



Universidade de Brasília – UnB  
Faculdade de Administração, Contabilidade e Economia – FACE  
Departamento de Economia

**Gastos correntes e investimento público: uma  
abordagem de análise e avaliação com base em  
multiplicadores fiscais e coeficientes de elasticidade**

**FRANCISCO DOMINGUES RAMOS**

Orientadora: Profa. Dra. Milene Takasago

Brasília - DF

2016

**FRANCISCO DOMINGUES RAMOS**

**Gastos correntes e investimento público: uma  
abordagem de análise e avaliação com base em  
multiplicadores fiscais e coeficientes de elasticidade**

Monografia apresentada ao Departamento  
de Economia da Universidade de Brasília  
como requisito para obtenção do grau de  
Bacharel em Ciências Econômicas.

Orientadora: Profa. Dra. Milene Takasago

Brasília - DF  
2016

Ramos, Francisco Domingues

Gastos correntes e investimento público: uma abordagem de análise e avaliação com base em multiplicadores fiscais e coeficientes de elasticidade / Ramos, Francisco Domingues. Brasília, 2016. 78 pág.

Monografia (bacharelado) – Universidade de Brasília, Departamento de Economia, 2016  
Orientadora: Profa. Dra. Milene Takasago, Departamento de Economia

1. Finanças Públicas; 2. Política Fiscal;
3. Multiplicadores Fiscais e Elasticidade.

# **Gastos correntes e investimento público: uma abordagem de análise e avaliação com base em multiplicadores fiscais e coeficientes de elasticidade**

Monografia apresentada ao Departamento de Economia da Universidade de Brasília como requisito para obtenção do grau de Bacharel em Ciências Econômicas.

Aprovado em Brasília, 07/12/2016



---

Professora Dra. Milene Takasago - Orientadora



---

Dr. Marcelo Estrela Fiche

## AGRADECIMENTOS

À Adriana, que paciente e carinhosamente me tolera, ajuda, incentiva e ama;

À Laura que ilumina e alegra meus dias;

À minha família e amigos pelo suporte contínuo e enriquecedora troca de ideias.

Ao Angelo Fasolo, do Departamento de Estudos e Pesquisas do Banco Central, pela ideia original deste trabalho e valioso suporte técnico de co-orientação informal;

Aos colegas do Departamento Econômico do Banco Central, pela ajuda e ideias, além do convívio diuturno profissional prazeroso;

Ao Governo Brasileiro, que disponibilizou uma vaga em uma Universidade pública, universal e gratuita para minha formação acadêmica.

## RESUMO

RAMOS, Francisco Domingues. **Gastos correntes e investimento público: uma abordagem de análise e avaliação com base em multiplicadores fiscais e coeficientes de elasticidade.** 2º/2016. 78 folhas. Monografia (Graduação em Ciências Econômicas) - Universidade de Brasília - UnB, Brasília/DF, 2016.

Este trabalho busca contribuir ao debate econômico sobre a política fiscal na forma de análise do impacto dos gastos públicos sobre o produto. Dois objetivos principais são perseguidos: a construção de um modelo de banco de dados sobre gastos públicos e a proposta de uma metodologia de avaliação dos multiplicadores fiscais, traduzidos na estimativa da elasticidade de uma medida de produto em relação aos gastos públicos. Este modelo de banco de dados e metodologia de análise de impacto são aplicadas neste trabalho a três Estados brasileiros: Ceará, Goiás e Minas Gerais. O banco de dados construído faz distinção dos gastos públicos entre despesas correntes (salários e custeio) e investimentos. Esta base reúne os dados agregados do Estado em questão e seus principais municípios, escolhidos sob um critério de relevância do produto, que possibilitará a análise da composição do gasto público para cada ente e a evolução histórica do mesmo. A análise dos multiplicadores pela estimativa da elasticidade, considerada neste trabalho, utiliza dados de produção industrial regional como proxy do produto. É construído um modelo de Vetores Autoregressivos (VAR) para cada ente e simuladas as respostas ao impulso da produção industrial regional a um choque de despesas correntes e outro de investimentos. Os resultados das estimativas com significância estatística mostraram um impacto positivo inicial do choque de despesas maior do que o de investimentos neste âmbito regional, elasticidade da ordem de 0,4 no primeiro período para o Estado de MG. Para o Estado de GO, os resultados não foram estatisticamente significativos. Os dados do CE seguiram qualitativamente os resultados de MG, mas com magnitude inferior: elasticidade de 0,27 para despesas, também no primeiro período. De forma geral, mesmo considerando as ressalvas deste trabalho, de análise exclusiva do produto industrial e a de um ente com economia bastante aberta que é o Estado dentro da Federação, avalia-se que existe um potencial benéfico para uma política fiscal anticíclica centrada no curto prazo para os Estados brasileiros estudados.

Palavras-chave: Finanças Públicas; Política Fiscal; Multiplicadores Fiscais e Elasticidade.

## ABSTRACT

This work intends to contribute to the economic debate over fiscal policy through the analysis of the impact of public expenditure on product. Two main goals are envisaged: building of a database model on public expenditure and a proposal of a methodology on evaluating fiscal multipliers, translated into the estimation of an elasticity coefficient relating a measure of product with the public expenditure. This database model and the impact analysis methodology are applied in this work for three Brazilian states: Ceará, Goiás and Minas Gerais. The database is designed to make a distinction between current expenses (wages and consumption goods) and investment. It gathers aggregated data on the state and its main municipalities, selected under a product relevance criterion, which will allow the study of public expenditure composition for each state or municipality and its historical evolution. Fiscal multiplier analysis through the elasticity coefficient estimates, considered in this work, makes use of regional industrial production data as a proxy for the product. A Vector Autoregression (VAR) model is built for each state and the impulse response functions of industrial production to current expenses and investment shocks simulated. The statistically significant results have shown an initially positive impact, greater from the current expenses than from the investment in this regional context, with a maximum elasticity in the first period of 0.4 for MG. For the state of GO, results were not statistically significant. Data from CE followed, qualitatively, MG, but with lower magnitudes: elasticity of 0.27 for current expenses, also in the first period. In general, still taking into account the caveats of an analysis focused on industrial product response and the openness degree of a state economy relative to the Federation, the possibility of a countercyclical fiscal policy is considered to have a potential benefit in the short term for some of the selected Brazilian states studied.

Keywords: Public Finance; Fiscal Policy; Fiscal Multipliers and Elasticity.

## LISTA DE QUADROS

Quadro 1 – PIB das grandes regiões e unidades da federação 2002 -2010 .....	19
Quadro 2 – Variáveis agregadas utilizadas no estudo .....	22
Quadro 3 – Disponibilidade e consistência de dados para Municípios e Estados ....	24
Quadro 4 – Comparativo dos dados municipais considerados entre os Estados .....	25
Quadro 5 – Modelo VAR para despesas correntes de MG .....	41
Quadro 6 – Modelo VAR para investimentos – MG .....	45
Quadro 7 – Modelo VAR para despesas correntes – GO.....	50
Quadro 8 – Modelo VAR para investimentos – GO .....	53
Quadro 9 – Modelo VAR para despesas correntes – CE .....	56
Quadro 10 – Modelo VAR para investimentos – CE.....	61



## LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1 – Despesas correntes reais de MG.....	27
Gráfico 2 – Despesas correntes reais de GO.....	27
Gráfico 3 – Despesas correntes reais do CE.....	28
Gráfico 4 – Despesas correntes reais: comparativo.....	29
Gráfico 5 – Investimentos reais de MG.....	30
Gráfico 6 – Investimentos reais de GO.....	31
Gráfico 7 – Investimentos reais do CE.....	31
Gráfico 8 – Investimentos reais: comparativo.....	32
Gráfico 9 – Fração de investimentos no gasto público total em MG.....	33
Gráfico 10 – Fração de investimentos no gasto público total em GO.....	34
Gráfico 11 – Fração de investimentos no gasto público total no CE.....	34
Gráfico 12 – Resposta ao impulso para a despesa corrente em MG.....	42
Gráfico 13 – Resposta ao impulso acumulada para a despesa corrente em MG.....	43
Gráfico 14 – Resposta normalizada (elasticidade) de LPIND a LDESP para MG.....	44
Gráfico 15 – Resposta norm. acum. (elasticidade) de LPIND a LDESP para MG.....	45
Gráfico 16 – Resposta ao impulso para o investimento em MG.....	47
Gráfico 17 – Resposta ao impulso acumulada para o investimento em MG.....	48
Gráfico 18 – Resposta normalizada (elasticidade) de LPIND a LINV para MG.....	48
Gráfico 19 – Resp. norm. acumulada (elasticidade) de LPIND a LINV para MG.....	49
Gráfico 20 – Resposta ao impulso para a despesa corrente em GO.....	52
Gráfico 21 – Resposta ao impulso acumulada para a despesa corrente em GO.....	53
Gráfico 22 – Resposta ao impulso para o investimento em GO.....	55
Gráfico 23 – Resposta ao impulso acumulada para o investimento em GO.....	56
Gráfico 24 – Resposta ao impulso para a despesa corrente no CE.....	58
Gráfico 25 – Resposta ao impulso acumulada para a despesa corrente no CE.....	59
Gráfico 26 – Resposta normalizada (elasticidade) de LPIND a LDESP para CE.....	59
Gráfico 27 – Resp. norm. acumulada (elasticidade) de LPIND a LDESP para CE.....	60
Gráfico 28 – Resposta ao impulso para o investimento no CE.....	62
Gráfico 29 – Resposta ao impulso acumulada para o investimento no CE.....	63
Gráfico 30 – Resposta normalizada (elasticidade) de LPIND a LINV para CE.....	63
Gráfico 31 – Resp. norm. acumulada (elasticidade) de LPIND a LINV para CE.....	64

## SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO .....	6
2	ASPECTOS ECONÔMICOS DA POLÍTICA FISCAL E SUA AVALIAÇÃO .....	8
2.1	Moldura conceitual.....	8
2.2	Estado-das-artes .....	14
3	ESPECTRO DO GASTO CORRENTE E DO INVESTIMENTO PÚBLICO PARA ESTADOS SELECIONADOS .....	18
4	ESTIMATIVA E ANÁLISE DOS MULTIPLICADORES FISCAIS VIA ELASTICIDADES.....	36
5	CONSIDERAÇÕES FINAIS .....	65
	REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	70
	ANEXO: Matriz informacional de análise da literatura.....	72

## 1 INTRODUÇÃO

A política fiscal está definitivamente muito mais próxima à controvérsia do que ao consenso na teoria e prática econômica. Inserida no amplo campo das políticas públicas, ela é assim tratada neste trabalho: não meramente como o estudo passivo das consequências no âmbito fiscal de eventos econômicos, mas sim a possibilidade de ação concreta, discricionária, por parte dos governos. E este é justamente um ponto de divergência nas teorias econômicas, considerando especialmente o preconizado nas teorias ortodoxas de tradição neoclássica em contraponto à matriz keynesiana. De uma forma geral, pouco pode-se dizer do papel do Estado no enquadramento econômico ortodoxo, uma vez que a ele caberia apenas um papel subsidiário no reino onde o mercado é protagonista absoluto. O estudo de política fiscal neste caso concentra-se em avaliar o quão inútil ou nociva é a intervenção estatal no âmbito econômico. Por outro lado, as teorias econômicas de matriz keynesiana atribuem papel diverso aos governos e sua capacidade de intervir na economia, especialmente no papel anticíclico.

Desta forma, o objetivo genérico deste trabalho é fornecer uma contribuição à discussão econômica no âmbito da política fiscal. Em particular, estuda-se a análise do gasto público brasileiro e o impacto da política fiscal na economia. Dois objetivos concretos podem ser discriminados: a construção de uma referência para montagem de um banco de dados fiscais de gasto público e uma metodologia de análise de multiplicadores fiscais através da estimativa de elasticidades para uma medida de produto com relação a estes gastos. O primeiro caso contempla um modelo de base de dados como ferramenta de análise de gastos públicos, possibilitando a divisão entre despesas correntes e investimento, para as esferas federal, estadual e municipal. O segundo caso consiste na construção e processamento de um modelo de Vetores Autoregressivos (VAR) com variáveis de gasto público, uma medida de produto, inflação e taxa de juros. A estimativa da resposta do produto ao impulso do gasto, calculado na forma de coeficientes de elasticidade, representa o multiplicador fiscal alvo da análise. Estes objetivos foram aplicados a três Estados brasileiros selecionados. Finalmente, a identificação dos possíveis desdobramentos e complementações deste trabalho constitui igualmente um de seus objetivos.

Após esta introdução, o segundo capítulo do trabalho encarrega-se de situar

o debate de política fiscal no marco teórico aqui mencionado, relacionando a avaliação dos impactos do gasto público como importante objetivo. Este capítulo também inclui uma exposição do estado-da-arte do assunto, com o estudo da literatura acadêmica relacionada, particularmente as estimativas de multiplicadores fiscais em diversas aplicações de abrangência e frequência de dados. Os detalhes dos critérios e procedimentos de construção do banco de dados para as variáveis de gasto público de interesse são encontrados no capítulo subsequente. Além disso, este terceiro capítulo contém uma exposição e análise mais detalhada dos dados fiscais especificamente compilados para os Estados selecionados que serão utilizados na aplicação das metodologias. O quarto capítulo detalha a metodologia de construção do modelo VAR e da análise de resposta ao impulso para as estimativas das elasticidades do produto ao gasto público (multiplicadores fiscais). Novamente, os casos particulares dos três Estados, alvo da aplicação, são analisados. O capítulo cinco, de considerações finais, encerra este trabalho, resumindo os principais resultados obtidos, conclusões e comentários pertinentes.

## 2 ASPECTOS ECONÔMICOS DA POLÍTICA FISCAL E SUA AVALIAÇÃO

Este capítulo tem como objetivos situar a política fiscal discricionária dentro da ciência econômica, analisar sua avaliação por meio de multiplicadores fiscais, estabelecer o estado-das-artes na obtenção de dados fiscais brasileiros e na estimativa empírica dos multiplicadores. De início, ressalta-se a questão da participação do Estado na economia, os diversos níveis de intervenção governamental sustentados pela teoria econômica, base da política fiscal discricionária. A importância dos multiplicadores fiscais dentro do marco teórico é então destacada, assim como seu papel no ciclo de políticas públicas. Em seguida, a questão da disponibilidade atual dos dados fiscais de despesa corrente e investimentos brasileiros e o avanço contido neste trabalho é avaliada, com a inserção no objetivo de cálculo empírico dos multiplicadores fiscais na forma de coeficientes de elasticidade. Por fim, o assunto dos multiplicadores é abordado no sentido mais prático, com a revisão do estado-das-artes na utilização dos dados (frequência e abrangência) e nos métodos empregados encontrados na literatura.

### 2.1 Moldura conceitual

O posicionamento do Estado em relação à economia nacional e os diversos níveis possíveis de sua atuação representam um assunto relevante à economia desde a sua fundação como ciência. Ainda no século XVIII, Adam Smith formulava sua teoria econômica com base no exercício da plena liberdade individual, concluindo “que as intervenções, as regulamentações, as concessões de monopólio e os subsídios especiais do governo – tudo isso tendia a alocar mal o capital e a diminuir sua contribuição para o bem-estar econômico” (HUNT, 2005, p. 57). O argumento original de Smith da “mão invisível”, emprestando à economia um ideal de racionalidade e eficiência, juntou-se à teoria utilitarista (distribuição de riqueza baseada na produtividade marginal, fé na natureza automática e auto regulável do mercado) para compor os fundamentos da teoria econômica neoclássica. Tradicionalmente, para a ortodoxia neoclássica, o argumento em favor dos mercados auto-regulados seria plenamente eficaz no sentido de limitar as funções dos governos. A intervenção mínima do Estado na economia, desta forma, transformou-se num paradigma que

dominou amplamente a ciência econômica até o início do século XX. (HUNT, 2005, p. 382).

A década de 30 do século XX, marcada por uma forte depressão econômica em escala mundial, produziu o contexto para a concepção de um importante marco teórico da economia proposto pelo economista britânico John Maynard Keynes. Diferentemente dos neoclássicos, Keynes argumentava que o papel dos governos no capitalismo, juntamente com sua capacidade de gasto público, era essencial no sentido de deslocar uma economia em depressão rumo ao pleno emprego. Ele então descartava a noção de mercado auto-regulador, tão cara e básica aos neoclássicos, apontando como política de solução para a depressão econômica de sua época a firme ação do governo, aumentando seus gastos correntes e sua dívida para alavancar a demanda agregada e a criação de emprego:

A resposta de Keynes ao problema era mais realista. O governo poderia interferir, quando a poupança superasse o investimento, tomar emprestado o excesso de poupança e gastar o dinheiro em projetos socialmente úteis, que não aumentassem a capacidade produtiva da economia nem diminuíssem as oportunidades de investimento no futuro. Esses gastos do governo aumentariam as injeções de recursos na corrente de gastos e criariam o equilíbrio a pleno emprego. Fazendo isso, o governo não aumentaria o estoque de capital. Portanto, diversamente dos investimentos, isso não dificultaria atingir-se um nível de produção a pleno emprego no período seguinte (HUNT, 2005, p. 397).

O debate acerca do papel dos governos na economia prosseguiria ao longo do século XX, particularmente no contexto das teorias do desenvolvimento. Surgidas a partir dos anos 1950, as teorias do desenvolvimento econômico buscavam adaptar a teoria tradicional da economia ortodoxa ao caso dos países periféricos, subdesenvolvidos, então chamados de Terceiro Mundo, a saber: Ásia, África e América Latina. Uma questão fundamental abordada nestas teorias era a conveniência da intervenção do Estado para estabelecer um novo padrão de crescimento nessas economias atrasadas, especialmente no que se referia ao planejamento e protecionismo. Os países subdesenvolvidos tornaram-se então o novo palco da antiga disputa teórica entre a ortodoxia neoclássica liberal e os adeptos da intervenção estatal. Nas teses defendidas pela Comissão Econômica para a América Latina (CEPAL) e grande parte dos teóricos do desenvolvimento da época, a

industrialização era um passo essencial para sobrepujar o subdesenvolvimento. Neste contexto, o papel do governo era importante num viés diferente do defendido por Keynes. Agora, o Estado deveria intervir diretamente com investimentos na economia, produção de bens de capital e infraestrutura, mais produtivos que os gastos públicos correntes, a fim de proporcionar uma mudança estrutural industrializante (BIELSCHOWSKY, 1988, p. 11-12).

Mais recentemente, a teoria econômica da principal corrente, herdeira da ortodoxia neoclássica, tem reconhecido cada vez mais a visão de funcionamento idealizada do sistema de mercado, empregando maior ênfase no estudo das circunstâncias conhecidas como “falhas de mercado”. A existência de demanda por bens públicos, de monopólios naturais, externalidades, mercados incompletos, entre outros, justificaria, mesmo na visão ortodoxa, a intervenção do governo no sentido de regulação (GIAMBIAGI e ALÉM, 2011). Os autores aludem ao conceito clássico adotado atualmente na definição da ação do governo por meio da política fiscal, que abrange três funções básicas: a função alocativa, que trata do fornecimento de bens públicos; a função distributiva, associada a ajustes na distribuição de renda que reflita o considerado justo pela sociedade; e a função estabilizadora, que usa dos instrumentos de política fiscal (também da monetária e cambial) para manter a economia em funcionamento estável.

A crise econômica mundial desencadeada no mercado financeiro em 2008 reacendeu o debate do papel dos governos e da política fiscal no contexto do século XXI, ainda que não muito diferente dos moldes estabelecidos por Keynes e os neoclássicos na esteira da Grande Depressão de 1930. A rapidez com que grande parte das economias mundiais concebeu e colocou em prática pacotes de estímulos fiscais já no primeiro trimestre de 2009 poderia dar margem à interpretação de unanimidade, consenso na eficácia do uso da política fiscal. Porém, isto não é exatamente a verdade. Alguns críticos da expansão fiscal promovida pelos EUA em 2009, por exemplo, argumentam que os multiplicadores fiscais do gasto público em tempos de paz são praticamente nulos. Por outro lado, o relatório oficial apresentado ao Congresso dos EUA pelo poder executivo para aprovação do pacote de US\$ 787 bi de estímulos fiscais considerou multiplicadores de até 1,6 em ganhos de emprego na economia estadunidense (ILZETZKI et al., 2013).

Segundo Keynes (1983), a primeira noção de multiplicadores formalizada na

ciência econômica remete à formulação de Richard Kahn<sup>1</sup>, no cálculo da relação quantitativa real entre o incremento do investimento líquido e o aumento do emprego agregado que o acompanha. Keynes parte então da ideia de Kahn e conceitua o multiplicador de investimento,  $k$ , que indica a proporção que a renda sobe com um acréscimo no investimento agregado:

$$\Delta Y = k\Delta I \quad (1)$$

Ele relaciona diretamente este multiplicador à “propensão marginal a consumir”, por meio da relação entre o aumento na renda e os aumentos de consumo e investimento em geral:

$$\Delta Y = \Delta C + \Delta I \quad (2)$$

Dividindo por  $\Delta Y$  e substituindo (1) em (2) e, podemos obter o resultado para a propensão marginal a consumir em função de  $k$ :

$$\frac{\Delta C}{\Delta Y} = 1 - \frac{1}{k} \quad (3)$$

A importância do multiplicador de investimento para a economia e a política pública é ressaltada por Keynes na seguinte passagem:

(...) quando a atitude psicológica da comunidade a respeito do consumo é tal que induz, por exemplo, a consumir nove décimos de um incremento de renda, o multiplicador  $k$  é igual a 10, e o emprego total causado (por exemplo) por um incremento de obras públicas será dez vezes superior ao emprego primário proporcionado pelas próprias obras públicas, supondo que não haja redução de investimento em outros setores (KEYNES, 1983, p. 89).

A suposição de que não haja redução de investimento em outros setores, ou o *crowding out* do setor privado, é um ponto importante para a concepção e avaliação de política fiscal. Ainda segundo Keynes, eventos como a reação da política monetária (eventual aumento da taxa de juros), impactos negativos na confiança (com reflexos no aumento da preferência pela liquidez) ou efeitos do comércio exterior (aumentos de importação) podem efetivamente causar a inibição de investimentos em outros setores. Além disso, a própria variação da propensão marginal ao consumo em relação ao nível de renda e emprego, a mudança de seu valor dependendo da alteração marginal do investimento, tem impacto no multiplicador.

Um interessante estudo analítico sobre os multiplicadores fiscais e a teoria

---

<sup>1</sup> Keynes refere-se diretamente ao artigo de Kahn (1931).



econômica associada pode ser encontrado em Woodford (2011). O autor explica os elementos principais que determinam o multiplicador de gastos fiscais no produto de uma economia, dentro do enquadramento de modelos mais modernos, por meio de exemplos simples com soluções analíticas, objetivando uma exposição pedagógica dos modelos macroeconômicos disponíveis atualmente para análise do impacto de políticas de estímulo fiscal.

O estudo parte do modelo neoclássico como benchmark, onde o gasto governamental acaba afastando (*crowding out*) o gasto privado em alguma medida, considerando preços e salários totalmente flexíveis. Neste caso, otimização intertemporal acaba por tornar o multiplicador fiscal do produto menor do que 1. Para os modelos novo-keynesianos, com rigidez de preços e salários, como muitos modelos empíricos baseados em *Dynamic Stochastic General Equilibrium* (DSGE), as consequências do aumento do gasto do governo dependem da política monetária. Se a política monetária perseguida for a manutenção da taxa de juros real da economia, o multiplicador será igual a 1. Caso a hipótese de política monetária seja menos rigorosa, mais realista, o multiplicador será menor do que 1 por causa do aumento da taxa de juros real. Quando, porém, o limite inferior de zero para taxa de juro nominal é uma restrição tangível na política monetária, haveria queda na taxa de juro real e o multiplicador se tornaria maior do que 1.

Woodford conclui que a consideração de rigidez de preços e salários (de cunho novo-keynesiano) acarreta em multiplicadores fiscais maiores do que os usualmente encontrados em modelos neoclássicos, embora a magnitude deste multiplicador dependa em grande medida da política monetária adotada. Um multiplicador significativo, maior do que um, pode ser encontrado em casos de política monetária restringida pelo limite inferior de juros nominais zero, caso bem atual nos países desenvolvidos. Neste último caso, o bem-estar social cresce à medida em que o governo efetua seus gastos no sentido de diminuir o hiato do produto que persiste pela impossibilidade de diminuir taxas de juros. O autor lembra que o impacto no bem-estar da economia não é inferido diretamente de um multiplicador maior ou igual a 1, mas sim do custo de oportunidade dos usos de recursos públicos. Em circunstâncias de depressão econômica, multiplicadores grandes sugerem também aumento do bem-estar.

Qualquer processo formal de projeto e implementação de uma política pública, na qual se insere a política fiscal discricionária praticada pelos governos, envolve uma

etapa de estimativa dos benefícios líquidos trazidos pela mesma (tendo em vista seus custos de implementação) e outra etapa essencial de avaliação dos resultados obtidos. Na definição de Secchi (2012), o ciclo de política pública é geralmente separado nas seguintes fases: identificação do problema, formação da agenda, formulação de alternativas, tomada de decisão, implementação, avaliação e extinção da política pública.

A etapa de formulação de alternativas para uma política pública, segundo o autor referenciado acima, passa pelo estabelecimento de objetivos, estratégias e o estudo das potenciais consequências de cada alternativa de solução, incluindo seus custos e benefícios. A estimativa de um multiplicador fiscal pode ser crucial em revelar de fato a potencial consequência de uma alternativa de solução. Por exemplo, no objetivo de se incrementar a renda agregada, uma política fiscal expansionista (aumento de gasto corrente ou investimento) pode ser proposta como alternativa, sendo seus potenciais benefícios estimados via multiplicadores, que traduziriam quanto a renda seria afetada por um determinado aumento de gasto ou investimento públicos. Os multiplicadores seriam calculados com base na série histórica das variáveis até certo momento e estimados a partir daí.

O autor ainda define a avaliação da política pública como a fase do ciclo de políticas públicas em que o processo de implementação e o desempenho da política são examinados com o intuito de conhecer melhor o nível de redução do problema que a gerou. A avaliação compreende, desta forma, a definição de critérios, padrões e indicadores, sendo inseridos neste último quesito os multiplicadores fiscais. Seguindo o exemplo acima sobre a proposta de política fiscal expansionista, os multiplicadores evidenciarão o resultado da política fiscal implementada, sendo calculados apenas com base na série histórica obtida ainda depois de alguns períodos após o fim do ciclo de implementação. Neste contexto, os multiplicadores fiscais exibem então sua importância na política econômica, política pública em geral, tanto a priori, nas estimativas de ganhos com a política fiscal, quanto a posteriori, na avaliação dos resultados desta.

Pelo exposto, pode-se evidenciar a relevância do efeito multiplicador fiscal na economia a partir da ação discricionária do governo, com eficácia significativa seguindo a linha da teoria keynesiana ou baixa (nula ou até negativa) seguindo a linha da corrente ortodoxa neoclássica. Separando a política fiscal orçamentária, relacionada ao gasto público, em despesas correntes e investimentos, podemos obter

multiplicadores fiscais para cada um. As elasticidades da renda às despesas correntes e aos investimentos traduz o valor dos multiplicadores fiscais, como será visto mais à frente. A estimativa destes valores se mostra, portanto, como ferramenta apropriada para concepção e avaliação de políticas fiscais, o que será devidamente tratado neste trabalho.

## 2.2 Estado-das-artes

Para estudarmos os efeitos práticos de uma política pública, como a fiscal-orçamentária, objetivo desta pesquisa, é fundamental dispormos de dados confiáveis e com a maior frequência disponível, a fim de aplicar um modelo empírico adequado que possa produzir resultados úteis, conforme apontado por Ilzetzki et al. (2013). Desta forma, a problemática de obtenção de dados adequados surge naturalmente no desafio proposto neste trabalho. Este ponto pode ser discutido à luz de três aspectos fundamentais: confiabilidade, abrangência e frequência dos dados disponíveis.

No caso brasileiro, as fontes de dados de interesse neste trabalho são o SISTN<sup>2</sup>, que mantém os dados fiscais dos governos federal, estadual e municipal (exigidos pela Lei Complementar nº 101 de 2000, a Lei de Responsabilidade Fiscal, LRF), o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE<sup>3</sup>), dados de produto da economia e inflação, e o Banco Central do Brasil (BCB<sup>4</sup>), para dados monetários, como taxa de juros básica. Estas são as fontes de dados tradicionalmente utilizadas em pesquisas e publicações nacionais e internacionais, conferindo a confiabilidade desejada para os dados do trabalho.

Um dos diferenciais deste trabalho na questão de compilação de dados é a construção de uma metodologia adequada que viabilizasse uma maior abrangência dos dados em termos de esfera de governo. Matheson e Pereira (2016) estudam os multiplicadores fiscais particularmente para o Brasil, com a abrangência dos dados concentrada no governo federal e agregando os dados de despesa pública. Neste

---

<sup>2</sup> Disponível em [https://www.contaspublicas.caixa.gov.br/sistncon\\_internet/index.jsp](https://www.contaspublicas.caixa.gov.br/sistncon_internet/index.jsp). Para dados a partir de 2015, o acesso deve ser feito pelo sistema SICONFI, também mantido pela Secretaria do Tesouro Nacional (STN), do Ministério da Fazenda.

<sup>3</sup> Disponível em <http://www.ibge.gov.br/home/>.

<sup>4</sup> Disponível em <http://www.bcb.gov.br/pt-br/#!/home>.

trabalho, a coleta e organização dos dados apresenta separação entre gasto corrente e investimento público, enriquecendo a base informacional. Da mesma forma, são apresentados os dados referentes às esferas Estadual e Municipal de alguns Estados selecionados, mas a metodologia é facilmente extensível para a esfera Federal.

A frequência dos dados também é outro fator peculiar deste trabalho. Matheson e Pereira (2016) utilizam dados trimestrais para o caso brasileiro. Como a base do SISTN fornece dados em frequência bimestral, são estes os dados de coleta apresentados, propiciando um ganho de visualização das variáveis de gasto corrente e investimento públicos. Esta frequência bimestral é a menor frequência dos dados deste trabalho e é então a utilizada no modelo empírico construído, uma vez que os dados de produção industrial (proxy do PIB), inflação e taxa de juros são disponibilizados em base mensal para os Estados escolhidos neste trabalho.

Grande parte dos estudos acadêmicos sobre o tema utiliza-se de dados sobre os EUA (MITTNIK e SEMMLER, 2012; ANDRÉS et al., 2015; MONACELLI et al., 2010; BLANCHARD e PEROTTI, 2002; MOUNTFORD e UHLIG, 2009; RAMEY, 2011) ou algum conjunto de países da Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico – OCDE – (BRINCA et al., 2016; RIERA-CRICHTON et al., 2015; BORN et al., 2013), muito devido à facilidade de obtenção de dados confiáveis. O estudo de Ilzetszki et al. (2013) tem o mérito de apresentar os resultados para dados de 24 países em desenvolvimento, uma novidade na literatura pesquisada.

Os estudos citados, no entanto, não detalham sua abrangência contábil, não separando abertamente as contas do governo federal e entes subnacionais (similares a estados e municípios). Quanto à frequência dos dados, o maior valor trabalhado nos estudos da literatura é trimestral, mas com muitas ocorrências de estudos baseados em dados semestrais (ILZETZKI et al., 2013). Detalhes sobre uma seleção dos estudos mais relevantes encontrados na literatura sobre o assunto, apresentando características e principais resultados dos mesmos, podem ser encontrados no ANEXO: Matriz informacional de análise da literatura<sup>5</sup>. O cálculo empírico ou por meio de modelos teóricos dos multiplicadores fiscais do gasto público tem feito parte do centro do debate contemporâneo sobre a eficácia da política fiscal, em outros termos, sobre a eficiência da intervenção governamental na economia. No entanto, a literatura

---

<sup>5</sup> Cruz (2013) traz um compêndio detalhado sobre a literatura nesta área de multiplicadores fiscais, reunindo informações sobre 25 estudos com diferentes abordagens empíricas e teóricas (modelos macroeconômicos), assim como diferentes resultados apresentados recentemente por estudiosos da área.

sugere que não existe um multiplicador fiscal único na economia, mas sim uma variável no tempo e espaço (conjuntura e geografia), além de fatores que começam a adquirir maior importância mais recentemente, como a distribuição de riqueza e renda (BRINCA *et al.*, 2016). De forma geral, os multiplicadores fiscais dependem fortemente do regime em que a economia está funcionando. A bibliografia sugere que, se o estímulo fiscal acontece em um contexto de baixa taxa de juros, famílias com restrição de renda e liquidez, sem aumento de impostos e elasticidade alta de oferta de trabalho, os multiplicadores podem ser consideravelmente altos, mesmo superiores à unidade (MITTNIK e SEMMLER, 2012).

Obtidos os dados de interesse, pode-se proceder à estimativa dos multiplicadores fiscais. Neste trabalho foi utilizada a forma dos coeficientes de elasticidade da produção industrial ao gasto público, que traduzem a política fiscal discricionária. Duas formas de obtenção destes multiplicadores são comumente encontradas na literatura: aquelas baseadas em métodos empíricos e as fundamentadas em modelos teóricos (modelos de equilíbrio geral). Dentre os modelos empíricos, o de *Vector Autoregression* (VAR) é o mais utilizado. Muito simplificada, é uma regressão múltipla na forma de um sistema de equações em que todas as variáveis de interesse são endógenas. O modelo VAR é do tipo:

$$X_t = A.X_{t-1} \quad (4)$$

onde:  $X_t$  é o vetor de variáveis consideradas, todas endógenas (além das variáveis fiscais de interesse, PIB, inflação, taxa de juros e outras necessárias);  $A$  é a matriz de coeficientes;  $X_{t-1}$  é o vetor de variáveis com um período de defasagem.

Ilzetszki *et al.* (2013), Brinca *et al.* (2016), Andrés *et al.* (2015), Monacelli *et al.* (2010), Blanchard e Perotti (2002), Matheson e Pereira (2016), Mountford e Uhlig (2009) e Born *et al.* (2013) são exemplos desta abordagem empírica VAR. Outras abordagens similares derivadas do VAR são também encontradas, tais como Multi-regime VAR (MRVAR) em Mittnik e Semmler (2012), a mistura de VAR com abordagens narrativas em Ramey (2011) ou a utilização de dummies no Threshold SVAR, TSVAR, em Riera-Crichton *et al.* (2015). Os modelos teóricos são basicamente do tipo Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE), com parâmetros calibrados para uma determinada economia, de onde se extrai o valor dos multiplicadores. Nesta categoria, estão os trabalhos de Monacelli *et al.* (2010) e Cogan *et al.* (2010).

Podemos afirmar, portanto, que o Estado é um importante agente econômico,

seja pelo montante considerável de gastos da máquina administrativa impactando a economia nacional ou pela sua atuação econômica direta através de investimentos. Assim, analisar seus gastos e consequências na economia, objetivos gerais deste trabalho, é essencial não só para avaliação de políticas públicas, mas para melhor entendimento e refino da ciência econômica em geral.

### **3 ESPECTRO DO GASTO CORRENTE E DO INVESTIMENTO PÚBLICO PARA ESTADOS SELECIONADOS**

Este capítulo começa com os critérios de escolha dos três Estados de aplicação neste trabalho. A seguir, são detalhados os procedimentos de construção do banco de dados das variáveis de gasto público de interesse, especificando as fontes de informação, os passos para construção do banco de dados e as variáveis que serão utilizadas ao longo deste trabalho. Os principais problemas encontrados na coleta e processamento inicial dos dados, as questões de consistência, disponibilidade e abrangência dos dados, são descritos, além dos procedimentos adotados em função destes problemas. Finalmente, os dados reais de despesas, investimentos e a fração destes em relação aos gastos públicos totais são apresentados graficamente para cada Estado.

Em primeiro lugar, então, esclarecemos a escolha dos Estados selecionados para aplicação da metodologia de estudo. Por questões de limitação de recursos, não foi possível abranger todas as esferas e entes subnacionais. Desta forma, foram escolhidos três Estados da Federação para aplicação, cujas estatísticas regionais de produção industrial (proxy do PIB, uma vez que a frequência de disponibilidade deste é trimestral) e inflação estivessem disponíveis na fonte (IBGE). Dentre os Estados com dados disponíveis, foram escolhidos um Estado com renda alta, Minas Gerais, um com renda média, Goiás, e outro com renda baixa, Ceará, cada um pertencente a uma região diferente do país. A renda desses Estados foi obtida com base no Produto Interno Bruto (PIB) anual de 2010, ilustrado no Quadro 1.

A fonte de informação das despesas correntes e do investimento públicos dos entes subnacionais (Estados e Municípios) até o ano de 2014, período compreendido neste trabalho, é a base de dados do SISTN na internet. Nesta base, podem ser descarregados os arquivos do Relatório Resumido de Execução Orçamentária (RREO) no formato pdf, com frequência bimestral de apresentação dos dados pelos Estados e Municípios. A partir da coleta dos RREO's (procedimento automatizado em VBA/Excel devido à enorme quantidade de relatórios), procede-se à sua transformação em dados manipuláveis no formato txt para a montagem da base de dados (também automatizado em VBA/Excel dada a grande quantidade de procedimentos requerida). A massa de dados bruta obtida é então carregada em diversos arquivos no formato xlsx (Excel), onde as rubricas de interesse para o trabalho são separadas e copiadas para um banco de dados montado no formato mdb

(Access), reunindo todos os entes de interesse, mas apenas os dados que serão efetivamente utilizados.

Quadro 1 – PIB das grandes regiões e unidades da federação 2002 -2010

Grandes Regiões e Unidades da Federação	Produto Interno Bruto (1000 000 R\$)									
	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	
<b>Brasil</b>	<b>1 477 822</b>	<b>1 699 948</b>	<b>1 941 498</b>	<b>2 147 239</b>	<b>2 369 484</b>	<b>2 661 345</b>	<b>3 032 203</b>	<b>3 239 404</b>	<b>3 770 085</b>	
<b>Norte</b>	<b>69 310</b>	<b>81 200</b>	<b>96 012</b>	<b>106 442</b>	<b>119 993</b>	<b>133 578</b>	<b>154 703</b>	<b>163 208</b>	<b>201 511</b>	
Rondônia	7 780	9 751	11 260	12 884	13 107	15 003	17 888	20 236	23 561	
Acre	2 868	3 305	3 940	4 483	4 835	5 761	6 730	7 386	8 477	
Amazonas	21 791	24 977	30 314	33 352	39 157	42 023	46 823	49 614	59 779	
Roraima	2 313	2 737	2 811	3 179	3 660	4 169	4 889	5 593	6 341	
Pará	25 659	29 755	35 563	39 121	44 370	49 507	58 519	58 402	77 848	
Amapá	3 292	3 434	3 846	4 361	5 260	6 022	6 765	7 404	8 266	
Tocantins	5 607	7 241	8 278	9 061	9 605	11 094	13 090	14 571	17 240	
<b>Nordeste</b>	<b>191 592</b>	<b>217 037</b>	<b>247 043</b>	<b>280 545</b>	<b>311 104</b>	<b>347 797</b>	<b>397 500</b>	<b>437 720</b>	<b>507 502</b>	
Maranhão	15 449	18 483	21 605	25 335	28 620	31 606	38 486	39 855	45 256	
Piauí	7 425	8 777	9 817	11 129	12 788	14 136	16 760	19 033	22 060	
Ceará	28 896	32 565	36 866	40 935	46 303	50 331	60 099	65 704	77 865	
Rio Grande do Norte	12 198	13 515	15 580	17 870	20 555	22 926	25 481	27 905	32 339	
Paraíba	12 434	14 158	15 022	16 869	19 951	22 202	25 697	28 719	31 947	
Pernambuco	35 251	39 308	44 011	49 922	55 493	62 256	70 441	78 428	95 187	
Alagoas	9 812	11 210	12 891	14 139	15 748	17 793	19 477	21 235	24 575	
Sergipe	9 454	10 874	12 167	13 427	15 124	16 896	19 552	19 767	23 932	
Bahia	60 672	68 147	79 083	90 919	96 521	109 652	121 507	137 075	154 340	
<b>Sudeste</b>	<b>837 646</b>	<b>947 748</b>	<b>1 083 975</b>	<b>1 213 863</b>	<b>1 345 513</b>	<b>1 501 185</b>	<b>1 698 588</b>	<b>1 792 049</b>	<b>2 088 221</b>	
Minas Gerais	127 782	148 823	177 325	192 639	214 754	241 293	282 521	287 055	351 381	
Espírito Santo	26 756	31 064	40 217	47 223	52 778	60 340	69 870	66 763	82 122	
Rio de Janeiro	171 372	188 015	222 945	247 016	275 327	296 768	343 182	353 878	407 123	
São Paulo	511 736	579 847	643 487	726 984	802 655	902 784	1 003 015	1 084 353	1 247 596	
<b>Sul</b>	<b>249 626</b>	<b>300 859</b>	<b>337 657</b>	<b>356 211</b>	<b>386 588</b>	<b>442 820</b>	<b>502 040</b>	<b>535 662</b>	<b>622 255</b>	
Paraná	88 407	109 459	122 434	126 677	136 615	151 582	179 263	189 992	217 290	
Santa Catarina	55 732	66 849	77 393	85 316	93 147	104 623	123 282	129 806	152 482	
Rio Grande do Sul	105 487	124 551	137 831	144 218	156 827	176 615	199 494	215 864	252 483	
<b>Centro-Oeste</b>	<b>129 649</b>	<b>153 104</b>	<b>176 811</b>	<b>190 178</b>	<b>206 284</b>	<b>235 964</b>	<b>279 372</b>	<b>310 765</b>	<b>350 596</b>	
Mato Grosso do Sul	15 154	19 274	21 105	21 651	24 341	28 121	33 143	36 368	43 514	
Mato Grosso	20 941	27 889	36 961	37 466	35 258	42 687	53 386	57 294	59 600	
Goiás	37 416	42 836	48 021	50 534	57 057	65 210	75 271	85 615	97 576	
Distrito Federal	56 138	63 105	70 724	80 527	89 629	99 946	117 572	131 487	149 906	

Fonte: IBGE, em parceria com os Órgãos Estaduais de Estatística, Secretarias Estaduais de Governo e Superintendência da Zona Franca de Manaus - SUFRAMA.

Dentro dos RREO's, estamos interessados em dados que são apresentados nos Anexos 1, 4 e 7 (Anexos I, V e IX para relatórios anteriores a 2013). O Anexo 1 disponibiliza os valores de receitas e despesas gerais do ente, seu Balanço Orçamentário, atendendo ao inciso I do Art. 52 da LRF. O interesse aqui concentra-se nas despesas correspondentes às seguintes rubricas:

1. Despesas (exceto intra-orçamentárias)

1.1. Despesas correntes

1.1.1. Pessoal e Encargos Sociais

1.1.2. Outras Despesas Correntes

1.2. Despesas de capital



### *1.2.1. Investimentos*

## *2. Despesas Intra-Orçamentárias*

A rubrica de Despesas Intra-Orçamentárias não tem qualquer abertura de informação adicional na maior parte dos entes (especialmente municípios). Desta forma, os dados de interesse para separação entre o que seria investimento e despesa corrente nesta rubrica são coletados quando disponível. Assim, por exemplo, caso tenhamos dados de Juros e Encargos da Dívida e Amortização da Dívida na abertura desta conta, os valores são deduzidos do total para compor o montante da despesa corrente intra-orçamentária. Da mesma forma, quando disponível, o investimento intra-orçamentário é separado quando disponível.

Dentre as diversas colunas de dados da tabela apresentada no RREO, estamos interessados na correspondente à Despesa Executada Liquidada, tanto no bimestre quanto no acumulado até o bimestre. O processo de ordenamento de despesas públicas possui quatro etapas: a dotação, o empenho, a liquidação e o pagamento. A dotação acontece quando o recurso no orçamento é separado para determinado fim, o empenho sinaliza o começo do processo formal de realização daquele gasto (permite a licitação, por exemplo), a liquidação marca a efetiva entrega do bem ou serviço ao poder público e o pagamento encerra o processo com o débito financeiro correspondente. Consideramos aqui que o efeito econômico concreto da despesa/investimento acontece no momento da liquidação, por isso o interesse neste dado das tabelas.

O Anexo 4, que contempla o inciso II do Art. 53 da LRF, apresenta os dados do orçamento dos planos previdenciários do ente (RPPS – Regime de Previdência Própria dos Servidores), onde estamos interessados nas seguintes rubricas, também para despesas executadas liquidadas no bimestre e até o bimestre:

### 1. Despesas Previdenciárias – RPPS (exceto intra-orçamentárias)

#### 1.1. Administração

##### *1.1.1. Despesas Correntes*

##### *1.1.2. Despesas de Capital*

#### 1.2. Previdência

### 2. Despesas Previdenciárias – RPPS (intra-orçamentárias)

#### 2.1. Administração

##### *2.1.1. Despesas Correntes*

### 2.1.2. Despesas de Capital

Por último, o Anexo 7 discrimina as rubricas de restos a pagar dos entes, suprimindo a informação requisitada no inciso V do Art. 53 da LRF. No âmbito da Administração Pública, os restos a pagar são “despesas empenhadas, mas não pagas até o dia 31 de dezembro, distinguindo-se as processadas das não processadas”, conforme texto do art. 36 da Lei nº 4.320/64. As despesas relativas a restos a pagar não processados são aquelas que ainda estão em fase de dotação ou empenho, ou seja, ainda não foram concretizadas ou nada pôde ser devidamente comprovado da efetiva entrega do bem ou serviço no exercício anterior, portanto constam do RREO do exercício atual. Quando estas despesas são efetivamente liquidadas no exercício atual é que consideramos a ocorrência do efeito econômico, por isso estamos interessados na coluna de dados Restos a Pagar Não-Processados Liquidados deste Anexo (mesmo que a coluna de Pagos seja diferente, ocorrendo então escalonamento dos pagamentos). Os restos a pagar processados já realizaram efeito econômico em outro período, sendo ajustados apenas os fluxos de pagamentos nos exercícios, não interessando para o período atual. As rubricas de interesse são os agregados, os Restos a Pagar (exceto intra-orçamentários) e os Restos a Pagar Intra-Orçamentários, de todos os poderes.

Após a montagem do banco de dados no Access, este pode ser então facilmente manipulado através da multiplicidade de consultas possíveis aos dados de interesse estrito, agregando as rubricas e os entes necessários à análise. As primeiras variáveis agregadas foram montadas conforme detalhado no Quadro 2, com dados de despesa liquidada no bimestre e o acumulado até o bimestre.

O banco de dados levantado serve então à construção das duas variáveis principais de trabalho: as Despesas Correntes e o Investimento (denominadas DESP e INV). DESP é formada pela soma das despesas correntes do balanço orçamentário geral e do RPPS (DESP\_BO+DESP\_RPPS) e INV pela soma do investimento e despesas de capital do balanço orçamentário geral e do RPPS (INV\_BO+INV\_RPPS). A inclusão da variável de restos a pagar possui uma particularidade a ser trabalhada: não há informação sobre as parcelas referentes a despesas correntes e de capital. A estimativa de separação dos restos a pagar entre despesas correntes e investimentos foi feita a partir da razão calculada entre INV e o total, INV+DESP. Assim, a proporção dos investimentos em relação ao total foi mantida com relação aos restos a pagar,

sendo as parcelas correspondentes aos gastos correntes e investimentos desta rubrica incorporadas às variáveis DESP e INV, respectivamente.

Quadro 2 – Variáveis agregadas utilizadas no estudo

Variável	Composição	Descrição	Observações
DESP_BO	Pessoal e Encargos Sociais + Outras Despesas Correntes + Despesas Intra-Orçamentárias	Soma das rubricas de despesa corrente do Balanço Orçamentário para cada ente.	Quando disponíveis, os dados abertos das Despesas Intra-Orçamentárias foram utilizados, deduzindo aqui despesas financeiras (juros e amortizações) e de capital destas.
INV_BO	Investimentos	Rubrica de investimento do Balanço Orçamentário para cada ente.	Excluídas rubricas financeiras (inversões e amortizações), mas incluídos os dados abertos das Despesas Intra-Orçamentárias referentes a despesas de capital, quando disponíveis.
DESP_RPPS	Despesas Correntes + Previdência + Despesas Correntes (intra-orçamentárias)	Soma das rubricas de despesa corrente do Balanço Orçamentário do RPPS para cada ente.	
INV_RPPS	Despesas de Capital + Despesas de Capital (intra-orçamentárias)	Soma das rubricas de despesa de capital do Balanço Orçamentário do RPPS para cada ente.	
RAP	Restos a Pagar (exceto intra-orçamentários) + Restos a Pagar Intra-Orçamentários	Soma das rubricas de Restos a Pagar liquidados no bimestre	Não há distinção nos relatórios entre restos a pagar relativos a despesas correntes ou de capital.

Fonte: elaboração própria

Alguns problemas surgem naturalmente na coleta e tratamento desta grande quantidade de dados, particularmente no caso dos municípios. Os principais problemas enfrentados neste âmbito foram as questões de consistência, disponibilidade e abrangência das informações. Estas questões e o tratamento dado a elas são detalhados a seguir.

O problema de consistência neste trabalho é verificado na comparação entre as rubricas de despesas (investimentos) liquidadas no bimestre e até o bimestre. Desta forma, o ideal seria que, por exemplo, no terceiro bimestre, a rubrica de despesas (investimentos) liquidadas até o bimestre seja igual à soma do declarado como liquidado no bimestre para o primeiro, segundo e terceiro bimestres. Dado que as variáveis DESP\_BO, INV\_BO, DESP\_RPPS e INV\_RPPS, identificadas no Quadro 2, possuem informação tanto sobre valores do bimestre quanto do acumulado até o bimestre, foram realizados alguns testes de consistência e eventual correção nos dados através da comparação destes valores, para cada ente considerado<sup>6</sup>. Para tanto, foram computados os erros relativos entre a soma dos valores por bimestre declarados e o valor atual declarado. Por exemplo, para determinado ente, o erro relativo de DESP\_BO em um RREO do terceiro bimestre é igual a 5%. Isto quer dizer

<sup>6</sup> Muito embora isso tenha afetado apenas os Municípios, uma vez que todos os Estados apresentaram dados consistentes.

que a diferença entre a soma dos valores declarados no bimestre nos relatórios dos três bimestres (o terceiro, atual, e os dois anteriores) e o declarado acumulado até o terceiro bimestre no RREO atual equivale a 5% do valor deste último. Desta forma, para cada ente, variável e ano, é computado um erro relativo por bimestre.

Nesta avaliação de consistência, algumas ações e decisões foram tomadas para dar melhor conformidade ao banco de dados, de acordo com o procedimento a seguir. Em caso de não disponibilidade dos dados, não fornecimento pelo ente, o banco foi mantido em branco no período afetado. Se o valor observado do erro relativo é menor do que 5%, nenhuma ação foi tomada, foram mantidos os dados originais. Se o erro relativo ultrapassa o valor de 5%, é preciso considerar duas hipóteses: erro na entrada de dados no relatório ou revisão dos valores efetivamente dispendidos (em relatório posterior), ambos os casos de responsabilidade de preenchimento do relatório pelo ente. Neste caso, uma das ações abaixo foi tomada, a que apresentou menor erro relativo geral nos bimestres de cada ano sem produzir valores muito discrepantes (diferenças enormes entre o mesmo bimestre de anos adjacentes) ou absurdos (despesa negativa no bimestre):

- Adotar o valor declarado do acumulado até o bimestre como preferencial. Os dados de cada bimestre do ano são corrigidos pela diferença entre os declarados do acumulado em cada RREO. Por exemplo, o dado declarado no bimestre para o RREO3B (relatório do terceiro bimestre) é colocado em dúvida e substituído pela diferença entre os declarados acumulado até o bimestre no RREO3B e no RREO2B.
- Adotar o valor declarado do acumulado até o último bimestre do ano como preferencial. Os dados de cada bimestre são corrigidos pela média da parcela de gastos correspondentes ao bimestre em questão, calculada para todos os Municípios considerados.
- Manter os valores originais declarados nos relatórios.

A segunda questão sobre a coleta de dados é a disponibilidade, que se refere ao fato de existir ou não os dados. Muitos municípios com menos de 50.000 habitantes não precisam declarar o RREO completo em todos os bimestres, conforme preconizado pela LRF. Para estes municípios, dados dos Anexos 4 e 7 estão disponíveis apenas para o terceiro e sexto bimestres. Outros municípios declaram

somente o balanço orçamentário anual<sup>7</sup> ou simplesmente não têm o RREO de determinado bimestre ou mesmo de um ano inteiro. Podemos calcular a taxa de disponibilidade para cada Estado como a razão entre o número de dados disponíveis (bimestres) em relação ao que seria o total, se tudo estivesse disponível.

Podemos igualmente arbitrar o conceito para uma taxa de consistência, que mede a razão de dados bimestrais com erro relativo maior do que 5% do total disponível, ou seja, excluindo os pontos sem informação. O Quadro 3 apresenta os valores das taxas de disponibilidade e consistência para os Estados considerados. Os valores foram separados por despesas e investimentos, referentes ao balanço orçamentário (BO) e gastos com previdência (RPPS). O anexo de restos a pagar não possui rubrica de liquidados até o bimestre, portanto sua consistência não foi verificada.

Quadro 3 – Disponibilidade e consistência de dados para Municípios e Estados

		Taxa de disponibilidade	Taxa de consistência
<b>MG</b>	DESP_BO	97,2%	94,0%
	INV_BO	97,2%	95,7%
	DESP_RPPS	86,2%	90,5%
	INV_RPPS	86,2%	95,5%
<b>GO</b>	DESP_BO	72,8%	87,0%
	INV_BO	72,8%	87,3%
	DESP_RPPS	67,4%	76,0%
	INV_RPPS	67,4%	89,9%
<b>CE</b>	DESP_BO	71,3%	93,3%
	INV_BO	71,3%	93,9%
	DESP_RPPS	68,6%	91,8%
	INV_RPPS	68,6%	97,3%

Fonte: elaboração própria.

Por fim, outra questão pertinente no trabalho é quanto à abrangência de municípios dos Estados escolhidos para análise. Há um número muito grande de informações disponíveis na base do SISTN. O Estado de MG somente, por exemplo, possui 853 municípios. Portanto, é necessário um critério de corte em relação ao número de municípios cujos dados são incluídos na base, a fim de tornar o estudo

<sup>7</sup> Os dados de balanço orçamentário em base anual não são interessantes neste trabalho, uma vez que se requer frequência mais alta para construção do modelo econométrico (bimestral). Interpolarmos os valores dos bimestres a partir dos valores anuais introduziria uma suavização inaceitável dos dados.

factível e não incorrer no trabalho com uma base de dados imensa sem ganhos proporcionais na informação desejada.

Foi adotado o seguinte critério para selecionar o número de municípios em cada estado. A partir dos dados disponibilizados pelo IBGE<sup>8</sup>, para cada estado trabalhado, os municípios foram ordenados em ordem decrescente do Valor Agregado Bruto (VAB), utilizado como uma proxy do PIB, para o ano de 2010. Foram coletados os dados dos municípios satisfazendo os requisitos abaixo:

- O valor do VAB acumulado (soma dos municípios considerados) é no mínimo 75% do VAB total, da soma de todos os municípios do estado.
- Incluídos os municípios cuja população ultrapassa 50.000 habitantes

Como forma de medir a sensibilidade do critério, à base dos municípios escolhidos conforme critério acima (denominado v1) foi adicionado o município seguinte de maior VAB que havia ficado de fora, constituindo uma segunda base (denominada v2), quando disponíveis os dados deste município adicional. A comparação dos critérios é ilustrada no Quadro 4 abaixo.

Quadro 4 – Comparativo dos dados municipais considerados entre os Estados

	MG		GO		CE	
	v1	v2	v1	v2	v1	v2
Total de municípios considerados	83	84	30	31	30	32
Percentual do total de municípios do estado	9,7%	9,8%	12,2%	12,6%	16,3%	17,4%
Total de população considerada	11.727.620	11.772.880	4.275.603	4.286.175	5.369.489	5.473.294
Percentual do total de população do estado	59,84%	60,07%	71,22%	71,39%	63,53%	64,75%
Total do VAB considerado [R\$ milhões]	325.221,19	326.107,22	101.725,77	102.332,62	75.928,49	76.427,80
Percentual do VAB dos municípios do estado	76,02%	76,23%	76,18%	76,64%	80,23%	80,76%
Total das despesas correntes considerado [R\$ milhões]	19.632,99	19.692,37	5.210,61	5.236,12	5.901,99	5.950,04
despesas correntes/VAB dos municípios do estado	4,589%	4,603%	3,90%	3,92%	6,237%	6,287%
Total dos investimentos considerados [R\$ milhões]	2.090,27	2.094,91	492,94	494,13	566,46	571,95
investimentos/VAB dos municípios do estado	0,489%	0,490%	0,369%	0,370%	0,599%	0,604%
<b>Total do VAB dos municípios do estado [R\$ milhões]</b>	<b>427.816,67</b>	<b>427.816,67</b>	<b>133.524,75</b>	<b>133.524,75</b>	<b>94.636,07</b>	<b>94.636,07</b>
<b>Total da população dos municípios do estado</b>	<b>19.597.330</b>	<b>19.597.330</b>	<b>6.003.788</b>	<b>6.003.788</b>	<b>8.452.381</b>	<b>8.452.381</b>
Elasticidade das despesas em relação ao número de municípios	0,119		0,047		0,047	
Elasticidade das despesas em relação à população	0,060		0,108		0,041	
Elasticidade das despesas em relação à cobertura do VAB	0,067		0,042		0,096	
Elasticidade do investimento em relação ao número de municípios	0,009		0,002		0,005	
Elasticidade do investimento em relação à população	0,005		0,005		0,005	
Elasticidade do investimento em relação à cobertura do VAB	0,005		0,002		0,011	

Fonte: elaboração própria.

Nesta tabela, observamos para o Estado de MG, por exemplo, que a base de cidades v2 abrange 9,8% do total de municípios do Estado, que somam aproximadamente 60% do total da população de MG. Da mesma forma, no ano-base

<sup>8</sup> Disponível em <http://www.cidades.ibge.gov.br/xtras/home.php?lang>.

de 2010, este conjunto de municípios é responsável por uma cobertura de 76,2% do VAB do Estado e o total de suas despesas correntes e investimentos equivalem a 4,6% e 0,49% do VAB do Estado, respectivamente. A sensibilidade da escolha da base de municípios é dada pelas elasticidades das despesas correntes e investimentos em relação ao número de municípios, população e cobertura do VAB do Estado, calculados no diferencial entre as bases v1 e v2. Assim, observamos no Quadro 4 que, para MG, a elasticidade das despesas em relação à cobertura do VAB é igual a 0,067. Ou seja, o acréscimo de municípios à base que produz 1% adicional de cobertura do VAB do Estado tem como contrapartida o aumento de menos do que 0,1 p.p. na razão despesas correntes/VAB do Estado nos municípios da base. A mesma magnitude de elasticidade é encontrada nos outros Estados: 0,042 para GO e 0,096 para CE. Para o quesito da elasticidade do investimento em relação à cobertura do VAB, os números são ainda menores para todos os Estados considerados. Com relação aos outros quesitos apresentados, população e número de municípios, as elasticidades foram da ordem máxima de 0,12, o que é considerado satisfatório para este trabalho. Portanto, a conclusão é que não há necessidade de inclusão de mais municípios na base considerada. A base final utilizada é a mais abrangente, correspondendo ao critério denominado v2.

É importante salientar que os municípios considerados correspondem àqueles que satisfizeram os critérios acima estabelecidos, mas a base de dados não contém necessariamente todos. Alguns municípios (minoria) não declaram os valores em frequência bimestral, mas apenas em relatórios de balanços anuais. Estes foram excluídos da base de dados, embora constem da estatística de municípios considerados dentro do critério.

Os dados obtidos para os três Estados são resumidos nos gráficos a seguir. O Gráfico 1, o Gráfico 2 e o Gráfico 3 ilustram o espectro das despesas correntes, em frequência bimestral, para cada Estado.

Gráfico 1 – Despesas correntes reais de MG

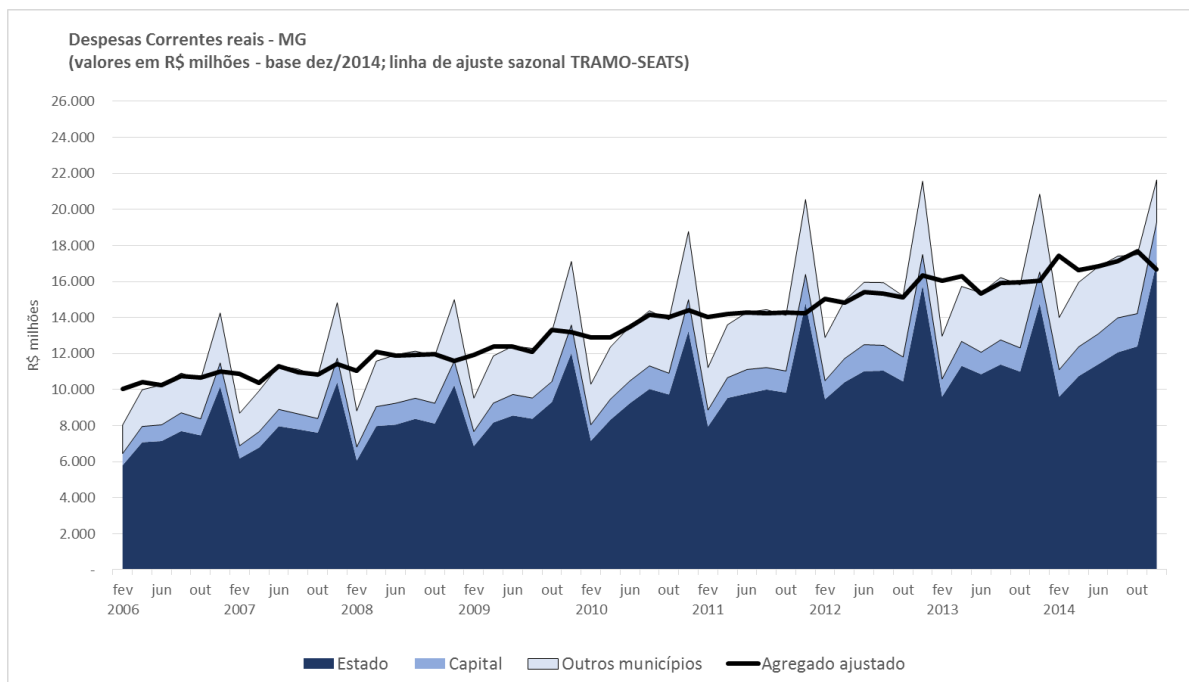


Gráfico 2 – Despesas correntes reais de GO

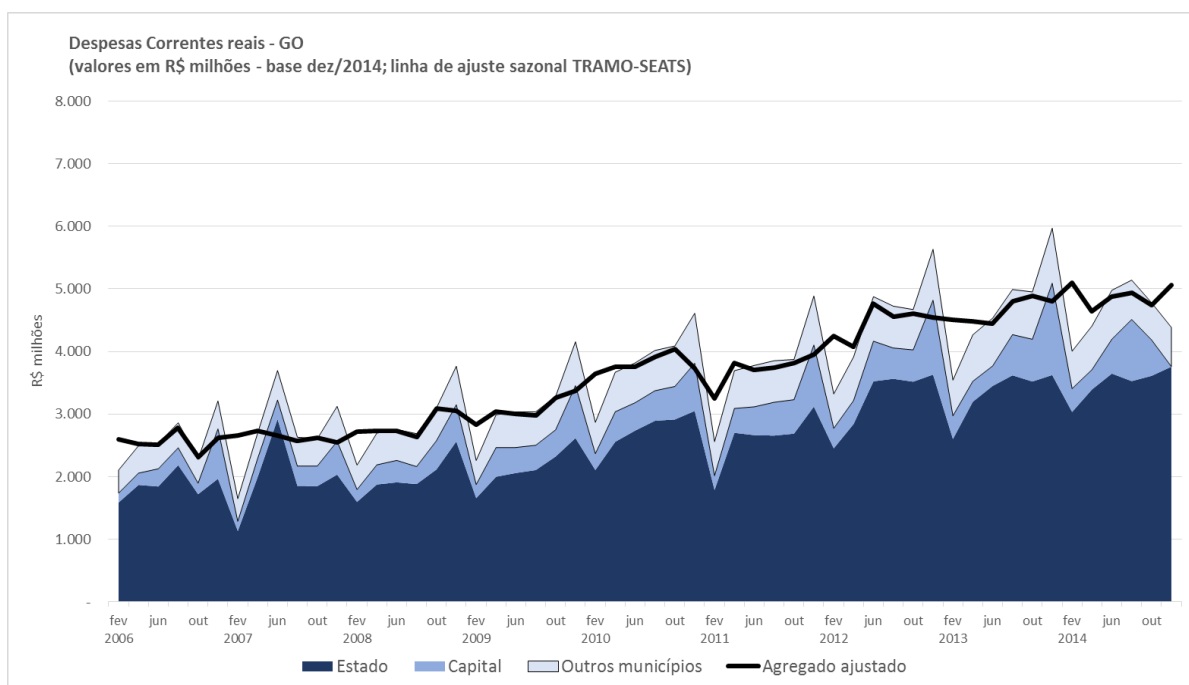
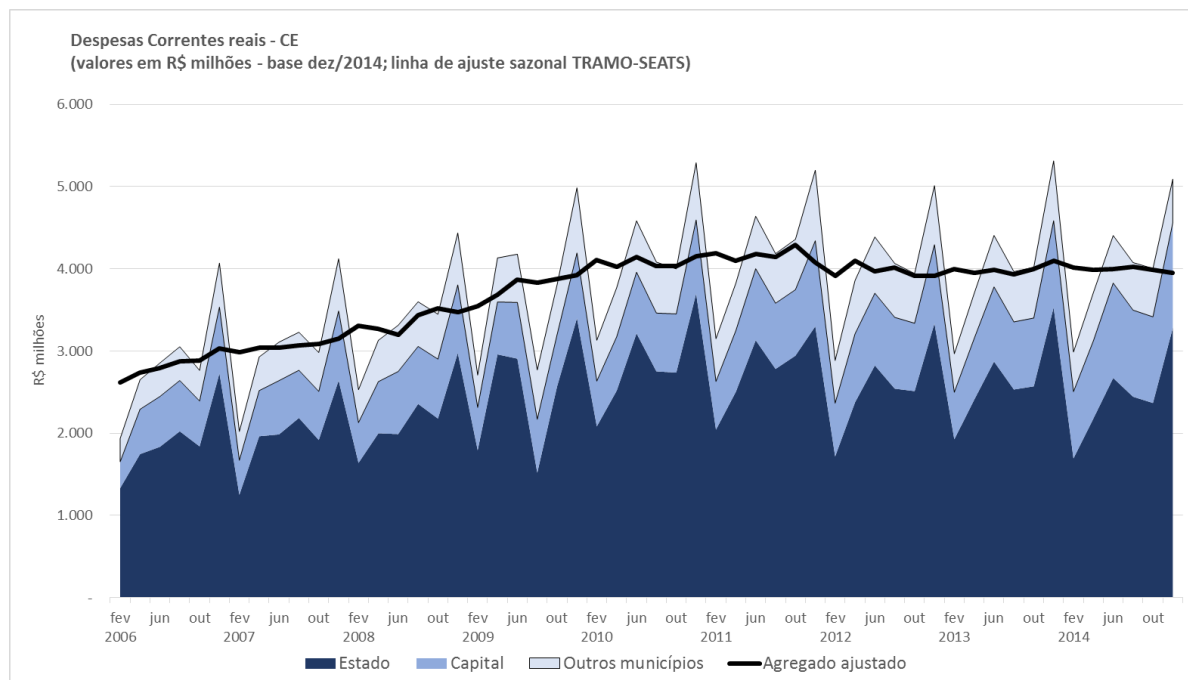




Gráfico 3 – Despesas correntes reais do CE

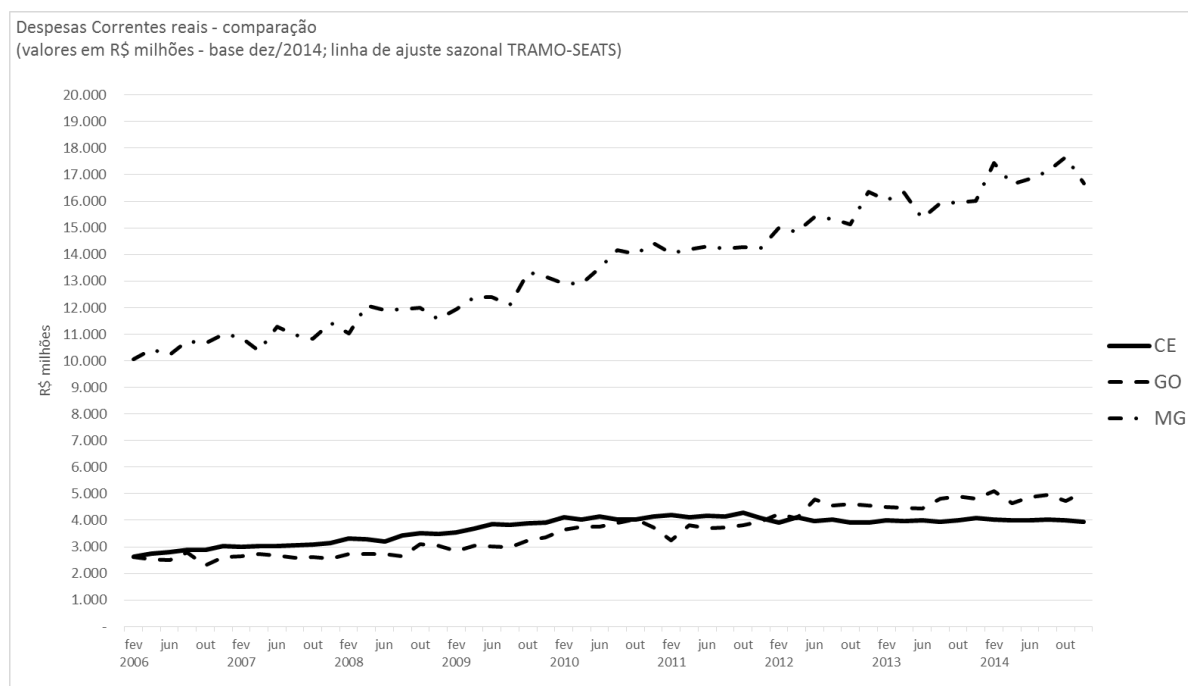


O primeiro ponto de observação em cada gráfico é a presença de uma forte sazonalidade, as despesas em todos os casos têm um aumento muito significativo no último bimestre de cada ano. Para MG, nota-se que a despesa corrente do Estado é muito importante, superior à de municípios e capital, cerca de 70% do total. A despesa corrente da capital somente equivale a aproximadamente 30% da soma de todos os municípios do Estado. A despesa corrente do Estado de GO também é bastante significativa, com média similar a MG, 71% do total. A capital, porém, tem um peso maior sobre o total dos municípios, 42% em média. Por sua vez, o Estado do CE tem um peso um pouco menor no total de despesas correntes agregadas, 65%, no entanto, a capital concentra mais as despesas totais de municípios do estado, com cerca de 57% destas.

No comparativo entre os estados, Gráfico 4, com ajuste sazonal, observa-se melhor as tendências e o tamanho relativo de cada Estado. Para o Estado de MG, nota-se um valor de despesa absoluto bem maior do que em GO e CE, que têm um montante similar. Observa-se também um comportamento ascendente contínuo, mas oscilante, das despesas correntes reais no Estado de MG, partindo de R\$10 bi em 2006 atingindo cerca de R\$17 bi em 2014 (R\$ de dezembro de 2014). Os Estados de GO e CE não apresentam esse padrão contínuo no tempo de aumento de despesas

correntes reais. A despesa corrente em GO permanece constante, em termos reais, de 2006, onde começa em R\$2,6 bi, até aproximadamente o quarto bimestre de 2008. A partir daí ela inicia uma trajetória de crescimento oscilante, com dois períodos de crescimento mais robusto: entre o quarto bimestre de 2009 e o quarto bimestre de 2010 e entre o primeiro bimestre de 2011 e o terceiro bimestre de 2012. Deste período até o final de 2014 a despesa corrente real permanece aproximadamente constante, fechando a série em cerca de R\$5,1 bi. O CE tem um período de aumento contínuo e suave da despesa corrente real, começando em montante igual a GO, R\$2,6bi, estendendo-se até o primeiro bimestre de 2010. No entanto, a partir daí a despesa corrente real fica estagnada até o final do período de análise. Apesar de ser superior à despesa do Estado de GO desde o início, no primeiro bimestre de 2012 a despesa corrente do CE é ultrapassada por GO. Ela atinge a marca de R\$4 bi no último bimestre de 2014.

Gráfico 4 – Despesas correntes reais: comparativo



Os investimentos reais são apresentados no Gráfico 5, Gráfico 6 e Gráfico 7, também em frequência bimestral, para cada Estado. Novamente, observa-se a presença de uma forte sazonalidade, assim como as despesas, os investimentos têm um aumento muito significativo no último bimestre de cada ano. Para MG, nota-se que o investimento do Estado é muito importante, mas não tão significativa quanto no caso

das despesas correntes, equivalendo aqui a cerca de 55% do total, na média de todo o período. O investimento correspondente à capital somente é mais importante relativamente do que a despesa corrente, neste caso equivale, em média, a aproximadamente 41% da soma de todos os municípios do Estado. O investimento do Estado de GO também é bastante significativo, mas com igual tendência a MG, de ser mais baixo relativamente à despesa. Neste caso, a média é também similar a MG, 50% do total do investimento é de responsabilidade do Estado. A capital, no entanto, tem um peso inferior sobre o total dos municípios, 27% em média. O Estado do CE tem um peso bastante superior no total de investimentos, 65%, e a capital concentra os investimentos totais de municípios do estado, com cerca de 47% destes.

Gráfico 5 – Investimentos reais de MG

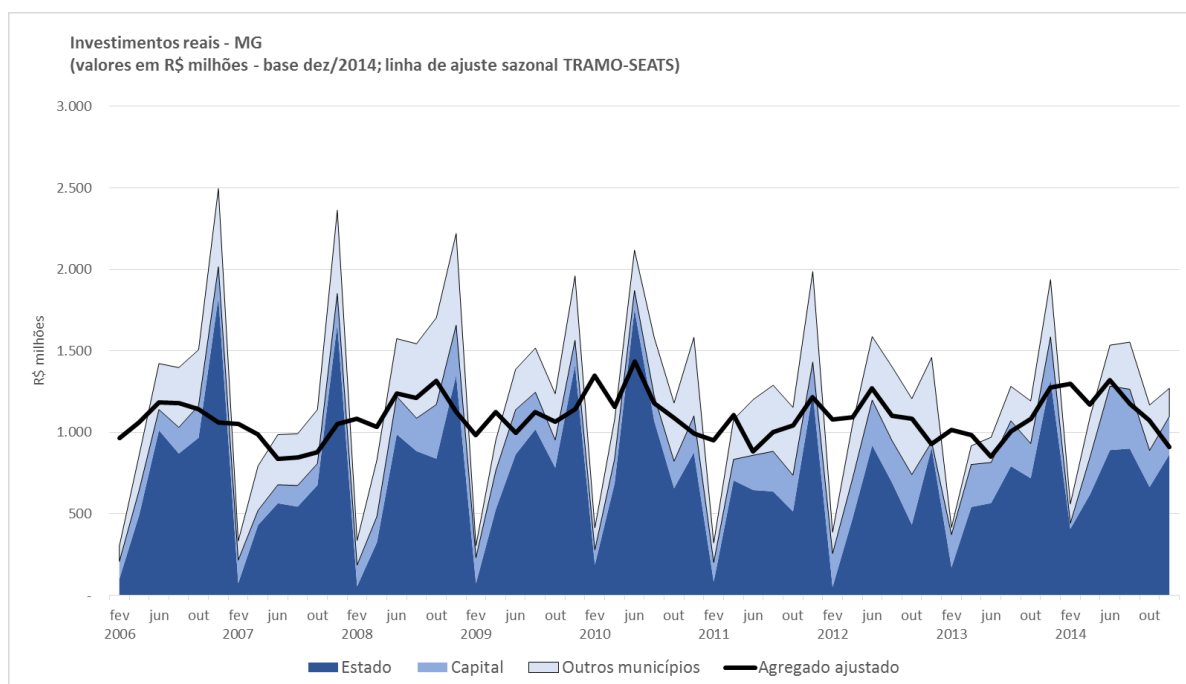


Gráfico 6 – Investimentos reais de GO

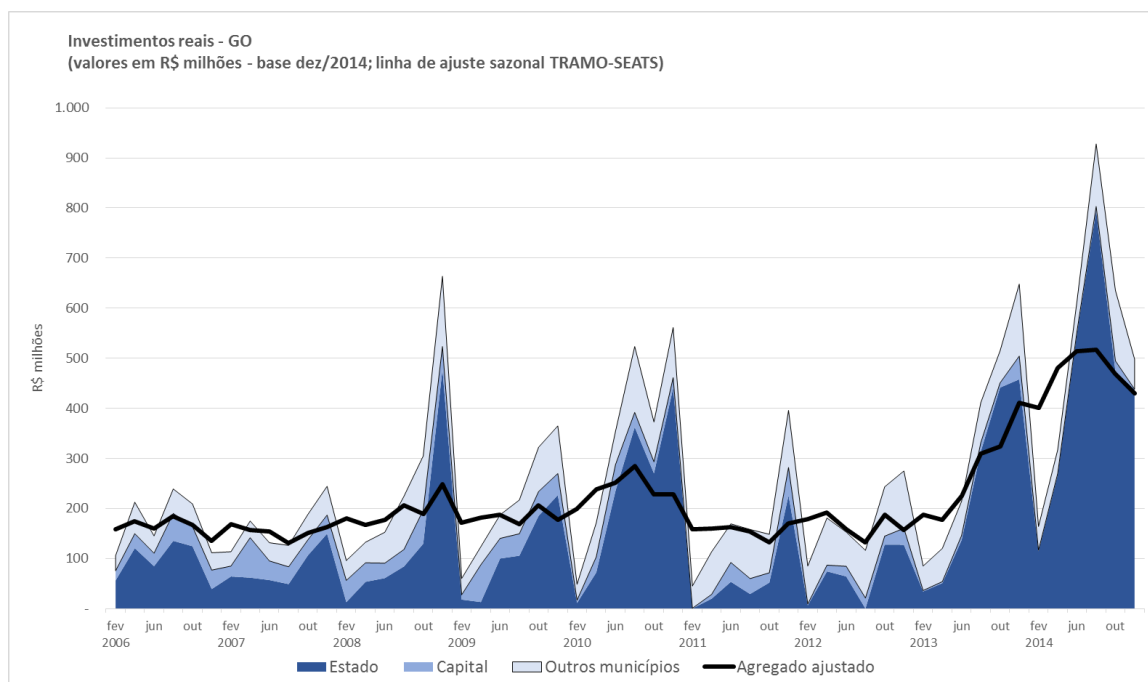
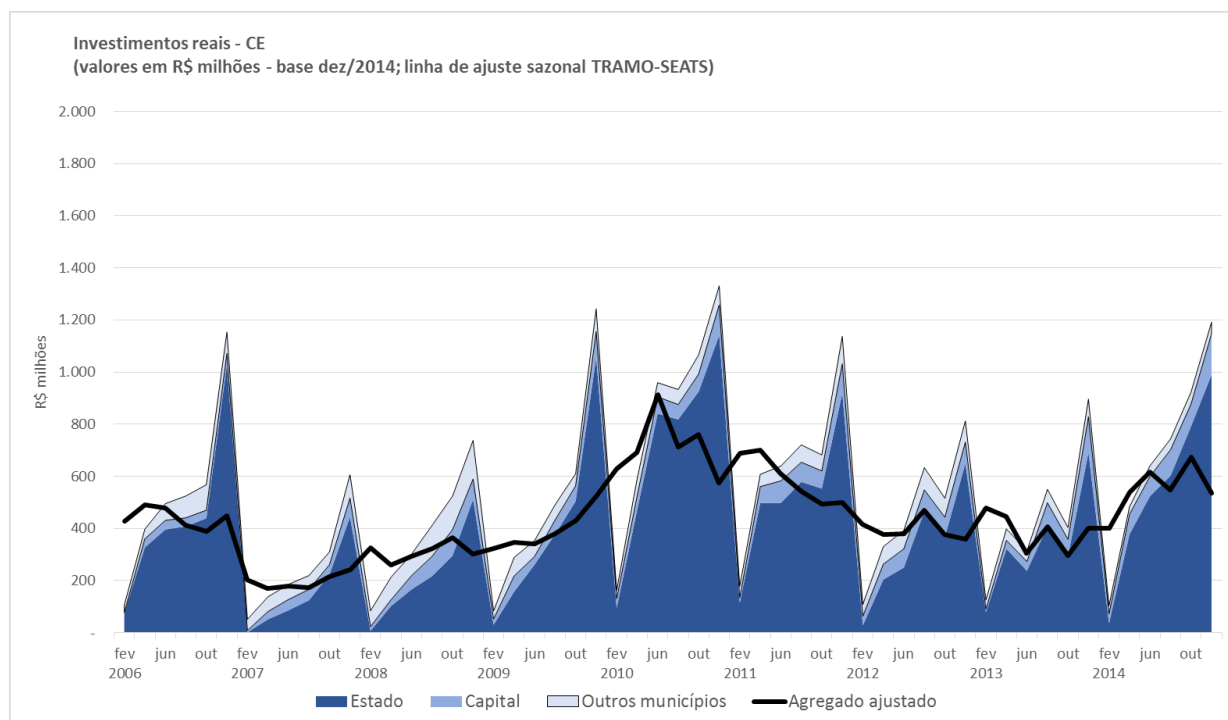
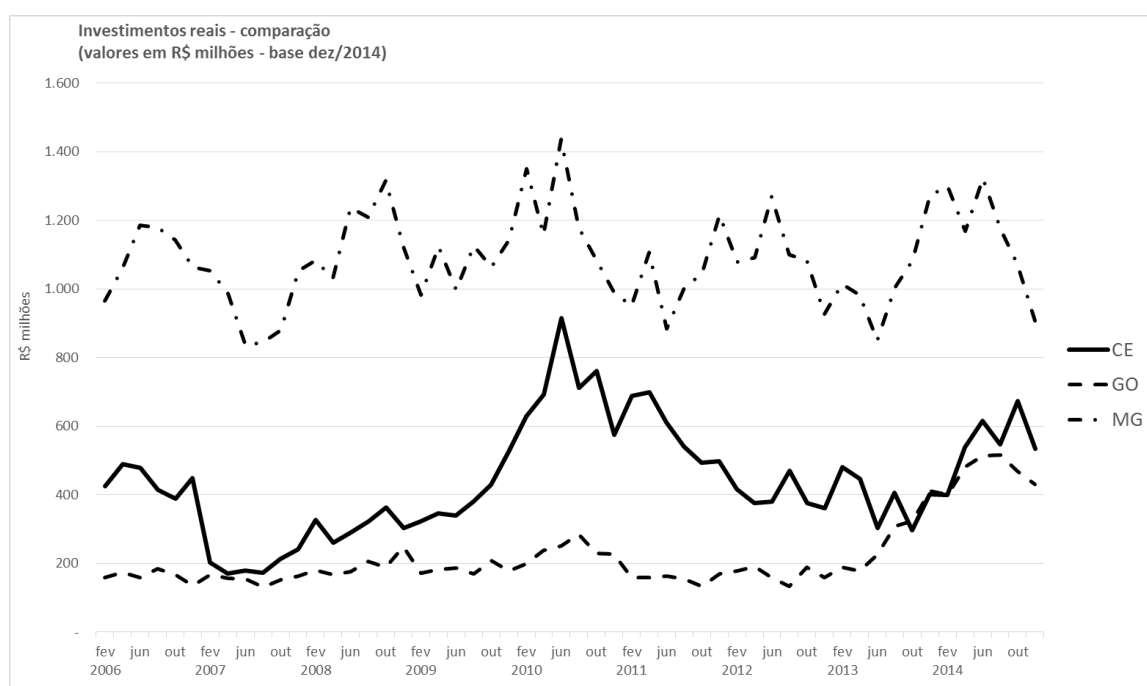


Gráfico 7 – Investimentos reais do CE



No comparativo entre os Estados, agregados de Estados e municípios, Gráfico 8, com ajuste sazonal, observa-se melhor as tendências e o tamanho relativo do montante de investimentos de cada um. Para o Estado de MG, nota-se um valor de investimento absoluto significativamente superior a GO e CE. O investimento público do Estado do CE, neste caso, é consistentemente superior ao de GO. Observa-se um comportamento oscilante nos investimentos reais no Estado de MG, mas de forma geral, podemos afirmar que eles permanecem constantes na média do período. Eles partem de R\$965 milhões em 2006 para atingir R\$965 milhões em 2014, oscilando entre um máximo de R\$1,4 bi (terceiro bimestre de 2010) e um mínimo de R\$849 milhões (terceiro bimestre de 2013). O Estado de GO apresenta um padrão menos oscilante e constante no tempo em relação aos investimentos, que permanecem próximos da casa de R\$200 milhões desde o início da série até o segundo bimestre de 2013. A partir daí os investimentos crescem continuamente até o quarto bimestre de 2014, atingindo R\$516 milhões, quando voltam a diminuir até o fim do período. O CE tem um período inicial de baixa dos investimentos até o quarto bimestre de 2007, quando inicia uma recuperação partindo de R\$173 milhões alcançando um pico de R\$914 milhões no terceiro bimestre de 2010. Neste momento, inicia-se um declínio oscilante dos investimentos até o nível de R\$296 milhões no quarto bimestre de 2013, quando uma nova retomada acontece.

Gráfico 8 – Investimentos reais: comparativo



A representação dos investimentos de cada Estado em razão do total de gastos públicos (assumidos aqui como a soma de DESP e INV) também fornece algumas interpretações interessantes, contidas no Gráfico 9, Gráfico 10 e Gráfico 11. A proporção de investimentos dos gastos públicos totais é bem menor do que a de despesas correntes para todos os Estados. Esta proporção também tem um componente sazonal forte, sendo o percentual de investimentos tradicionalmente menor no primeiro bimestre de cada ano. Para MG, as proporções bimestrais variam muito, desde 3% a valores nunca superiores a 15% do total no período. Podemos observar por meio da média móvel de 12 meses uma queda consistente, mas oscilante, da fração de investimentos do gasto total, partindo de cerca de 10% na média de 2006 para 6,4% nos doze meses finais do período. É interessante notar que o padrão de gastos totais, avaliado aqui na média móvel em 12 meses, cresce continuamente no tempo. Entretanto, existe uma preponderância clara das despesas correntes aqui, uma vez que este crescimento do total é acompanhado por uma diminuição na proporção de investimentos.

Gráfico 9 – Fração de investimentos no gasto público total em MG

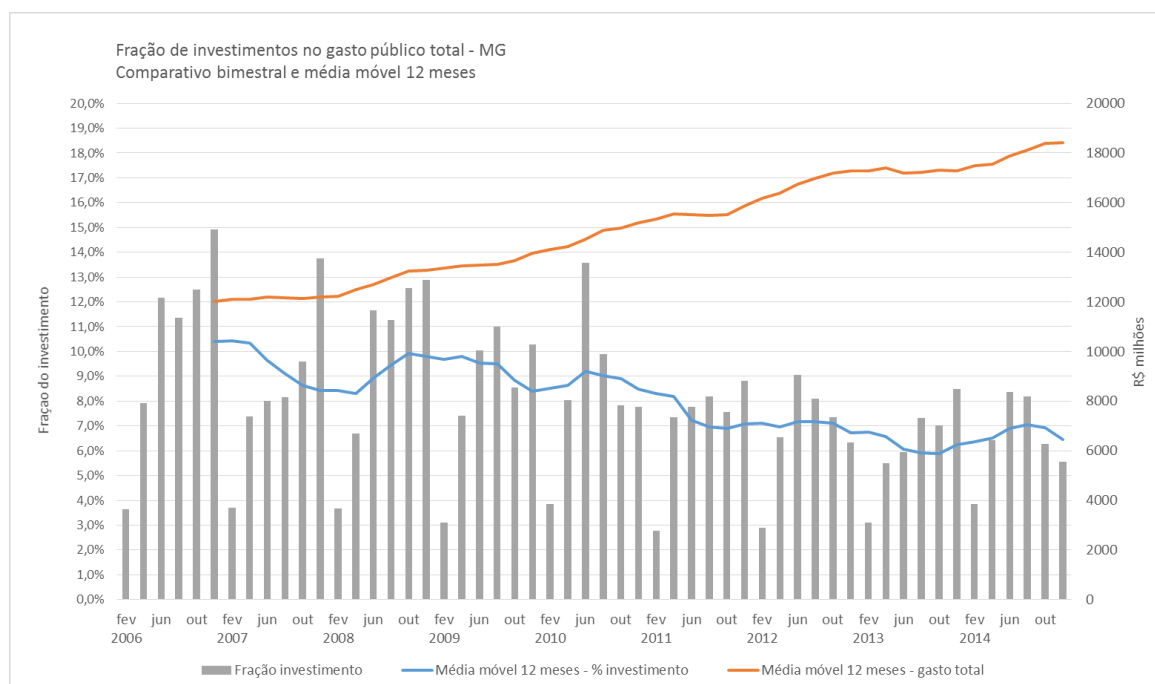


Gráfico 10 – Fração de investimentos no gasto público total em GO

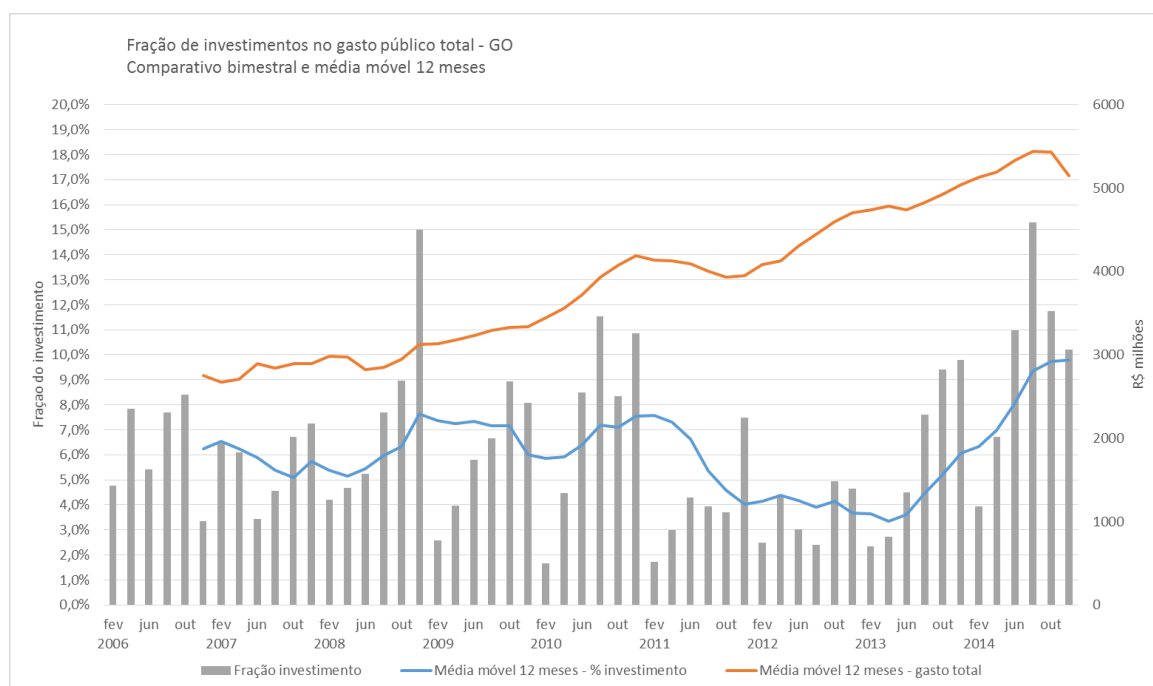
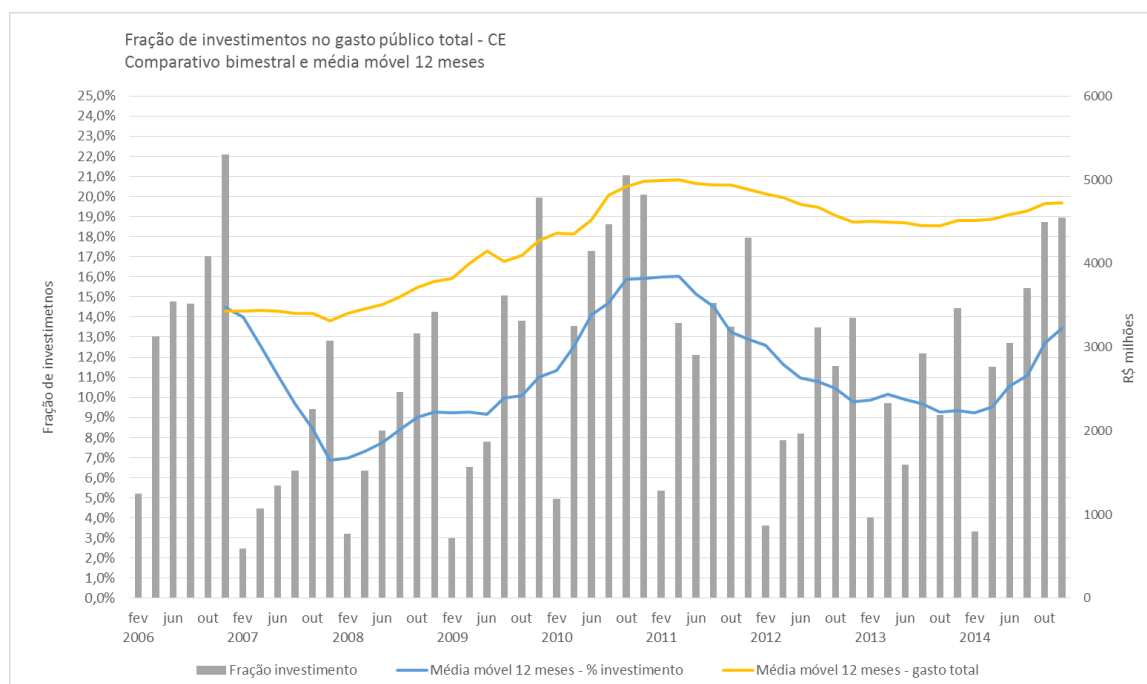


Gráfico 11 – Fração de investimentos no gasto público total no CE



O comportamento bimestral da proporção de investimentos para GO é semelhante, mantém o padrão de grandes variações bimestrais, novamente com valores que variam desde 2% a 15,4% do total no período, e sazonalidade com proporções menores nos primeiros bimestres de cada ano. A média móvel em 12 meses, no entanto, mostra um padrão distinto. Até o primeiro bimestre de 2011, esta

proporção oscila entre 5% e 7,5%. Segue-se então uma queda consistente até o segundo bimestre de 2013, atingindo o vale do período com proporção de investimentos de 3,3% do total de gastos. Neste momento acontece uma recuperação substancial da proporção de investimentos, alcançando o valor de quase 10% ao final do período. No caso de GO, o gasto total cresce continuamente no período, apesar das oscilações explicitadas na proporção de investimentos, ou seja, a prioridade entre despesas correntes e investimentos varia ao longo do tempo.

Na avaliação do Estado do CE, encontramos o mesmo padrão bimestral de grandes variações e sazonalidade (menores proporções nos primeiros bimestres), mas neste caso a proporção máxima do investimento alcança 22% do total de gastos. A média móvel em 12 meses mostra uma queda na proporção inicial até o vale do período, de 6,9% no sexto bimestre de 2007, seguindo uma recuperação contínua até o pico no período, de 16% no segundo bimestre de 2011. Daí em diante acontece uma nova queda até o primeiro bimestre de 2014, atingindo 9,2% e nova recuperação até o final do período. O caso do CE é peculiar em relação à proporção de investimentos e o gasto total. De maneira geral, aquela segue a última: nos períodos em que o gasto total aumenta, aumenta também a proporção de investimentos, mas nos períodos em que o gasto total cai, a razão dos investimentos também sofre uma queda (não proporcional, no entanto).



#### 4 ESTIMATIVA E ANÁLISE DOS MULTIPLICADORES FISCAIS VIA ELASTICIDADES

Depois de construído o banco de dados do gasto público de interesse, divididos entre despesa corrente e investimento, passa-se à construção do modelo para estimativa dos multiplicadores fiscais via elasticidade e análise dos resultados. Esta seção, portanto, contempla uma explicação da metodologia de cálculo das elasticidades do produto em relação ao gasto público, o modelo construído, e a apresentação dos resultados obtidos para os Estados em que se aplicou a metodologia neste trabalho.

A análise completa dos dados é composta basicamente de três etapas: a preparação dos dados, a construção dos modelos de Vetor Autoregressivo (VAR) e as estimativas de resposta a impulso na análise dos resultados do modelo. Ao final, estamos interessados na resposta da produção industrial (proxy do produto total da economia, o PIB) aos estímulos de despesa corrente e investimento público.

A etapa de preparação dos dados consiste nos pré-processamentos necessárias às variáveis utilizadas no modelo VAR: a taxa de juros básica SELIC, o índice de inflação IPCA, a produção industrial do ente PIND, o agregado para estados e municípios correspondentes da despesa corrente, DESP, e do investimento público, INV.

Os dados da SELIC foram obtidos do Banco Central<sup>9</sup> em frequência mensal. Neste caso, foram tomados os valores correspondentes aos meses de fechamento dos bimestres: fevereiro, abril, junho, agosto, outubro e dezembro. Os dados também sofreram remoção de tendência via filtro HP<sup>10</sup>. Vale ressaltar que a série é a mesma para todos os Estados.

As séries do IPCA e PIND foram coletadas no IBGE<sup>11</sup> com distinção regional<sup>12</sup>. O IPCA mensal foi transformado em bimestral por acumulação e então

---

<sup>9</sup> <https://www3.bcb.gov.br/sgspub/localizarseries/localizarSeries.do?method=prepararTelaLocalizarSeries>, série 4189: taxa de juros – Selic acumulada no mês, anualizada base 252 - %a.a.

<sup>10</sup> Filtro Hodrick-Prescott, amplamente utilizado em economia para remover a componente de tendência determinística da série.

<sup>11</sup> <http://www.sidra.ibge.gov.br/>. Para o IPCA: tabelas 655, 2938 e 1419, Índice geral, IPCA - Percentual no mês (Percentual). Para a PIND: tabela 3653, Indústria geral, Índice de base fixa sem ajuste sazonal (Base: média de 2012 = 100) (Número índice).

<sup>12</sup> A PIND é a dos Estados e o IPCA é o das regiões metropolitanas de Belo Horizonte e Fortaleza e do município de Goiânia.

realizado o ajuste sazonal TRAMO-SEATS (TS)<sup>13</sup>, sendo esta a série final utilizada no modelo. A PIND mensal obtida originalmente, em número índice, foi transformada em bimestral pela média simples do número índice dos dois meses do bimestre correspondente. A esse número índice médio do bimestre foi aplicado o logaritmo natural. Finalmente, a série foi dessazonalizada com o TS e então removida a tendência por um filtro HP, para uso no modelo dos valores de ciclo apenas.

Os dados de despesa corrente e investimento foram coletadas do SISTN e processadas conforme explicitado anteriormente. Com as séries bimestrais DESP e INV, agregadas para todo o Estado, os valores foram deflacionados pelo IPCA bimestral obtido anteriormente (índice construído com base em dezembro de 2014) para obtenção dos valores reais de despesa e investimento por bimestre. Foram aplicados então o logaritmo natural, ajuste sazonal TS e filtro HP para remoção da tendência, chegando-se às séries diretamente úteis ao modelo VAR.

Os modelos VAR construídos nesta etapa seguinte são os básicos para quatro variáveis e um determinado número de defasagens, a ser definido no ajuste final dos modelos. Os modelos do tipo VAR foram desenvolvidos para considerar uma verdadeira simultaneidade entre um conjunto de variáveis, sem distinção *a priori* entre variáveis endógenas e exógenas (GUJARATI, 2006). No caso genérico de um sistema com duas variáveis e uma defasagem, um VAR de primeira ordem, podemos construir um sistema de equações na seguinte forma (ENDERS, 2010):

$$y_t = b_{10} - b_{12}z_t + \gamma_{11}y_{t-1} + \gamma_{12}z_{t-1} + \varepsilon_{yt} \quad (5)$$

$$z_t = b_{20} - b_{21}y_t + \gamma_{21}y_{t-1} + \gamma_{22}z_{t-1} + \varepsilon_{zt} \quad (6)$$

Neste caso, assumimos que as variáveis  $y_t$  e  $z_t$  são ambas estacionárias,  $\varepsilon_{yt}$  e  $\varepsilon_{zt}$  são os termos de erro (impulsos, inovações ou choques) que seguem o padrão de distribuição de ruído branco, não correlacionados entre si, e cada uma das equações pode ser estimada por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), já que cada equação contém o mesmo número de variáveis endógenas defasadas (GUJARATI, 2006).

O modelo pode ser reescrito para a forma matricial, obtendo a visualização padrão do modelo VAR:

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{10} \\ a_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} \quad (7)$$

<sup>13</sup> Programa para execução do ajuste sazonal é disponibilizado livremente pelos criadores do algoritmo TRAMO-SEATS, podendo ser encontrado em: [http://www.bde.es/bde/es/secciones/servicios/Profesionales/Programas\\_estadi/Programas\\_estad\\_d9fa7f3710fd821.html](http://www.bde.es/bde/es/secciones/servicios/Profesionales/Programas_estadi/Programas_estad_d9fa7f3710fd821.html)

Logo:

$$x_t = A_0 + A_1 x_{t-1} + e_t \quad (8)$$

onde  $x_t$  é o vetor de variáveis e  $e_t$  é o vetor de termos de erro (neste caso reduzido, é importante notar que cada componente do vetor de termos de erro é composto por uma combinação linear entre os choques  $\varepsilon_{yt}$  e  $\varepsilon_{zt}$ ).

No presente trabalho, foram construídos dois modelos VAR para cada Estado: um com a utilização das despesas correntes e outro com os investimentos. Desta forma, para os três Estados deste estudo, foram rodados ao todo seis modelos VAR, cujos resultados são posteriormente apresentados. O vetor de variáveis, considerando o caso das despesas correntes como exemplo, possui a seguinte representação:

$$x_t = [DESP \ PIND \ SELIC \ IPCA]^T \quad (9)$$

Gujarati (2006) apresenta em síntese as maiores vantagens do método VAR: simplicidade, não requer determinação sobre exogeneidade das variáveis e as equações são estimadas por MQO, e boa previsibilidade, superior em geral a modelos mais complexos de equações simultâneas. No entanto, são listadas também pelo autor algumas desvantagens e limitações do método:

- Maior desafio prático deste tipo de modelo é a escolha certa da defasagem. Se forem incluídas muitas ordens de defasagem, o número de parâmetros estimados aumenta muito e consumirá muitos graus de liberdade, o que pode ser crítica numa amostra de tamanho reduzido.
- O modelo requer que as variáveis sejam estacionárias, caso contrário a transformação adequada deve ser realizada. No entanto, a transformação pode acarretar em outros problemas ou dificultar a avaliação do modelo com os parâmetros obtidos.

Finalmente, a análise padrão dos resultados obtidos com o uso dos modelos VAR é realizada através da Resposta ao Impulso (IRF, *Impulse Response Function*). Gujarati (2006) define a IRF como aquela que rastreia a resposta da variável dependente no sistema VAR a choques nos termos de erro, registrando o impacto de tais choques para vários períodos no futuro. Assim, no exemplo bivariado das equações (5) e (6) acima, um choque em  $\varepsilon_{yt}$  afeta  $y_t$  contemporaneamente e nos períodos futuros, que, por sua vez, causará impacto também em  $z_t$ . O mesmo encadeamento, em sentido contrário, ocorre com choques em  $\varepsilon_{zt}$ .

Uma representação matricial útil para entender a origem da IRF, contida em Enders (2010), é a transformação do modelo VAR em representação de médias móveis, definida matricialmente em:

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{y} \\ \bar{z} \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} \varphi_{11}(i) & \varphi_{12}(i) \\ \varphi_{21}(i) & \varphi_{22}(i) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt-i} \\ \varepsilon_{zt-i} \end{bmatrix} \quad (10)$$

Logo:

$$x_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \varphi_i \varepsilon_{t-i} \quad (11)$$

onde os quatro elementos da matriz  $\phi_i$  representam multiplicadores do impacto dos respectivos choques  $\varepsilon_{yt}$  e  $\varepsilon_{zt}$ . Por exemplo, o coeficiente  $\phi_{12}(0)$  é o impacto contemporâneo em  $y_t$  de um choque unitário em  $\varepsilon_{zt}$ .

O conjunto de coeficientes da matriz  $\phi_i$  são as funções de resposta ao impulso. Os efeitos acumulados dos impulsos podem ser obtidos por meio da soma simples, no período apropriado, dos coeficientes da matriz de resposta ao impulso. No entanto, para identificação completa das respostas ao impulso, outra restrição deve ser imposta ao modelo VAR, por exemplo, a denominada decomposição de Choleski (ENDERS, 2010). No caso bivariado, por exemplo, poderíamos adotar a premissa de que não há efeito contemporâneo de  $y_t$  em  $z_t$ . A decomposição de Choleski, portanto, produz uma necessária ordenação das variáveis, na qual pelo menos uma variável não é afetada contemporaneamente (mas pode ser afetada em outras defasagens) por nenhum choque. Normalmente, esta ordenação para decomposição de Choleski é arbitrada a partir da teoria econômica subjacente e/ou julgamento do autor do estudo. Considerando o aspecto estocástico da dinâmica do sistema e a imposição de restrição adicional para identificação, é necessário frisar que as respostas ao impulso contêm um grau variado de erro, conforme apontado em Enders (2010). Desta forma, a IRF é sempre construída graficamente ao redor de um intervalo de confiança, geralmente no valor de 95%.

Antes de processar o VAR propriamente dito, é preciso verificar se as séries temporais utilizadas são estacionárias. Para tanto, foram realizados testes de raiz unitária nas séries finais do modelo VAR, englobando as variáveis SELIC, IPCA (regional), LDESP e LINV (despesas correntes e investimentos, para cada Estado considerado). Todos os testes realizados rejeitaram a hipótese nula de existência de pelo menos uma raiz unitária em um nível de confiança alto (superior a 95%), ou seja, todas as séries introduzidas no modelo VAR são de fato estacionárias.

Na identificação do modelo VAR adequado, são necessárias duas decisões

importantes: o ordenamento das variáveis e o número de defasagens a ser utilizado no modelo. O ordenamento das variáveis é imprescindível para a entrada de dados no *Eviews* do modelo VAR, sendo ainda mais crucial na obtenção das funções de resposta ao impulso (decomposição de Choleski). Desta forma, algum critério baseado na teoria econômica é necessário para qualificar quais variáveis têm impacto contemporâneo nas outras. Neste caso, a variável mais exógena, que não sofre impacto contemporâneo das outras, foi considerada como sendo a SELIC. A ideia aqui é que o Banco Central não atribui peso relevante aos dados de despesa corrente e investimento dos Estados individualmente nem ao IPCA das regiões metropolitanas para sua decisão sobre o nível da taxa Selic. O IPCA regional (da região metropolitana ou capital do Estado considerado) é julgado como a segunda mais exógena. Isto se deve ao fato de que a formação do nível de preços, mesmo dependendo em algum nível do gasto público e do nível de produção industrial, sofre influência de diversos outros fatores que não os listados no modelo VAR considerado. A seguir, entram, em ordem de mais exógena para mais endógena, o gasto público em questão (LDESP ou LPIND) e a produção industrial LPIND. Esta última é evidentemente a mais endógena, alvo que se pretende avaliar pelo choque das outras variáveis. O gasto público possui ainda um certo grau de exogeneidade, na medida em que uma boa parte dele é contratado por tempo mais longo, não muito suscetível a alterações imediatas devido ao ciclo econômico, particularmente a despesa corrente.

O número de defasagens ideal para cada modelo VAR é definido segundo o teste padrão fornecido pelo pacote do *Eviews*. Assim, para cada Estado e para cada modelo processado (um com despesas correntes e outro com investimento), são obtidos os valores particulares de defasagem avaliados sob os critérios tradicionais de Schwarz (SC), Akaike (AIC) e Hannan-Quinn (HQ). Cada um destes critérios fornece um número em função das defasagens testadas, sendo escolhida a defasagem que minimiza o número fornecido. Para o Estado de MG, ambos os modelos de despesas e investimentos apontaram para um número ótimo de uma defasagem pelos critérios SC e HQ e duas pelo AIC. Portanto, os modelos desses casos foram processados com o apontado pela maioria dos critérios, uma defasagem. Os testes para o Estado de GO, no entanto, sugeriram um modelo diferente, as estatísticas SC e HQ indicaram modelos de duas defasagens, tanto para despesas correntes quanto para investimentos. Similar a MG, os resultados dos testes relativos ao Estado do CE também apontaram para modelos de uma defasagem, conforme

resultados dos critérios SC e HQ.

Os resultados do modelo VAR para o Estado de MG relacionado a despesas correntes são apresentados no Quadro 5. O modelo foi testado para estabilidade com resultado positivo, as raízes do polinômio característico do sistema encontram-se todas dentro de um círculo unitário (módulo menor do que a unidade).

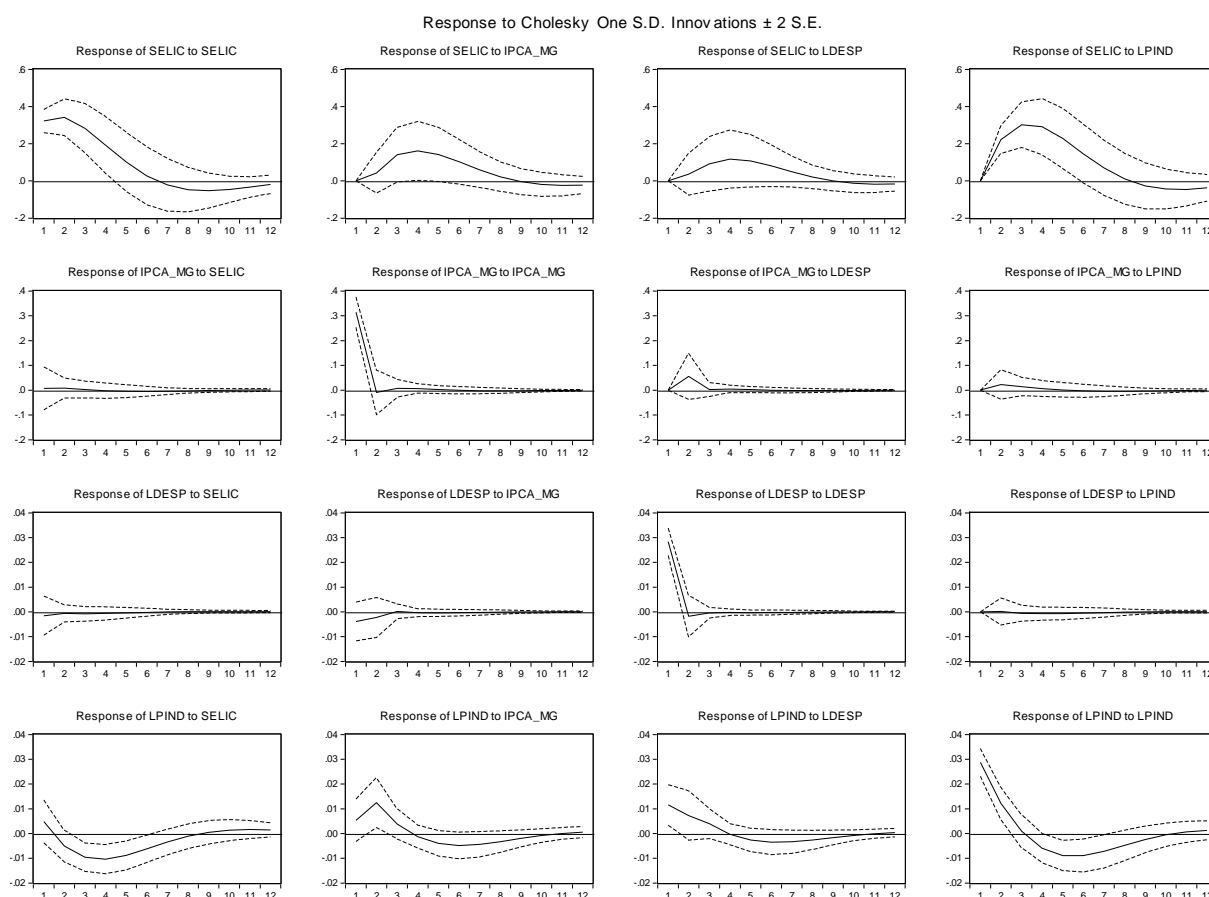
Quadro 5 – Modelo VAR para despesas correntes de MG

Vector Autoregression Estimates  
Date: 11/16/16 Time: 10:29  
Sample (adjusted): 2 54  
Included observations: 53 after adjustments  
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

	SELIC	IPCA_MG	LDESP	LPIND
SELIC(-1)	0.938107 (0.05191) [ 18.0707]	0.023030 (0.05079) [ 0.45342]	-0.002158 (0.00462) [-0.46721]	-0.022477 (0.00513) [-4.38249]
IPCA_MG(-1)	-0.018755 (0.14891) [-0.12595]	-0.022750 (0.14569) [-0.15616]	-0.008051 (0.01325) [-0.60774]	0.033485 (0.01471) [ 2.27614]
LDESP(-1)	-1.884684 (1.70887) [-1.10288]	1.628795 (1.67194) [ 0.97420]	-0.062890 (0.15202) [-0.41369]	0.082493 (0.16883) [ 0.48862]
LPIND(-1)	7.725651 (1.06536) [ 7.25169]	0.786586 (1.04234) [ 0.75464]	0.005297 (0.09478) [ 0.05589]	0.423340 (0.10525) [ 4.02209]
C	-0.001911 (0.14513) [-0.01317]	0.937449 (0.14199) [ 6.60217]	0.007862 (0.01291) [ 0.60893]	-0.031759 (0.01434) [-2.21500]
R-squared	0.877999	0.040331	0.015225	0.543607
Adj. R-squared	0.867832	-0.039642	-0.066839	0.505575
Sum sq. resids	4.976141	4.763382	0.039381	0.048571
S.E. equation	0.321978	0.315019	0.028643	0.031810
F-statistic	86.35992	0.504306	0.185530	14.29315
Log likelihood	-12.51435	-11.35639	115.7224	110.1644
Akaike AIC	0.660919	0.617222	-4.178204	-3.968468
Schwarz SC	0.846796	0.803099	-3.992327	-3.782592
Mean dependent	-0.016014	0.917961	0.000352	-0.000421
S.D. dependent	0.885652	0.308955	0.027732	0.045239
Determinant resid covariance (dof adj.)		6.82E-09		
Determinant resid covariance		4.59E-09		
Log likelihood		207.9705		
Akaike information criterion		-7.093226		
Schwarz criterion		-6.349719		

A resposta ao impulso do sistema está ilustrada de forma completa no Gráfico 12 e no Gráfico 13, a resposta por período e a acumulada, respectivamente, com as curvas de média dos valores e o envelope de duas vezes o erro padrão (um intervalo de confiança de 95%).

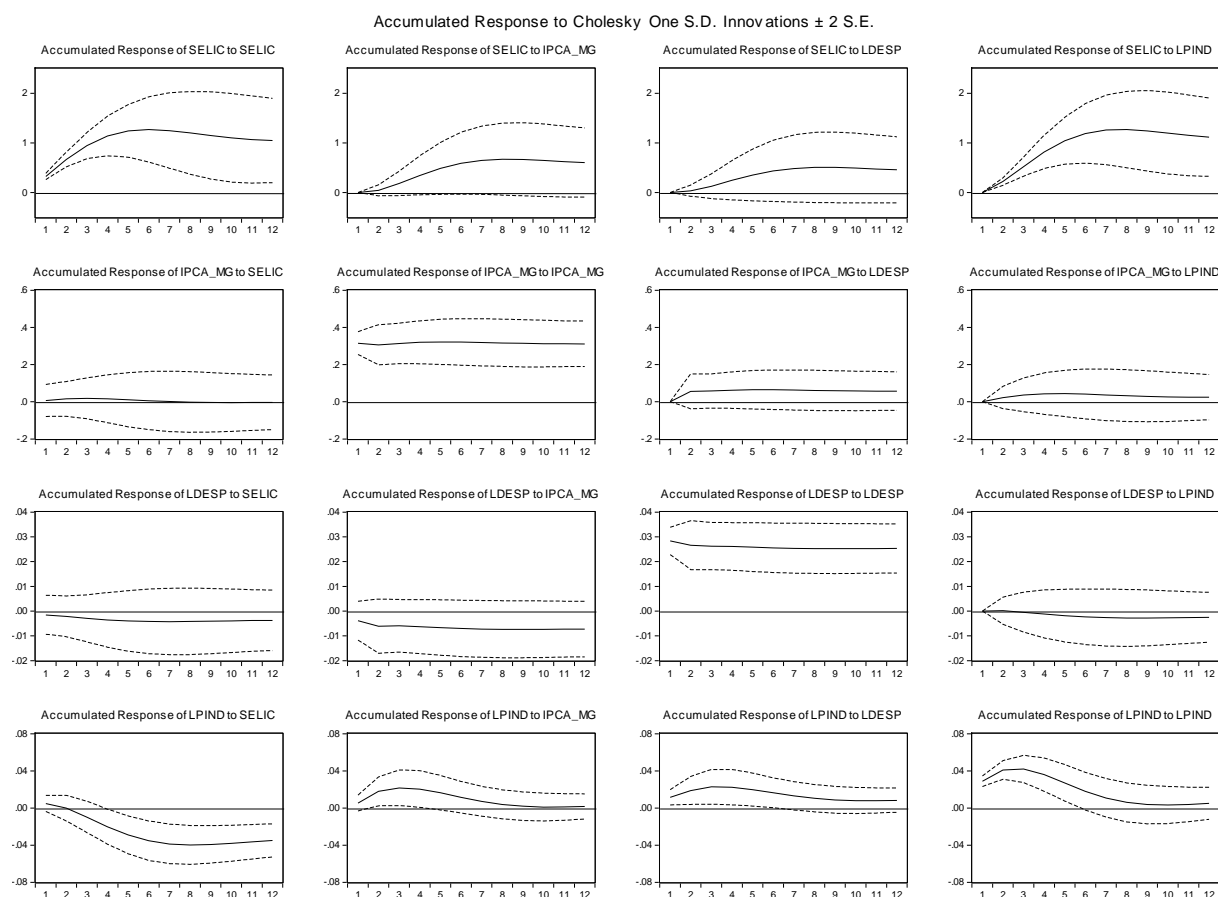
Gráfico 12 – Resposta ao impulso para a despesa corrente em MG



Qualitativamente, observamos alguns aspectos nas curvas de resposta ao impulso por períodos que corroboram a validade dos resultados. Em particular, o comportamento da resposta de LPIND a choques da SELIC é consistente, a produção industrial responde negativamente ao aumento da taxa de juros com confiança acima de 95%, ilustrado pela curva “Response of LPIND to SELIC” no Gráfico 12. O vale da influência, onde ela é mais negativa, acontece justamente na defasagem de 4 períodos, ou seja, 8 meses. Este resultado também está alinhado ao comumente considerado, que choques na Selic aparecem na economia real, no caso, na produção industrial, com um atraso de cerca de 8 meses. Observamos também nos gráficos de resposta ao impulso, com relevância estatística significativa, uma variação positiva defasada da SELIC ao IPCA, aumento da SELIC com aumento do IPCA condizente

teoricamente. Além disso, uma resposta positiva inicial, no segundo período, foi encontrada para a LPIND em relação ao IPCA e a inversão para resposta negativa mais à frente, no sexto período. Isto pode indicar uma reação positiva da indústria ao aumento de preços inicialmente, mas com a reação da taxa de juros, no médio prazo a resposta tende a ser negativa com a influência da SELIC preponderando.

Gráfico 13 – Resposta ao impulso acumulada para a despesa corrente em MG



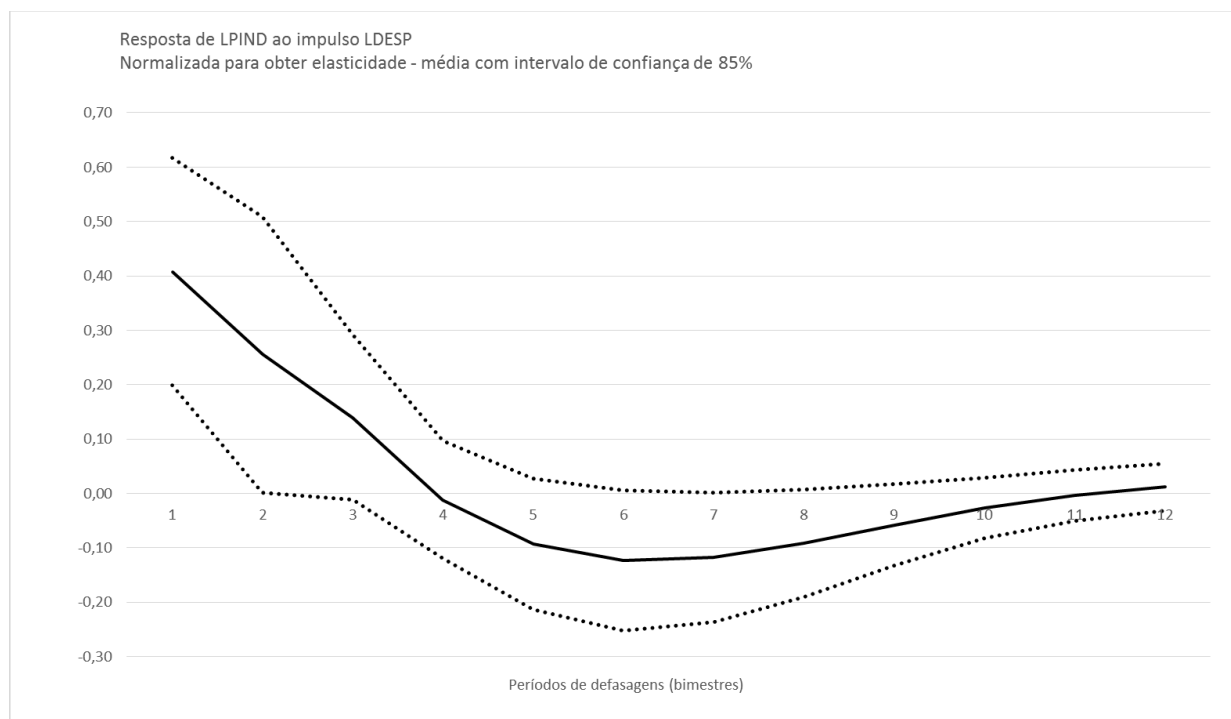
O resultado principal para este trabalho está na resposta da produção industrial a um choque na despesa corrente agregada do Estado (Estados e municípios), observada nas curvas de “Response of LPIND to LDESP” no Gráfico 12. Esta curva pode ser normalizada em relação ao choque de despesas para a obtenção da elasticidade procurada, traduzindo o multiplicador de gastos. Neste caso específico, o choque inicial em LDESP é de 0,028<sup>14</sup>, equivalente a 2,8% de aumento na despesa corrente, produzindo uma resposta positiva em LPIND, uma variação de

<sup>14</sup> Este choque inicial corresponde ao valor de uma vez o erro padrão da equação de LDESP no VAR, uma inovação, conforme descrito no Gráfico 12.



0,012, ou seja, 1,2% de aumento no índice de produção industrial<sup>15</sup>. Normalizando os resultados, dividindo todos os valores pelo montante do choque considerado, e alterando para um intervalo de confiança menos estrito, podemos construir o Gráfico 14 abaixo.

Gráfico 14 – Resposta normalizada (elasticidade) de LPIND a LDESP para MG



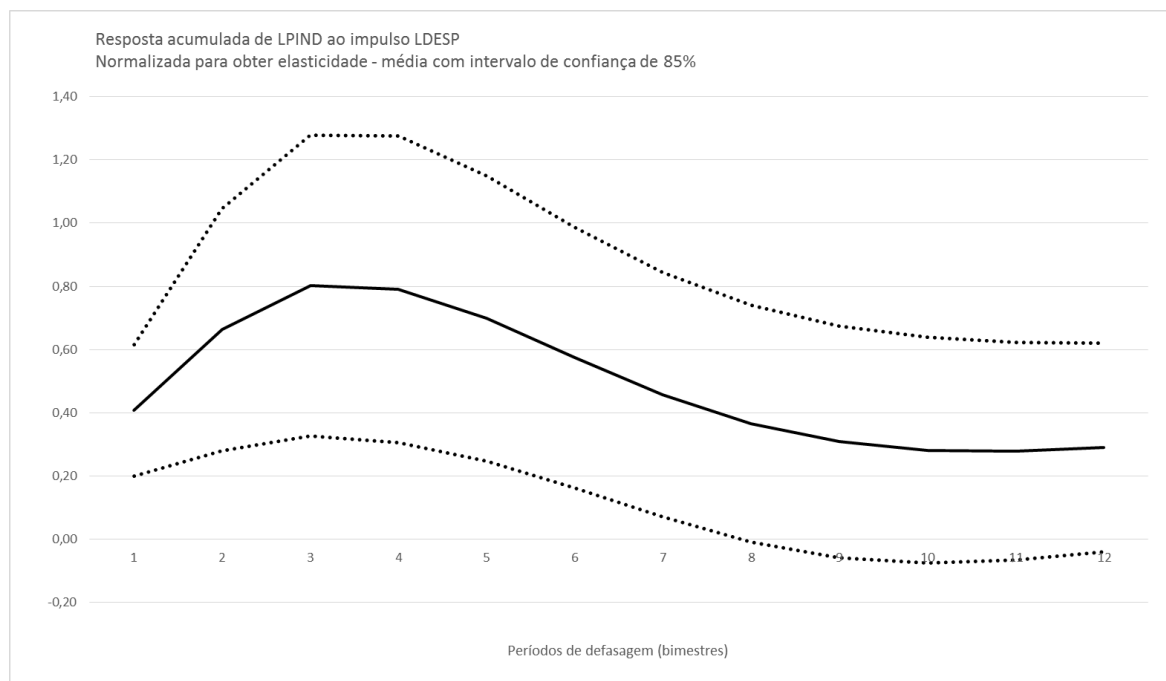
Por meio deste último gráfico, observamos que os valores dos períodos 1 a 3 têm razoável significância estatística e a evolução da média neste espaço de tempo é descendente, com um valor de elasticidade da produção em relação à despesa igual a 0,41 no primeiro período (resposta contemporânea ao choque de despesas), mas caindo continuamente com o tempo. No segundo período a resposta média fica em 0,26, no terceiro em 0,14 e no quarto período de defasagem, seis a oito meses depois do choque, o impacto é praticamente nulo. Um aspecto interessante a ser ressaltado é a inversão temporária da elasticidade, que nos períodos 6 e 7 passa a ter um valor negativo próximo a -0,12 com razoável significância estatística.

Da mesma forma, podemos esboçar o gráfico normalizado da resposta ao impulso acumulada ao longo de 12 períodos, ou seja, até dois anos depois do choque

<sup>15</sup> Esta aproximação linear da variação absoluta do valor do logaritmo natural equivalendo ao percentual de variação do nível da variável correspondente é razoavelmente válida até aproximadamente 10% de variação do nível da variável.

inicial, a partir do Gráfico 13 anterior. O Gráfico 15 mostra uma elasticidade do choque acumulado que cresce até cerca de seis a oito meses depois do choque (terceiro a quarto período), atingindo um valor máximo de 0,8. Depois disso a tendência é decrescente, estabilizando-se a longo prazo no valor aproximado de 0,29 para a elasticidade acumulada.

Gráfico 15 – Resposta norm. acum. (elasticidade) de LPIND a LDESP para MG



Para os investimentos agregados do Estado de MG, os resultados do modelo VAR estão dispostos no

Quadro 6. O modelo foi também apontado como estável, com a obtenção das raízes do polinômio característico do sistema com módulo inferior à unidade.

Quadro 6 – Modelo VAR para investimentos – MG

Vector Autoregression Estimates  
Date: 11/16/16 Time: 10:51  
Sample (adjusted): 2 54  
Included observations: 53 after adjustments  
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

	SELIC	IPCA_MG	LINV	LPIND
SELIC(-1)	0.944718 (0.05410) [ 17.4613]	0.037174 (0.05208) [ 0.71381]	0.005800 (0.01685) [ 0.34434]	-0.023676 (0.00526) [-4.50328]

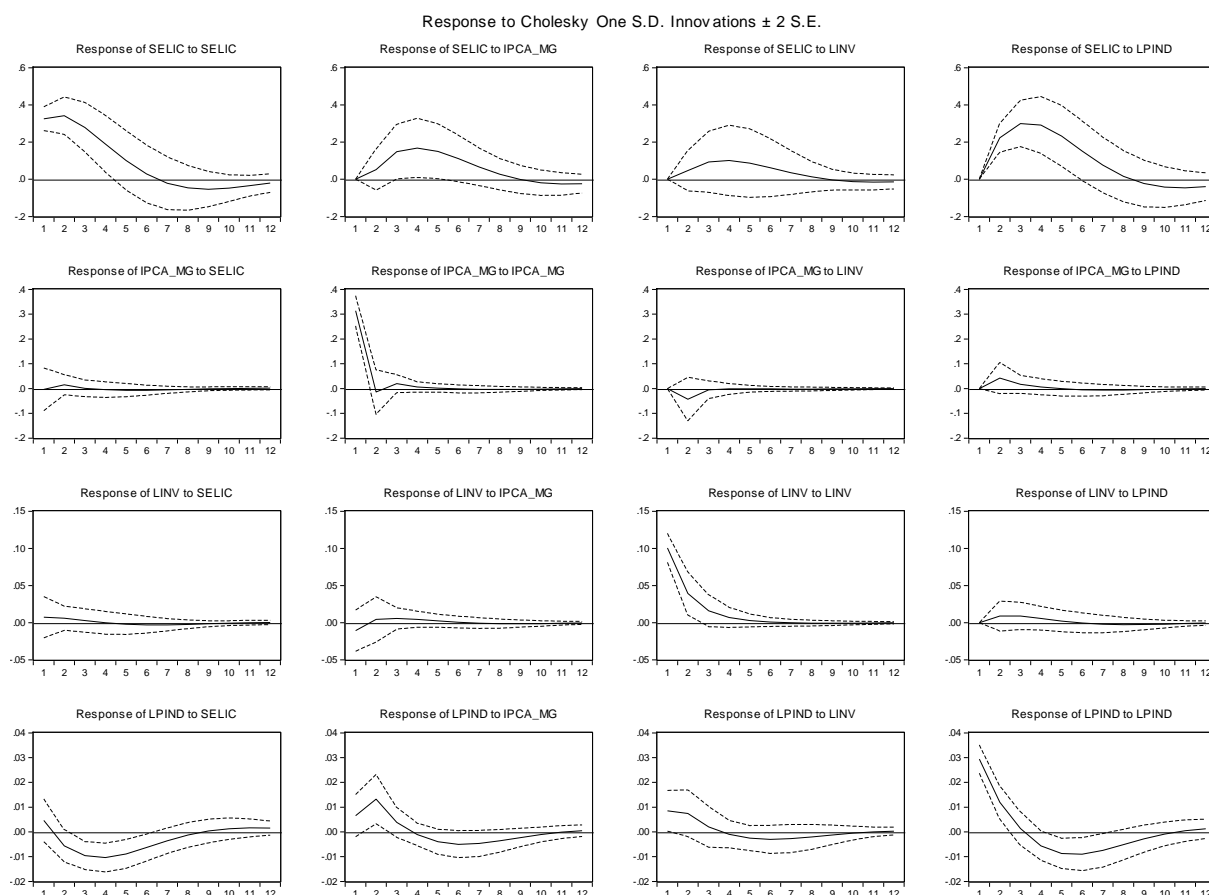
IPCA_MG(-1)	0.000907 (0.15170) [ 0.00598]	-0.093874 (0.14602) [-0.64289]	0.020127 (0.04723) [ 0.42612]	0.035105 (0.01474) [ 2.38141]
LINV(-1)	-0.179929 (0.46497) [-0.38697]	-0.543617 (0.44756) [-1.21462]	0.365123 (0.14477) [ 2.52209]	0.039913 (0.04518) [ 0.88334]
LPIND(-1)	7.585388 (1.10094) [ 6.88993]	1.414299 (1.05973) [ 1.33459]	0.297927 (0.34278) [ 0.86914]	0.406269 (0.10698) [ 3.79744]
C	-0.020794 (0.14786) [-0.14064]	1.006145 (0.14232) [ 7.06945]	-0.018002 (0.04604) [-0.39104]	-0.033332 (0.01437) [-2.31988]
R-squared	0.875297	0.050538	0.168097	0.548674
Adj. R-squared	0.864905	-0.028584	0.098771	0.511064
Sum sq. resid	5.086371	4.712718	0.493082	0.048032
S.E. equation	0.325524	0.313339	0.101354	0.031633
F-statistic	84.22828	0.638735	2.424750	14.58832
Log likelihood	-13.09497	-11.07302	48.74663	110.4602
Akaike AIC	0.682829	0.606529	-1.650816	-3.979632
Schwarz SC	0.868706	0.792406	-1.464940	-3.793755
Mean dependent	-0.016014	0.917961	0.002114	-0.000421
S.D. dependent	0.885652	0.308955	0.106763	0.045239
Determinant resid covariance (dof adj.)		9.07E-08		
Determinant resid covariance		6.10E-08		
Log likelihood		139.3980		
Akaike information criterion		-4.505585		
Schwarz criterion		-3.762078		

A resposta ao impulso neste caso está ilustrada de forma completa no

Gráfico 16 e no Gráfico 17, a resposta por período e a acumulada, respectivamente, com as curvas de média dos valores e o envelope de duas vezes o erro padrão (um intervalo de confiança de 95%).

Da mesma forma que para despesas correntes, o comportamento da resposta de LPIND a choques da SELIC continua consistente como deveria: a produção industrial responde negativamente ao aumento da taxa de juros com o módulo máximo na defasagem de 4 períodos. O mesmo padrão anterior é observado nos gráficos de resposta da SELIC e da LPIND em relação ao IPCA.

Gráfico 16 – Resposta ao impulso para o investimento em MG



A resposta da produção industrial a um choque no investimento público agregado do Estado é representada nas curvas de “Response of LPIND to LINV” no Gráfico 16. Esta curva pode ser normalizada em relação ao choque de investimentos para a obtenção da elasticidade. O choque inicial em LINV é maior do que o das despesas, igual a 0,1, equivalente a 10% de aumento no investimento, produzindo uma resposta positiva em LPIND, mas de muito menor magnitude do que no caso das despesas correntes, uma variação de 0,009, ou seja, 0,9% de aumento no índice de produção industrial. Novamente, normalizando os resultados, dividindo todos os valores pelo montante do choque considerado, e alterando para um intervalo de confiança menos estrito, podemos construir o Gráfico 18.

Gráfico 17 – Resposta ao impulso acumulada para o investimento em MG

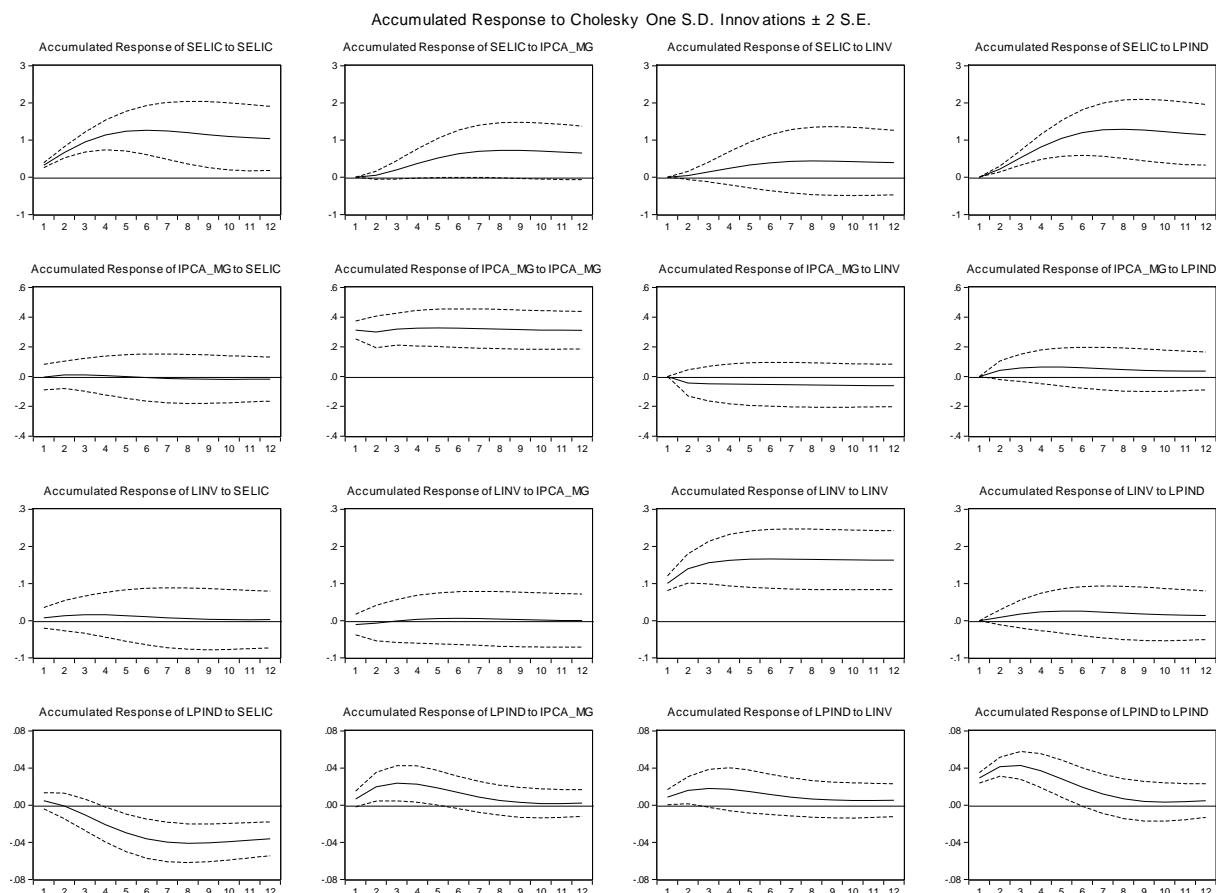
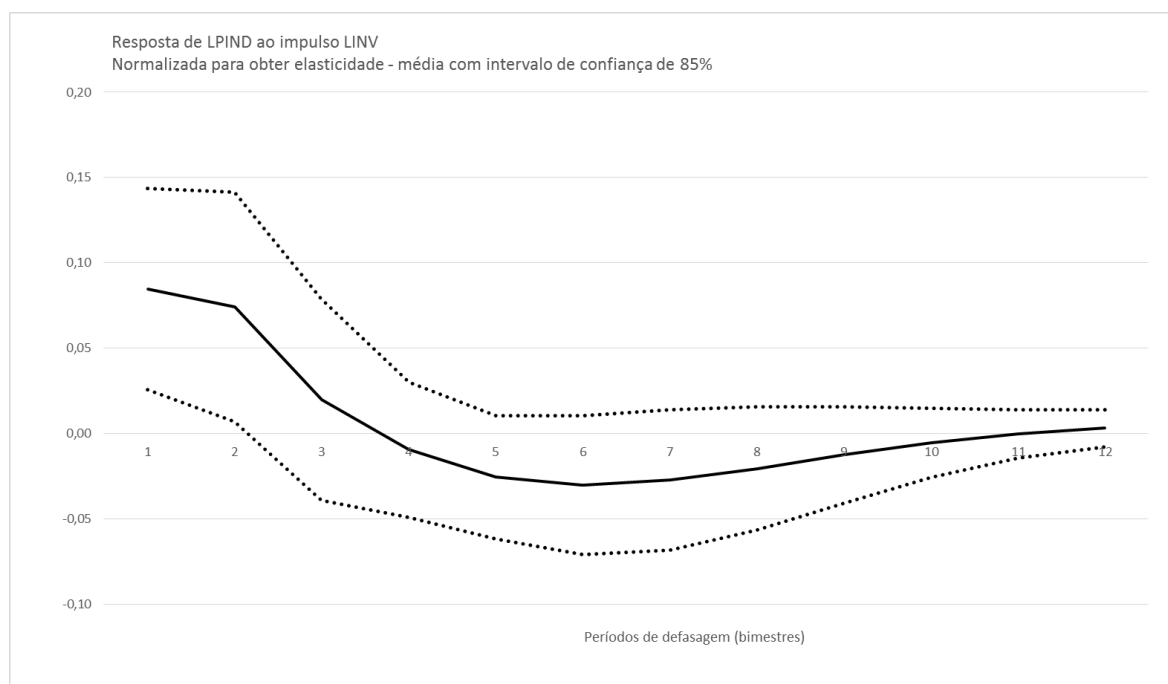


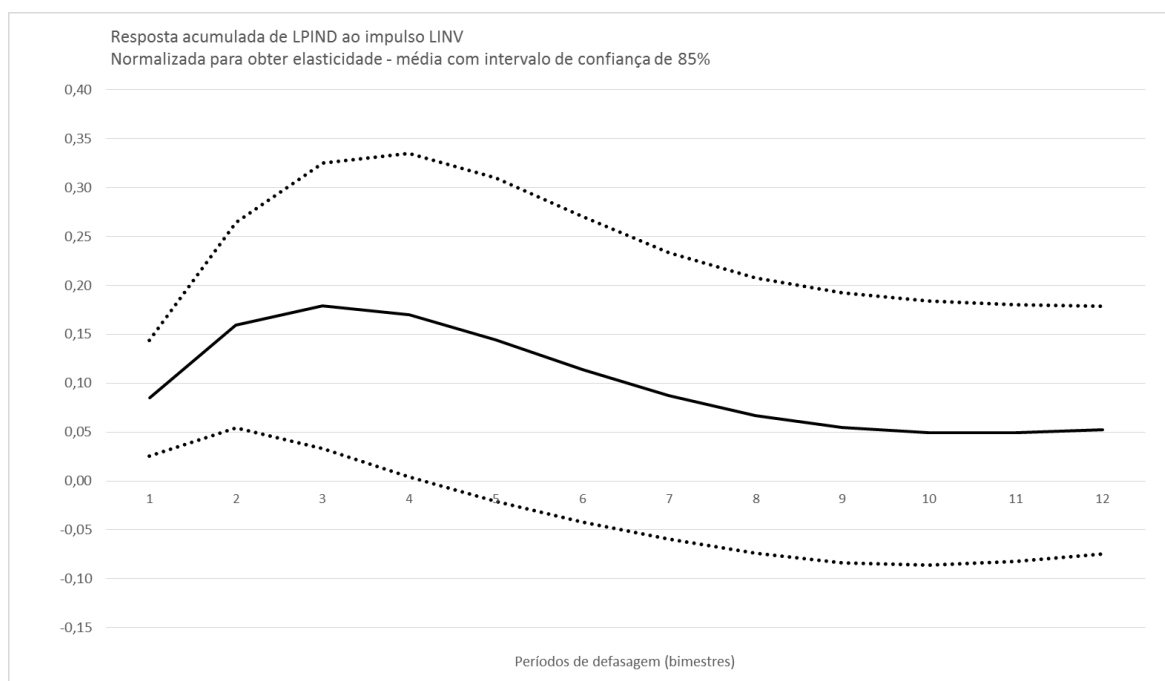
Gráfico 18 – Resposta normalizada (elasticidade) de LPIND a LINV para MG



Por meio deste último gráfico, observamos uma maior persistência do choque de investimento, o valor da elasticidade não cai tanto quanto no caso das despesas no segundo período. Note-se que os valores dos períodos 1 e 2 têm razoável significância estatística e a evolução da média neste espaço de tempo é mais suavemente descendente, com um valor de elasticidade da produção igual a 0,09 no primeiro período (resposta contemporânea ao choque de despesas) e 0,07 no segundo. A partir daí, o impacto no período é praticamente nulo.

O gráfico normalizado da resposta ao impulso acumulada ao longo de 12 períodos, ou seja, até dois anos depois do choque inicial, está no Gráfico 19. Ele mostra uma elasticidade do choque acumulado que cresce apenas nos três períodos iniciais, alcançando um valor máximo de 0,18. Depois disso a tendência é decrescente, estabilizando-se a longo prazo na média de 0,05, mas com pouca significância estatística como sendo mesmo diferente de zero.

Gráfico 19 – Resp. norm. acumulada (elasticidade) de LPIND a LINV para MG



Baseados nestes valores médios apresentados anteriormente, podemos construir a narrativa temporal dos efeitos estudados. O aumento da despesa pública corrente tende a aumentar a produção industrial em um primeiro momento, mas de

maneira inelástica (com elasticidade menor do que 1). A elasticidade máxima é equivalente a 0,4 aproximadamente no primeiro período e decai para zero após seis a oito meses. O aquecimento da produção industrial tende a levar o ciclo para valores superiores à tendência, produzindo uma reação de aumento da SELIC. Esta por sua vez é respondida com baixa do ciclo de produção industrial, explicando a elasticidade negativa resultante depois de um ano. Ao longo do tempo, porém, os valores de resposta da produção industrial se acumulam e atingem um máximo de 0,8. A tendência de longo prazo é o equilíbrio do ciclo, sendo o efeito acumulado total a partir do choque inicial com uma elasticidade equivalente a cerca de 0,29. Por sua vez, as respostas ao investimento são mais fracas e de menor significância estatística. Qualitativamente, no entanto, o padrão é o mesmo para a resposta da produção industrial a choques de despesas e investimentos, apesar da resposta ao investimento ser um pouco mais persistente no curto prazo.

No caso do Estado de GO, os resultados do modelo VAR para despesas correntes são apresentados no Quadro 7. O teste de estabilidade do modelo foi bem sucedido. A resposta ao impulso por período e a acumulada do sistema está representada no Gráfico 20 e no Gráfico 21, com as curvas médias e intervalo de confiança, similar ao apresentado para MG.

Quadro 7 – Modelo VAR para despesas correntes – GO

Vector Autoregression Estimates  
Date: 11/16/16 Time: 10:57  
Sample (adjusted): 3 54  
Included observations: 52 after adjustments  
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

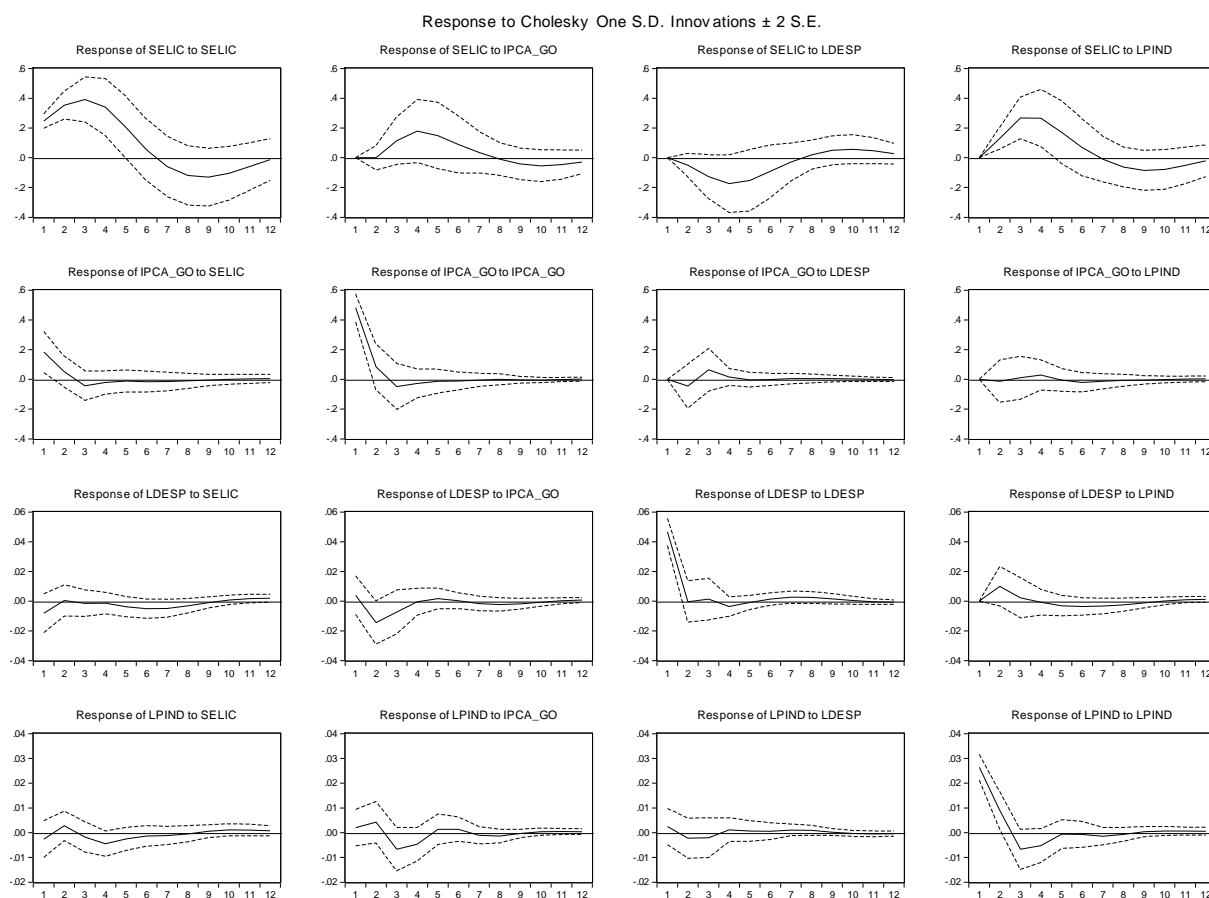
	SELIC	IPCA_GO	LDESP	LPIND
SELIC(-1)	1.443411 (0.08824) [ 16.3581]	0.035428 (0.18398) [ 0.19257]	0.028076 (0.01698) [ 1.65312]	0.006658 (0.00955) [ 0.69701]
SELIC(-2)	-0.658606 (0.08791) [-7.49193]	-0.067756 (0.18329) [-0.36967]	-0.033641 (0.01692) [-1.98816]	-0.011959 (0.00952) [-1.25657]
IPCA_GO(-1)	-0.010205 (0.07634) [-0.13368]	0.183137 (0.15917) [ 1.15059]	-0.031223 (0.01469) [-2.12496]	0.007950 (0.00826) [ 0.96192]
IPCA_GO(-2)	0.158771 (0.07898) [ 2.01039]	-0.171309 (0.16466) [-1.04036]	-0.013564 (0.01520) [-0.89231]	-0.018704 (0.00855) [-2.18767]

LDESP(-1)	-1.341877 (0.76833) [-1.74648]	-0.944465 (1.60197) [-0.58956]	-0.027333 (0.14789) [-0.18482]	-0.066438 (0.08318) [-0.79875]
LDESP(-2)	-1.049933 (0.73730) [-1.42403]	1.517497 (1.53727) [ 0.98714]	0.058445 (0.14191) [ 0.41184]	0.007336 (0.07982) [ 0.09191]
LPIND(-1)	4.959243 (1.29305) [ 3.83532]	-0.471487 (2.69600) [-0.17488]	0.376806 (0.24888) [ 1.51399]	0.340560 (0.13998) [ 2.43288]
LPIND(-2)	1.772051 (1.42869) [ 1.24034]	0.842382 (2.97881) [ 0.28279]	-0.188493 (0.27499) [-0.68545]	-0.374546 (0.15467) [-2.42165]
C	-0.119782 (0.09019) [-1.32809]	0.835511 (0.18805) [ 4.44304]	0.036650 (0.01736) [ 2.11117]	0.008688 (0.00976) [ 0.88979]
R-squared	0.935502	0.081723	0.189452	0.298865
Adj. R-squared	0.923502	-0.089119	0.038652	0.168421
Sum sq. resids	2.620752	11.39298	0.097093	0.030714
S.E. equation	0.246876	0.514736	0.047518	0.026726
F-statistic	77.96095	0.478355	1.256316	2.291137
Log likelihood	3.897540	-34.31040	89.58179	119.5062
Akaike AIC	0.196248	1.665785	-3.099299	-4.250238
Schwarz SC	0.533964	2.003500	-2.761584	-3.912523
Mean dependent	-0.023505	0.845573	-0.000122	0.000173
S.D. dependent	0.892596	0.493227	0.048464	0.029308
Determinant resid covariance (dof adj.)		2.14E-08		
Determinant resid covariance		1.00E-08		
Log likelihood		183.8004		
Akaike information criterion		-5.684631		
Schwarz criterion		-4.333770		

A presença de uma defasagem adicional nos modelos para o Estado de GO acarreta em diferenças no comportamento dinâmico. A resposta da LPIND a choques da SELIC ainda é negativa, especialmente significativa com a defasagem de 4 períodos. A variação positiva defasada da SELIC ao IPCA ainda está presente, mas com uma significância mais fraca. Definitivamente, não podemos assegurar qualquer comportamento da LPIND em relação ao IPCA, os resultados estão muito próximos de zero.

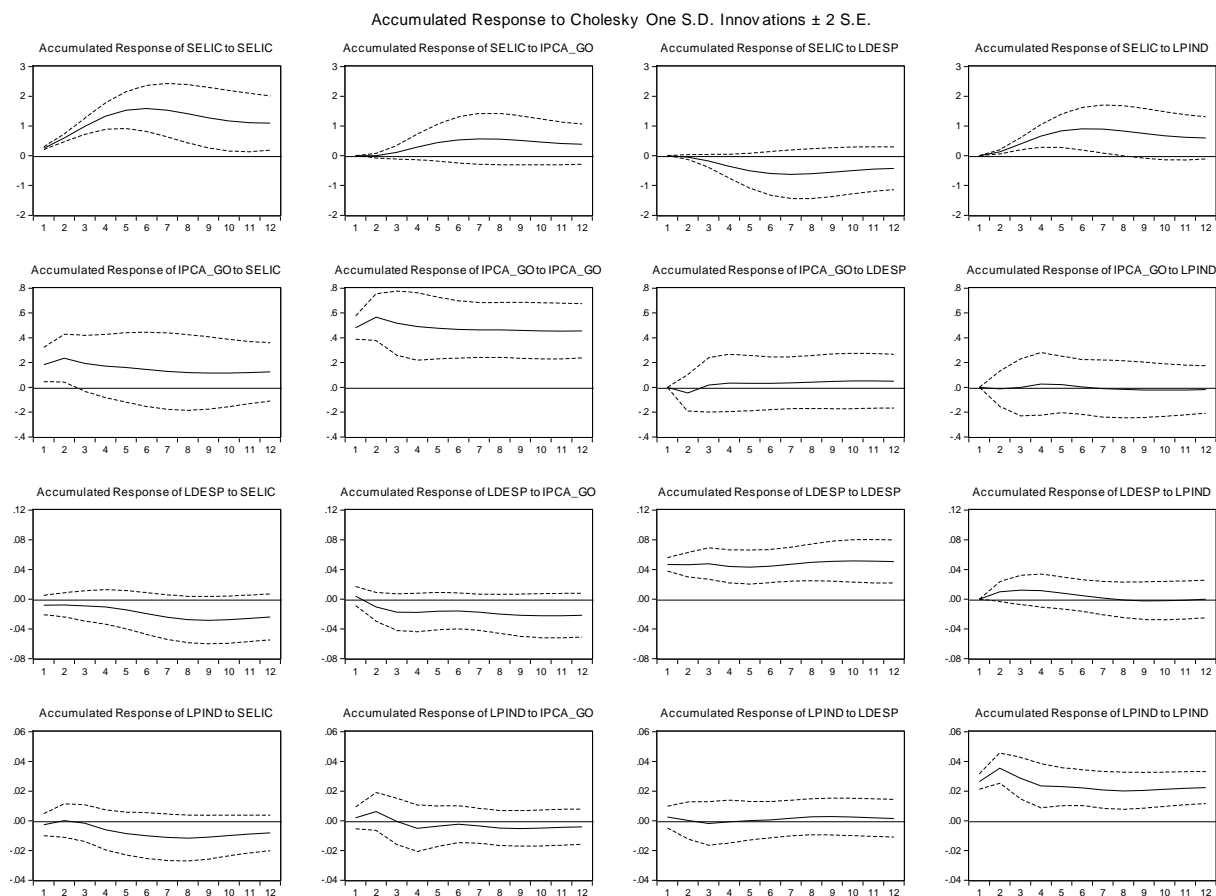


Gráfico 20 – Resposta ao impulso para a despesa corrente em GO



A resposta da produção industrial a um choque na despesa corrente agregada do Estado, está contido nas curvas de “Response of LPIND to LDESP” no Gráfico 20. No entanto, pode ser facilmente observado que a resposta é estatisticamente nula. A curva média tem uma variação muito pequena em torno do zero, mesmo com o intervalo de confiança reduzido (diminuindo o nível de significância). As curvas de resposta acumulada igualmente apresentam resultados bem próximos de zero, não se mostrando relevantes neste caso.

Gráfico 21 – Resposta ao impulso acumulada para a despesa corrente em GO



Para os investimentos agregados de GO, os resultados do modelo VAR estão dispostos no Quadro 8. Novamente, o modelo passou no teste de estabilidade. As respostas por período e acumulada estão no Gráfico 22 e no Gráfico 23.

Quadro 8 – Modelo VAR para investimentos – GO

Vector Autoregression Estimates  
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

	SELIC	IPCA_GO	LINV	LPIND
SELIC(-1)	1.473917 (0.09420) [ 15.6461]	0.044384 (0.17916) [ 0.24774]	0.091254 (0.04479) [ 2.03740]	0.006990 (0.00954) [ 0.73241]
SELIC(-2)	-0.672098 (0.09240) [-7.27352]	-0.111696 (0.17573) [-0.63560]	-0.075960 (0.04393) [-1.72897]	-0.013721 (0.00936) [-1.46576]
IPCA_GO(-1)	-0.025471 (0.07995) [-0.31860]	0.184851 (0.15204) [ 1.21577]	0.009831 (0.03801) [ 0.25864]	0.007851 (0.00810) [ 0.96931]

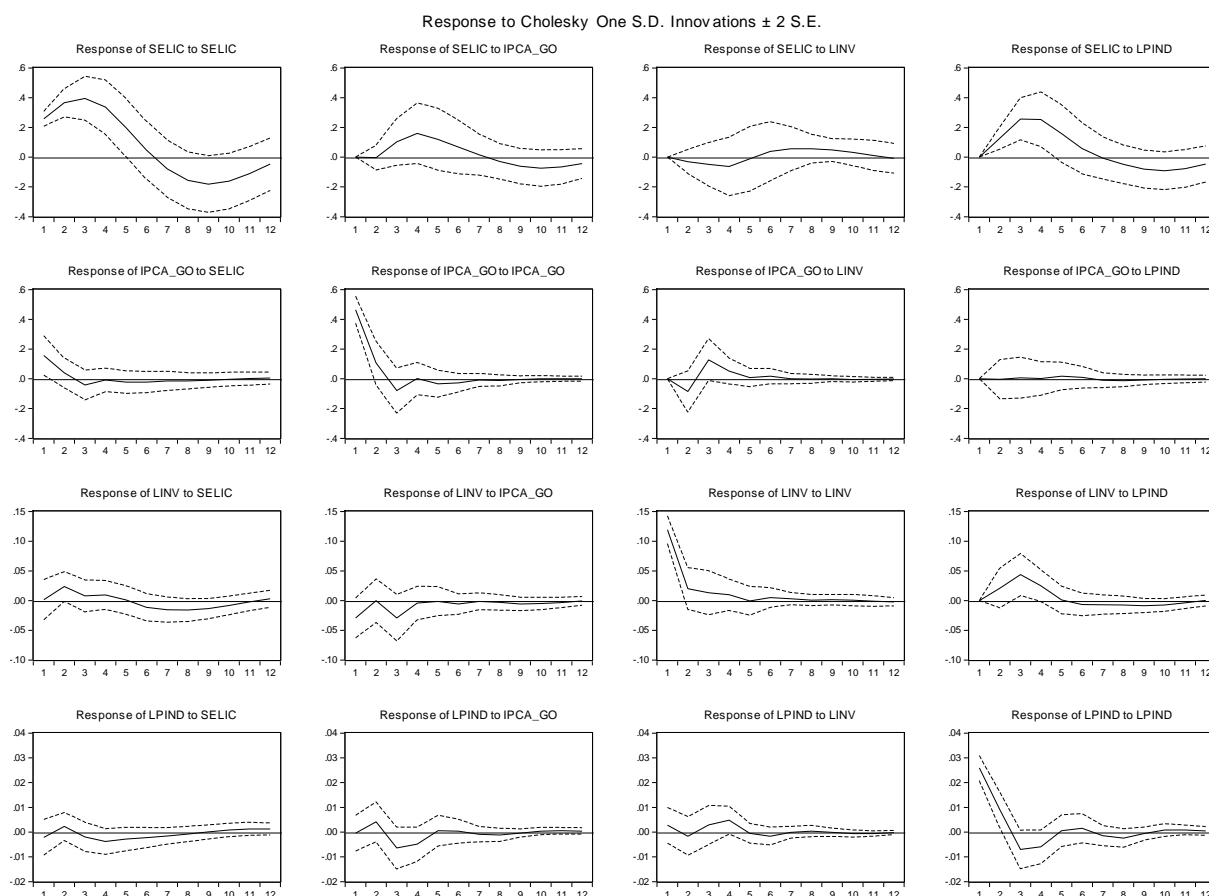
IPCA_GO(-2)	0.197429 (0.07896) [ 2.50033]	-0.126689 (0.15017) [-0.84364]	-0.064159 (0.03754) [-1.70897]	-0.016042 (0.00800) [-2.00540]
LINV(-1)	-0.364662 (0.30781) [-1.18469]	-0.714187 (0.58540) [-1.22000]	0.150585 (0.14635) [ 1.02894]	-0.021717 (0.03118) [-0.69644]
LINV(-2)	0.046994 (0.30330) [ 0.15494]	1.323660 (0.57681) [ 2.29480]	0.106530 (0.14420) [ 0.73875]	0.049483 (0.03073) [ 1.61047]
LPIND(-1)	4.932266 (1.34158) [ 3.67647]	-0.098591 (2.55141) [-0.03864]	0.804809 (0.63786) [ 1.26174]	0.350293 (0.13591) [ 2.57738]
LPIND(-2)	1.216687 (1.46947) [ 0.82798]	0.691575 (2.79464) [ 0.24747]	0.841131 (0.69866) [ 1.20392]	-0.409184 (0.14887) [-2.74866]
C	-0.136030 (0.09307) [-1.46166]	0.795178 (0.17699) [ 4.49273]	0.043866 (0.04425) [ 0.99136]	0.006478 (0.00943) [ 0.68707]
R-squared	0.929686	0.167111	0.310585	0.330645
Adj. R-squared	0.916605	0.012155	0.182322	0.206114
Sum sq. resids	2.857059	10.33358	0.645852	0.029322
S.E. equation	0.257766	0.490220	0.122555	0.026113
F-statistic	71.06825	1.078443	2.421468	2.655116
Log likelihood	1.652921	-31.77283	40.31435	120.7122
Akaike AIC	0.282580	1.568186	-1.204398	-4.296624
Schwarz SC	0.620295	1.905901	-0.866683	-3.958909
Mean dependent	-0.023505	0.845573	-0.000411	0.000173
S.D. dependent	0.892596	0.493227	0.135532	0.029308
Determinant resid covariance (dof adj.)		1.36E-07		
Determinant resid covariance		6.36E-08		
Log likelihood		135.7140		
Akaike information criterion		-3.835153		
Schwarz criterion		-2.484292		

Da mesma forma que para despesas correntes, o comportamento da resposta de LPIND a choques da SELIC continua consistente como deveria: a produção industrial responde negativamente ao aumento da taxa de juros com o módulo máximo na defasagem de 4 períodos.

O comportamento de insignificância estatística das elasticidades se repete. A resposta ao investimento nos períodos mostra-se não relevante. A resposta acumulada tem uma média ligeiramente acima de zero, embora a significância estatística seja muito baixa. Normalizando os resultados neste caso, dividindo todos os valores pelo montante do choque considerado. No longo prazo, a elasticidade para

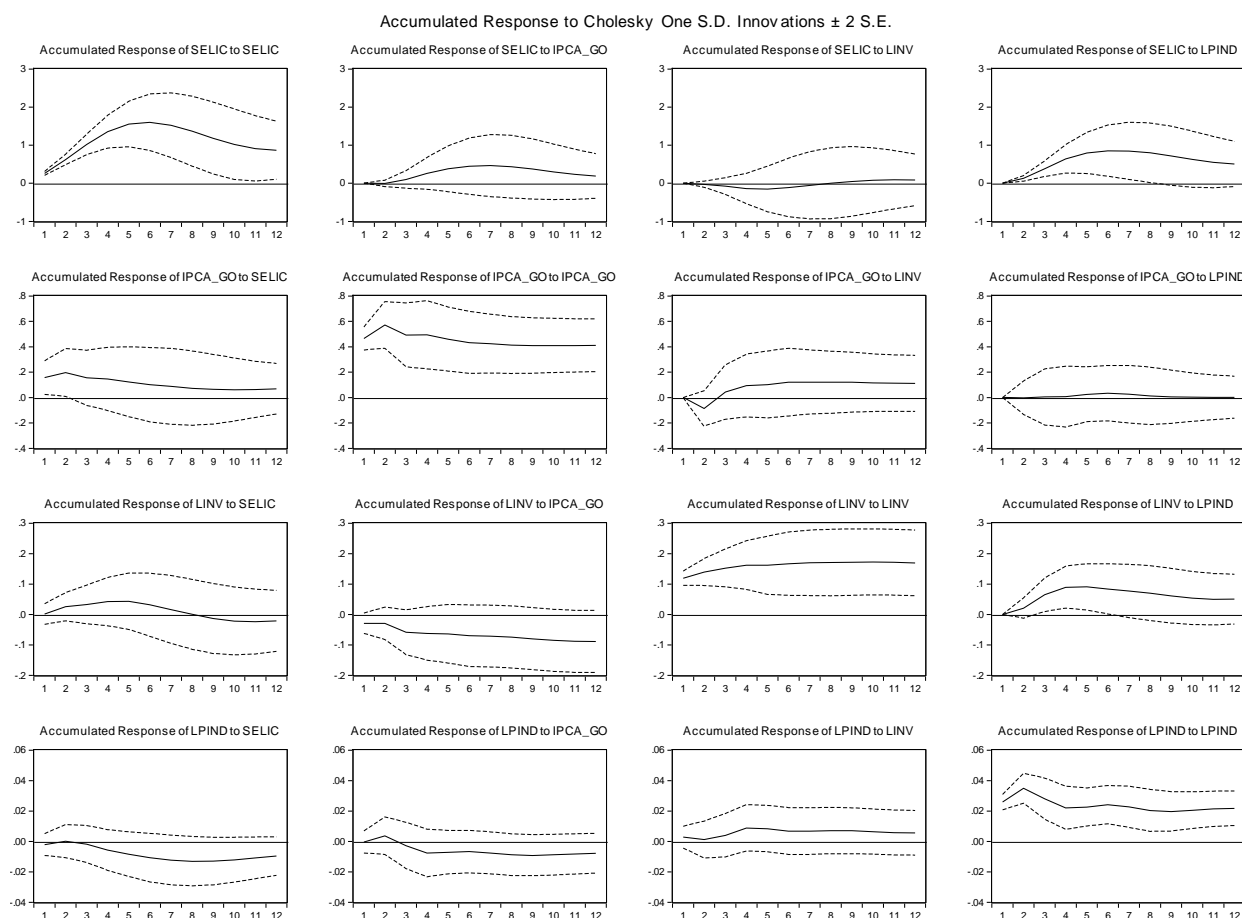
o acumulado fica em aproximadamente 0,05 na média, mas com pouca significância estatística como sendo mesmo diferente de zero.

Gráfico 22 – Resposta ao impulso para o investimento em GO



A narrativa temporal dos efeitos estudados no caso do Estado de GO é bem mais pobre do que a de MG. As respostas da produção industrial aos choques de despesa corrente e investimento público mostram-se não relevantes, observando as margens estatísticas dos dados obtidos. A resposta acumulada ao choque do investimento apresenta uma média um pouco superior a zero, sua tendência de longo prazo convergiu para uma elasticidade de cerca de 0,05, mas com baixa significância estatística. Desta forma, dificilmente podemos afirmar algo sobre o impacto do gasto público na produção industrial do Estado de GO, não parece haver nenhum efeito significativo.

Gráfico 23 – Resposta ao impulso acumulada para o investimento em GO



O modelo VAR de despesas correntes para o Estado do CE é relacionado no Quadro 9. O modelo foi igualmente testado para estabilidade e todas as raízes do polinômio característico do sistema situam-se todas dentro de um círculo unitário (módulo menor do que a unidade).

Quadro 9 – Modelo VAR para despesas correntes – CE

Vector Autoregression Estimates  
 Date: 11/16/16 Time: 11:09  
 Sample (adjusted): 2 54  
 Included observations: 53 after adjustments  
 Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

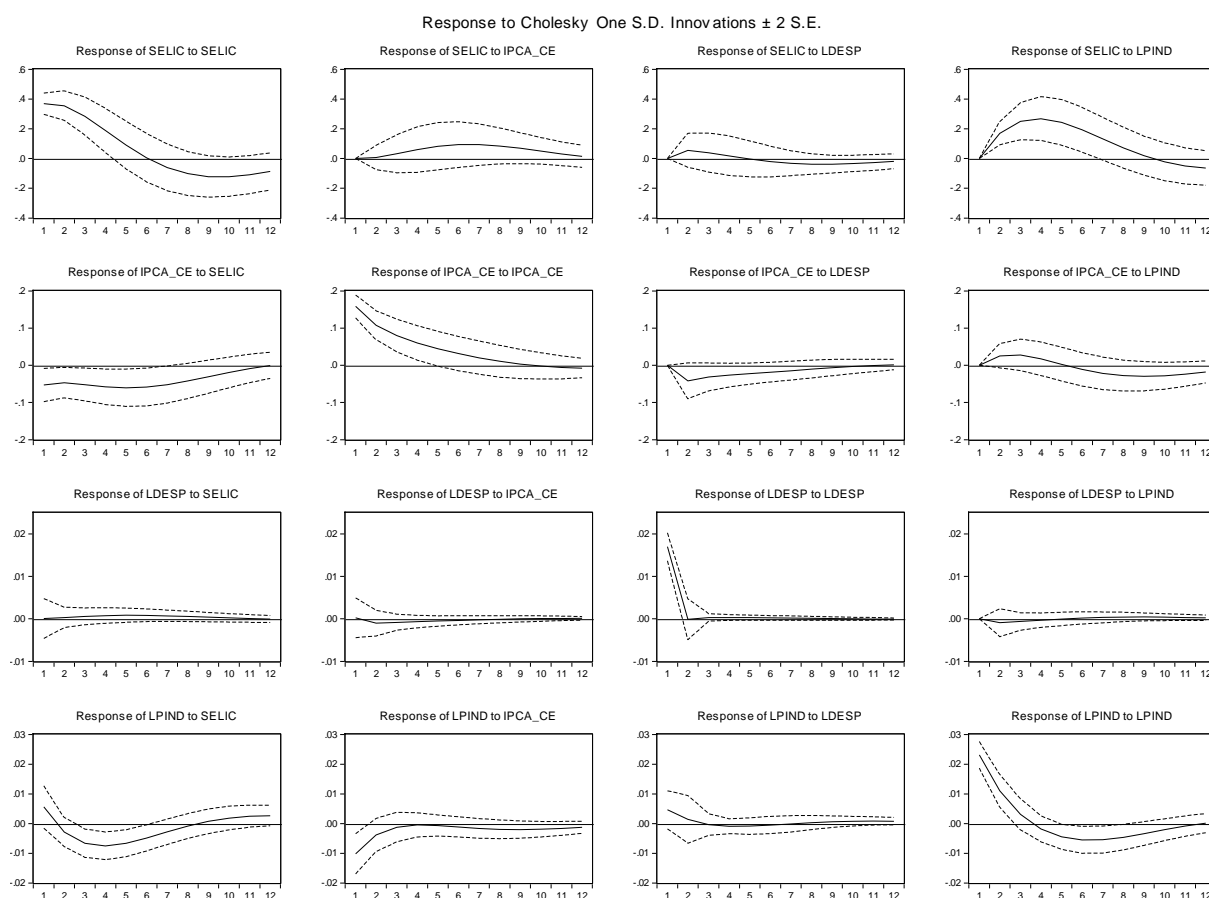
	SELIC	IPCA_CE	LDESP	LPIND
SELIC(-1)	0.925187 (0.05879) [ 15.7359]	-0.034808 (0.02660) [-1.30837]	0.000191 (0.00271) [ 0.07068]	-0.014031 (0.00419) [-3.34855]

IPCA_CE(-1)	0.511930 (0.18109) [ 2.82687]	0.755053 (0.08194) [ 9.21430]	-0.008892 (0.00834) [-1.06606]	0.006295 (0.01291) [ 0.48773]
LDESP(-1)	1.234485 (3.04579) [ 0.40531]	-2.750521 (1.37820) [-1.99574]	0.003805 (0.14029) [ 0.02712]	-0.047692 (0.21707) [-0.21971]
LPIND(-1)	7.344036 (1.54376) [ 4.75724]	1.097420 (0.69854) [ 1.57102]	-0.039025 (0.07111) [-0.54883]	0.477182 (0.11002) [ 4.33724]
C	-0.477259 (0.16992) [-2.80878]	0.226147 (0.07689) [ 2.94133]	0.008452 (0.00783) [ 1.08000]	-0.006071 (0.01211) [-0.50137]
R-squared	0.839904	0.682537	0.031220	0.441096
Adj. R-squared	0.826563	0.656082	-0.049512	0.394521
Sum sq. resids	6.529940	1.336998	0.013853	0.033166
S.E. equation	0.368837	0.166896	0.016989	0.026286
F-statistic	62.95518	25.79972	0.386714	9.470609
Log likelihood	-19.71555	22.31268	143.4085	120.2742
Akaike AIC	0.932662	-0.653309	-5.222961	-4.349971
Schwarz SC	1.118539	-0.467432	-5.037084	-4.164095
Mean dependent	-0.016014	0.901900	0.000480	-0.000302
S.D. dependent	0.885652	0.284589	0.016583	0.033781
Determinant resid covariance (dof adj.)		5.26E-10		
Determinant resid covariance		3.54E-10		
Log likelihood		275.8740		
Akaike information criterion		-9.655624		
Schwarz criterion		-8.912117		

As respostas ao impulso deste caso encontram-se no Gráfico 24 e no Gráfico 25, novamente, as respostas por período e a acumulada, respectivamente, com as curvas de média dos valores e o envelope de duas vezes o erro padrão (um intervalo de confiança de 95%).

Com um modelo de apenas uma defasagem, as respostas no caso do CE ficam mais semelhantes, qualitativamente, ao caso de MG. No entanto, as significâncias estatísticas são consideravelmente menores. Analogamente ao caso de MG, observamos a resposta negativa consistente no comportamento da LPIND a choques da SELIC (vale no período 4).

## Gráfico 24 – Resposta ao impulso para a despesa corrente no CE



A resposta da produção industrial a um choque na despesa corrente agregada do Estado é observada nas curvas de “Response of LPIND to LDESP” no Gráfico 24. Neste caso particular, o choque inicial em LDESP é de 0,017, 1,7% de aumento na despesa corrente, produzindo uma resposta positiva em LPIND, uma variação de 0,005, ou seja, 0,5% de aumento no índice de produção industrial. Mais uma vez, os resultados podem ser normalizados, dividindo todos os valores pelo choque considerado, conforme o Gráfico 26.

Gráfico 25 – Resposta ao impulso acumulada para a despesa corrente no CE

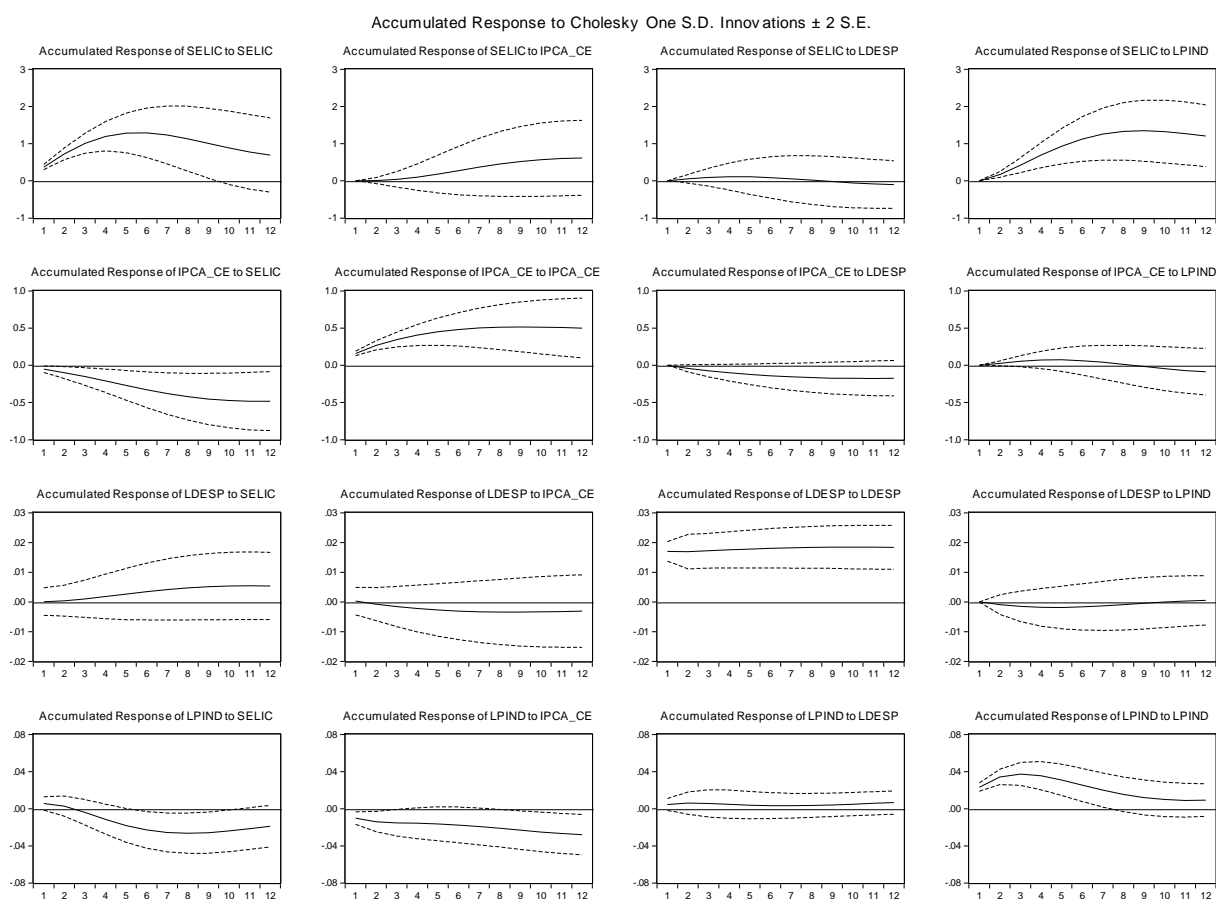
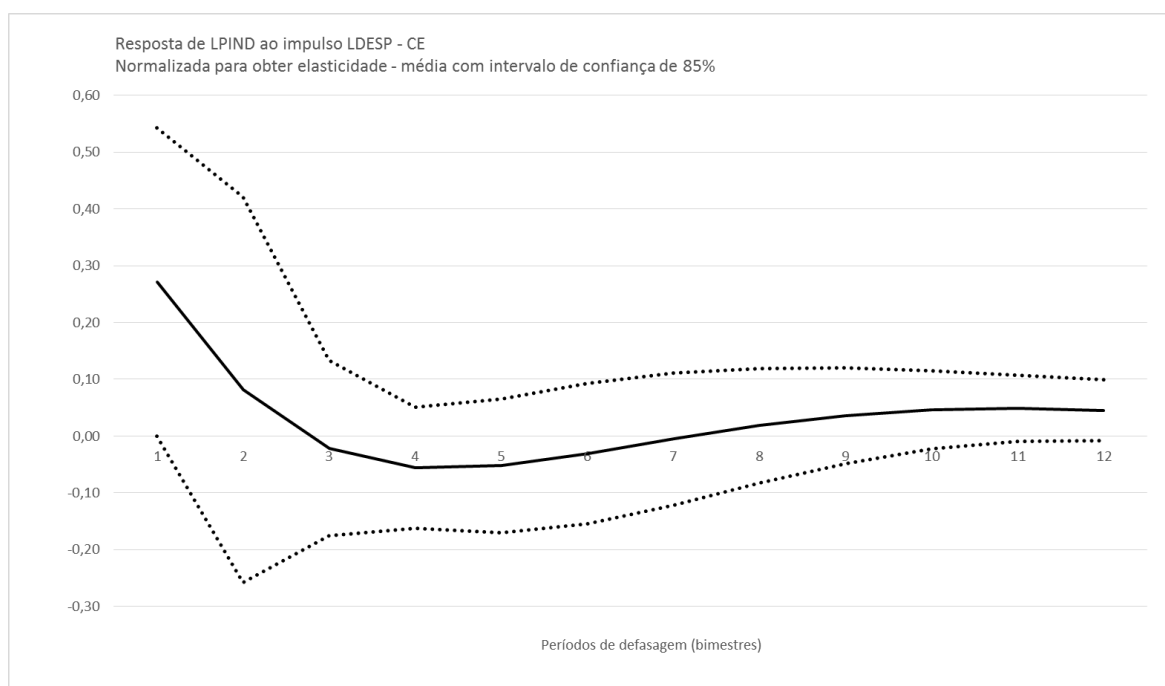


Gráfico 26 – Resposta normalizada (elasticidade) de LPIND a LDESP para CE

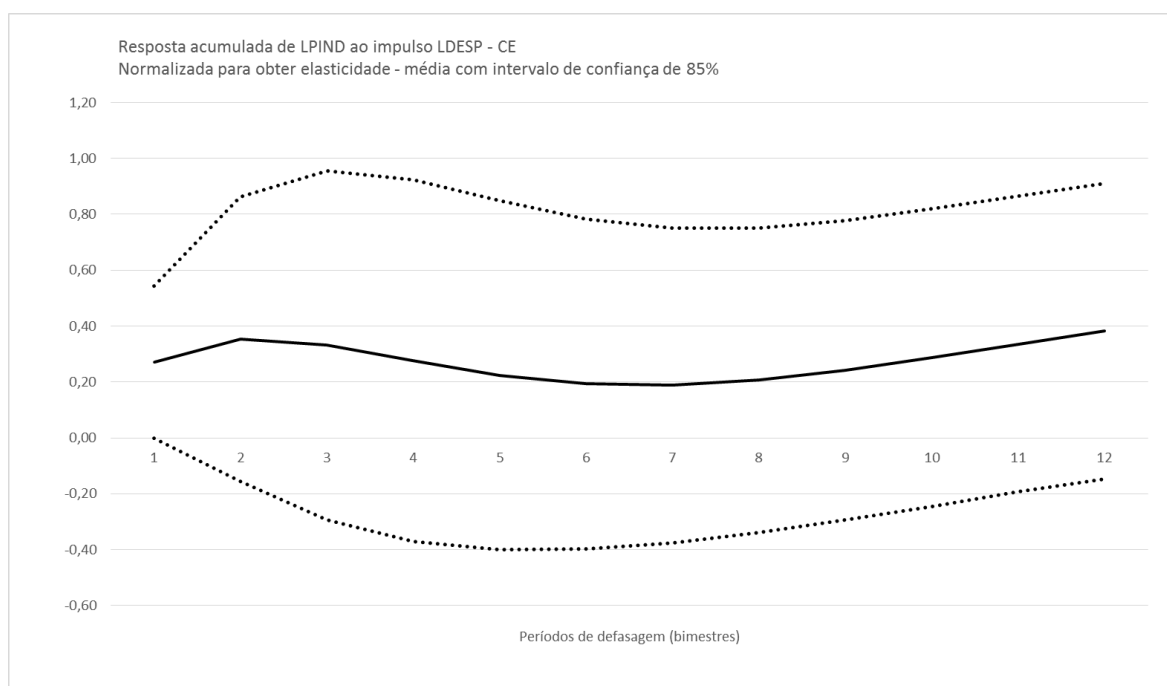




Por meio deste último gráfico, observamos que o valor do período 1 tem significância estatística, a resposta contemporânea ao choque, e a evolução da média neste espaço de tempo também é descendente. O valor de elasticidade da produção em relação à despesa igual a 0,27 no primeiro período, no segundo período a resposta média fica em 0,08 (já estatisticamente muito pouco significativa) e no terceiro, quatro a seis meses depois do choque, é praticamente nula.

O gráfico normalizado da resposta ao impulso acumulada ao longo de 12 períodos, ou seja, até dois anos depois do choque inicial, está esboçado no Gráfico 27. Esta curva mostra uma elasticidade do choque acumulado que oscila muito pouco em um período muito longo, mas cresce a partir do sexto período, atingindo um valor máximo de 0,38 ao final, com significância estatística razoável.

Gráfico 27 – Resp. norm. acumulada (elasticidade) de LPIND a LDESP para CE



Para os investimentos agregados do CE, os resultados do modelo VAR estão dispostos no Quadro 10, também com teste positivo de estabilidade.

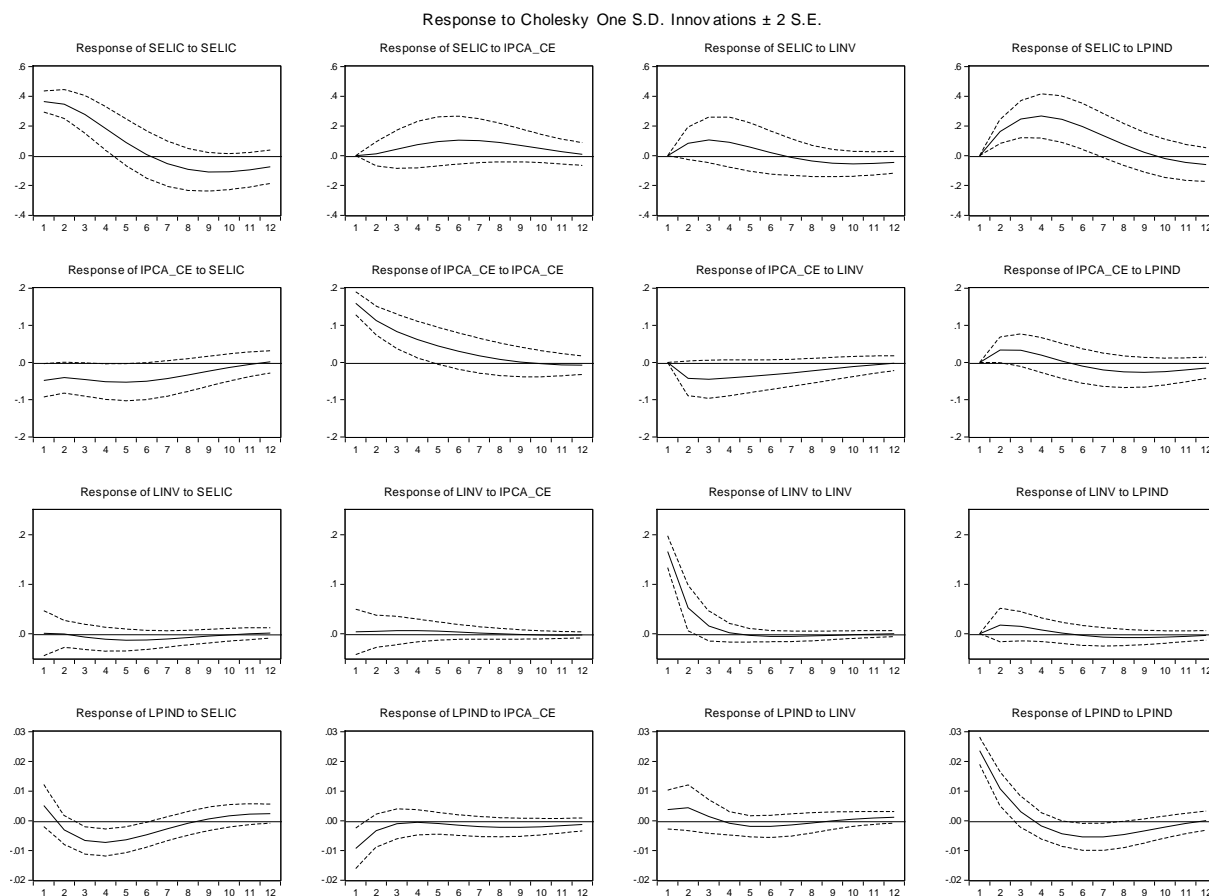
## Quadro 10 – Modelo VAR para investimentos – CE

Vector Autoregression Estimates  
 Date: 11/16/16 Time: 11:13  
 Sample (adjusted): 2 54  
 Included observations: 53 after adjustments  
 Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

	SELIC	IPCA_CE	LINV	LPIND
SELIC(-1)	0.916222 (0.05846) [ 15.6730]	-0.026098 (0.02668) [-0.97830]	-0.003669 (0.02663) [-0.13780]	-0.014357 (0.00420) [-3.42200]
IPCA_CE(-1)	0.474416 (0.17986) [ 2.63776]	0.796550 (0.08207) [ 9.70524]	0.067102 (0.08192) [ 0.81908]	0.005230 (0.01291) [ 0.40520]
LINV(-1)	0.352130 (0.30448) [ 1.15651]	-0.290002 (0.13894) [-2.08720]	0.297116 (0.13869) [ 2.14234]	0.015932 (0.02185) [ 0.72908]
LPIND(-1)	6.907464 (1.57491) [ 4.38593]	1.427768 (0.71869) [ 1.98664]	0.744583 (0.71737) [ 1.03794]	0.455686 (0.11303) [ 4.03149]
C	-0.444083 (0.16855) [-2.63479]	0.189010 (0.07691) [ 2.45744]	-0.058551 (0.07677) [-0.76266]	-0.005156 (0.01210) [-0.42627]
R-squared	0.843711	0.684802	0.152469	0.446662
Adj. R-squared	0.830687	0.658535	0.081842	0.400550
Sum sq. resids	6.374659	1.327463	1.322593	0.032836
S.E. equation	0.364425	0.166299	0.165994	0.026155
F-statistic	64.78101	26.07125	2.158779	9.686564
Log likelihood	-19.07777	22.50236	22.59975	120.5395
Akaike AIC	0.908595	-0.660466	-0.664141	-4.359979
Schwarz SC	1.094472	-0.474590	-0.478265	-4.174103
Mean dependent	-0.016014	0.901900	0.002416	-0.000302
S.D. dependent	0.885652	0.284589	0.173234	0.033781
Determinant resid covariance (dof adj.)		5.16E-08		
Determinant resid covariance		3.47E-08		
Log likelihood		154.3444		
Akaike information criterion		-5.069602		
Schwarz criterion		-4.326095		

As respostas ao impulso no investimento estão contidas no Gráfico 28 e no Gráfico 29, a resposta por período e a acumulada, respectivamente, com as curvas de média dos valores e o envelope de duas vezes o erro padrão (um intervalo de confiança de 95%).

Gráfico 28 – Resposta ao impulso para o investimento no CE



A resposta da produção industrial a um choque no investimento público agregado do Estado é representada nas curvas de “Response of LPIND to LINV” no Gráfico 28. Normalizando em relação ao choque de investimentos, para a obtenção da elasticidade, a resposta positiva em LPIND tem valor consideravelmente baixo, com razoável margem de confiança. O Gráfico 30 apresenta a curva de resposta normalizada.

O valor da elasticidade neste caso até sobe um pouco entre o primeiro e segundo períodos, sendo estes dois valores os de maior significância estatística. A evolução da média a partir daí decai suavemente descendente, com um valor de elasticidade da produção igual a 0,02 no primeiro período (resposta contemporânea ao choque de despesas) e 0,03 no segundo. A partir daí, o impacto no período é praticamente nulo.

Gráfico 29 – Resposta ao impulso acumulada para o investimento no CE

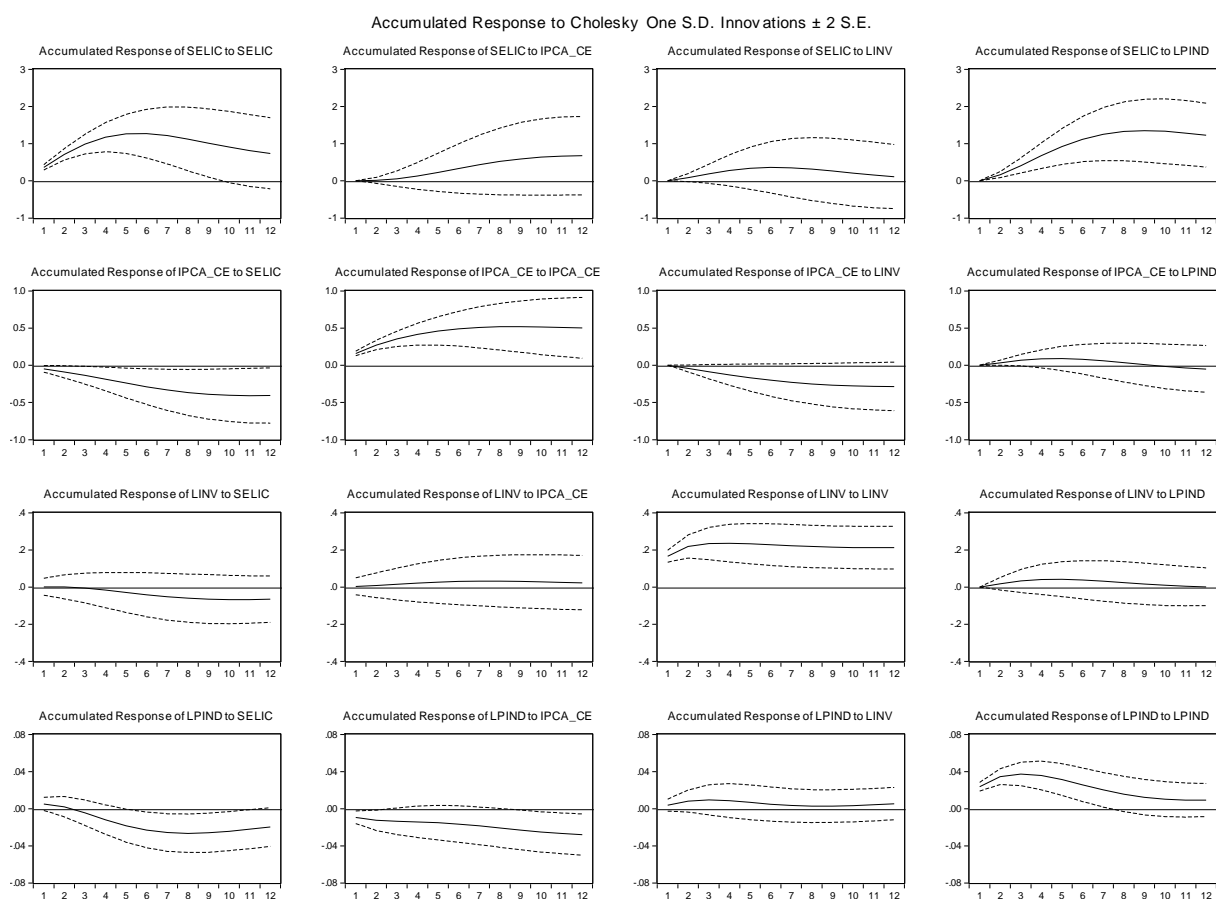
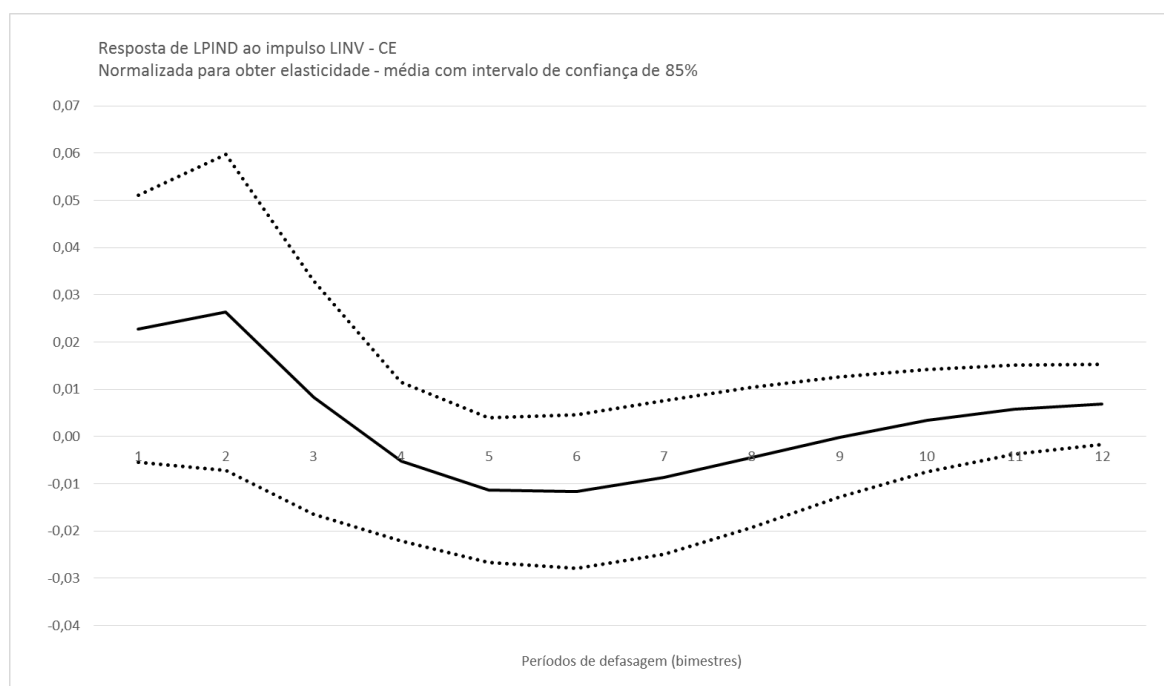
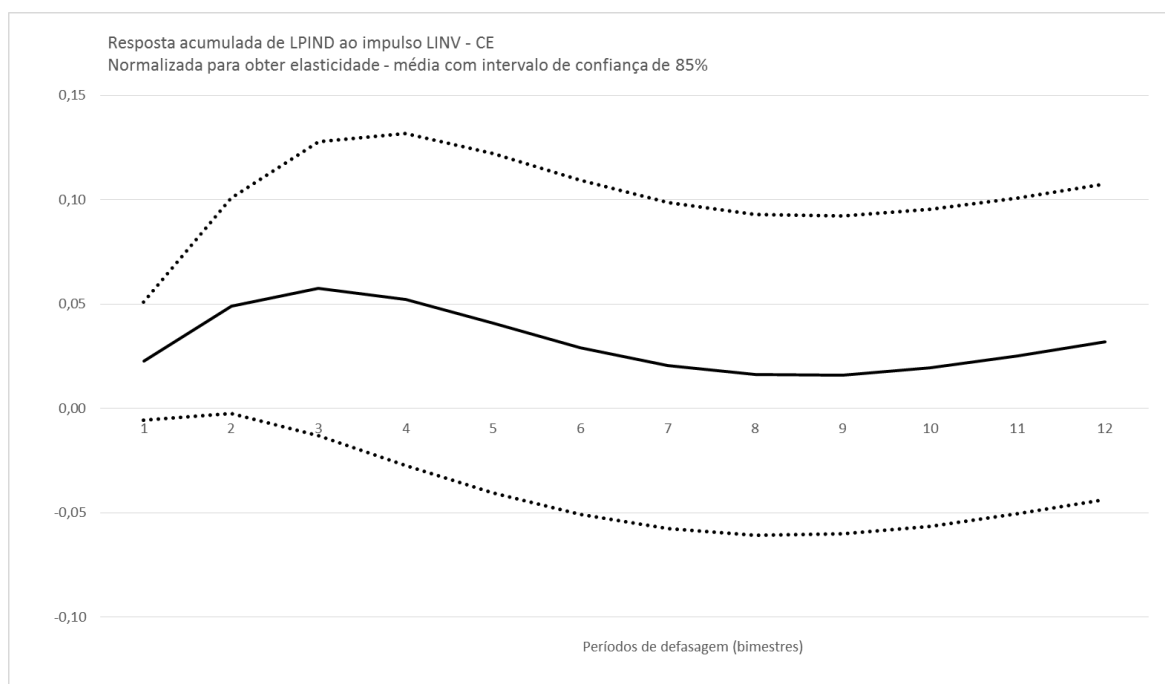


Gráfico 30 – Resposta normalizada (elasticidade) de LPIND a LINV para CE



O gráfico normalizado da resposta ao impulso acumulada ao longo de 12 períodos, ou seja, até dois anos depois do choque inicial, está no Gráfico 31. Ele mostra uma elasticidade do choque novamente oscilante, com boa significância estatística nos dois primeiros períodos. A elasticidade acumulada alcança um valor máximo de 0,06 e termina o período na média de 0,05, mas com menor significância estatística.

Gráfico 31 – Resp. norm. acumulada (elasticidade) de LPIND a LINV para CE



Finalmente, o caso do Estado do CE tem uma narrativa muito próxima ao de MG, mas com valores significativamente mais baixos. O aumento da despesa pública corrente tende a aumentar a produção industrial em um primeiro momento, com elasticidade de 0,27, decaindo rapidamente no tempo para zero. Ao longo do tempo, porém, os valores de resposta da produção industrial se acumulam e oscilam em períodos longos. O efeito acumulado total a partir do choque inicial possui uma elasticidade de cerca de 0,38. Por sua vez, as respostas ao investimento são mais fracas e de menor significância estatística, aproximando-se de zero tanto nos períodos como no acumulado.

## 5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Procurou-se neste trabalho contribuir de alguma forma ao debate geral sobre política fiscal. Mais especificamente, à análise de impacto de políticas fiscais na economia. Sua primeira parte contém então a contextualização teórica, no âmbito da ciência econômica, das questões de política fiscal e suas visões dentro das diferentes correntes de pensamento. Ela segue com o estudo da literatura acadêmica sobre o tema, particularmente as estimativas de multiplicadores fiscais, tão importantes na avaliação do impacto de políticas fiscais. Foram identificados inúmeros estudos nesta área, a maioria concentrada em avaliações de multiplicadores para os EUA e países da OCDE, onde a disponibilidade e confiabilidade dos dados são maiores de uma forma geral. A abrangência destes estudos é sempre de governos centrais, com dados em frequência anual ou trimestral. Para o caso brasileiro, foi encontrado um estudo mais recente, com abrangência de governo central (esfera federal somente) e dados em frequência trimestral. A maioria dos estudos encontram multiplicadores fiscais positivos, maiores quanto menos desenvolvido o país e quanto o mais baixo ele estiver no ciclo de negócios (maiores multiplicadores em recessões), de forma geral. Duas abordagens analíticas basicamente são utilizadas nestes estudos: a metodologia de Vetores Autoregressivos (VAR) e as modelagens de sistemas dinâmicos estocásticos (DSGE). Foram delineados então os dois principais objetivos deste trabalho: o arcabouço para montagem de uma base de dados de gastos públicos abrangente e uma metodologia de cálculo de multiplicadores fiscais baseada em estimativas de elasticidades de uma medida de produto em relação ao gasto público, utilizando a ferramenta VAR. Tudo isso foi então aplicado ao caso particular de três Estados brasileiros.

Antes da estimativa dos modelos VAR e das elasticidades correspondentes, foram detalhadas as fontes de informação, os procedimentos de escolha dos Estados, os estudos de caso, o critério de abrangência de municípios, sua sensibilidade e a metodologia de construção do banco de dados em geral. Esta seção esclareceu também o importante aspecto de quais variáveis foram utilizadas, principalmente dentre as disponíveis do gasto público. A disponibilidade e consistência dos dados também foram analisadas. A maior disponibilidade de dados, número de bimestres

com dados em relação ao total do período, é para o Estado de MG, enquanto GO e CE têm uma média menor, semelhante entre eles. Já para a consistência, razão de declarações bimestrais condizentes com o acumulado entre os dados existentes, MG e CE ficam à frente de GO. A análise das despesas correntes e investimentos separadamente em cada Estado e no comparativo entre eles mostrou resultados igualmente interessantes. Para ambos, foi notada a presença de uma forte sazonalidade em todos os casos, com um aumento muito significativo do montante gasto no último bimestre de cada ano. No que se refere às despesas correntes, os Estados de MG e CE concentram este gasto na esfera estadual com cerca de 70% dele, o Estado do CE dispense uma fatia menor, de 65%. A capital do CE é a mais importante relativamente em cada Estado, consumindo 57% das despesas correntes de todos os municípios, enquanto as capitais de GO e MG consomem 42% e 30%, respectivamente. No decorrer do período, as despesas correntes reais de MG aumentaram continuamente, em tendência, enquanto no CE e em GO elas oscilaram entre momentos de moderado crescimento e estagnação. A esfera estadual também se mostrou importante relativamente no investimento, CE é responsável por 65% do total agregado no Estado, enquanto MG e GO a participação é de 55% e 50%, respectivamente. Nas capitais em relação ao total dos municípios, Fortaleza concentra 47% do investimento, Belo Horizonte 41% e Goiânia apenas 27%. O perfil do investimento total dos Estados neste período é bastante errático, no entanto, apenas CE e GO possuem períodos definidos de consistente aumento real. Avaliando a razão entre investimentos e o gasto total, observou-se que MG apresenta uma razão descendente no percentual de investimentos, mesmo com aumento do gasto público total, uma tendência de fato preocupante para as contas públicas. O comportamento desta razão para GO é intermitente, com recuperação ao final do período da taxa de investimento, enquanto no CE a taxa acompanha o gasto total.

Organizado então o banco de dados de cada Estado a ser analisado, procedeu-se ao modelo VAR e obtenção dos resultados de elasticidade da produção industrial, proxy do PIB, em relação à despesa e ao investimento. As etapas de preparação das séries temporais e processamento do modelo VAR foram devidamente descritas, obtendo-se as respostas ao impulso de interesse. De forma geral para todos os Estados, o comportamento da resposta de LPIND a choques da SELIC mostrou-se consistente, a produção industrial responde negativamente ao aumento da taxa de juros com confiança acima de 95% e o vale da influência, onde

ela é mais negativa, acontece justamente na defasagem de 4 períodos, ou seja, de 6 a 8 meses. Também foram observados uma variação positiva defasada da SELIC ao choque no IPCA. Para MG, uma resposta positiva inicial foi encontrada para a LPIND em relação ao IPCA, com a inversão para resposta negativa mais à frente, no sexto período. A interpretação dada foi a de que há uma reação positiva da indústria ao aumento de preços inicialmente, mas com a reação da taxa de juros, no médio prazo a resposta tende a ser negativa com aumentos compensatórios da SELIC. A resposta da produção industrial de cada Estado a um choque de despesas correntes, normalizada em relação à magnitude do choque de despesas para a obtenção da elasticidade procurada (traduzindo o multiplicador de gastos) foi distinta entre os casos. A elasticidade para MG foi máxima de 0,41 no primeiro período (resposta contemporânea ao choque de despesas), decaindo para zero já no quarto período. Um movimento interessante neste caso é a inversão da elasticidade para o valor de 0,12 (vale) por determinado período. Isto pode refletir o aumento de preços gerado pelo choque de despesa pública, tendo como contrapartida aumento dos juros e reflexo negativo defasado na produção. No acumulado, a elasticidade atinge um máximo de 0,8 e um valor de longo prazo igual a 0,29. Para GO, a elasticidade em relação às despesas não tem valor estatístico significativo. O comportamento da elasticidade para o CE é semelhante ao de MG, mas em menor escala. A elasticidade máxima foi de 0,27 também no primeiro período decaindo para zero já no terceiro, em média, e o acumulado chega ao final do período total analisado em 0,38. No que se refere ao investimento, a elasticidade é bem menor, cerca de 0,09 em MG no máximo (primeiro período). Novamente, os valores para GO são pouco significativos. No caso do CE, as elasticidades máximas de curto prazo são menores ainda, por volta de 0,03. No acumulado, MG tem variação com máximo de 0,18 nos três períodos iniciais, até seis meses depois do choque, e 0,05 no longo prazo, mesmo valor do acumulado no longo prazo para o CE. Conclui-se que, de maneira geral para MG e CE, a despesa corrente tem maior potencial de impactar positivamente a indústria local do que o investimento público propriamente dito. Isto pode ser em decorrência do baixo nível de investimento em relação ao total ou seu direcionamento específico (para setores pouco integrados na cadeia produtiva), não tendo o momentum necessário para estimular a indústria local. Nada pode ser dito de GO, pois os resultados não foram diferentes de zero em intervalos de confiança significativos.

Os resultados acima nos permitem inferir que, mais para MG do que para o



CE, um choque de despesa corrente pode ser uma boa ferramenta de política fiscal para produzir um aumento no curto prazo da produção industrial, com impacto máximo depois de quatro a seis meses do choque. No longo prazo, porém, as desvantagens de se operar um choque nas despesas correntes aparecem, com reflexos principalmente no nível de preços e menor impacto da produção industrial do que nos primeiros períodos, sem mencionar na consolidação em dívida pública. A análise de custo-benefício desta política, no entanto, pode apontar para uma vantagem líquida e social na ação concreta em determinados casos, como recessões mais profundas. Configuraria então uma possibilidade de política fiscal anticíclica, com impactos imediatos locais úteis para impedir ou atenuar uma recessão eventual.

Algumas ressalvas e restrições devem ser levantadas sobre os resultados obtidos neste trabalho. Vale ressaltar que a avaliação de multiplicadores fiscais aqui, traduzidos na elasticidade, referem-se exclusivamente à produção industrial, a variável possível, disponível, na frequência e abrangência desejadas. Não estão avaliados aqui impactos na renda de maneira menos estrita, considerando setores de serviços e agrícola (primário). Estes fatores podem ser muito importantes na tomada de decisões de uma política fiscal. Outra ressalva é a de que o Estado representa uma economia bastante aberta dentro da Federação. Ou seja, os bens consumidos em determinado Estado podem na verdade estar sendo produzidos pelo complexo industrial de outro Estado e apenas comercializados no interior de suas fronteiras. Esta é uma das possíveis explicações do motivo pelo qual o investimento público não apresenta um estímulo maior na indústria local. Os recursos destinados a investimentos podem ser mais específicos em máquinas, equipamentos e infraestrutura (ativos fixos em geral), podendo ser diluídos em produção industrial por todo o país. Neste caso, um Estado com um parque industrial mais diversificado e forte, como MG em comparação com CE, tende a apresentar um multiplicador relativamente maior para o gasto em investimento, pela sua potencialidade de produção industrial interna.

Este trabalho não almeja ser completo e definitivo em nenhum sentido. Na medida em que apresenta uma ideia de reunião de certos dados fiscais com determinada abrangência e frequência, seus desdobramentos são múltiplos. Sua primeira extensão óbvia seria a aplicação da metodologia de banco de dados e análise de multiplicadores (elasticidade) para outros Estados com dados regionais disponíveis. O aumento da abrangência para a esfera federal, inclusão de dados do

Governo Central, é outro incremento lógico, com resultados possivelmente ainda mais interessantes. A subdivisão da despesa corrente em salários e encargos sociais de um lado e a despesa de custeio em outro permitiria também a avaliação segregada destes componentes no produto, mais uma extensão de análise válida. Mudanças possíveis na metodologia de análise e nos modelos VAR construídos também são alvo de estudo pertinente. Uma forma de ampliar o escopo da avaliação de multiplicadores, seria substituir a variável de produção industrial regional pelo Índice de Atividade do Banco Central, o IBC-Br, publicado também regionalmente. Apesar de não ser de uso comum na academia, este índice incorpora produto de serviços e setor primário, com ganho potencial de análise. Diversos outros desdobramentos são possíveis para este trabalho, o que satisfaz, afinal, mais um de seus objetivos.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ANDRÉS, J.; BOSCA, J. E.; FERRI, J. Household Debt and Fiscal Multipliers. **Economica**, v. 82(s1), p. 1048-1081, 2015.
- BIELSCHOWSKY, R. Pensamento econômico brasileiro: o ciclo ideológico do desenvolvimento. IPEA/INPES, Rio de Janeiro. 1988.
- BLANCHARD, O; PEROTTI, R. An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output. **Quarterly Journal of Economics**, 117, p. 1329-1368, 2002.
- BORN, B.; JUESSEN, F.; MULLER, G. J. Exchange rate regimes and fiscal multipliers. **Journal of Economic Dynamics & Control**, v. 37(2), p. 446-465, 2013.
- BRINCA, P.; HOLTER, H. A.; KRUSELL, P.; MALAFRY, L. Fiscal multipliers in the 21st century. **Journal of Monetary Economics**, v. 77, p. 53-69, 2016.
- CAVALCANTI, M., A., F., H.; VEREDA, L. Fiscal Policy Multipliers in a DSGE Model for Brazil. **Brazilian Review of Econometrics**, v. 35(2), p. 197-232, 2015.
- COGAN, J. F.; CWIK, T.; TAYLOR, J. B.; WIELAND, V. New Keynesian versus old Keynesian government spending multipliers. **Journal of Economic Dynamics & Control**, v. 34, p. 281-295, 2010.
- CRUZ, J. A. C. Los multiplicadores fiscales: una revisión de la literatura empírica. **Revista de Economía Mundial**, 34, p. 175-209, 2013.
- ENDERS, W. Applied Econometric Time Series. Third edition, John Wiley & Sons, Inc. 2010.
- GIAMBIAGI, F.; ALÉM, A. C. Finanças Públicas – teoria e prática no Brasil. Editora Elsevier, 4ª edição, 2011.
- GUJARATI, D. Econometria Básica. Tradução da quarta edição do idioma inglês. Editora Elsevier, 2006.
- HUNT, E. K. História do Pensamento Econômico: uma perspectiva crítica. Tradução da segunda edição do idioma inglês. Editora Elsevier, 2005.
- ILZETZKI, E.; MENDOZA, E. G.; VÉGH, C. A. How big (small?) are fiscal multipliers? **Journal of Monetary Economics**, v. 60(2), p. 239-254, 2013.
- KAHN, R., F. The relation of home investment to unemployment. **The Economic Journal**, v. 41(162), p. 173-198, 1931.
- KEYNES, J. M. A Teoria Geral do Emprego, do Juro e da Moeda. Coleção Os Economistas – Keynes, tradução de Mário R. da Cruz, Editora Abril Cultural, 1983.

MATHESON, T.; PEREIRA, J. Fiscal Multipliers for Brazil. **IMF Working Paper**, WP/16/79, 2016.

MITTNIK, S.; SEMMLER, W. Regime dependence of the fiscal multiplier. **Journal of Economic Behavior & Organization**, v. 83(3), p. 502-522, 2012.

MONACELLI, T.; PEROTTI, R.; TRIGARI, A. Unemployment fiscal multipliers. **Journal of Monetary Economics**, v. 57(5), p. 531-553, 2010.

MOUNTFORD, A.; UHLIG, H. What are the effects of fiscal policy shocks? **Journal of Applied Econometrics**, v. 24, p. 960-992, 2009.

RAMEY, V. A. Identifying government spending shocks: it's all in the timing. **The Quarterly Journal of Economics**, 1, p. 1-50, 2011.

RIERA-CRICHTON, D.; VÉGH, C. A.; VULETIN, G. Procyclical and countercyclical fiscal multipliers: evidence from OECD countries. **Journal of International Money and Finance**, v. 52, p. 15-31, 2015.

SECCHI, L. Políticas Públicas – Conceitos, Esquemas de Análise, Casos Práticos. Editora Cengage Learning, 2012.

WOODFORD, M. Simple analytics of the Government Expenditure Multiplier. **American Economic Journal: Macroeconomics**, 3(1), 1-35, 2011.

## ANEXO: Matriz informacional de análise da literatura

Referência	Multiplicadores fiscais abarcados	Modelo econométrico utilizado	Modelo teórico utilizado	Frequência e abrangência dos dados	Resultados
Brinca <i>et al.</i> (2016)	Gasto público para produto.	SVAR	OLG ( <i>Overlapped Generations</i> )	OCDE	<p>Países com maiores níveis de desigualdade social são sujeitos a respostas significativamente maiores a um aumento de gasto do governo. Um aumento de um desvio-padrão no índice GINI acarreta em aumento de 17% sobre a média do multiplicador.</p> <p>O tamanho do multiplicador fiscal é altamente sensível à fração de consumidores com restrição de renda, liquidez e crédito.</p> <p>O multiplicador também é tão menor quanto maior for a razão capital/produto na economia.</p>
Matheson e Pereira (2016)	Gasto, receita e crédito público para produto.	VAR	-	Trimestral, 1999 a 2014. Brasil.	<p>O multiplicador do gasto do governo tem seu pico por volta do valor 0,5 no mesmo trimestre do aumento do gasto. O efeito no produto, no entanto, tem baixa persistência, ao final do segundo ano depois do choque, o multiplicador acumulado é essencialmente nulo.</p> <p>O multiplicador de receita é semelhante, tem o pico de 0,5 um ano após o corte de impostos, mas é mais persistente no médio prazo, embora no longo prazo também se anule.</p> <p>O multiplicador relacionado ao crédito fornecido pelos bancos públicos tem seu pico de 0,5 um ano após o choque de crédito e é bastante persistente. Após dois anos, o multiplicador acumulado chega a 3,8 e continua contribuindo para um aumento do produto.</p> <p>Analisando a diferença entre o período total e apenas o período pré-crise de 2008, temos uma queda relativa nos multiplicadores do gasto público e do crédito público, mas o relativo à receita permanece aproximadamente constante.</p>

Referência	Multiplicadores fiscais abarcados	Modelo econométrico utilizado	Modelo teórico utilizado	Frequência e abrangência dos dados	Resultados
Cavalcanti e Vereda (2015)	Investimento público, transferências sociais e emprego público para produto.	-	DSGE	Brasil.	<p>Choques nas transferências sociais aumentam o produto no curto prazo, mas terminam por gerar multiplicadores negativos no médio prazo, para as diversas regras fiscais consideradas.</p> <p>Multiplicadores de investimento público podem até ser negativos no curto prazo, mas são positivos no médio prazo.</p> <p>Regras fiscais que objetivam equilibrar o orçamento primário por meio de aumentos ou criação de impostos que geram distorções na economia podem levar a menor nível do produto e maior inflação.</p> <p>Regras fiscais baseadas em estratégias de ajuste mais prolongado e suave podem beneficiar a economia em curto ou médio prazo, mas exigem um ajuste de custo maior no longo prazo.</p>
Andrés <i>et al.</i> (2015)	Gasto público para produto, emprego, preços de imóveis.	VAR	Equilíbrio geral	Trimestral, 1964 a 2007. EUA.	<p>A presença de consumidores “impacientes” e a dívida privada contribuem para a geração de multiplicadores fiscais de gasto do governo maiores do que 1. À medida em que as condições financeiras se deterioram e os consumidores impacientes encontram mais dificuldades para tomar empréstimos, a magnitude dos multiplicadores fiscais de gasto governamental cai.</p> <p>Não é o nível de endividamento que importa, mas sim o acesso marginal a novo crédito que influencia o multiplicador.</p> <p>O modelo construído explica razoavelmente bem o padrão observado para as respostas das variáveis de mercado de trabalho, preços de imóveis e dívida privada a choques fiscais.</p>

Referência	Multiplicadores fiscais abarcados	Modelo econométrico utilizado	Modelo teórico utilizado	Frequência e abrangência dos dados	Resultados
Riera-Crichton <i>et al.</i> (2015)	Gasto público para produto.	Smooth Transition VAR (STVAR)	-	OCDE	<p>STVAR para os EUA resultou em multiplicadores de gasto público da ordem de 1,5 a 2 em tempos de recessão e praticamente nulos durante expansões. Para OCDE apontou para multiplicadores fiscais de até 3,5 durante recessões e também por volta de zero durante momentos de expansão da economia.</p> <p>A análise dos estados do ciclo econômico mostra que 56% do tempo é gasto com política anticíclica na economia. Ou seja, em 56% do período analisado o governo incorre em aumento (diminuição) do gasto público em épocas de recessão (expansão) econômica.</p> <p>O valor mais alto de multiplicador encontrado neste estudo foi justamente para políticas anticíclicas durante uma recessão (aumento do gasto público), atingindo o valor de 2,3 após quatro semestres. Caso a distinção entre movimentos do gasto público seja descartada, o multiplicador resultante seria de apenas 1,3.</p> <p>O artigo analisa também o comportamento do multiplicador fiscal em casos de recessão extrema, encontrando estimativas até 70% maiores neste caso, para o gasto público. Estimativa de contração do produto frente a uma diminuição do gasto público em recessões severas: o multiplicador (negativo) neste caso pode ser de até 1,2.</p>

Referência	Multiplicadores fiscais abarcados	Modelo econométrico utilizado	Modelo teórico utilizado	Frequência e abrangência dos dados	Resultados
Kuckuck e Westermann (2014)	Gasto público e impostos para produto.	VAR	-	EUA	<p>Correlação significativa positiva entre gastos públicos e impostos, quando um aumento de gasto num período tende a produzir aumentos de impostos nos trimestres seguintes. Na verdade as séries de gastos e impostos são autocorrelacionadas: um choque de política fiscal levará a outras mudanças na política fiscal nos trimestres seguintes.</p> <p>O multiplicador chamado de “contrafactual” neste caso, onde os efeitos dinâmicos de interação de políticas são expurgados, é maior do que os multiplicadores fiscais padrão, chamados por eles de multiplicadores de “projeção”, para gastos públicos. O multiplicador de impostos fica menor no começo, mas fica maior no longo prazo. Análises de robustez são realizadas, incluindo mais variáveis no modelo (como inflação e juros como variáveis de controle adicionais) e uma dummy para diferenciação de um período de grande baixa nos impostos, mas os resultados permaneceram no mesmo sentido.</p>
Ilzetszki <i>et al.</i> (2013)	Gasto público para produto.	SVAR	-	Trimestral, 1960:1 a 2007:7; 44 países (20 de alta renda e 24 economias em desenvolvimento).	<p>Países em desenvolvimento: resposta do produto ao consumo do governo não é diferente de zero, mas não persistente; países de renda alta, ela é positiva e persistente no longo prazo.</p> <p>Países com câmbio fixo: multiplicadores bastante positivos (até no longo prazo), em contraste com países de câmbio flexível que têm multiplicadores até negativos.</p> <p>Abertura comercial: multiplicadores em torno de 1 para economias mais fechadas no longo prazo e valores negativos para economias relativamente mais abertas.</p> <p>Nível alto de dívida pública (acima de 60% do PIB): multiplicadores não significantes no longo prazo e até negativos no curto prazo.</p> <p>Multiplicador para investimentos públicos em países em desenvolvimento é positivo e até maior do que a unidade, no longo prazo.</p>



Referência	Multiplicadores fiscais abarcados	Modelo econométrico utilizado	Modelo teórico utilizado	Frequência e abrangência dos dados	Resultados
Born <i>et al.</i> (2013)	Gasto público para produto.	VAR	Modelo novo-keynesiano de economia aberta, em pequena escala.	OCDE	<p>O multiplicador fiscal é consideravelmente maior em regimes de câmbio fixo (ou com alguma âncora equivalente), em linha com as previsões teóricas do modelo Mundell-Fleming.</p> <p>O modelo dinâmico construído reflete em seus resultados de simulação os obtidos via empiricamente quando testados países com câmbio flutuante. Observa-se que as diferenças nos multiplicadores para os diferentes regimes cambiais seguem principalmente da diferença de política monetária adotada, com um ajuste do consumo privado (em lugar do ajuste via balança comercial, conforme o modelo Mundell-Fleming).</p> <p>A política monetária tem uma influência muito grande sobre os canais de transmissão da política fiscal.</p>
Mitnik e Semmler (2012)	Gasto público para produto e emprego.	MRVAR ( <i>multi-regime</i> VAR)	-	Trimestral, 1954:1 a 2008:4; EUA.	O tempo (atraso) dos choques de política fiscal é fator crítico. Um choque positivo de demanda agregada em uma economia em baixo crescimento ocasiona um efeito multiplicador no produto que é inicialmente um terço maior do que em economias em alto crescimento, muito embora estes multiplicadores se assentem praticamente no mesmo nível após 5 anos.
Ramey (2011)	Gasto público para produto.	VAR	-	Trimestral, 1950 a 2001. EUA.	A conclusão do artigo é que a questão do tempo é crucial neste caso. Enquanto muitos dos choques normalmente identificados no VAR são antecipações de movimentos esperado, a data de eventos militares mostra que há na verdade um longo atraso de tempo entre a decisão de aumento dos gastos públicos e sua efetivação. O principal problema neste caso é que o econometrista tipicamente tem menos informação que os agentes, levando a que as técnicas padrão de VAR não extraiam os choques verdadeiros.

Referência	Multiplicadores fiscais abarcados	Modelo econométrico utilizado	Modelo teórico utilizado	Frequência e abrangência dos dados	Resultados
Monacelli <i>et al.</i> (2010)	Gasto público para produto e emprego.	SVAR	DSGE	Trimestral, 1954 a 2006. EUA.	<p>Um aumento no gasto do governo de 1% do PIB gera multiplicadores de produto e desemprego da ordem de, respectivamente, 1,2% (no prazo de um ano) e -0,6 pontos percentuais (no pico de resposta).</p> <p>Cada ponto percentual de aumento no produto (PIB) americano representa criação de 1,3 milhão de empregos, com reflexos no aumento no total de horas trabalhadas e na probabilidade de encontrar emprego.</p> <p>Para cada 1% do PIB de aumento do gasto do governo, o número de horas trabalhadas (no total) aumenta em 1,5% no pico.</p> <p>Não foi possível encontrar uma calibração única no modelo teórico que correspondesse a resultados equivalentes, simultaneamente, para os multiplicadores de produto e desemprego em relação aos obtidos empiricamente.</p>
Cogan <i>et al.</i> (2010)	Gasto público para produto, consumo e investimento.	-	Modelo dinâmico novo-keynesiano.	EUA	<p>Mudanças na política monetária do modelo adotado para não permitir simplesmente uma âncora em baixas taxas de juros (incluindo expectativas racionais), mostrou que, neste caso, os impactos de um aumento perene de gasto público são muito menores do que no modelo criticado no artigo.</p> <p>Os multiplicadores fiscais obtidos com modelos novo-keynesianos são, depois do choque inicial de gasto público, sensivelmente menores do que os relativos ao modelo keynesiano clássico, inclusive caindo abaixo de 1 a partir do quarto trimestre desde o início dos estímulos fiscais.</p> <p>As respostas de variáveis como PIB, consumo e investimento do modelo se mantêm condizentes com os resultados da literatura que aplicam VAR.</p>

Referência	Multiplicadores fiscais abarcados	Modelo econométrico utilizado	Modelo teórico utilizado	Frequência e abrangência dos dados	Resultados
Mountford e Uhlig (2009)	Gasto público e impostos para produto.	VAR	-	Trimestral, 1955 a 2000. EUA.	<p>Respostas ao impulso (choque fiscal) nas variáveis PIB, consumo privado, investimento estrangeiro e salário real. Comparando os três cenários de estudo (gasto ou corte de impostos financiados com déficit e gasto com orçamento equilibrado), corte de impostos financiados com déficit se mostrou a melhor política fiscal para estimular a economia. O valor presente do multiplicador é igual a 5 dólares de aumento do PIB para cada dólar de corte de receita, num horizonte de cinco anos. O gasto financiado com déficit estimula fracamente a economia, afastando significativamente o investimento privado e não produzindo aumento do salário real.</p> <p>De forma geral, os resultados encontrados foram de queda no investimento com aumento dos gastos ou corte de impostos, um aumento pouco perceptível no nível de consumo privado, e o salário real também não cresce com o choque positivo de política fiscal.</p>
Blanchard e Perotti (2002)	Gasto público e impostos para produto	SVAR	-	Trimestral, pós Segunda Guerra. EUA.	<p>Efeitos positivos no produto de aumentos de gastos do governo e efeitos negativos para aumentos de impostos, de forma geral. O tamanho dos multiplicadores depende de especificação do modelo (tendência temporal determinística ou estocástica) e de subperíodos considerados.</p> <p>Na maioria dos casos, o multiplicador encontrado é próximo de 1, possivelmente explicado pelos efeitos contraditórios: apesar do aumento no consumo privado, o investimento decresce com aumentos dos gastos governamentais (<i>crowding out</i>). Correlação positiva encontrada também entre consumo privado e gasto do governo, uma relação oposta ao esperado teoricamente pelos modelos neoclássicos tradicionais.</p> <p>Aumentos tanto de impostos quanto de gastos de governo, por outro lado, têm impacto fortemente negativo nos investimentos. Este ponto fica em concordância com os modelos neoclássicos, mas diferem dos modelos keynesianos.</p>

Fonte: elaboração própria a partir das referências citadas