27A, School of Economics, The University of New South Wales.
- Gobetti, S. W. & Orair, R. O. (2015). Política Fiscal em Perspectiva: o ciclo de 16 anos (1999-2014). *Revista de Economia Contemporânea*, 19:417–447.
- Ilzetzki, E., Mendoza, E. G., & Végh, C. A. (2013). How big (small?) are fiscal multipliers? *Journal of Monetary Economics*, 60(2):239–254.
- Jordà, Ò. (2005). Estimation and Inference of Impulse Responses by Local Projections. *American Economic Review*, 95(1):161–182.
- Kirchner, M., Cimadomo, J., & Hauptmeier, S. (2010). Transmission of government spending shocks in the Euro area: Time variation and driving forces. Working Paper Series 1219, European Central Bank.
- Koop, G., Pesaran, M. H., & Potter, S. M. (1996). Impulse response analysis in nonlinear multivariate models. *Journal of Econometrics*, 74(1):119–147.
- Leeper, E. M., Traum, N., & Walker, T. B. (2011). Clearing Up the Fiscal Multiplier Morass. NBER Working Papers 17444, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Moura, G. V. (2015). Multiplicadores Fiscais e Investimento em Infraestrutura. *Revista Brasileira de Economia*, 69(1):53–73.

- Orair, R. O., Siqueira, F. d. F., & Gobetti, S. W. (2016). Política Fiscal e Ciclo Econômico: uma análise baseada em multiplicadores do gasto público.
- Pastore, A. C., Gazzano, M., & Pinotti, M. C. (2004). *A crise internacional e a mudança na política econômica*, chapter 8, pages 241–284.
- Pereira, M. C. & Lopes, A. S. (2010). Time varying fiscal policy in the U.S. CEMAPRE Working Papers 1004, Centre for Applied Mathematics and Economics (CEMAPRE), School of Economics and Management (ISEG), Technical University of Lisbon.
- Peres, M. A. F. & Ellery Junior, R. d. G. (2009). Efeitos dinâmicos dos choques fiscais do governo central no PIB.
- Pires, M. C. d. C. (2012). Controvérsias recentes sobre multiplicadores fiscais. *Banco Interamericano de Desenvolvimento (BID). Multiplicadores Fiscais no Brasil, Brasília, BID*, pages 9–27.
- Pires, M. C. d. C. (2014). Política fiscal e ciclos econômicos no Brasil. *Economia Aplicada*, 18:69–90.
- Ramey, V. A. (2011). Identifying Government Spending Shocks: It's all in the Timing. *The Quarterly Journal of Economics*, 126(1):1–50.
- Ramey, V. A. & Zubairy, S. (2014). Government Spending Multipliers in Good Times and in Bad: Evidence from U.S. Historical Data. NBER Working Papers 20719, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Romer, C. & Bernstein, J. (2009). The job impact of the American Recovery and Reinvestment Plan. Staff reports, American Council of Economic Advisers.
- Samuel, M. A. C. B., Lima, E. C. R., & de Paula, L. F. (2016). Mudanças de Regime e Multiplicadores Fiscais no Brasil entre 1999-2012: uma avaliação empírica. ANPEC - Associação Nacional dos Centros de Pósgraduação em Economia [Brazilian Association of Graduate Programs in Economics], Anais do XLIII Encontro Nacional de Economia [Proceedings of the 43rd Brazilian Economics Meeting].
- Santos, C., Orair, R., Gobetti, S., Ferreira, A., Rocha, W., Silva, H., & Britto, J. (2012). Estimativas mensais da formação bruta de capital fixo pública no Brasil (2002-2010). *Economia Aplicada*, 16(3):445–473.
- Santos, C. H. M. d., Silva, A. C. M., & Ribeiro, M. B. (2010). Uma metodologia de estimação da carga tributária líquida brasileira trimestral no período 1995-2009. *Revista de Economia Contemporânea*, 14:209–235.
- Taylor, J. B. (2011). An Empirical Analysis of the Revival of Fiscal Activism in the 2000s. *Journal of Economic Literature*, 49(3):686–702.
- Ventzislav, I. & Lutz, K. (2005). A Practitioner's Guide to Lag Order Selection For VAR Impulse Response Analysis. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 9(1):1–36.

## A. ESTIMAÇÃO DO VAR NÃO LINEAR

Seguindo Auerbach e Gorodnichenko (2012) e Caggiano et alii (2015), a função de Máxima Verossimilhança do modelo (1)-(4) pode ser escrita como:

$$\ln L = \alpha + \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \ln |\Omega_t| - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \varepsilon_t' \Omega_t^{-1} \varepsilon_t \quad (\text{A-1})$$

já que, pela Equação 1,  $\varepsilon_t = x_t - F(z_{t-1})\Pi_R(L)x_{t-1} + [1 - F(z_{t-1})]\Pi_E(L)x_{t-1}$ . O objetivo é estimar os parâmetros  $\Psi = \{\gamma, \Omega_R, \Omega_E, \Pi_R(L), \Pi_E(L)\}$ , onde  $\Pi_{R,E}(L) = [\Pi_{R,E,1} \dots \Pi_{R,E,g}]$ . Como o



modelo é linear em  $\{\Pi_R(L), \Pi_E(L)\}$ , para um dado  $\{\gamma, \Omega_R, \Omega_E\}$ , os coeficientes  $\{\Pi_R(L), \Pi_E(L)\}$  podem ser estimados minimizando  $\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \varepsilon_t' \Omega_t^{-1} \varepsilon_t$ . Chamando  $w_t = F(z_{t-1})x_{t-1} + [1 - F(z_{t-1})]x_{t-1} \dots F(z_{t-1})x_{t-g} + [1 - F(z_{t-1})]x_{t-g}$ , pode-se reescrever  $\varepsilon_t = x_t - \Pi w_t'$ , com  $\Pi_{R,E}(L) = [\Pi_{R,E,1} \dots \Pi_{R,E,g}]$ . Assim, a função objetivo se torna:

$$\begin{aligned} & \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (x_t - \Pi w_t') \Omega_t^{-1} (x_t - \Pi w_t') = \\ & \text{trao} \left[ \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (x_t - \Pi w_t') \Omega_t^{-1} (x_t - \Pi w_t') \right] = \\ & \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \text{trao} \left[ (x_t - \Pi w_t') \Omega_t^{-1} (x_t - \Pi w_t') \right] \end{aligned}$$

Dado que a condição de primeira ordem de  $\Pi$  é  $\sum_{t=1}^T (w_t' x_t \Omega_t^{-1} - w_t' w_t \Pi' \Omega_t^{-1}) = 0$ , aplicando o operador de vetorização, tem-se:

$$\begin{aligned} \text{vec} \left( \sum_{t=1}^T w_t' x_t \Omega_t^{-1} \right) &= \text{vec} \left( \sum_{t=1}^T w_t' w_t \Pi' \Omega_t^{-1} \right) = \sum_{t=1}^T \text{vec} \left( w_t' w_t \Pi' \Omega_t^{-1} \right) = \\ & \sum_{t=1}^T \left( \text{vec} \Pi' \right) \left( \Omega_t^{-1} \otimes w_t' w_t \right) = \text{vec} \Pi' \sum_{t=1}^T \left( \Omega_t^{-1} \otimes w_t' w_t \right) \end{aligned}$$

o que gera

$$\text{vec} \Pi' = \left[ \sum_{t=1}^T \left( \Omega_t^{-1} \otimes w_t' w_t \right) \right]^{-1} \text{vec} \left[ \sum_{t=1}^T w_t' x_t \Omega_t^{-1} \right] \quad (\text{A-2})$$

Esse processo é repetido para diferentes valores de  $\{\gamma, \Omega_R, \Omega_E\}$ . Mas, para que os diferentes valores  $\{\gamma, \Omega_R, \Omega_E\}$  gerem matrizes  $\Omega_R$  e  $\Omega_E$  positivas definidas, trabalha-se com um vetor alternativo,  $\Psi = \{\gamma, \text{chol} \Omega_R, \text{chol} \Omega_E, \Pi_R(L), \Pi_E(L)\}$ , onde *chol* representa a decomposição de Cholesky. Assim, para cada conjunto de valores de  $\Omega_R$  e  $\Omega_E$  estimados,  $\Pi$  é obtido e *logL* é computado em (A-1).

Em seguida, dado os valores iniciais de  $\Psi^0$ , utiliza-se o método de MCMC para construir cadeias com o comprimento dos parâmetros  $N$  do modelo. Para isso, traça-se o vetor de parâmetros  $\Theta^n = \Psi^n + \psi^n$ , para as  $n + 1$  cadeias.  $\Psi^n$  representa o estado vigente e  $\psi^n$  o vetor de choques dado por  $N(0, \Omega_\Psi)$ . O valor inicial de  $\Theta^0$  é dado pela aproximação de segunda ordem de Taylor do modelo (1)-(4).

O modelo, então, é escrito regredindo  $x_t$  contra as *lags*. Os resíduos dessa regressão são empregados para ajustar a matriz de variância-covariância do VAR variável no tempo e então estimar  $\Omega_R$  e  $\Omega_E$  usando máxima verossimilhança. Dadas essas estimativas e o valor calibrado de  $\gamma$ , pode-se construir  $\Omega_t$  e, então, os valores de  $\Pi_R(L), \Pi_E(L)$  por (A-2).

A matriz diagonal inicial,  $\Omega_\Psi$ , é calibrada para 1% dos valores dos parâmetros e ajustada para que as 20.000 repetições gerem uma taxa de aceitação próxima de 0,3. São feitas  $N = 50.000$  repetições, onde as últimas 20% são retidas para inferência, como feito por Caggiano et alii (2015).

## B. ESTIMAÇÃO DAS FUNÇÕES DE IMPULSO-RESPOSTAS GENERALIZADAS

Feita as estimativas apresentadas no Apêndice A, as funções de impulso-respostas generalizadas (GIRFs) do STVAR são estimadas seguindo a abordagem proposta por Koop et al. (1996). Nessa abordagem, a função de impulso-respostas generalizada é programada para captar a interação entre a evolução das

variáveis no vetor  $x_t$  e a variável de transição, que é diretamente influenciada pelo crescimento do produto, ou seja, é modelado o *feedback* da evolução do produto no vetor  $x_t$  para o indicador de transição  $z_t$  e, conseqüentemente, a probabilidade  $F(z_{t-1})$ . Com isso, a probabilidade  $F(z_t)$  é endogeneizada.

Para calcular as GIRFs, de acordo com Koop et alii (1996), em primeiro lugar define-se dentro de todas as observações disponíveis o conjunto de todos os acontecimentos,  $\lambda_i \in \Lambda$  e, então, se separa os acontecimentos de períodos recessivos dos acontecimentos períodos expansivos. Para cada acontecimento  $\lambda_i$ , calcula-se a variável de transição  $z_{\lambda_i}$ .  $z_{\lambda_i} \leq \bar{z}$ ,  $\lambda_i \in \Lambda^R$ , onde  $\Lambda^R$  é o conjunto de todos os acontecimentos de períodos recessivos. Se  $z_{\lambda_i} > -\bar{z}$ ,  $\lambda_i \in \Lambda^E$ , o conjunto de todos os acontecimentos de períodos recessivos.

Logo, seleciona-se um acontecimento aleatório,  $\lambda_i$  de cada conjunto,  $\Lambda^E$  e  $\Lambda^R$ . De cada  $\lambda_i$ , tem-se  $\hat{\Omega}_{\lambda_i}$ , dada por:

$$\hat{\Omega}_{\lambda_i} = F(z_{\lambda_i})\hat{\Omega}_R + [1 - F(z_{\lambda_i})]\hat{\Omega}_E \quad (\text{B-3})$$

A decomposição de Cholesky da matriz de variância-covariância  $\hat{\Omega}_{\lambda_i}$  é dada por:

$$\hat{\Omega}_{\lambda_i} = \hat{C}_{\lambda_i} \hat{C}'_{\lambda_i} \quad (\text{B-4})$$

Ortogonalizando os resíduos se obtém o choque estrutural:

$$e_{\lambda_i}^{(R,E)} = \hat{C}_{\lambda_i}^{-1} \hat{\varepsilon} \quad (\text{B-5})$$

O termo  $e_{\lambda_i}^{(R,E)}$  é um vetor de choques, com horizonte  $h$ , definido em 20, nesse trabalho, tal qual:

$$e_{\lambda_i}^{(R,E)*} = \left\{ e_{\lambda_i,t}^*, e_{\lambda_i,t+1}^*, \dots, e_{\lambda_i,t+h}^* \right\} \quad (\text{B-6})$$

Pode-se definir um outro conjunto de choques,  $e_{\lambda_i}^{(R,E)\delta}$ , semelhante ao (B-6), exceto pelo  $k$ -ésimo choque em  $e_{\lambda_i}^{(R,E)*}$ , que sobre uma perturbação  $\delta > 0$  (em  $G$ , no caso desse trabalho). Assim, transformando  $e_{\lambda_i}^{(R,E)*}$  e  $e_{\lambda_i}^{(R,E)\delta}$  em

$$\hat{\varepsilon}_{\lambda_i}^{(R,E)*} = \hat{C}_{\lambda_i}^{-1} e_{\lambda_i}^{(R,E)*} \quad (\text{B-7})$$

e

$$\hat{\varepsilon}_{\lambda_i}^{(R,E)\delta} = \hat{C}_{\lambda_i}^{-1} e_{\lambda_i}^{(R,E)\delta} \quad (\text{B-8})$$

pode-se gerar as duas sequências de  $x_{\lambda_i}^{(R,E)*}$  e  $x_{\lambda_i}^{(R,E)\delta}$  e a  $GIRF^j(h, \delta, \lambda_i)$ . Condicionada ao acontecimento  $\lambda_i$ , são calculadas  $GIRF$  de  $j = 1, \dots, 500$ , ou seja,  $GIRF^1(h, \delta, \lambda_i)$ ,  $GIRF^2(h, \delta, \lambda_i), \dots, GIRF^{500}(h, \delta, \lambda_i)$ .

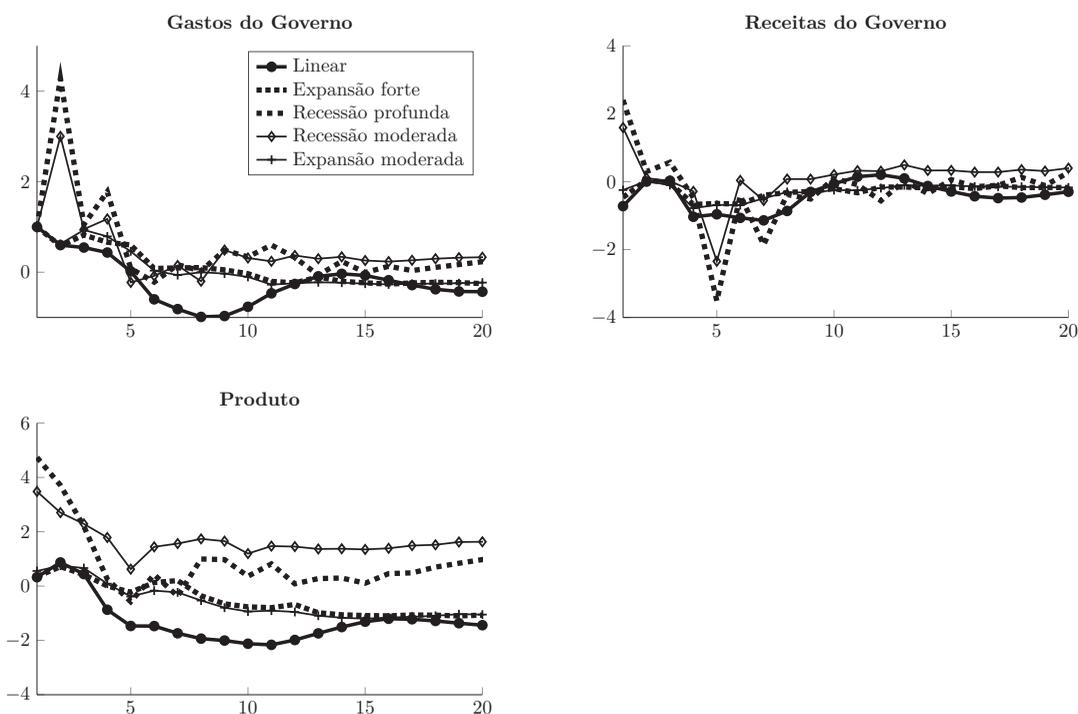
Além disso, os passos pra se obter a  $GIRF$  são repetidos para os  $i = 500$  acontecimentos aleatórios recessivos e expansivos. Então, toma-se a média para se obter  $GIRF^R(h, \delta, \Lambda_R)$  e  $GIRF^E(h, \delta, \Lambda_E)$ . O intervalo de confiança de 90% da impulso-resposta é construído, pegando de cada horizonte de cada estado o 5º e o 95º percentis das densidades de  $GIRF^{(1:500),R}$  e  $GIRF^{(1:500),E}$ .

Em resumo, são simulados dois cenários, um onde todos os choques são identificados pela decomposição de Cholesky da matriz de variância e covariância dada em (3), e outro com os mesmos choques mais um  $\delta > 0$  referente à primeira realização do choque. As GIRFs dos choques  $\delta$  são dadas pela diferença entre os dois cenários. Para cada condição inicial,  $z$ , é salva a realização mediana de 500 realizações estocásticas diferentes. Essas etapas são repetidas até que 500 condições iniciais, associadas a recessões (expansões), sejam consideradas. Então, as GIRFs são construídas considerando estas 500 realizações medianas e normalizando os choques.



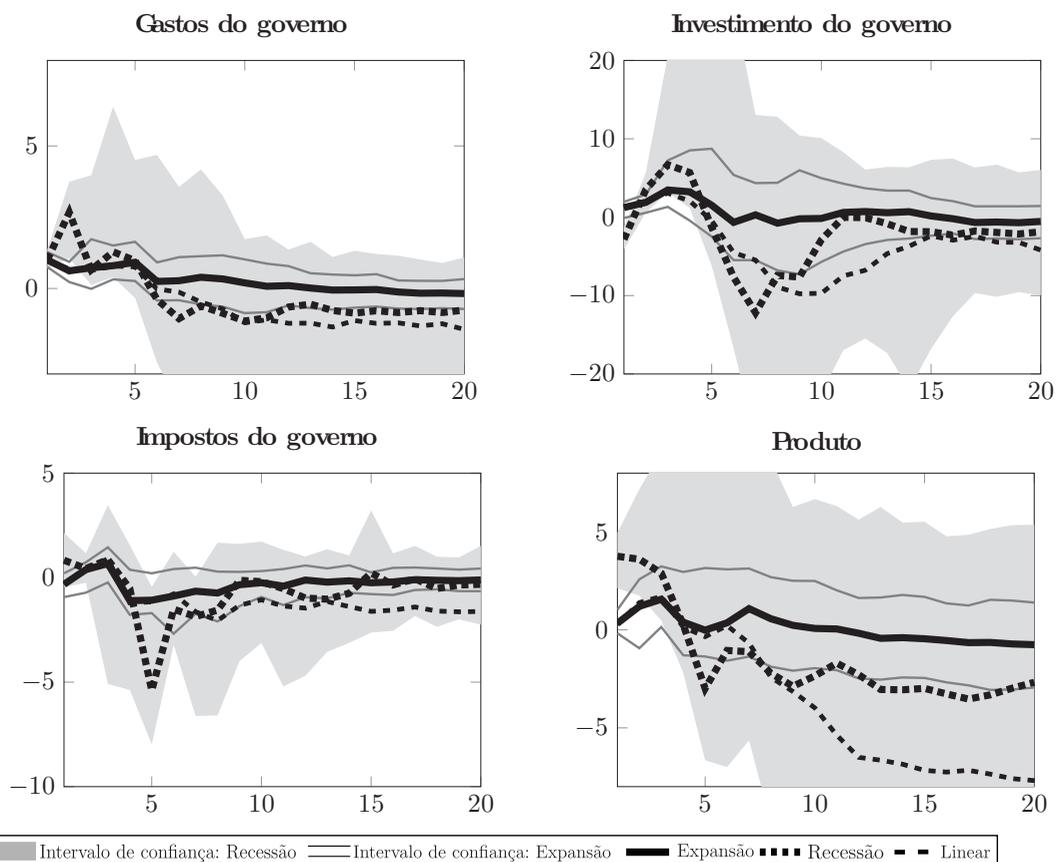
### C. IMPULSO-RESPOSTAS GENERALIZADAS ESTIMADAS

**Figura C-1:** Impulso Resposta Generalizada para choque nos gastos do governo: Modelo Linear, Recessões e Expansões Extremas



Notas: Recessões profundas e expansões fortes associadas a acontecimentos a dois desvios-padrões da média da variável de transição. Respostas médias a um choque nos gastos do governo normalizado para um. Var estimado com uma contante e três lags com dados de 1999T4 a 2015T4.

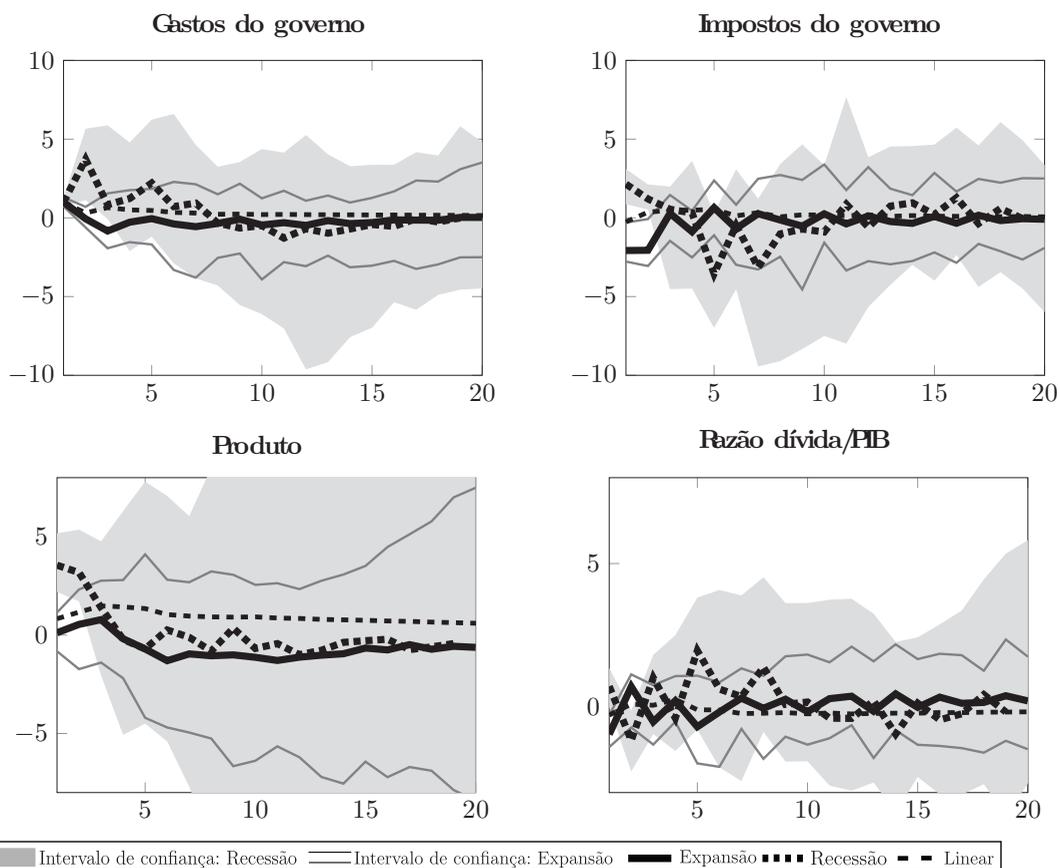
**Figura C-2:** Impulso Resposta Generalizada para choque no consumo do governo controlado pelos gastos com investimento: Modelo Linear, Recessões e Expansões



Notas: Respostas médias a um choque no consumo do governo normalizado para um. Var estimado com uma contante e três lags com dados de 1999T4 a 2015T4.

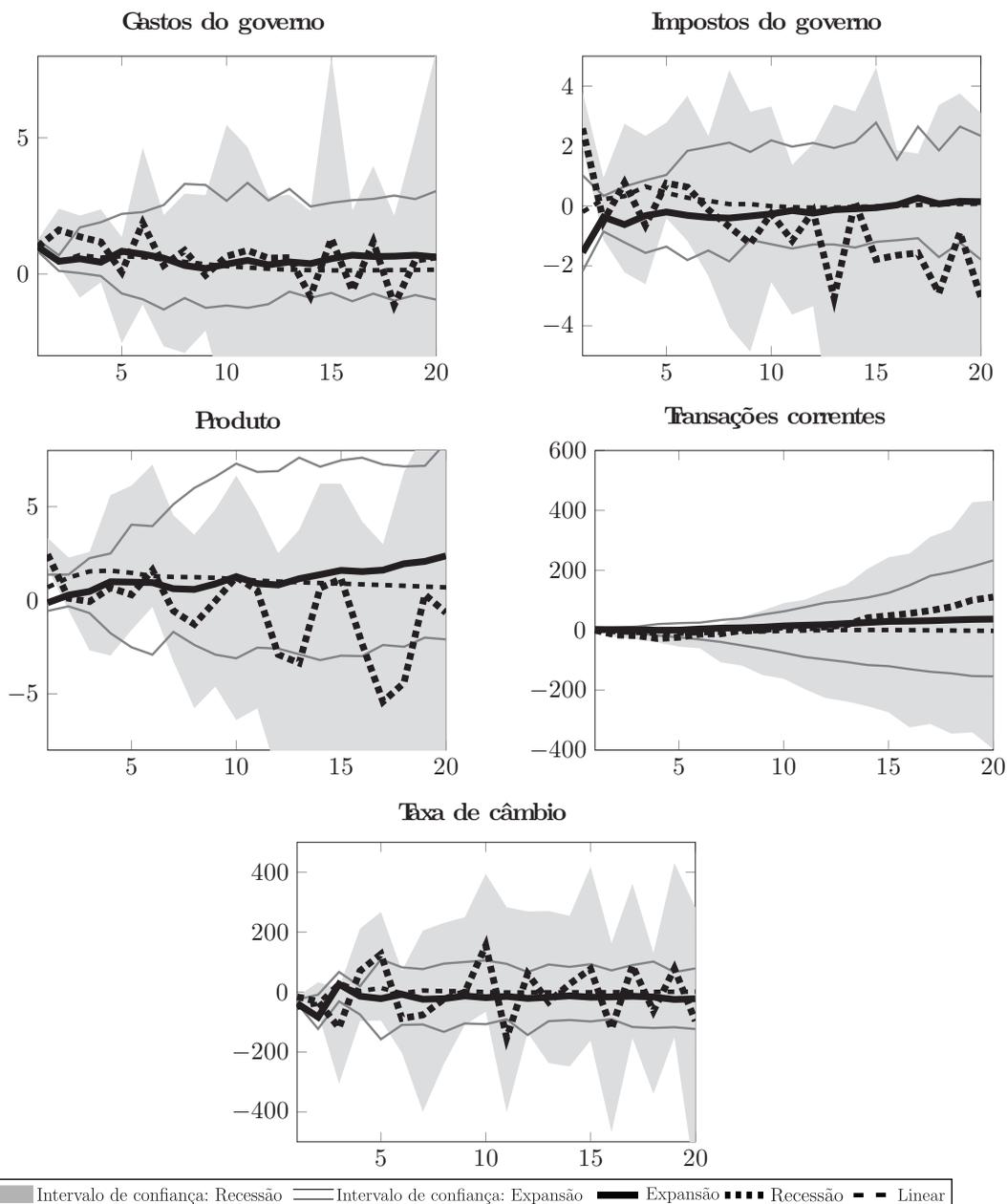


**Figura C-3:** Impulso Resposta Generalizada para choque nos gastos do governo controlado pela razão dívida/PIB: Modelo Linear, Recessões e Expansões



Notas: Respostas médias a um choque nos gastos do governo normalizado para um. Var estimado com uma contante e três lags com dados de 2002T3 a 2015T4.

**Figura C-4:** Impulso Resposta Generalizada para choque no consumo do governo controlado pelo grau de abertura econômica e taxa de câmbio: Modelo Linear, Recessões e Expansões



*Notas:* Respostas médias a um choque nos gastos do governo normalizado para um. Var estimado com uma constante e três lags com dados de 1999T4 a 2015T4.