

Universidade Federal da Paraíba – UFPB
Programa de Pós-Graduação em Economia

Vanessa Grüdtner

**Multiplicador dos gastos do governo em
períodos de expansão e recessão: evidências
empíricas para o Brasil**

João Pessoa, Paraíba
Fevereiro de 2017

Vanessa Grüdtner

Multiplicador dos gastos do governo em períodos de expansão e recessão: evidências empíricas para o Brasil

Dissertação de Mestrado apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal da Paraíba como parte dos requisitos necessários à obtenção do título Mestre em Economia.

Orientador: Edilean Kleber da Silva Bejarano Aragon

João Pessoa, Paraíba
Fevereiro de 2017

G885m Grüdtner, Vanessa.

Multiplicador dos gastos do governo em período de expansão e recessão: evidências empíricas para o Brasil / Vanessa Grüdtner. - João Pessoa, 2017.

51 f.: il. -

Orientadora: Edilean Kleber da Silva Bejarano Aragon.
Dissertação (Mestrado) - UFPB/ CCSA

1. Economia. 2. Ciclo econômico - Brasil. 3. VAR não linear. I. Título.

UFPB/BC

CDU: 33(043)

Vanessa Gründtner

Multiplicador dos gastos do governo em períodos de expansão e recessão: evidências empíricas para o Brasil

Dissertação de Mestrado apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal da Paraíba como parte dos requisitos necessários à obtenção do título Mestre em Economia. Submetida e Alçavada pela Comissão Examinadora abaixo assinada.

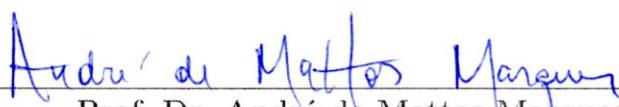
Defesa realizada no Campus I da UFPB em João Pessoa, Paraíba, no dia 23 de fevereiro de 2017.



Edilean Kleber da Silva Bejarano Aragon- UFPB
Orientador



Prof. Dr. Igor Ézio Maciel Silva - UFRN



Prof. Dr. André de Mattos Marques - UFPB

João Pessoa, Paraíba

Fevereiro de 2017

Resumo

Esta dissertação estima um vetor autorregressivo de transição não-linear com a finalidade de verificar se o multiplicador dos gastos do governo brasileiro são dependentes do estado do ciclo econômico. O período de análise vai do primeiro trimestre de 1999 ao quatro de 2015. Além dos gastos consolidados do governo, foi calculado 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.

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

Abstract

In this dissertation I try to 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.

Keywords: Nonlinear VAR. Government spending multiplier. Economic cycle.

Lista de ilustrações

Figura 1 – Probabilidade de estar em uma fase de recessão	23
Figura 2 – Impulso Resposta Generalizada para choque nos gastos do governo: Modelo Linear, Recessões e Expansões	28
Figura 3 – Diferença entre os multiplicadores de gastos do governo em períodos de recessão e expansão	30
Figura 4 – Impulso Resposta Generalizada para choque no consumo do governo: Modelo Linear, Recessões e Expansões	31
Figura 5 – Impulso Resposta Generalizada para choque nos investimentos do go- verno: Modelo Linear, Recessões e Expansões	32
Figura 6 – Impulso Resposta Generalizada para choque na massa salarial paga pelo governo: Modelo Linear, Recessões e Expansões	32
Figura 7 – Diferença entre os multiplicadores de consumo do governo em períodos de recessão e expansão	34
Figura 8 – Diferença entre os multiplicadores de investimento do governo em pe- ríodos de recessão e expansão	34
Figura 9 – Diferença entre os multiplicadores de massa salarial paga pelo governo em períodos de recessão e expansão	34
Figura 10 – Diferença entre os multiplicadores de gastos do governo em períodos de recessão e expansão: Eventos extremos	35
Figura 11 – Diferença entre os multiplicadores de consumo do governo controlado para investimento em períodos de recessão e expansão	36
Figura 12 – Diferença entre os multiplicadores de gastos do governo controlado para dívida pública em períodos de recessão e expansão	37
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	38
Figura 14 – Produto Interno Bruto	44
Figura 15 – Consumo do Governo	44
Figura 16 – Investimento do Governo	45
Figura 17 – Arrecadação do Governo	45
Figura 18 – Massa salarial paga pelo governo	46
Figura 19 – Razão Dívida/PIB	46
Figura 20 – Transações Correntes (% PIB)	47
Figura 21 – Variação da taxa de câmbio	47
Figura 22 – Impulso Resposta Generalizada para choque nos gastos do governo: Modelo Linear, Recessões e Expansões Extremas	48

Figura 23 – Impulso Resposta Generalizada para choque no consumo do governo controlado pelos gastos com investimento: Modelo Linear, Recessões e Expansões	49
Figura 24 – Impulso Resposta Generalizada para choque nos gastos do governo controlado pela razão dívida/PIB: Modelo Linear, Recessões e Expansões	50
Figura 25 – Impulso Resposta Generalizada para choque no consumo do governo controlado pelo grau de abertura econômica e taxa de câmbio: Modelo Linear, Recessões e Expansões	51

Lista de tabelas

Tabela 1 – Multiplicadores dos gastos do governo	29
Tabela 2 – Multiplicadores do consumo, investimento e massa salarial do governo .	33

Sumário

1	Introdução	10
2	Revisão de literatura	12
3	Estratégia empírica	20
3.1	Modelo empírico	20
3.2	Base de Dados e Calibragem	21
3.3	Método de Estimação	23
4	Resultados	27
4.1	Testes de robustez dos resultados	34
4.1.1	Eventos Extremos	35
4.1.2	Consumo e Investimento	35
4.1.3	Razão Dívida/PIB	36
4.1.4	Abertura Econômica e Taxa de câmbio	37
4.2	Discussão dos Resultados	38
5	Conclusão	40
	REFERÊNCIAS	41
	ANEXO A – DADOS	44
	ANEXO B – IMPULSO-RESPOSTAS GENERALIZADAS	48

1 Introdução

O objetivo deste trabalho é estimar para o Brasil o multiplicador dos gastos do governo dependente do estado da economia, através de um vetor autorregressivo de transição não-linear (STVAR) modelado para discriminar respostas dinâmicas a choques fiscais em períodos de recessões e expansões. Para tanto as funções de impulso-respostas generalizadas (GIRFs) são estimadas de forma a captar a endogeneidade da transição de um estado da economia para outro, após um choque fiscal. A análise é feita para o período de 1999 a 2015 com dados trimestrais.

De forma simplificada, o multiplicador fiscal estima o efeito de uma variação em um instrumento de política fiscal exerce sobre o produto. A ideia de que a política de gastos governamentais expansionistas tem efeitos assimétricos na economia foi proposta por [Keynes \(1936\)](#). A teoria keynesiana assume que um aumento nos gastos do governo só tem efeito positivo na produção e no consumo quando a economia opera 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, uma aumento nos gastos do governo quando a economia está operando em plena capacidade tende a gerar aumento dos juros e inflação.

Quando se comparam os efeitos dos gastos do governo durante a crise de 2008 e depois da estabilização da economia em 2012 são encontrados indícios de que o multiplicador dos gastos do governo pode ser dependente do estado da economia. Isso porque em períodos diferentes de implementação as mesmas medidas de aumento de gastos surtiram efeitos contrários sobre o produto: em 2008, quando a economia estava em recessão, o aumento dos gastos tirou a economia da crise e em 2014, quando estava estável, o aumento dos gastos levou a economia à crise de 2015. Apesar de um dos principais motivos que se atribui à crise de 2015 ser o alto endividamento público, a razão dívida/PIB era mais elevada em 2008 do que era em 2015. Logo, esses efeitos adversos dos gastos do governo sobre o produto podem estar refletindo a não lineariedade do multiplicador brasileiro.

Os primeiros a utilizarem um VAR estrutural (SVAR) para estimar um multiplicador fiscal foram [Blanchard e Perotti \(2002\)](#), para a economia norte-americana. Os autores chegaram à conclusão de que os multiplicadores de gastos do governo não são muito diferentes em períodos de expansões e recessões. Outros trabalhos com resultados semelhantes são: [Pereira e Lopes \(2010\)](#), [Kirchner, Cimadomo e Hauptmeier \(2010\)](#) e [Ramey e Zubairy \(2014\)](#). Por outro lado, [Auerbach e Gorodnichenko \(2012b\)](#), [Auerbach e Gorodnichenko \(2012a\)](#) e [Caggiano et al. \(2015\)](#) encontraram que os multiplicadores fiscais são maiores em períodos de recessão. Para o Brasil, [Pires \(2014\)](#) e [Samuel, Lima](#)

e Paula (2016) relacionam o multiplicador fiscal com a evolução do ciclo econômico a partir de modelos Markov-Switching. Esses autores não encontram diferença entre os multiplicadores em períodos de recessão e expansão. Orair, Siqueira e Gobetti (2016) estimaram um modelo STVAR, seguindo a metodologia de Auerbach e Gorodnichenko (2012b), e encontraram que em períodos de recessão e expansão extremos, o multiplicador depende do estado da economia.

O presente trabalho contribui 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), já que as recessões identificadas pelos modelos markovianos podem não condizer perfeitamente com as datações históricas brasileiras; o segundo é estimar um STVAR seguindo Caggiano et al. (2015), que incorpora as críticas de Ramey e Zubairy (2014) ao método de estimação de Auerbach e Gorodnichenko (2012b). 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 e testa-se se os resultados são robustos 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, ao grau de abertura econômica e à taxa de câmbio.

Em suma, os resultados desta pesquisa mostram que o multiplicador dos gastos do governo não é estatisticamente diferente nos períodos de recessão e expansão, assim como os multiplicadores de consumo e investimento do governo e 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 trabalho conta com mais quatro seções: *i*) revisão de literatura; *ii*) estratégias de estimação, onde é descrito o modelo empírico, a base de dados e o método de estimação; *iii*) os resultados, onde além da descrição dos resultados estão apresentados os testes de robustez e; *iv*) a conclusão.

2 Revisão de literatura

A crise financeira que começou em dezembro de 2007 nos EUA e se alastrou pelo mundo fez ressurgir o interesse dos economistas sobre os efeitos macroeconômicos da política fiscal. De acordo com [Blanchard, Dell'Ariccia e Mauro \(2010\)](#), até 2008 a política fiscal havia ocupado papel central na macroeconomia apenas no período pós-Grande Depressão, quando foi guiada pelo keynesianismo. Nos anos seguintes à Grande Depressão 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 financeiro aumentou a efetividade da política monetária, o que foi suficiente para diminuir as flutuações cíclicas do produto norte-americano a partir dos anos 1980. Com isso os estímulos fiscais discricionários passaram a ser utilizados para combater recessões severas e longas, diante das defasagens de formulação e implantação de pacotes fiscais ou para combater recessões normais em economias emergentes, que tinham o mercado financeiro pouco desenvolvido.

Aparentemente existia uma relação estreita entre inflação estável e hiato do produto pequeno. Dessa maneira, a inflação estável se tornou o principal objetivo da maioria dos bancos centrais (BCs), já que era a melhor coisa a se fazer para incentivar a economia. Contudo, quando a crise financeira alcançou seu ápice em 2008 e a demanda agregada entrou em colapso, os BCs tiveram que diminuir rapidamente a taxa de juros para tentar levar o produto de volta à sua tendência. Os EUA baixaram sua taxa de juros para perto de zero, chegando ao seu limite inferior.

Com a taxa de juros neste patamar o Banco Central dos EUA aumentou o seu balanço em cerca de 300% com o intuito de expandir a base monetária e proporcionar liquidez ao mercado financeiro. O governo teve que voltar sua atenção para os instrumentos de política fiscal, já que a expectativa era que a recessão fosse longa, dando tempo para que os pacotes de estímulos fiscais fossem formulados, autorizados, implementados e surtissem efeito na economia. Assim, em fevereiro de 2009, o pacote *American Recovery and Reinvestment Act* foi lançado, mais de um ano depois do começo da recessão.

Com o *American Recovery and Reinvestment Act* começaram a surgir os primeiros estudos para avaliar o impacto desses pacotes sobre o produto e o desemprego da economia [[Taylor \(2011\)](#), [Romer e Bernstein \(2009\)](#) e [Eggertsson \(2009\)](#)]. Com o passar do tempo, a discussão sobre a eficácia da política fiscal se refletiu no debate sobre o tamanho do multiplicador fiscal e sob quais situações econômicas o multiplicador seria maior ou menor.

Em sua forma mais simples o multiplicador fiscal pode ser entendido como a mudança no produto causada pela variação em algum dos instrumentos de política fiscal,

isto é:

$$\frac{\partial Y_t}{\partial Z_t} \quad (2.1)$$

onde Y é o produto agregado da economia e Z é o instrumento de política fiscal. Um valor superior a um para esta razão indica que a política fiscal possui um efeito multiplicador – um aumento de R\$ 1,00 nos gastos do governo, por exemplo, leva a um aumento de mais de R\$ 1,00 no produto da economia. Esse aumento mais do que proporcional na renda se dá, pelo menos teoricamente, pelo fato de que um aumento no consumo do governo eleva a demanda por bens, e esse aumento na demanda por bens faz com que as empresas contratem mais. Logo, as pessoas consomem mais, levando a um aumento do produto maior que o proporcionado simplesmente pelo aumento dos gastos do governo. No caso de, por exemplo, esse aumento dos gastos do governo se dar por meio de transferências e as pessoas não gastarem esse dinheiro, mas pouparem, se espera um multiplicador menor que um.

Embora conceitualmente simples, calcular o multiplicador fiscal não é trivial. O multiplicador não é um parâmetro estrutural da economia que pode ser observado, tendo que ser estimado. Quando apenas se observa o produto não se leva em conta o caminho que a economia seguiria caso não tivesse ocorrido a mudança na política e, para se isolar esse efeito, é fundamental conhecer os determinantes desse caminho. Para tanto, geralmente são usados três modelos para se estimar o multiplicador: modelos de estrutura macroeconômica, *à la Cowles Commission*; de vetores autorregressivos (VAR); e de equilíbrio geral dinâmico estocástico (DSGE) [maiores detalhes estão em [Chinn \(2013\)](#)].

Os modelos de estrutura macroeconômica estão intimamente ligados à abordagem de *Cowles Commission*, que usavam a teoria keynesiana para identificar um sistema de multi-equações que descrevia a economia. Logo, esse modelos são baseados na relação histórica entre as variáveis econômicas e nas hipóteses de seus comportamentos teóricos. Assume-se, assim, que os indivíduos vão, na média, continuar a reagir aos choques de políticas fiscais da mesma forma que reagiram no passado. Consequentemente, as estimativas feitas por esse tipo de modelo tendem a ser irrealistas quando as políticas ou condições econômicas diferem das observadas do passado, como apontado por [Auerbach, Gale e Harris \(2010\)](#).

Os modelos DSGE utilizam fundamentos microeconômicos para descrever a escolha ótima dos indivíduos sobre o quanto trabalhar, consumir e poupar, determinados pelo valor presente e futuro dos salários, taxas de juros, impostos, gastos do governo, entre outros. Como resultado dessas hipóteses assumidas sobre o comportamento dos indivíduos e da economia, esses modelos apresentam uma relação causal entre as variáveis bastante clara, se tornando menos dependentes de dados históricos do que os modelos de estrutura macroeconômica, podendo ser usados para estimar mudanças nas políticas fiscais não observadas anteriormente. No entanto, com o objetivo de simplificar a construção desses

modelos, muitas vezes são incluídas suposições irrealistas, tais como ausência de recursos subutilizados, desemprego involuntário, livre acesso à crédito, informação perfeita, etc. Mesmo que pesquisas mais recentes venham relaxando algumas dessas hipóteses a fim de alinhar esses modelos com a economia real, os multiplicadores calculados com os modelos DSGE variam absurdamente de acordo com cada hipótese relaxada, como mostra [Reichling e Whalen \(2012\)](#).

Por fim os modelos vetores autorregressivos trabalham com a correlação entre as variáveis econômicas. Dado que esses modelos usam mais séries históricas dos dados que teoria econômica, eles são particularmente úteis quando se tem motivos para se suspeitar que as teorias existentes são imprecisas ou baseadas em hipóteses irrealistas já que, diferente dos modelos de estrutura macroeconômica, não impõem, a priori, restrições teóricas na relação entre as variáveis do modelo. No entanto, a falta de fundamentação teórica torna difícil avaliar a direção da causalidade entre as políticas e a economia, o que é chamado de problema de “identificação”. Por exemplo, um aumento nos gastos do governo para estimular uma economia em recessão leva a uma correlação estatística entre a política e o desempenho econômico, o que poderia indicar que a expansão fiscal causou a retração econômica. Uma abordagem muitas vezes utilizada para identificar a causalidade econômica além da simples correlação, é o modelo de VAR estrutural (SVAR). Esse modelo é semelhante ao VAR, mas faz algumas suposições simples sobre as interações entre as variáveis.

Os primeiros a utilizar o SVAR para análise de política fiscal foram [Blanchard e Perotti \(2002\)](#). Até esse trabalho clássico, o VAR estrutural era utilizado apenas para avaliar efeitos de política monetária, como em [Bernanke e Mihov \(1998\)](#). A macroeconomia era caracterizada pela teoria keynesiana e seus modelos macroeconômicos que predeterminavam o efeito positivo de expansões fiscais sobre o produto. Com o surgimento de trabalhos empíricos sobre os efeitos da política fiscal na década de 1990, constatou-se que em vários episódios de contração fiscal a economia se comportou de maneira não esperada pela teoria keynesiana: momentos de severos cortes do governo foram seguidos por um aumento do consumo privado e do PIB. Para solucionar esse problema, [Blanchard e Perotti \(2002\)](#) utilizaram o SVAR para construir estimativas dos movimentos inesperados da atividade econômica sobre as variáveis fiscais e, por implicação, obter estimativas de choques de política fiscal. Uma vez identificados os choques, puderam traçar seus efeitos dinâmicos sobre o PIB e seus componentes. Como resultado também foram os primeiros a encontrar efeitos bastante diversos de acordo com as especificações do modelo e os períodos adotados.

Assumindo tendência determinística, [Blanchard e Perotti \(2002\)](#) constatam que um choque de um dólar nos gastos do governo aumenta o PIB no trimestre seguinte em 0,96 dólares, enquanto o choque de um dólar nos impostos diminui o PIB em 0,86 dólares. Com

tendência estocástica, a resposta do produto a choques nos impostos se tornou mais forte e persistente, tardando sete semestres para voltar ao seu valor inicial, em vez de cinco, como no caso determinístico. Quando os autores excluíram algumas décadas da análise, o multiplicador dos impostos variou de -0,49 a -1,45. Também encontraram evidência de instabilidade no multiplicador dos gastos sob tendência estocástica. Quando a década de 1980 foi excluída o multiplicador praticamente triplicou em comparação com seu valor ao se excluir a década de 1970, 1,80 e 0,62 respectivamente. Corroborando com os modelos keynesianos, os autores também encontraram um efeito positivo dos gastos do governo sobre o consumo privado.

A variação nas estimativas do tamanho do multiplicador fiscal não está apenas ligada ao tipo de modelo adotado, mas também às premissas comportamentais assumidas. [Reichling e Whalen \(2012\)](#) encontraram estimativas de multiplicadores fiscais para EUA variando de 0,75 a 2,25 para os modelos de estrutura macroeconómica, de 0,3 a 3,5 para modelos VARs, e de 0,5 para 2,25 para os modelos DSGE. Além disso, algumas dessas diferenças são encontradas na literatura pelo período durante o qual o multiplicador é mensurado. Por exemplo, a mudança no produto causada pela variação de um instrumento de política fiscal mostrada na Equação (2.1) assume um valor diferente em cada ponto da trajetória. Assim, existem multiplicadores de “pico”, que informam o maior efeito sobre o produto em qualquer trimestre após a mudança de política, multiplicadores “de impacto”, que trazem o efeito imediato da mudança de política, e multiplicadores “acumulativos”, o que será estimado nesse trabalho, que representam o somatório dos efeitos de política fiscal sobre o produto durante um determinado período. Segundo [Auerbach, Gale e Harris \(2010\)](#) muitas vezes se torna difícil comparar as estimativas pelo fato de muitos trabalhos não especificarem o exato conceito do multiplicador utilizado.

Com todos esses problemas de análise e comparação de resultados, talvez a questão mais relevante quando se trata de multiplicadores fiscais não seja o seu valor em si, mas sim determinar qual o melhor instrumento e sob quais circunstâncias uma dada política fiscal irá alcançar o objetivo esperado. [Christiano, Eichenbaum e Rebelo \(2011\)](#) 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. [Auerbach e Gorodnichenko \(2012b\)](#) encontraram multiplicadores de gastos em infraestrutura e outros tipos de investimento público nos EUA maiores que os multiplicadores de consumo do governo. [Chahrour, Schmitt-Grohé e Uribe \(2012\)](#) e [Leeper, Traum e Walker \(2011\)](#) encontraram multiplicadores de gastos do governo maiores do que multiplicadores de impostos.

Vários estudos recentes consideram a possibilidade de que o multiplicador pode variar de acordo com o estado da economia. [Pereira e Lopes \(2010\)](#) e [Kirchner, Cimadomo e Hauptmeier \(2010\)](#) usaram um VAR estrutural com parâmetros variando no tempo e

simulações Bayesiana, e chegaram à mesma conclusão que [Blanchard e Perotti \(2002\)](#): os multiplicadores de gastos do governo não são muito diferentes em expansões e recessões. Por outro lado, [Auerbach e Gorodnichenko \(2012b\)](#) estenderam um modelo SVAR para mudança de regime, dito STVAR, para permitir respostas diferenciadas durante recessões e expansões, e encontraram um multiplicador de pico para os gastos do governo nos EUA de 2,5 em recessões e 0,6 em expansões. [Auerbach e Gorodnichenko \(2012a\)](#) confirmaram os resultados anteriores ao estimarem multiplicadores de gastos do governo para um grande número de países da OCDE usando projeções diretas em vez da abordagem SVAR, relaxando algumas hipóteses sobre as funções de impulso-resposta, mas mantendo a mudança suave de regime. [Fazzari, Morley e Panovska \(2013\)](#) 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 \(2014\)](#) também investigaram se os multiplicadores dos gastos do governo nos EUA diferem de acordo com o estado da economia, e compararam seus resultados com os obtidos por [Auerbach e Gorodnichenko \(2012b\)](#). Não foram encontrados indícios de multiplicadores 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 \(2012b\)](#). A única diferença foi no método de estimação adotado, utilizando o método de [Jordà \(2005\)](#), que, por teoria, deveria já superestimar os multiplicadores em períodos de recessão. Para eles, as diferenças encontradas se deram pelos pressupostos que [Auerbach e Gorodnichenko \(2012b\)](#) usaram para calcular as suas funções de impulso-resposta, muitas vezes irrealistas, 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 al. \(2015\)](#) estimaram um VAR não linear que se aproxima do estimado por [Auerbach e Gorodnichenko \(2012b\)](#), mas levaram em consideração as críticas feitas por [Ramey e Zubairy \(2014\)](#). As principais diferenças entre as contribuições estão na modelagem do STVAR. A abordagem de [Caggiano et al. \(2015\)](#) liga a evolução das variáveis à probabilidade de se estar em uma recessão e modela endogenamente a trajetória do produto. Assim, diferente de [Auerbach e Gorodnichenko \(2012b\)](#), no modelo de [Caggiano et al. \(2015\)](#) os choques fiscais expansionistas podem tirar a economia da recessão. Em seus primeiros resultados, [Caggiano et al. \(2015\)](#) não encontraram diferenças estatisticamente significantes entre os multiplicadores em períodos de recessões e expansões. Em seguida, os autores dividiram a economia em períodos de recessões e expansões moderadas e extremas. Quando analisados por essa ótica, os multiplicadores obtidos são maiores quando a economia se encontra em recessão profunda.

Quando se trata da economia brasileira a análise do tamanho do multiplicador fiscal em tempo bons e ruins é particularmente importante. Por mais que o Brasil não tenha atingido o limite inferior da taxa 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 impostos¹. 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, Gazzano e Pinotti (2014)].

Foi, de acordo com Gobetti e Orair (2015), a partir de 2012 que o multiplicador dos gastos do governo brasileiro 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. Apesar de um dos principais motivos que se atribui à crise de 2015 ser o alto endividamento público, a razão dívida/PIB era mais elevada em 2008 do que era em 2015.

Os trabalhos sobre multiplicador fiscal para o Brasil são escassos e a maioria dos trabalhos tem com objetivo estimar o valor do multiplicador fiscal. Por exemplo, Peres e Junior (2009) estimaram um modelo VAR e concluíram que a política fiscal brasileira possui efeitos próximos aos postulados em modelos keynesianos: 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.

Moura (2015) e Cavalcanti e Vereda (2015) estimaram multiplicadores fiscais através de modelos DSGE. Moura (2015) calculou multiplicadores de gastos do governo com consumo e investimento sob diferentes cenários de comportamento do banco central frente à expansão fiscal. Seus resultados mostraram que o efeito inicial do aumento do consumo público sobre o PIB é positivo, porém, o efeito de longo prazo é menor do que um em todos os cenários analisados. Por outro lado, gastos com investimento acarretam não só um impacto inicial positivo, mas também um efeito de longo prazo superior a um,

¹ Os cortes no impostos se deram, principalmente, com a redução do IPI sobre linha branca e carros. Além disso, com a finalidade de incentivar a demanda agregada ainda mais, algumas outras medidas, não ortodoxas foram implantadas, como a manutenção do preço da energia elétrica e gasolina.

mesmo para valores da elasticidade produto do capital público muito baixos, apontando para as vantagens de uma política fiscal baseada em gastos com investimento.

O modelo de [Cavalcanti e Vereda \(2015\)](#) foi desenvolvido para a representar a economia brasileira sob diferentes tipos de despesas públicas, investimento público, transferências sociais e pagamento de salários a funcionários públicos. Esses autores encontraram que choques positivos nas transferências sociais aumentam a produção no curto prazo, mas geram multiplicadores negativos no médio prazo. Além disso, constataram que: *i*) os multiplicadores de investimento público podem ser negativos no curto prazo, mas são sempre positivos no médio prazo e; *ii*) gastos fiscais que dependam de tributações distorcivas para reequilibrar o orçamento primário podem levar à redução do nível de produção e a aumentos da inflação.

Existem poucos trabalhos para o Brasil que relacionam o multiplicador fiscal com a evolução do ciclo econômico. [Pires \(2014\)](#) e [Samuel, Lima e Paula \(2016\)](#) captam a não linearidade do multiplicador a partir de modelos Markov-Switching. Esses modelos têm como aplicação clássica a estimativa de ciclos econômicos e sua decomposição em regimes de recessão e expansão, de alta e baixa volatilidade, dentre outras. [Pires \(2014\)](#) trabalhou com duas especificações de modelos que melhor descrevem os ciclos brasileiros: um modelo com dois estados (recessão e expansão) e volatilidade alta e baixa e, outro modelo que diferencia os regimes apenas pela volatilidade. Comparando essas duas especificações com a datação de ciclos econômicos feito pelo CODACE, o autor observa que os modelos apresentaram identificação e duração de recessões distintas, onde a diferença é menor para o modelo sem os estados da economia.

[Pires \(2014\)](#) estimou multiplicadores fiscais para a economia brasileira para ambas as especificações, onde os critérios estatísticos mostraram melhor adequação do modelo com dois estados e volatilidade, mesmo sendo o modelo que apresentou maior diferença das datações feitas pelo CODACE. Os multiplicadores mostraram maior significância estatística em períodos de baixa volatilidade, onde os resultados mostram que o multiplicador de investimento público é maior que um, o multiplicador de carga tributária líquida é negativo e o multiplicador de consumo do governo não é estatisticamente significante. O autor também reestimou ambos os modelos permitindo que os multiplicadores fossem distintos conforme o ciclo econômico. Os resultados em ambas as especificações foram idênticos, confirmado os resultados apresentados anteriormente. Contudo, o fato das datações do modelo não serem condizentes com os acontecimentos históricos é um problema que pode estar refletindo a não-significância dos multiplicadores dos regimes de recessão e expansão. [Samuel, Lima e Paula \(2016\)](#), por sua vez, não encontram multiplicadores fiscais diferentes nem em regimes de volatilidade alta e baixa.

[Orair, Siqueira e Gobetti \(2016\)](#) é o que se assemelha mais ao presente trabalho. Os autores estimaram multiplicadores de diferentes tipos de gasto público através de

um modelo STVAR, mas, diferente do proposto nesse trabalho, seguiram a metodologia de [Auerbach e Gorodnichenko \(2012b\)](#). 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, é maior 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.

3 Estratégia empírica

3.1 Modelo empírico

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

$$x_t = F(z_{t-1})\Pi_R(L)x_{t-1} + [1 - F(z_{t-1})]\Pi_E(L)x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.1)$$

$$\varepsilon_t \sim N(0, \Omega_t) \quad (3.2)$$

$$\Omega_t = F(z_{t-1})\Omega_R + [1 - F(z_{t-1})]\Omega_E \quad (3.3)$$

$$F(z_t) = \exp(-\gamma z_t) / [1 + \exp(-\gamma z_t)] \quad (3.4)$$

onde, $\gamma > 0$, $z_t \sim N(0, 1)$, x_t é o conjunto de variáveis endógenas a serem modeladas, $F(z_{t-1})$ é a função de transição que captura a probabilidade da economia estar em recessão, γ regula a suavidade de transição entre os estados, z_t é o indicador de transição, Π_R e Π_E são os coeficientes do VAR que capturam a dinâmica do sistema durante recessões e expansões (respectivamente), ε_t é o vetor de resíduos das formas reduzidas, com média zero e estado-dependência da matriz de variância-covariância dado por Ω_t . As estrutura de covariância dos resíduos em recessões e expansões são representadas respectivamente por Ω_R e Ω_E . Assume-se, no modelo, que as variáveis podem ser descritas por uma combinação de dois modelos 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 γ afeta a probabilidade de se estar em uma recessão, $F(z_t)$, ou seja, quanto maior γ , mais rápida é a transição de um estado para outro. Percebe-se que o modelo (3.1) – (3.4) permite a não-linearidade surgir tanto das relações contemporâneas quanto dinâmicas do sistema econômico.

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.

3.2 Base de Dados e Calibragem

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 trimestral¹ com base em 1996T1, 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), e são apresentadas nas Figuras (14) e (15), respectivamente, em anexo.

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 estimativas dessas séries. Santos et al. (2012) estimaram as séries de formação bruta de capital fixo (investimento) do governo e Santos, Silva e Ribeiro (2010) as séries de carga tributária líquida (impostos líquidos de transferências de assistência sociais, de previdência e de subsídios) do governo. Apesar das estimativas 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-mail².

Para chegar à serie de investimento do governo [Figura (16) em anexo], Santos et al. (2012) analisaram os conceitos da contabilidade pública e nacional e desenvolveram procedimentos para mitigar o viés apresentado pelas estimativas anuais de investimento público divulgadas nas estatísticas oficiais da Secretaria do Tesouro Nacional (STN) e do IBGE, que afetam, particularmente, a precisão das séries de maior frequência. Além disso, os autores solicitaram informações de investimento de governos subnacionais aos contadores públicos, técnicos ou secretários de Fazenda/Planejamento de todos os estados da Federação, do Distrito Federal (DF) e dos 160 maiores municípios do país, para a

¹ 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

² Um agradecimento em especial a Cláudio Hamilton Matos dos Santos e Vinícius Augusto Lima de Almeida pela atenção nos e-mails.

construção de uma série mais precisa e consolidada.

Para estimar a carga tributária líquida do governo, Santos, Silva e Ribeiro (2010) estruturaram um banco de dados com séries de arrecadação do governo federal, governos estaduais e 3.305 prefeituras. Os autores seguiram as recomendações dadas pelo Ministério da Fazenda, que tem como finalidade buscar uma convergência nas metodologias de estimação da carga tributária pelos diversos órgãos da administração pública federal. A partir de um conjunto de procedimentos computacionais e estatísticos, foram corrigidas as inconsistências dos dados primários e estimadas as séries de carga tributária bruta e as transferências do governo para as famílias, previdência e subsídios. A carga tributária líquida [Figura (17) em anexo] é dada pela bruta menos as transferências, que não devem ser computadas na análise de gastos do governo, uma vez que não se destinam ao consumo ou investimento do governo, mas sim à gastos das próprias famílias.

A Figura (18) em anexo traz o gráfico da massa salarial paga pelo governos aos funcionários públicos. Essa série 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.

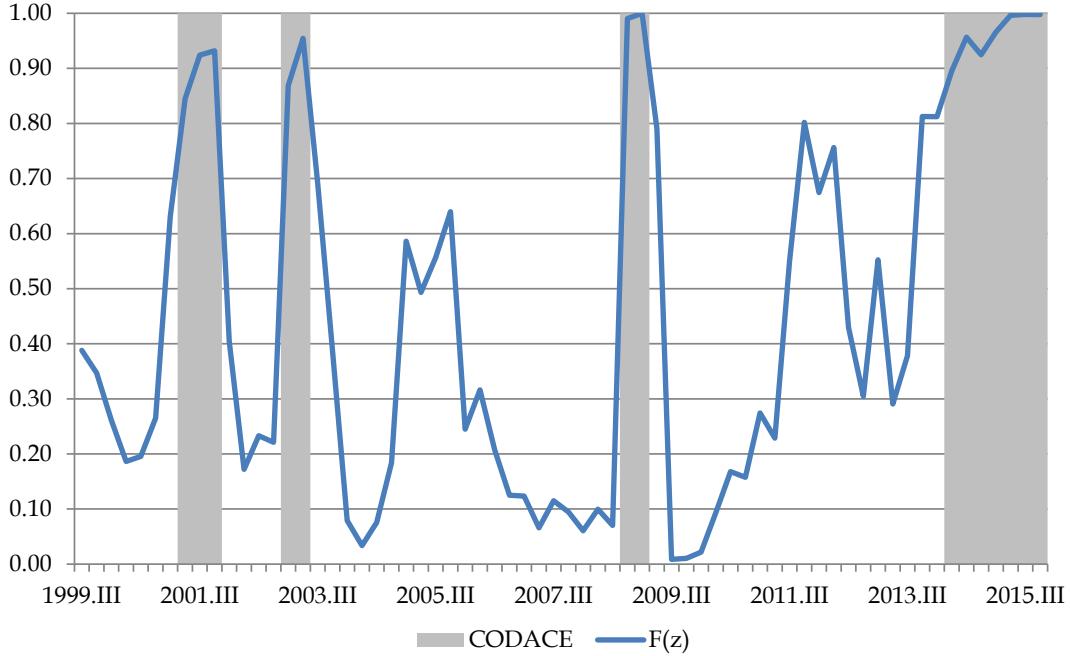
A série de razão dívida/PIB apresentada na Figura (19) em anexo, foi retirada do Ipeadata, assim como a série de Transações correntes dos últimos 12 meses como % PIB, Figura (20), e a série de Índice da taxa de câmbio real (IPCA), necessária para chegar à série de variação de taxa de câmbio, apresentada na Figura (21).

A última série necessária para a análise é a $F(z_t)$. De acordo com a Equação (3.4), 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 γ , 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.

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 corresponde à 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 γ 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. A Figura (1) trás a função, $F(z_t)$. Claramente, valores maiores de $F(z_t)$ são associados aos períodos de recessão definidos pelo CODACE.

Figura 1 – Probabilidade de estar em uma fase de recessão



$F(z_t)$: calculada de acordo com as funções lógicas apresentadas no texto. Variável de transição: média móvel de dois períodos padronizada e defasada, construída com a taxa de crescimento do PIB real trimestre a trimestre. $\gamma = 2,65$

Dado $\gamma = 2,65$ e $F(z_t) = 0,85$, pela Equação (3.4), define-se o valor do *threshold* $\bar{z} = -0,65\%$. O *threshold*, \bar{z} separa as observações ocorridas em períodos expansivos das observações ocorridas em períodos recessivos para a estimação do modelo, apresentado de forma mais detalhada na seção seguinte.

3.3 Método de Estimação

O modelo (3.1) a (3.4) foi estimado por Máxima Verossimilhança e Monte Carlo via Cadeias de Markov (MCMC). Tanto o VAR linear quanto o não-linear foram estimados com três defasagens. A escolha de seleção foi feita pelo *Schwarz Information Criterion* (SIC) aplicado no modelo linear estimado para toda a amostra. De acordo com [Ventzislav e Lutz \(2005\)](#) esse critério de informação é o mais acurado para se definir o número de defasagens de um VAR com dados trimestrais para até 120 observações. Dado que z_t foi construído com a média móvel de dois períodos e que a $F(z_t)$ dada em (3.1) e (3.3) é defasada em um período, os valores iniciais terão de ser os observados no quarto trimestre de 1999, ou seja, tem-se 65 graus de liberdade, gl .

Seguindo [Auerbach e Gorodnichenko \(2012b\)](#) e [Caggiano et al. \(2015\)](#), a função de Máxima Verossimilhança do modelo 3.1 a 3.4 pode ser escrita como:

$$\ln L = \alpha + \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \ln |\Omega_t| - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \varepsilon_t' \Omega_t^{-1} \varepsilon_t \quad (3.5)$$

já que, pela Equação 3.1, $\varepsilon_t = x_t - F(z_{t-1})\Pi_R(L)x_{t-1} + [1 - F(z_{t-1})]\Pi_E(L)x_{t-1}$. O objetivo é estimar os parâmetros $\Psi = \{\gamma, \Omega_R, \Omega_E, \Pi_R(L), \Pi_E(L)\}$, onde $\Pi_{R,E}(L) = [\Pi_{R,E,1} \dots \Pi_{R,E,gl}]$. 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 $w_t = F(z_{t-1})x_{t-1} + [1 - F(z_{t-1})]x_{t-1} \dots F(z_{t-1})x_{t-gl} + [1 - F(z_{t-1})]x_{t-gl}$, pode-se reescrever $\varepsilon_t = x_t - \Pi w_t'$, com $\Pi_{R,E}(L) = [\Pi_{R,E,1} \dots \Pi_{R,E,gl}]$. Assim, a função objetivo se torna:

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

Dado que a condição de primeira ordem de Π 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

$$\text{vec} \Pi' = \left[\sum_{t=1}^T \left(\Omega_t^{-1} \otimes w_t' w_t \right) \right]^{-1} \text{vec} \left[\sum_{t=1}^T w_t' x_t \Omega_t^{-1} \right] \quad (3.6)$$

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 Ω_R e Ω_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 Ω_R e Ω_E estimados, Π é obtido e $\log L$ é computado em (3.5).

Em seguida, dado os valores iniciais de Ψ^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. Ψ^n representa o estado vigente e ψ^n o vetor de choques dado por $N(0, \Omega_\Psi)$. O valor inicial de Θ^0 é dado pela aproximação de segunda ordem de Taylor do modelo (3.1) a (3.4).

O modelo, então, é escrito regredindo o vetor x_t contra o vetor de defasagens de x_t . Os resíduos dessa regressão são empregados para ajustar a matriz de variância-covariância do VAR variável no tempo e então estimar Ω_R e Ω_E usando máxima verossimilhança. Dadas essas estimativas e o valor calibrado de γ , pode-se construir Ω_t e, então, os valores de $\Pi_R(L), \Pi_E(L)$ por (3.6).

A matriz diagonal inicial, Ω_Ψ , 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 al. \(2015\)](#).

Feita as estimativas e calibragem do VAR, pode-se estimar as funções de impulso-respostas generalizadas (GIRFs) do STVAR 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, consequentemente, a probabilidade $F(z_{t-1})$. Com isso, a probabilidade $F(z_t)$ é endogeneizada.

Para calcular as GIRFs, de acordo com [Koop, Pesaran e Potter \(1996\)](#), 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 λ_i , calcula-se a variável de transição z_{λ_i} . Se $z_{\lambda_i} \leq \bar{z}$, então $\lambda_i \in \Lambda^R$, onde Λ^R é o conjunto de todos os acontecimentos de períodos recessivos. Se $z_{\lambda_i} > -\bar{z}$, então $\lambda_i \in \Lambda^E$, o conjunto de todos os acontecimentos de períodos recessivos.

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

$$\hat{\Omega}_{\lambda_i} = F(z_{\lambda_i})\hat{\Omega}_R + [1 - F(z_{\lambda_i})]\hat{\Omega}_E \quad (3.7)$$

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

$$\hat{\Omega}_{\lambda_i} = \hat{C}_{\lambda_i} \hat{C}_{\lambda_i}' \quad (3.8)$$

Ortogonalizando os resíduos se obtém o choque estrutural:

$$e_{\lambda_i}^{(R,E)} = \hat{C}_{\lambda_i}^{-1} \hat{\varepsilon} \quad (3.9)$$

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

$$e_{\lambda_i}^{(R,E)*} = \{e_{\lambda_i,t}^*, e_{\lambda_i,t+1}^*, \dots, e_{\lambda_i,t+h}^*\} \quad (3.10)$$

Pode-se definir um outro conjunto de choques, $e_{\lambda_i}^{(R,E)\delta}$, semelhante ao (3.10), 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

$$\hat{\varepsilon}_{\lambda_i}^{(R,E)*} = \hat{C}_{\lambda_i}^{-1} e_{\lambda_i}^{(R,E)*} \quad (3.11)$$

e

$$\hat{\varepsilon}_{\lambda_i}^{(R,E)\delta} = \hat{C}_{\lambda_i}^{-1} e_{\lambda_i}^{(R,E)\delta} \quad (3.12)$$

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 λ_i , são calculadas $GIRF$ de $j = 1, \dots, 500$, ou seja, $GIRF^1(h, \delta, \lambda_i)$, $GIRF^2(h, \delta, \lambda_i)$, ..., $GIRF^{500}(h, \delta, \lambda_i)$.

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 (3.3), e outro com os mesmos choques mais um $\delta > 0$ referente à primeira realização do choque. As GIRFs dos choques δ 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.

4 Resultados

A estimação do modelo (3.1) a (3.4) foi feita conforme as especificações apresentadas anteriormente. A Figura 2 traz o impacto do choque de 1% 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, apresentados nas Figuras 15 e 16, respectivamente. O critério de informação Akaike (AIC), assim como o Schwarz-Bayesian (BIC), sugerem que a estimação do VAR não linear traz ganhos com relação à abordagem linear, em todas as estimações feitas.

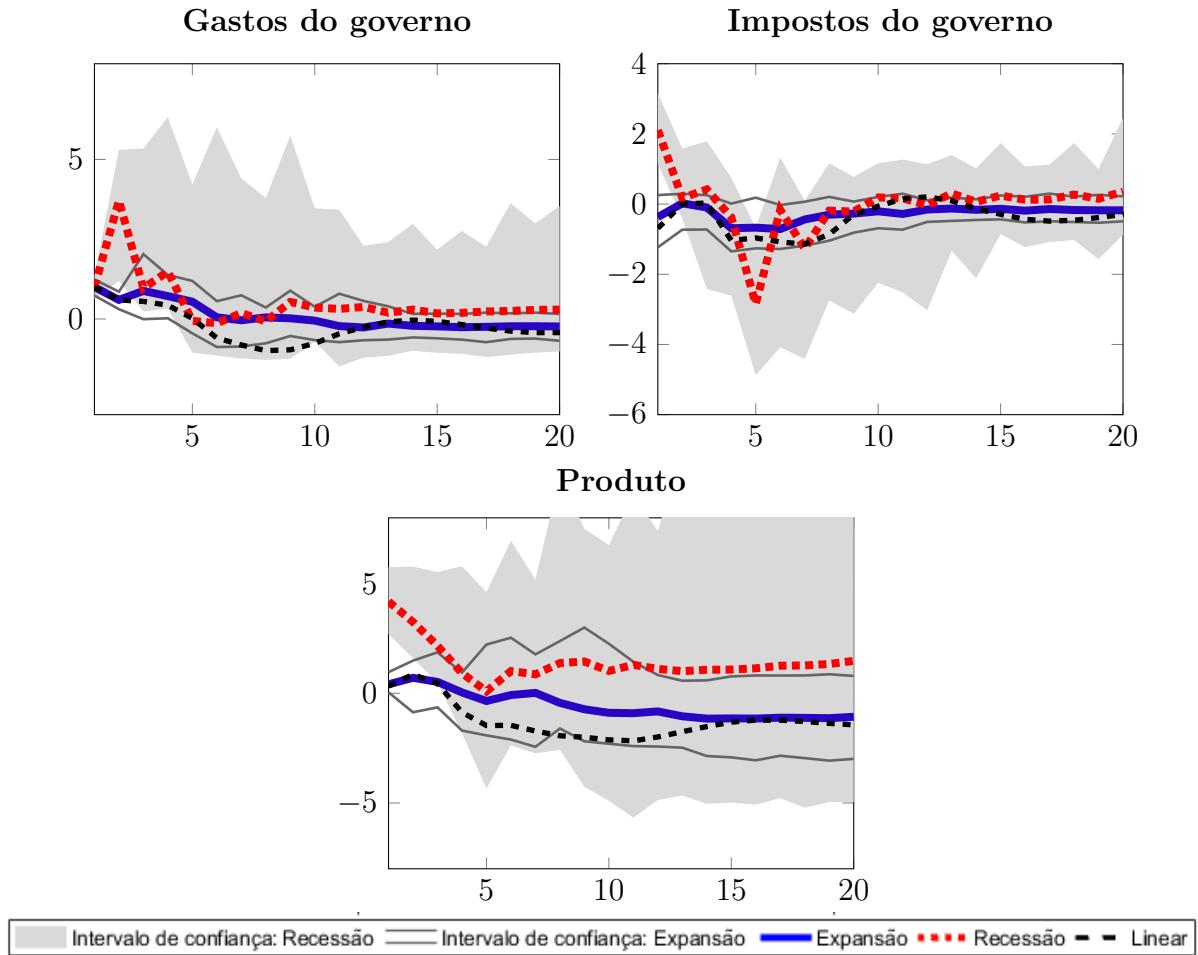
O VAR linear indica que um choque positivo nos gastos do governo leva a uma redução dos gastos do governo por três anos. Após três anos os gastos do governo voltam à sua trajetória pré-choque. As receitas do governo caem com o choque nos gastos e só voltam à sua trajetória pré-choque após dez trimestres. 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 de análise.

A estimação do VAR não-linear mostra que em períodos de recessão o choque nos gastos do governo aumenta o produto e os gastos do governo 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. O produto não chega a sofrer efeitos do choque sobre os gastos em períodos de expansão.

Contudo, olhando para o impacto no produto, 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 maior quando a economia está em recessão.

O próximo passo é calcular os multiplicadores dos gastos do governo e os intervalos de confiança associados, apresentados na Tabela 1. Os multiplicadores são acumulativos, dados 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 escolhido, indo de um a cinco anos. As variações

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



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.

Os multiplicadores na Tabela 1 são estimados considerando horizontes de até cinco anos. A magnitude do multiplicador é maior nos períodos de recessão apenas no horizonte de quatro e oito trimestres, nos demais a magnitude do multiplicador é maior no período de expansão. Mesmo as magnitudes sendo diferentes, o intervalo de confiança já dá indícios de que os efeitos da política fiscal são simétricos: o valor do multiplicador para períodos de expansão está contido no intervalo de confiança do multiplicador para períodos de recessão, em todos os horizontes de análise. O mesmo acontece com o valor do multiplicador de períodos de recessão, que está contido no intervalo de confiança do multiplicador de períodos de expansão. As únicas possíveis assimetrias podem ser encontradas nos multiplicadores de quatro e oito trimestres. O multiplicador de períodos

Tabela 1 – Multiplicadores dos gastos do governo

Horizonte/Estado	Expansão	Recessão
4	0,47 [-2,44; 1,52]	1,09 [0,03; 2,20]
8	1,18 [-0,97; 2,85]	1,67 [-0,36; 3,44]
12	2,01 [0,71; 3,83]	1,63 [-0,08; 3,17]
16	2,55 [1,54; 4,31]	2,01 [1,07; 3,35]
20	2,96 [2,08; 4,16]	2,53 [1,73; 3,57]

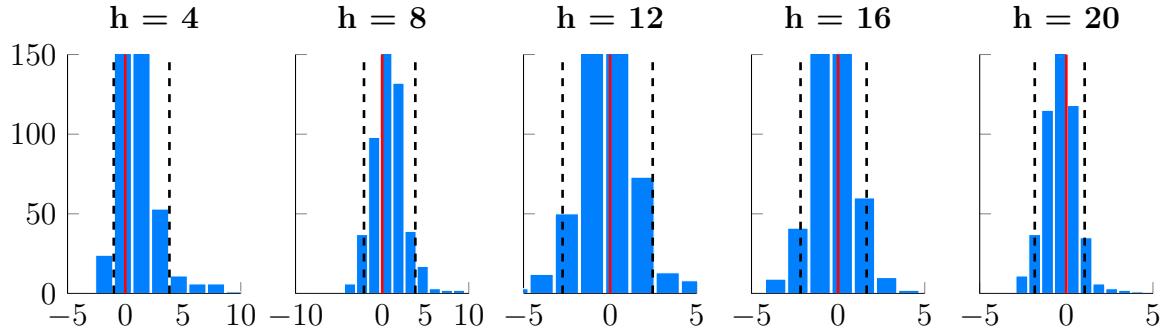
Notas: Tabela elaboração com base no VAR estimado. Variações percentuais convertidas em reais. Multiplicadores acumulativos. Os valores entre colchetes representam o intervalo de confiança a 90%.

expansivos é estatisticamente igual a zero, enquanto o multiplicador recessivo não, para o horizonte de quatro trimestres. Já no horizonte de oito trimestres, o multiplicador de períodos de recessão é estatisticamente igual a zero, enquanto o multiplicador de períodos de expansão é maior que zero.

Para testar se o multiplicador dos gastos do governo é diferente entre os estados da economia é construído 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.

A distribuição 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.

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

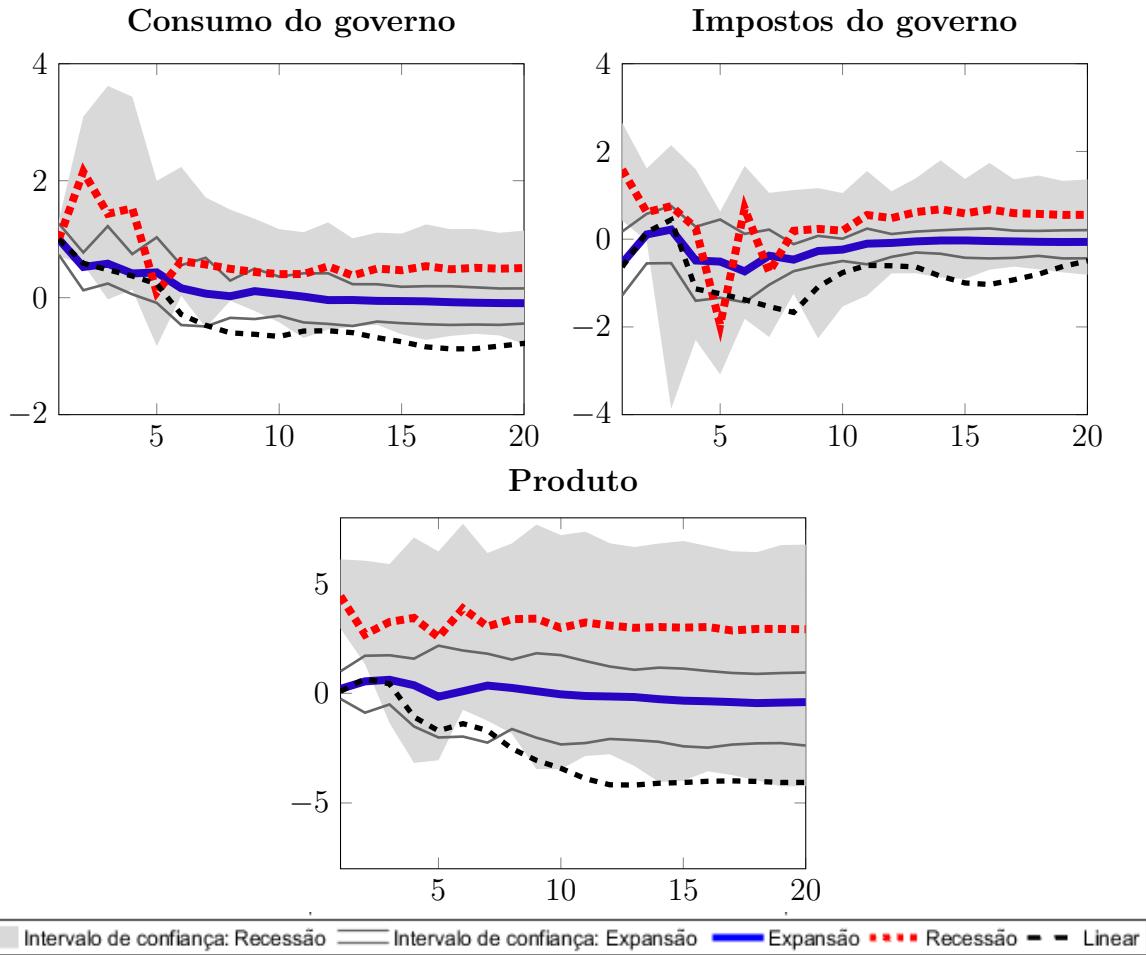


Os resultados encontrados indicam que os multiplicadores dos gastos do governo não são estatisticamente diferentes em períodos de recessão e expansão. Contudo, ainda há a possibilidade de algum dos componentes dos gastos do governo apresentarem multiplicadores dependentes do estado da economia. Para tanto, são estimadas três especificações do modelo (3.1) a (3.4) com a variável g_t sendo representada pelo consumo do governo, investimento do governo e gastos do governo com salários de servidores públicos. A finalidade é verificar se o governo tem incentivos a concentrar gastos em algumas dessas áreas como medida anticíclica.

A Figura 4 traz o impacto 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 o consumo do governo e o produto se encontravam antes do choque. Quando o choque se dá em períodos expansivos o consumo do governo, as receitas dos 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 do governo caiam. O choque no consumo do governo em períodos recessivos leva a um aumento na arrecadação do governo. 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.

A Figura 5 traz o impacto do choque nos investimentos do governo no VAR linear e não-linear. As GIRFs mostram que o choque nos investimentos do governo dado em períodos expansivos faz com que o investimento do governo volte à sua trajetória pré choque depois de dez trimestres. Já o choque nos investimentos do governo dado em períodos recessivos leva o investimento do governo para um patamar mais elevado do que o verificado antes do choque. O efeito que o choque nos investimentos do governo apresenta no VAR linear e não linear são semelhantes: o choque nos investimentos do governo leva ao aumento das receitas do governo, seguida de queda. Em dois anos as receitas do governo voltam a sua trajetória pré choque. O produto aumenta com o choque nos investimentos e

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



se mantém em uma trajetória mais elevada do que a verificada antes do choque.

A Figura 6 traz o impacto do choque nos gastos do governo com salários pagos a servidores públicos no VAR linear e não-linear. As GIRFs mostram que após o choque na massa salarial do setor público dada 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 nos salários pagos pelo governo acontecem em períodos expansivos, a massa salarial volta aos patamares pré choque. O choque nos salários pagos pelo governo aumentam 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, no curíssimo prazo. 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 o produto diminui quando o choque é dado em períodos expansivos.

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

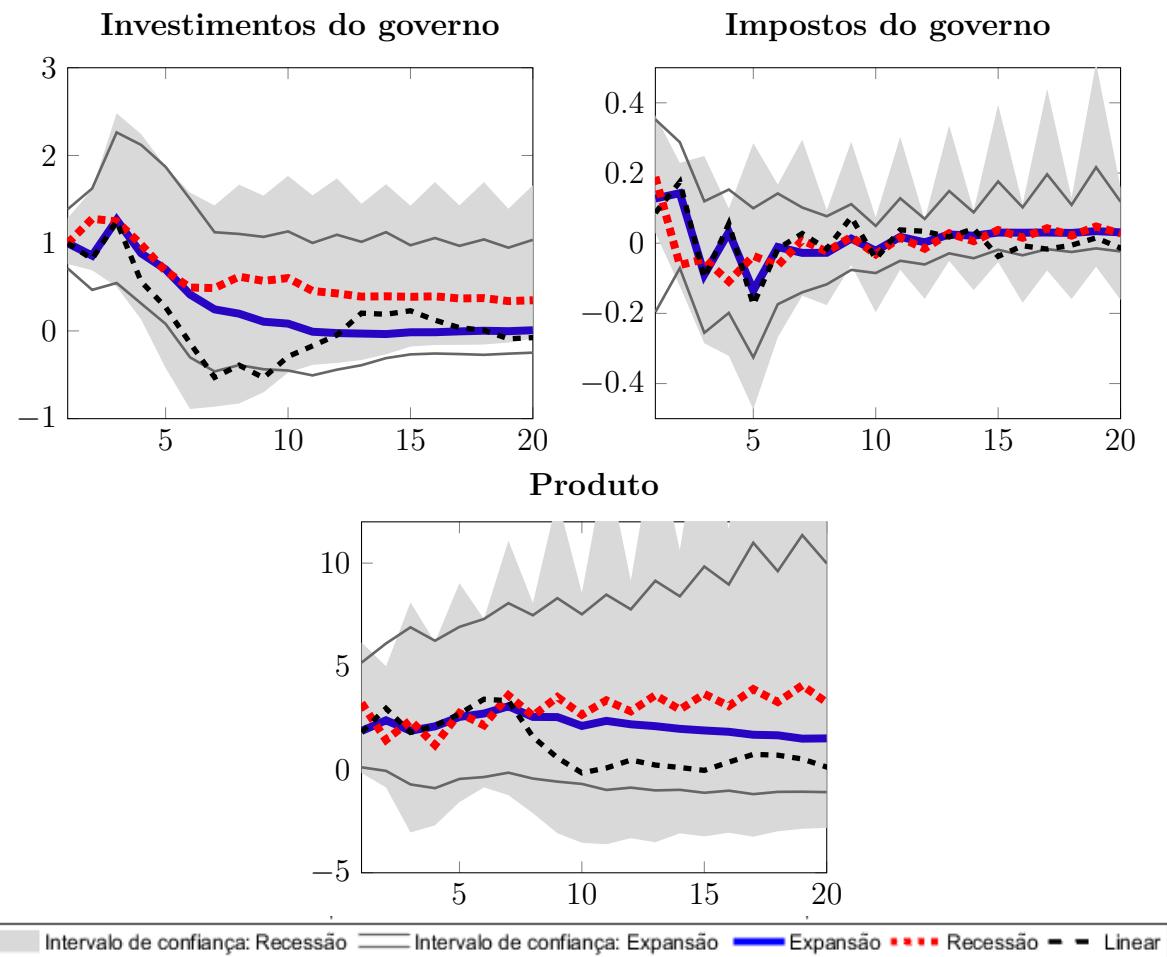


Figura 6 – Impulso Resposta Generalizada para choque na massa salarial paga pelo governo:
Modelo Linear, Recessões e Expansões

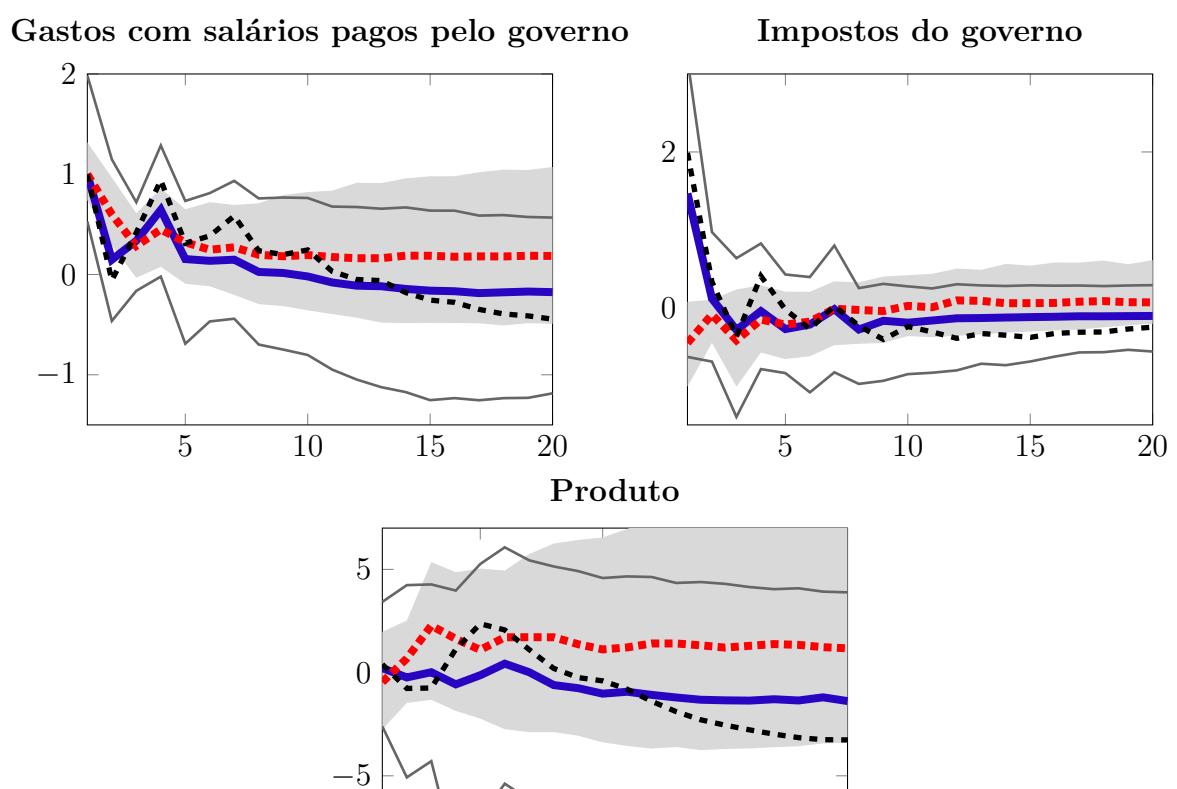


Tabela 2 – Multiplicadores do consumo, investimento e massa salarial do governo

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.

A Tabela 2 traz os multiplicadores acumulativos do consumo, investimentos e massa salarial paga pelo governo estimados no horizonte de um a cinco anos. Em geral, como se observou no multiplicador de gastos do governo, não há indícios de que os multiplicadores de consumo, investimento e salário são diferentes nos período de recessão e período de expansão. Todos os multiplicadores de períodos de expansão estão contidos no intervalo de confiança dos multiplicadores de períodos recessão e vice-versa, com exceção do multiplicador de consumo para os períodos recessivos no horizonte de um ano. Contudo, nota-se que no horizonte de um ano não se pode afirmar que nenhum dos multiplicadores é estatisticamente diferente de zero.

Em questão de magnitude, o multiplicador de consumo do governo parece ser maior nos períodos recessivos em comparação com os períodos expansivos. Já o multiplicador de investimento em períodos de expansão parecem ser maiores (em magnitude) em comparação com o multiplicador de períodos recessivos, pelo menos no horizonte de até quatro anos. O multiplicador de salário pago pelo governo apresenta valor maior em períodos de recessão apenas para o horizonte de um e dois anos.

Contudo, como mostram as Figuras 7, 8 e 9, os multiplicadores de gastos, investimento e salário não são dependentes do estado da economia, ou seja, são estatisticamente iguais em períodos de recessão e expansão para todos os horizontes de análise, conforme se verificou para os gastos consolidados do governo.

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

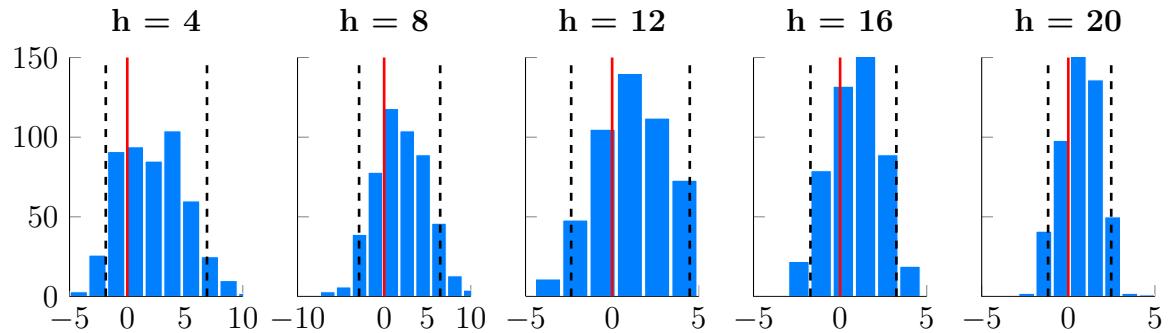


Figura 8 – Diferença entre os multiplicadores de investimento do governo em períodos de recessão e expansão

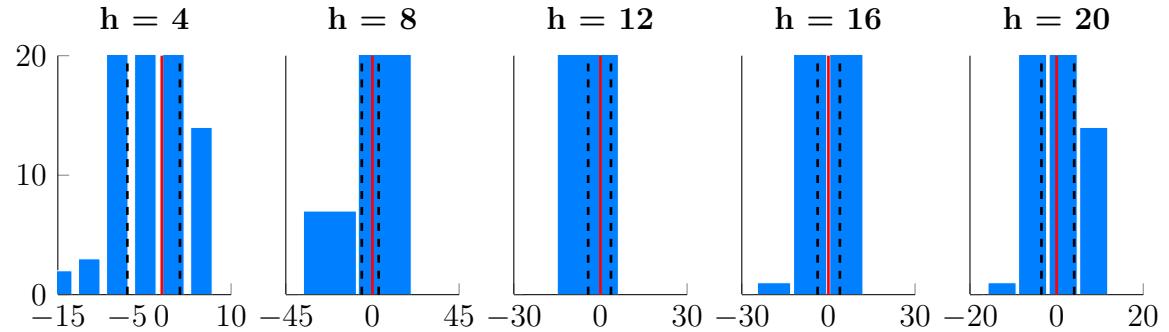
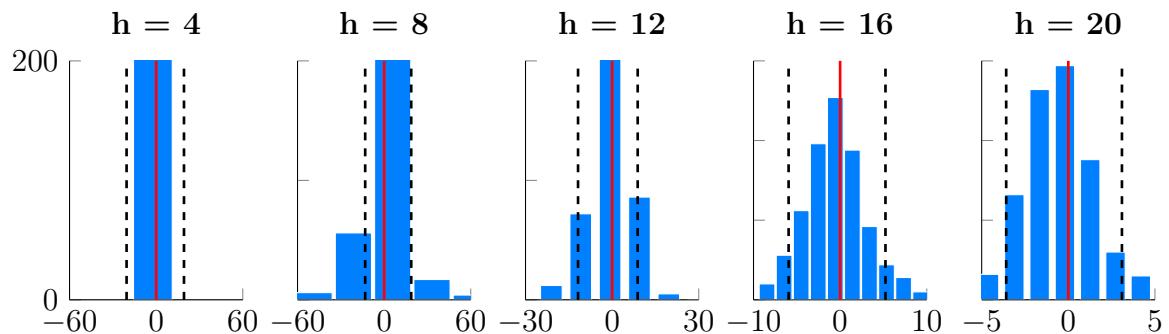


Figura 9 – Diferença entre os multiplicadores de massa salarial paga pelo governo em períodos de recessão e expansão



4.1 Testes de robustez dos resultados

Como se viu na seção anterior, o multiplicador dos gastos do governo não é dependente do estado da economia brasileira. Nessa seção são feitas algumas estimativas 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 controlado pela trajetória da dívida pública e; *iv*) o multiplicador é controlado por variáveis de abertura econômica e taxa de câmbio.

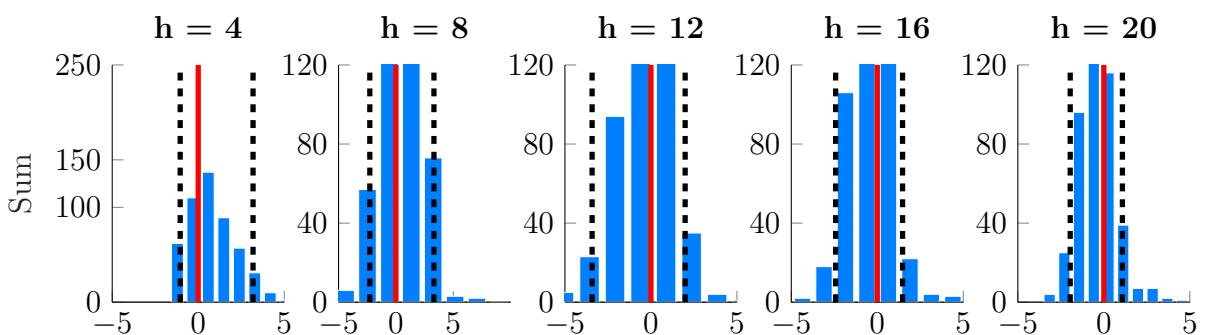
4.1.1 Eventos Extremos

Caggiano et al. (2015) não encontraram evidências de que o multiplicador fiscal depende do estado da economia. Levantaram a hipótese, então, de que recessões e expansões moderadas são intrínsecas à economia e, portanto, o multiplicador não tem um efeito anticíclico tão atenuante. Por isso, reestimaram o modelo (3.1) a (3.4) dividindo a amostra não só em recessões e expansões, mas também em eventos extremos, tal qual, expansões fortes e recessões profundas.

As GIRFs do VAR linear e não-linear associadas aos eventos médios e extremos para a economia brasileira são apresentadas na Figura 22, em anexo. Essas GIRFs não lineares são estimadas categorizando cada acontecimento que esteja ao menos a dois desvios-padrões da média da trajetória da variável de transição como um evento extremo. Ou seja, como a variável de transição é normalizada, cada realização de z acima de dois é associada à expansão forte e cada realização abaixo de menos dois é associada à recessão profunda.

Apesar da resposta ao produto no caso das recessões profundas e médias não serem similares, como são no caso das expansões fortes e médias, a Figura 10 deixa claro que os multiplicadores não são dependentes do estado da economia, mesmo em eventos extremos.

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



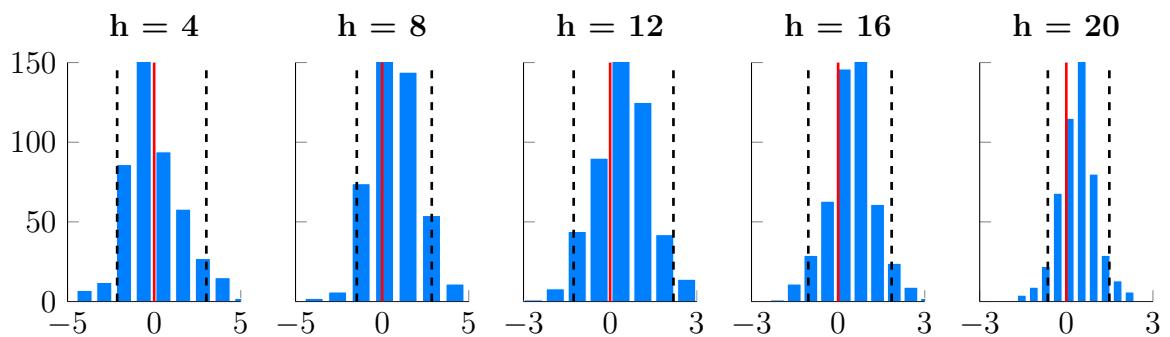
4.1.2 Consumo e Investimento

Outro teste que se pode fazer é estimar o modelo (3.1) ao (3.4) 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, i_t é o logaritmo natural do investimento do governo, t_t é o logaritmo natural das receitas reais do governo líquidas de transferências de assistência e previdência e subsídios e y_t é o PIB real. As GIRFs estão apresentadas na Figura 23, em anexo.

Como mostra a Figura 11, conforme se verificou para o multiplicador de consumo sem controle de investimentos na Figura 7, o multiplicador de consumo controlado para investimentos não depende do estado em que se encontra a economia.

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



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

Em conformidade com isso, Ilzetzki, Mendoza e Végh (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.

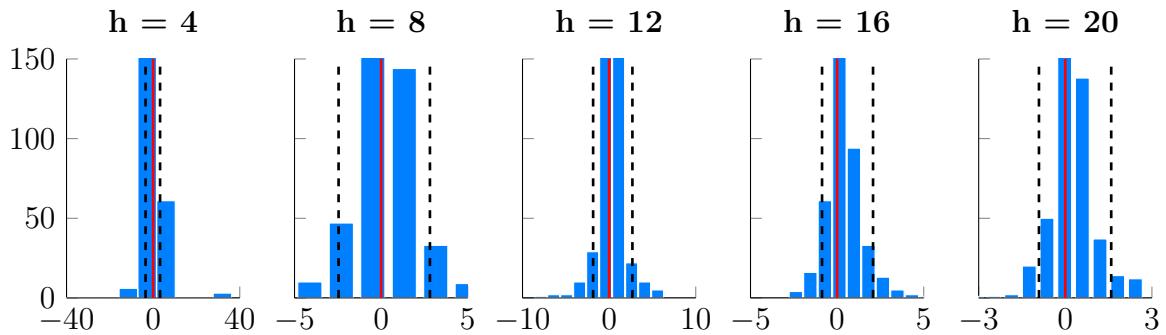
Esses fatos podem indicar que a flutuação da dívida pode ter um impacto significativo na não-linearidade do VAR, já que Cavalcanti e Silva (2010) não testaram se a inclusão da dívida afeta de forma linear o multiplicador. Por exemplo, alguns multiplica-

dores estimados apresentaram magnitude maior em períodos de recessão, mas períodos de recessão são associados a um nível de produto da economia menor e, logo, a uma razão dívida/PIB maior. Caso o comportamento da dívida pública interna seja semelhante ao resultado encontrado por Ilzetzki, Mendoza e Végh (2013) para os países, ou seja, períodos associados à maior razão dívida/PIB gerem multiplicador menor, tem-se então efeitos contrários, que podem estar refletindo a simetria do multiplicador para períodos de recessão e expansão.

Para analisar se de fato a razão dívida/PIB está influenciando a não-linearidade do VAR, a estimação do modelo (3.1) ao (3.4) é dada de forma que a dívida/PIB entre como última variável do vetor x_t , afetando os instrumentos fiscais com uma *lag*, tal qual: $x_t = (g_t, t_t, y_t, d_t)'$, onde g_t é o logaritmo natural dos gastos do governo, t_t é o logaritmo natural das receitas reais do governo líquidas de transferências de assistência sociais, previdência e subsídios, y_t é PIB real e d_t é o logaritmo natural da razão dívida/PIB do Brasil.

De fato, como se pode verificar na Figura 12, a razão dívida/PIB não estava impactando a não-linearidade do VAR e 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

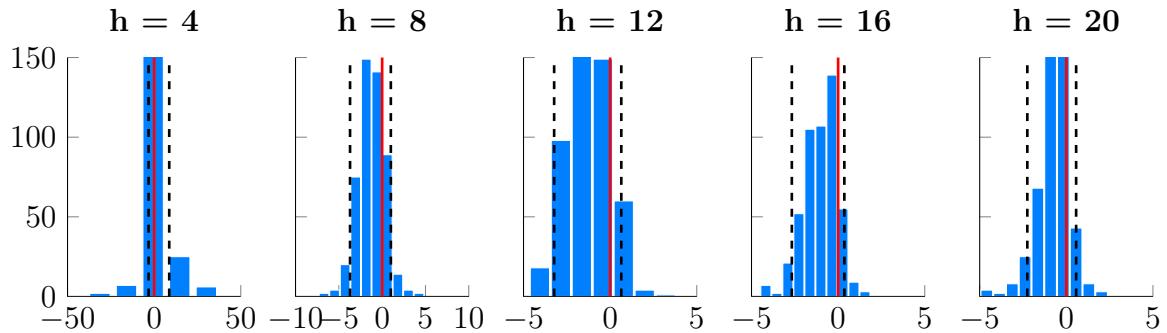


4.1.4 Abertura Econômica e Taxa de câmbio

Um último controle que se pode adicionar ao modelo é o grau de abertura econômica e taxa de câmbio. Ilzetzki, Mendoza e Végh (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 se acrescentam as transações correntes e a variação do logaritmo natural da taxa de câmbio real ao vetor x do modelo base. As GIRFs estão apresentadas na Figura 25, em anexo.

Conforme se verifica na Figura 13, os resultados seguem robustos e o VAR não apresenta dependência de estado.

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



4.2 Discussão dos Resultados

A ideia de que a política de gastos governamentais expansionistas tem efeitos assimétricos na economia foi proposta por [Keynes \(1936\)](#). A teoria keynesiana 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 aumento dos juros e inflação.

Entretanto, as evidências empíricas verificadas nesse trabalho sugerem que o multiplicador dos gastos do governo não depende do estado da economia, assim como encontrado por [Pereira e Lopes \(2010\)](#); [Kirchner, Cimadomo e Hauptmeier \(2010\)](#); [Ramey e Zubairy \(2014\)](#) e; [Pires \(2014\)](#); [Samuel, Lima e Paula \(2016\)](#) para a economia brasileira. E esses resultados são robustos.

Como a teoria do multiplicador fiscal está intimamente ligada às propensões marginais a consumir, poupar, exportar e importar, dentre outras, dizer que o multiplicador é o mesmo durante as recessões e expansões é o mesmo que dizer que as propensões marginais não se alteram durante os ciclos econômicos curtos da economia. Talvez apenas se alterem nos ciclos econômicos longos, que refletem 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, Siqueira e Gobetti \(2016\)](#), 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 \(2012b\)](#), que assumiu alguns pressupostos irrealistas para a construção das funções de impulso-respostas, como

a taxa de crescimento do produto ser dada exogenousamente, 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.

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 \(2012b\)](#) 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, Siqueira e Gobetti \(2016\)](#) 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.

5 Conclusão

Este trabalho estimou um vetor autorregressivo de transição não-linear (STVAR), modelado para discriminar respostas dinâmicas a choques nos gastos em períodos de recessões e expansões, seguindo o modelo de [Caggiano et al. \(2015\)](#), para verificar se o multiplicador dos gastos do governo brasileiro dependente do estado da economia no período de 1999 a 2015.

As funções de impulso-respostas generalizadas, calculadas de forma a captar a endogeneidade da transição de um estado da economia para outro, mostram 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 do choque. O choque nos gastos do governo em períodos de expansão não tem efeitos sobre os gastos do governo, receitas do governo e produto.

Além do multiplicador de gastos do governo, foram estimados os de consumo, investimentos e massa salarial do governo. O teste baseado na diferença do multiplicador estimado para os períodos de recessão e expansão mostrou que os multiplicadores dos gastos do governo, consumo do governo, investimento do governo e massa salarial pago pelo governo a funcionários públicos são estatisticamente iguais em períodos de recessão e expansão durante todo o horizontes de análise. Esses resultados são robustos 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, ao grau de abertura econômica e à taxa de câmbio.

A principal limitação desse trabalho é a não inserção das expectativas dos gastos governamentais no VAR, pois, pelo o que se sabe, não existe base de dados com essa informação. Muitos autores constatam que as expectativas de gastos formuladas pelo agentes impacta de maneira significante a dinâmica dos instrumentos fiscais [ver [Ramey \(2011\)](#)]. Além disso, permitiria estender a análise para verificar se o multiplicador dos gastos do governo é dependente do estado da economia, dados choques antecipados e não antecipados nas expectativas de gastos do governo.

Referências

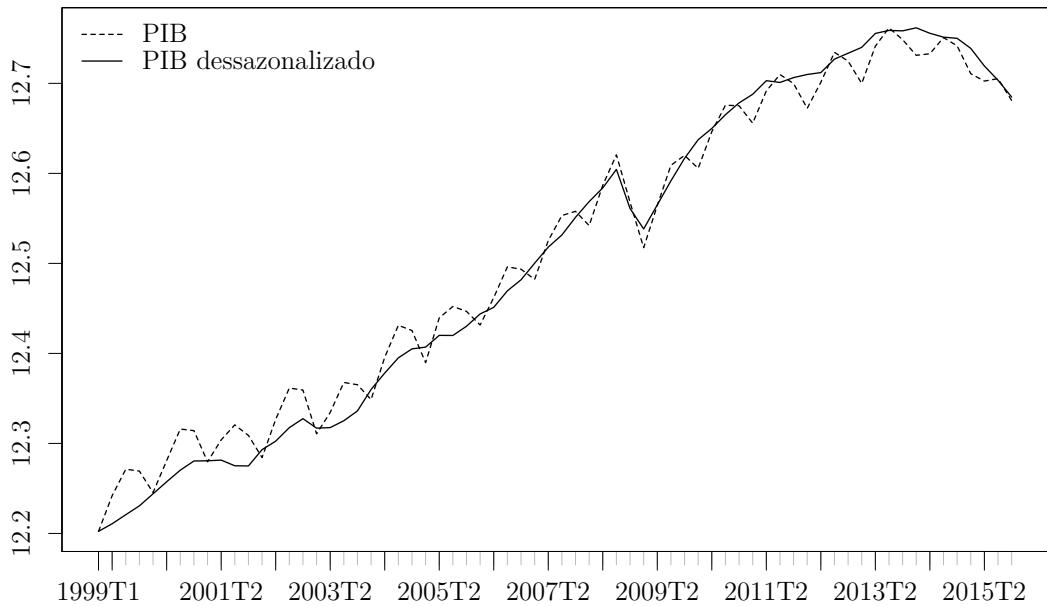
- AUERBACH, A. J.; GALE, W. G.; HARRIS, B. H. Activist Fiscal Policy. *Journal of Economic Perspectives*, v. 24, n. 4, p. 141–64, Fall 2010. [13](#), [15](#)
- AUERBACH, A. J.; GORODNICHENKO, Y. Fiscal Multipliers in Recessions and Expansions. In: *Fiscal Policy after the Financial Crisis*. [S.l.]: National Bureau of Economic Research, Inc, 2012, (NBER Chapters). p. 63–98. [10](#), [16](#)
- AUERBACH, A. J.; GORODNICHENKO, Y. Measuring the Output Responses to Fiscal Policy. *American Economic Journal: Economic Policy*, v. 4, n. 2, p. 1–27, May 2012. [10](#), [11](#), [15](#), [16](#), [19](#), [23](#), [38](#), [39](#)
- BARRO, R. J. Are Government Bonds Net Wealth? *Journal of Political Economy*, v. 82, n. 6, p. 1095–1117, Nov.-Dec. 1974. [12](#)
- BERNANKE, B. S.; MIHOV, I. Measuring Monetary Policy. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 113, n. 3, p. 869–902, 1998. [14](#)
- BLANCHARD, O.; DELL'ARICCIA, G.; MAURO, P. Rethinking Macroeconomic Policy. *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 42, n. s1, p. 199–215, 09 2010. [12](#)
- BLANCHARD, O.; PEROTTI, R. An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 117, n. 4, p. 1329–1368, 2002. [10](#), [14](#), [16](#)
- CAGGIANO, G. et al. Estimating Fiscal Multipliers: News From A Non-linear World. *Economic Journal*, v. 0, n. 584, p. 746–776, 05 2015. [10](#), [11](#), [16](#), [23](#), [25](#), [35](#), [40](#)
- CAVALCANTI, A. F. H. C.; VEREDA, L. Fiscal Policy Multipliers in a DSGE Model for Brazil. *Brazilian Review of Econometrics*, SAMBA, n. 1, p. 197–233, November 2015. [17](#), [18](#)
- CAVALCANTI, M. A.; SILVA, N. L. Dívida pública, política fiscal e nível de atividade: Uma abordagem para o Brasil no período 1995–2008. *Economia Aplicada*, SciELO Brasil, v. 14, n. 4, p. 391–418, 2010. [17](#), [36](#)
- CHAHOUR, R.; SCHMITT-GROHÉ, S.; URIBE, M. A Model-Based Evaluation of the Debate on the Size of the Tax Multiplier. *American Economic Journal: Economic Policy*, v. 4, n. 2, p. 28–45, May 2012. [15](#)
- CHINN, M. fiscal multipliers. In: DURLAUF, S. N.; BLUME, L. E. (Ed.). *The New Palgrave Dictionary of Economics*. Basingstoke: Palgrave Macmillan, 2013. [13](#)
- CHRISTIANO, L.; EICHENBAUM, M.; REBELO, S. When Is the Government Spending Multiplier Large? *Journal of Political Economy*, v. 119, n. 1, p. 78 – 121, 2011. [15](#)
- EGGERTSSON, G. B. *What fiscal policy is effective at zero interest rates?* [S.l.], 2009. [12](#)
- FAVERO, C.; GIAVAZZI, F. *Debt and the effects of fiscal policy*. [S.l.], 2007. [36](#)

- FAZZARI, S.; MORLEY, J.; PANOVSKA, I. *State-Dependent Effects of Fiscal Policy*. [S.l.], 2013. [16](#)
- GOBETTI, S. W.; ORAIR, R. O. POLÍTICA FISCAL EM PERSPECTIVA: O CICLO DE 16 ANOS (1999-2014). *Revista de Economia Contemporânea*, scielo, v. 19, p. 417 – 447, 12 2015. ISSN 1415-9848. [17](#)
- ILZETZKI, E.; MENDOZA, E. G.; VÉGH, C. A. How big (small?) are fiscal multipliers? *Journal of Monetary Economics*, v. 60, n. 2, p. 239–254, 2013. [36](#), [37](#)
- JORDÀ Óscar. Estimation and Inference of Impulse Responses by Local Projections. *American Economic Review*, v. 95, n. 1, p. 161–182, March 2005. [16](#)
- KEYNES, J. M. The general theory of employment, interest and money. *The General Theory of Employment, Interest and Money*, 1936. [10](#), [38](#)
- KIRCHNER, M.; CIMADOMO, J.; HAUPTMEIER, S. *Transmission of government spending shocks in the euro area: Time variation and driving forces*. [S.l.], 2010. [10](#), [15](#), [38](#)
- KOOP, G.; PESARAN, M. H.; POTTER, S. M. Impulse response analysis in nonlinear multivariate models. *Journal of Econometrics*, v. 74, n. 1, p. 119–147, September 1996. [25](#)
- LEEPER, E. M.; TRAUM, N.; WALKER, T. B. *Clearing Up the Fiscal Multiplier Morass*. [S.l.], 2011. [15](#)
- MOURA, G. V. Multiplicadores Fiscais e Investimento em Infraestrutura. *Revista Brasileira de Economia*, v. 69, n. 1, March 2015. [17](#)
- ORAIR, R. O.; SIQUEIRA, F. d. F.; GOBETTI, S. W. Política fiscal e ciclo econômico: uma análise baseada em multiplicadores do gasto público. 2016. [11](#), [18](#), [38](#), [39](#)
- PASTORE, A. C.; GAZZANO, M.; PINOTTI, M. C. A crise internacional e a mudança na política econômica. In: _____. *Inflação e crises: O papel da moeda*. [S.l.: s.n.], 2014. cap. 8, p. 241–284. [17](#)
- PEREIRA, M. C.; LOPES, A. S. *Time varying fiscal policy in the U.S.* [S.l.], 2010. [10](#), [15](#), [38](#)
- PERES, M. A. F.; JUNIOR, R. d. G. E. Efeitos dinâmicos dos choques fiscais do governo central no pib. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), 2009. [17](#)
- PIRES, M. C. d. C. Controvérsias recentes sobre multiplicadores fiscais. *Banco Interamericano de Desenvolvimento (BID). Multiplicadores Fiscais no Brasil*, Brasília, BID, p. 9–27, 2012. [17](#)
- PIRES, M. C. d. C. Política fiscal e ciclos econômicos no Brasil. *Economia Aplicada*, scielo, v. 18, p. 69 – 90, 03 2014. ISSN 1413-8050. [10](#), [18](#), [38](#)
- RAMEY, V. A. Identifying Government Spending Shocks: It's all in the Timing. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 126, n. 1, p. 1–50, 2011. [40](#)
- RAMEY, V. A.; ZUBAIRY, S. *Government Spending Multipliers in Good Times and in Bad: Evidence from U.S. Historical Data*. [S.l.], 2014. [10](#), [11](#), [16](#), [38](#)

- REICHLING, F.; WHALEN, C. *Assessing the Short-Term Effects on Output of Changes in Federal Fiscal Policies: Working Paper 2012-08*. [S.l.], 2012. [14](#), [15](#)
- ROMER, C.; BERNSTEIN, J. *The job impact of the American Recovery and Reinvestment Plan*. [S.l.], 2009. [12](#)
- SAMUEL, M. A. C. B.; LIMA, E. C. R.; PAULA, L. F. de. *MUDANÇAS DE REGIME E MULTIPLICADORES FISCAIS NO BRASIL ENTRE 1999-2012: UMA AVALIAÇÃO EMPÍRICA*. [S.l.], 2016. [11](#), [18](#), [38](#)
- SANTOS, C. et al. Estimativas mensais da formação bruta de capital fixo pública no brasil (2002-2010). *Economia Aplicada*, v. 16, n. 3, p. 445–473, 2012. ISSN 1980-5330. [21](#), [45](#)
- SANTOS, C. H. M. d.; SILVA, A. C. M.; RIBEIRO, M. B. Uma metodologia de estimação da carga tributária líquida brasileira trimestral no período 1995-2009. *Revista de Economia Contemporânea*, scielo, v. 14, p. 209 – 235, 08 2010. ISSN 1415-9848. [21](#), [22](#), [45](#)
- TAYLOR, J. B. An Empirical Analysis of the Revival of Fiscal Activism in the 2000s. *Journal of Economic Literature*, v. 49, n. 3, p. 686–702, September 2011. [12](#)
- VENTZISLAV, I.; LUTZ, K. A Practitioner's Guide to Lag Order Selection For VAR Impulse Response Analysis. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, v. 9, n. 1, p. 1–36, March 2005. [23](#)

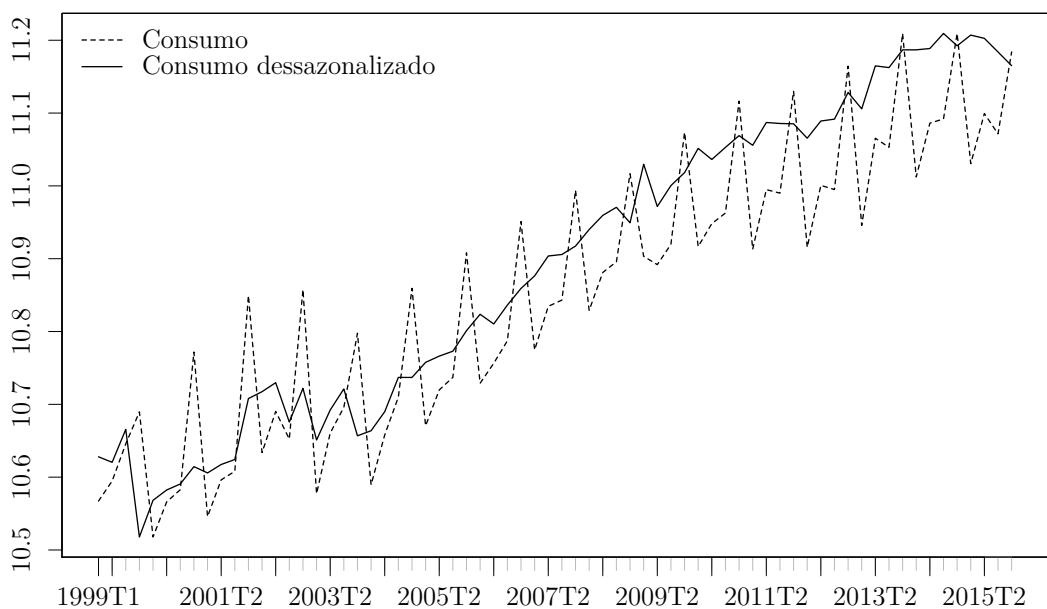
ANEXO A – Dados

Figura 14 – Produto Interno Bruto



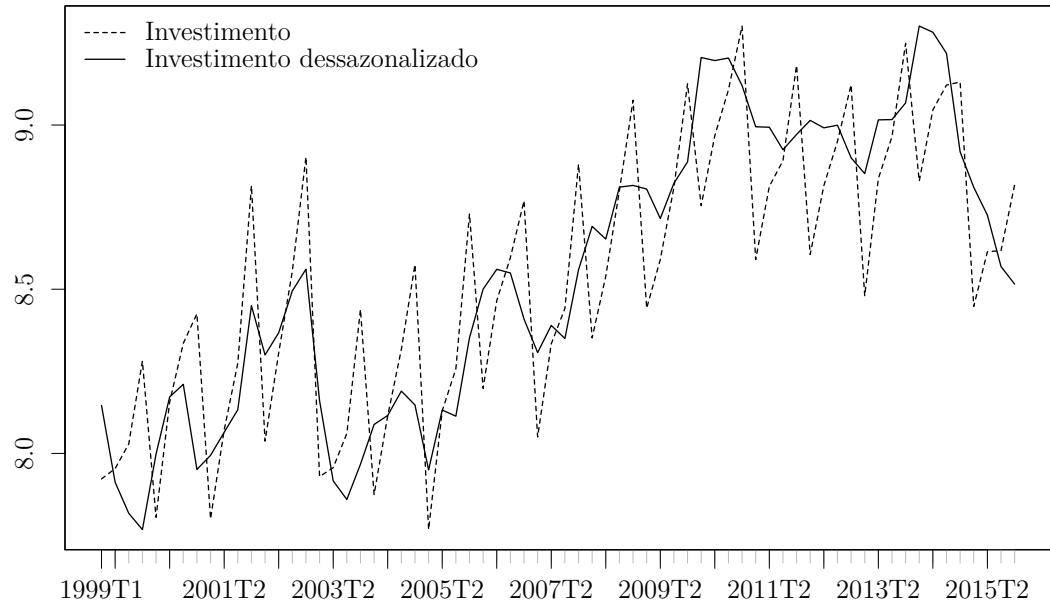
Notas: Elaborado pela autora com dados do Sistema de Contras Nacionais trimestrais disponibilizados pelo IBGE. Série com e sem sazonalidade.

Figura 15 – Consumo do Governo



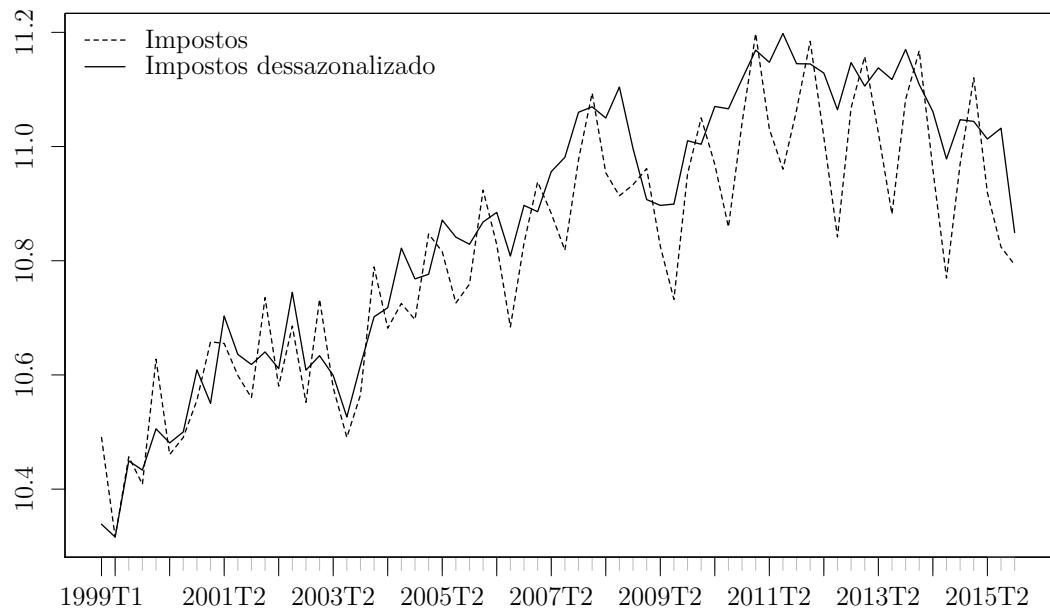
Notas: Elaborado pela autora com dados do Sistema de Contras Nacionais trimestrais disponibilizados pelo IBGE. Série com e sem sazonalidade.

Figura 16 – Investimento do Governo



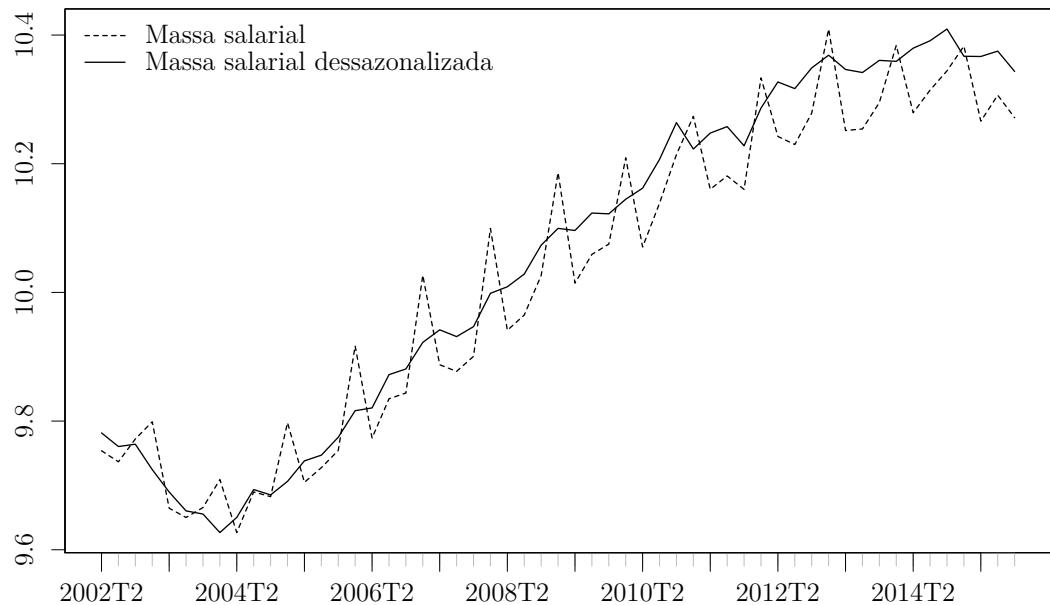
Notas: Elaborado pela autora com dados disponibilizados pelos autores de [Santos et al. \(2012\)](#). Série com e sem sazonalidade.

Figura 17 – Arrecadação do Governo



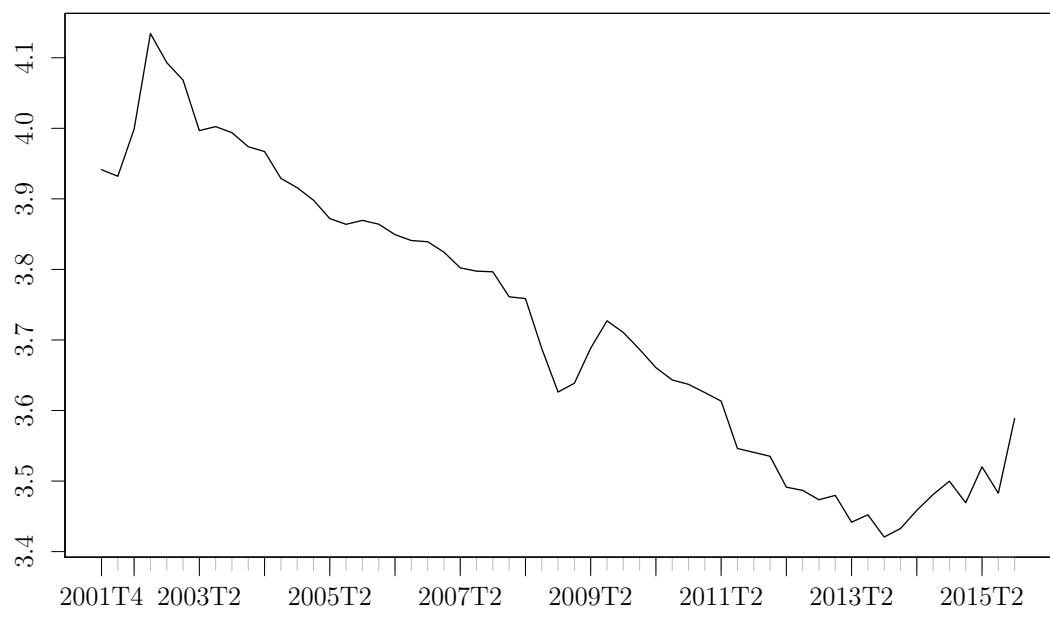
Notas: Elaborado pela autora com dados disponibilizados pelos autores de [Santos, Silva e Ribeiro \(2010\)](#). Série com e sem sazonalidade.

Figura 18 – Massa salarial paga pelo governo



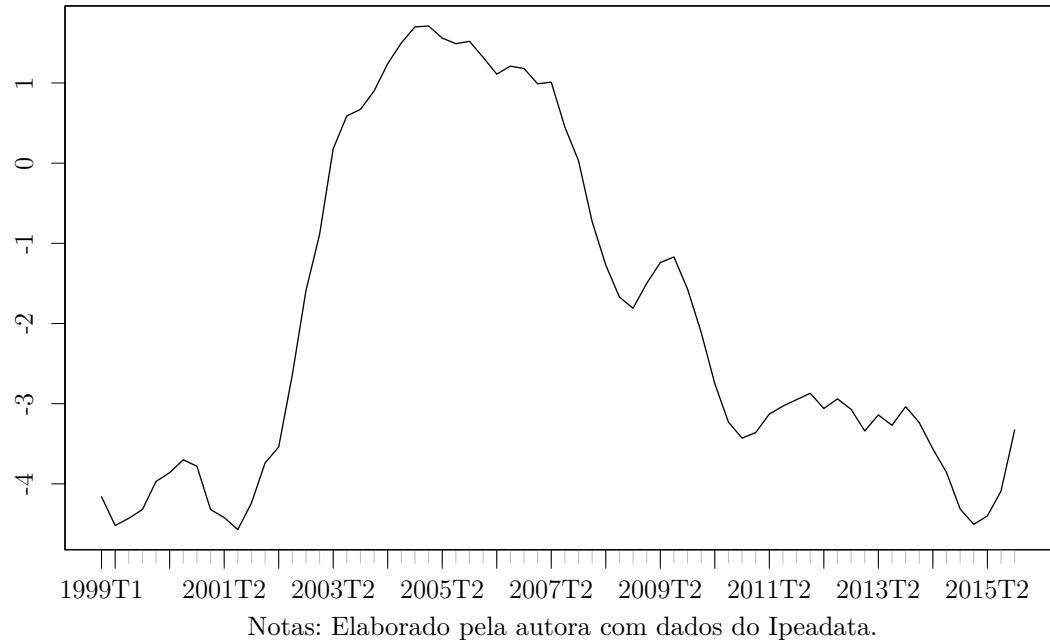
Notas: Elaborado pela autora com dados da Pesquisa Mensal de Emprego disponibilizados pelo IBGE.
Série com e sem sazonalidade.

Figura 19 – Razão Dívida/PIB



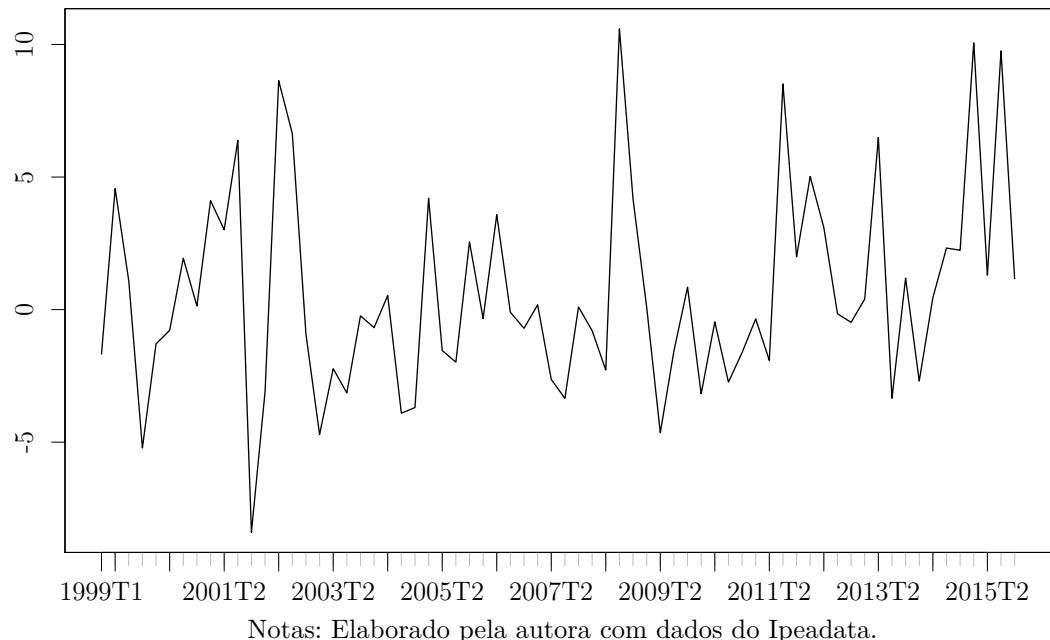
Notas: Elaborado pela autora com dados do Ipeadata.

Figura 20 – Transações Correntes (% PIB)



Notas: Elaborado pela autora com dados do Ipeadata.

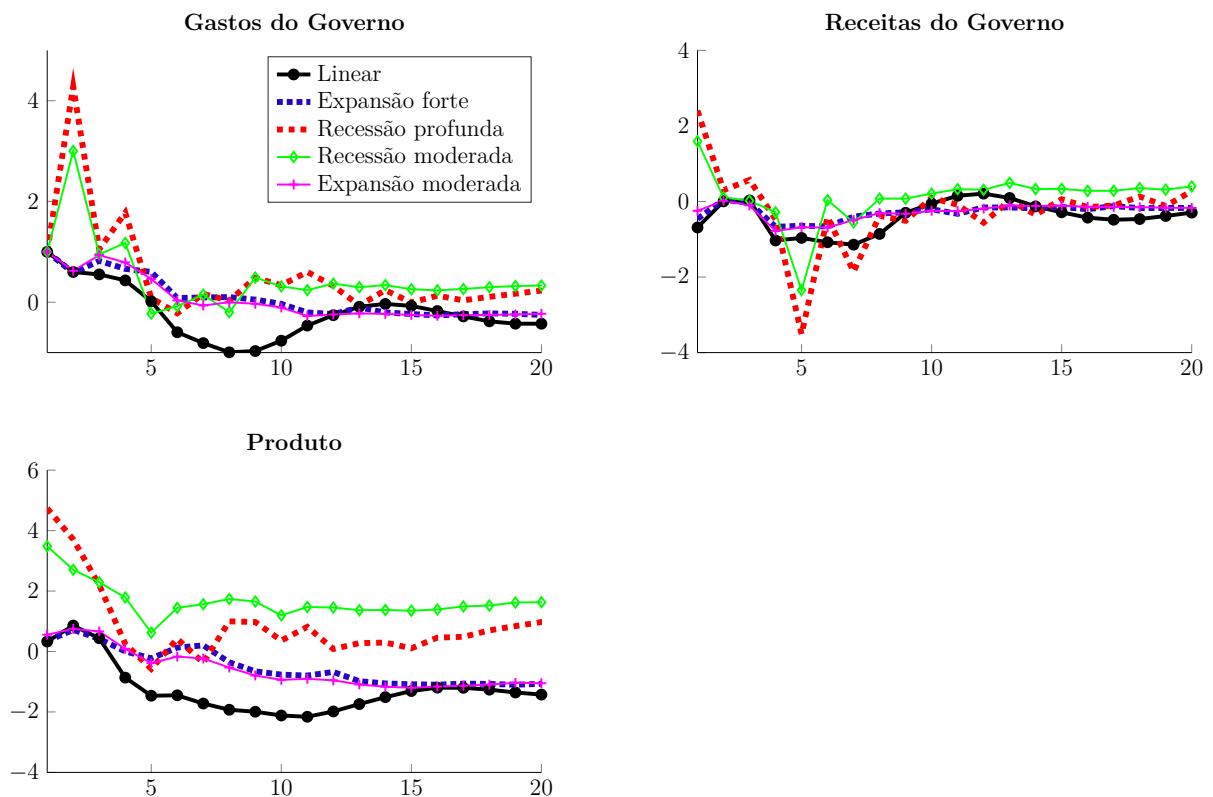
Figura 21 – Variação da taxa de câmbio



Notas: Elaborado pela autora com dados do Ipeadata.

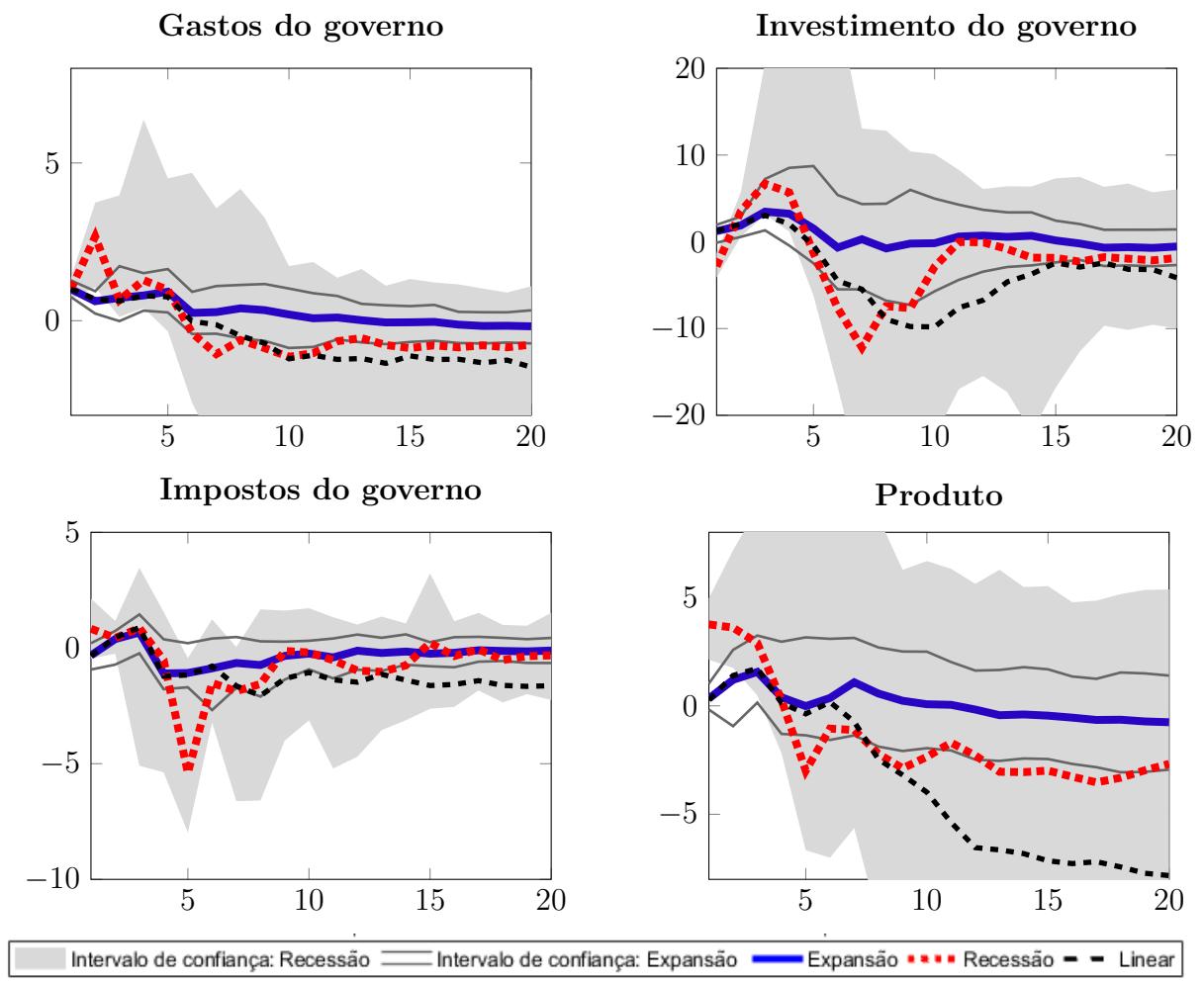
ANEXO B – Impulso-respostas generalizadas

Figura 22 – Impulso Resposta Generalizada para choque nos gastos do governo: Modelo Linear, Recessões e Expansões Extremas



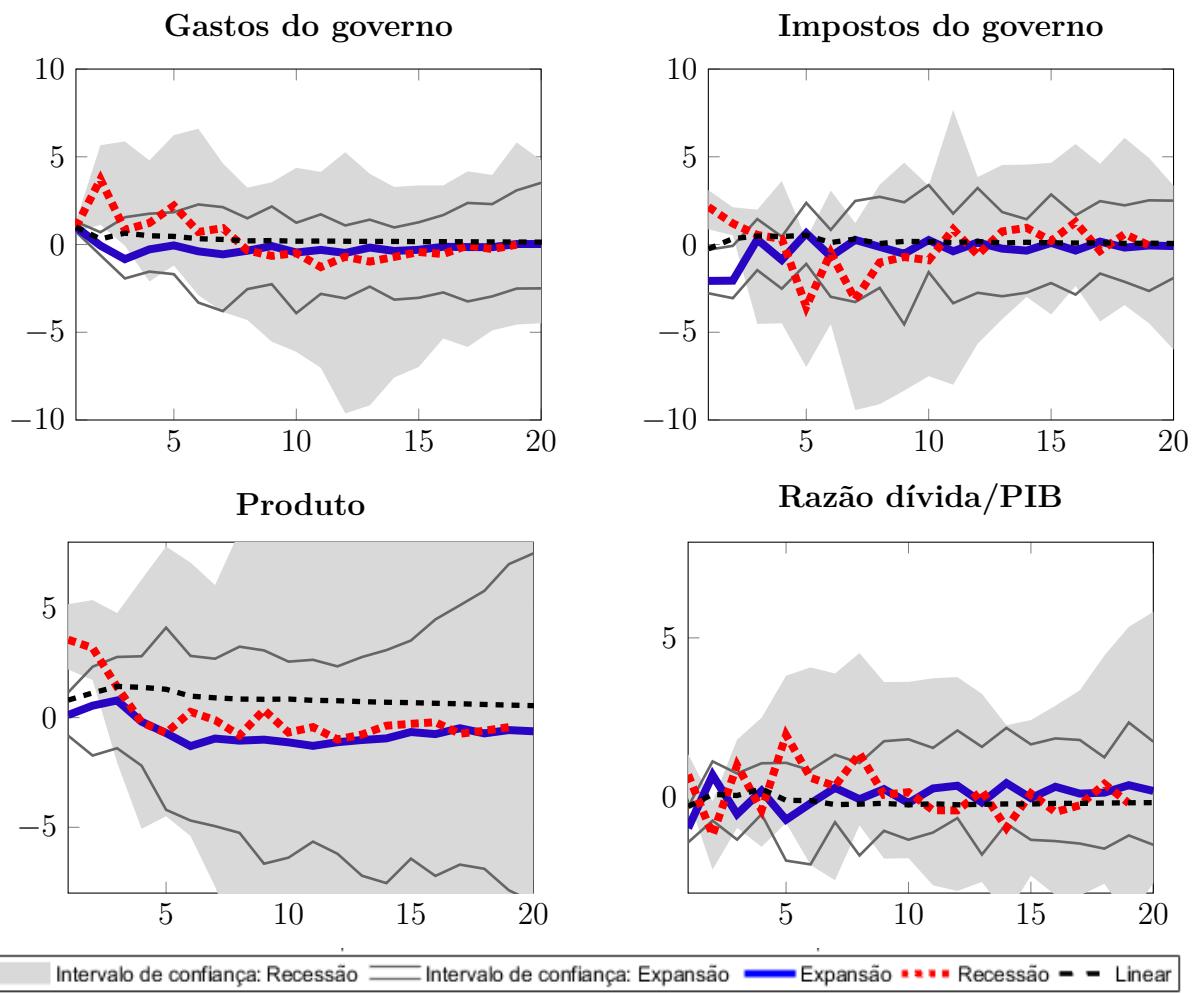
Notas: Recessões profundas e expansões fortes associadas a acontecimentos a dois desvios-padrões da média da variável de transição. Respostas médias a um choque nos gastos do governo normalizado para um. Var estimado com uma contante e três *lags* com dados de 1999T4 a 2015T4.

Figura 23 – Impulso Resposta Generalizada para choque no consumo do governo controlado pelos gastos com investimento: Modelo Linear, Recessões e Expansões



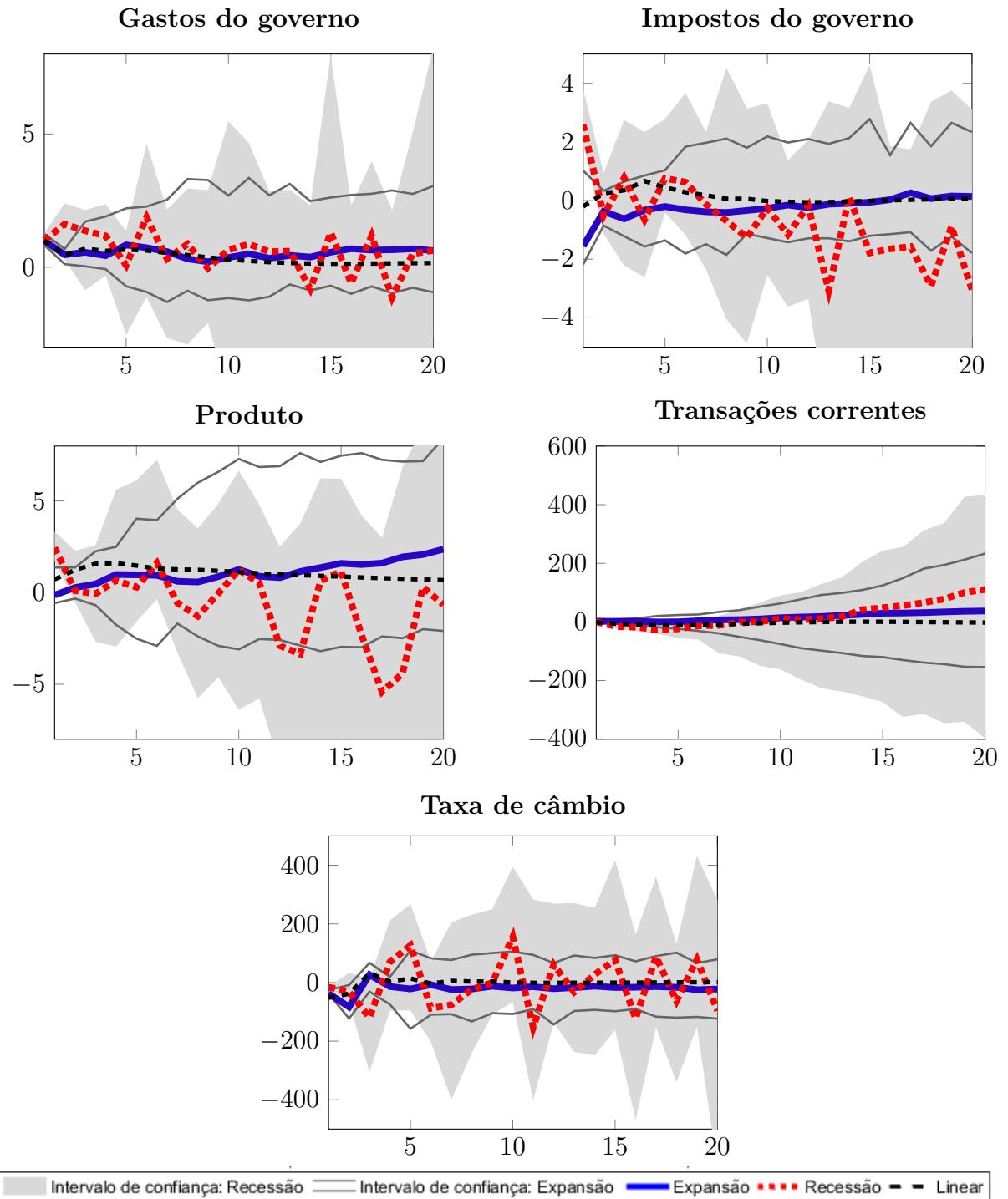
Notas: Respostas médias a um choque no consumo do governo normalizado para um. Var estimado com uma contante e três *lags* com dados de 1999T4 a 2015T4.

Figura 24 – 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 constante e três *lags* com dados de 2002T3 a 2015T4.

Figura 25 – 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.