

ALINE MELLO DE PAULA

**CHOQUES EXTERNOS E DE INCERTEZA LOCAL: UMA
ANÁLISE DOS CICLOS ECONÔMICOS ESTADUAIS**

BELO HORIZONTE

UFMG/Cedeplar

2018

ALINE MELLO DE PAULA

**CHOQUES EXTERNOS E DE INCERTEZA LOCAL: UMA
ANÁLISE DOS CICLOS ECONÔMICOS ESTADUAIS**

Dissertação apresentada ao curso de Mestrado em Economia do Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional da Universidade Federal de Minas Gerais, como requisito parcial à obtenção do Título de Mestre em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Mauro Sayar Ferreira

BELO HORIZONTE

UFMG/Cedeplar

2018

Ficha Catalográfica

P324c
2018 Paula, Aline Mello de.
Choques externos e de incerteza local [manuscrito] : uma análise dos ciclos econômicos estaduais / Aline Mello de Paula. – 2018.
141 f.: il., gráfs e tabs.

Orientador: Mauro Sayar Ferreira.
Dissertação (mestrado) - Universidade Federal de Minas Gerais, Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional.
Inclui bibliografia (f. 121-125) e apêndice.

1. Economia Regional – Teses. 2. Ciclos econômicos – Teses. 3. Incerteza - Teses. I. Ferreira, Mauro Sayar. II. Universidade Federal de Minas Gerais. Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional. III. Título.

CDD: 333.73

ALINE MELLO DE PAULA

CHOQUES EXTERNOS E DE INCERTEZA LOCAL: UMA ANÁLISE DOS CICLOS ECONÔMICOS ESTADUAIS

Dissertação apresentada ao curso de Mestrado em Economia do Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional da Universidade Federal de Minas Gerais, como requisito parcial à obtenção do Título de Mestre em Economia.

Trabalho aprovado. Belo Horizonte, 31 de outubro de 2018:

Mauro Sayar Ferreira
Orientador

Lízia de Figueiredo
CEDEPLAR/UFMG

Eduardo Amaral Haddad
FEA/USP

Aos meus pais e ao Fred.

AGRADECIMENTOS

Primeiramente, agradeço aos meus pais, Ana e Crispim, por todo amor, conselhos e incentivo aos meus estudos. À Cíntia, minha irmã, pela preocupação e apoio. Muito obrigada por serem a base de minhas conquistas e realizações!

Ao Fred, pela paciência, noites mal dormidas, carinho, companheirismo e estímulo. Obrigada por não me deixar desistir e, mais do que isso, por me fazer acreditar em mim. Obrigada por estar presente e me ajudar nos momentos mais difíceis do mestrado.

Ao professor Mauro Sayar, pela confiança, ajuda e valiosa orientação, indispensáveis para a conclusão desta dissertação. Muito obrigada pela paciência com minhas dúvidas e ideias.

Aos meus amigos e colegas, cujos conselhos, contribuições foram inestimáveis. Em especial, à Ju, pelas longas horas no telefone e pelas palavras de incentivo, à Ana Tereza, Joice e Hanna, por tornarem esses anos de mestrado menos penosos. Ao Michel S., Lucas e Wallace, por toda contribuição ao meu trabalho. Ao Breno, pela companhia e amizade.

Agradeço, também, aos membros da banca, pela disponibilidade e interesse.

Por fim, agradeço à CAPES pelo suporte financeiro durante todo o meu mestrado e à UFMG, que foi essencial para minha formação profissional e pessoal durante todos esses anos, da graduação ao mestrado.

A todos, muito obrigada!

RESUMO

Este trabalho analisou impactos na macroeconomia das unidades federativas brasileiras provenientes de choque de incerteza nacional (choque de prêmio de risco) e dos seguintes choques internacionais: demanda, oferta (preço de *commodities*) e incerteza financeira. A análise foi feita para três variáveis regionais: nível de emprego formal, ICMS e IBCR (*proxy* para o PIB). As funções de resposta ao impulso dessas variáveis, para a maioria dos estados, comportaram-se de acordo com a resposta do PIB nacional. Contudo, os resultados sugerem que existem assimetrias na magnitude das respostas acumuladas dos estados brasileiros. Em média, aqueles com maior participação do PIB industrial apresentaram-se mais sensíveis aos choques. Os resultados do trabalho foram obtidos através da estimação de Vetores Autorregressivos Estruturais Bayesianos (BSVAR) com restrições na estrutura recursiva.

Palavras-chave: Economia Regional; Choques Externos; Incerteza; Preço de *commodity*; Risco-país; SVAR Bayesiano.

ABSTRACT

This work analyzed impacts of national uncertainty shocks on the macroeconomics of the Brazilian state level (country risk shock) and also of the following international shocks: demand, aggregate supply (commodities price) and global financial uncertainty. The analysis was performed for three regional variables: formal employment level, ICMS and IBCR (as proxy to GDP). For the majority of the states, the impulse response function of those variables behaves in line with the national GDP response. Nevertheless, results suggest there are asymmetries on the magnitude of the cumulative responses of Brazilian states. On average, those states with higher participation on industrial GDP were more sensitive to the shocks. The work results were obtained by applying the Bayesian Structural Vector Autoregression (BSVAR) with block exogeneity.

Key Words: Regional Economics; External Shocks; Uncertainty; Commodity price; Country-Risk; Bayesian SVAR.

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Gráfico 1 - Evolução dos índices de preços de <i>commodities</i> por tipo (2000-2017).....	17
Gráfico 2 - Participação por fator agregado nas exportações dos estados da Região Centro-Oeste, 2000 e 2017	34
Gráfico 3 - Participação por fator agregado nas exportações dos estados da Região Sudeste, 2000 e 2017	36
Gráfico 4 - Participação por fator agregado nas exportações dos estados da Região Sul, 2000 e 2017	40
Gráfico 5 - Participação por fator agregado nas exportações dos estados da Região Norte, 2000 e 2017	42
Gráfico 6 - Participação por fator agregado nas exportações dos estados da Região Nordeste, 2000 e 2017	45

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 - Resposta das variáveis internacionais aos choques externos.....	72
Figura 2 - Resposta das variáveis agregadas aos choques externos e de incerteza local.....	74
Figura 3 - Resposta do IBCR a um choque de demanda mundial.....	78
Figura 4 - Mapa: resposta acumulada do IBCR frente ao choque de demanda mundial.....	79
Figura 5 - Resposta do ICMS a um choque de demanda mundial	81
Figura 6 - Mapa: resposta acumulada do ICMS frente ao choque de demanda mundial.....	82
Figura 7 - Resposta do Emprego a um choque de demanda mundial	84
Figura 8 - Resposta do Emprego nos estados da região Norte a um choque de demanda mundial	85
Figura 9 - Mapa: resposta acumulada do emprego formal frente ao choque de demanda mundial	86
Figura 10 - Resposta do IBCR a um choque positivo de incerteza mundial.....	88
Figura 11 - Mapa: resposta acumulada do IBCR frente ao choque de incerteza global.....	89
Figura 12 - Resposta do Emprego a um choque positivo de incerteza mundial.....	91
Figura 13 - Resposta do Emprego nos estados da região Norte a um choque positivo de incerteza mundial.....	92
Figura 14 - Mapa: resposta acumulada do emprego frente ao choque de incerteza global.....	93
Figura 15 - Resposta do ICMS a um choque positivo de incerteza mundial.....	95
Figura 16 - Mapa: resposta acumulada do ICMS frente ao choque de incerteza mundial.....	96
Figura 17 - Resposta do IBCR a um choque adverso de oferta agregada mundial.....	98
Figura 18 - Mapa: resposta acumulada do IBCR frente ao choque de oferta mundial	99
Figura 19 - Resposta do Emprego a um choque adverso de oferta agregada mundial.....	101
Figura 20 - Resposta do Emprego nos estados da região Norte a um choque adverso de oferta agregada mundial.....	102
Figura 21 - Mapa: resposta acumulada do emprego frente ao choque de oferta mundial.....	103

Figura 22 - Resposta do ICMS a um choque adverso de oferta agregada mundial.....	105
Figura 23 - Mapa: resposta acumulada do ICMS frente ao choque de oferta mundial.....	106
Figura 24 - Resposta do IBCR a um choque positivo de incerteza local.....	108
Figura 25 - Mapa: resposta acumulada do IBCR frente ao choque de incerteza local.....	109
Figura 26 - Resposta do Emprego a um choque positivo de incerteza local.....	111
Figura 27 - Resposta do Emprego nos estados da região Norte a um choque positivo de incerteza local.....	112
Figura 28 - Mapa: resposta acumulada do emprego frente ao choque de incerteza local.....	113
Figura 29 - Resposta do ICMS a um choque positivo de incerteza local.....	115
Figura 30 - Mapa: resposta acumulada do ICMS frente ao choque de incerteza local.....	116
Figura 31 - Resposta das variáveis internacionais aos choques externos (2003).....	132
Figura 32 - Resposta das variáveis internacionais aos choques externos (2004).....	133
Figura 33 - Resposta das variáveis nacionais aos choques externos e de incerteza local (2003).....	134
Figura 34 - Resposta das variáveis nacionais aos choques externos e de incerteza local (2004).....	135

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Participação dos produtos básicos no total da receita de exportação brasileira entre 2000 e 2017.....	30
Tabela 2 - Participação (%) do emprego por setor da economia (2016)	32
Tabela 3 - Participação (%) das atividades econômicas no valor adicionado bruto nas unidades federativas da região Centro-Oeste (2014).....	33
Tabela 4 - Participação (%) das atividades econômicas no valor adicionado bruto nos estados da região Sudeste (2014)	37
Tabela 5 - Participação (%) das atividades econômicas no valor adicionado bruto nos estados da região Sul (2014)	41
Tabela 6 - Participação (%) das atividades econômicas no valor adicionado bruto nos estados da região Norte (2014).....	44
Tabela 7 - Participação (%) das atividades econômicas no valor adicionado bruto nos estados da região Nordeste (2014)	48
Tabela 8 - Correlação entre resposta acumulada do IBCR ao choque de demanda mundial e características estaduais.....	80
Tabela 9 - Correlação entre resposta acumulada do ICMS ao choque de demanda mundial e características estaduais.....	83
Tabela 10 - Correlação entre resposta acumulada do emprego formal ao choque de demanda mundial e características estaduais	87
Tabela 11 - Correlação entre resposta acumulada do IBCR ao choque de incerteza mundial e características estaduais.....	90
Tabela 12 - Correlação entre resposta acumulada do emprego ao choque de incerteza mundial e características estaduais	94
Tabela 13 - Correlação entre resposta acumulada do ICMS ao choque de incerteza mundial e características estaduais.....	97
Tabela 14 - Correlação entre resposta acumulada do IBCR ao choque de oferta mundial e características estaduais.....	100
Tabela 15 - Correlação entre resposta acumulada do emprego ao choque de oferta mundial e características estaduais.....	104
Tabela 16 - Correlação entre resposta acumulada do ICMS ao choque de oferta mundial e características estaduais.....	107

Tabela 17 - Correlação entre resposta acumulada do IBCR ao choque de incerteza local e características estaduais.....	110
Tabela 18 - Correlação entre resposta acumulada do emprego ao choque de incerteza local e características estaduais.....	114
Tabela 19 - Correlação entre resposta acumulada do ICMS ao choque de incerteza local e características estaduais.....	117
Tabela 20 - Participação dos principais produtos exportados pelos estados da região Centro-Oeste (jan-jun 2017).....	126
Tabela 21 - Participação dos principais produtos exportados pelos estados da região Sudeste (jan-jun 2017).....	127
Tabela 22 - Participação dos principais produtos exportados pelos estados da região Sul (jan-jun 2017).....	128
Tabela 23 - Participação dos principais produtos exportados pelos estados da região Norte (jan-jun 2017).....	129
Tabela 24 - Participação dos principais produtos exportados pelos estados da região Nordeste (jan-jun 2017).....	130
Tabela 25 - Resposta acumulada das variáveis regionais após 4 trimestres de um choque de demanda agregada mundial.....	136
Tabela 26 - Resposta acumulada das variáveis regionais após 4 trimestres de um choque de incerteza mundial.....	137
Tabela 27 - Resposta acumulada das variáveis regionais após 4 trimestres de um choque de oferta agregada mundial.....	138
Tabela 28 - Resposta acumulada das variáveis regionais após 4 trimestres de um choque de incerteza local.....	139
Tabela 29 - Matriz de correlação entre as características econômicas estaduais e as respostas acumuladas por variável regional e choque.....	140
Tabela 30 - Descrição e fonte dos dados.....	141

LISTA DE ABREVIATURAS

BCB	Banco Central do Brasil
BSVAR	Vetores Autorregressivos Estruturais Bayesianos
CAGED	Cadastro Geral de Empregados e Desempregados
EMBI	Emerging Markets Bond Index
EQM	Erro Quadrático Médio
FMI	Fundo Monetário Internacional
IBCR	Índice de Atividade Econômica Regional
IBGE	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
ICMS	Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Serviços
MDIC	Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio
p.p.	ponto percentual
pcomm	preço agregado de <i>commodities</i>
PIB	Produto Interno Bruto
RAIS	Relatório Anual de Informações Sociais
SVAR	Vetores Autorregressivos Estruturais
UF	Unidade Federativa
WTO	World Trade Organization

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO	13
2. CHOQUES E CICLOS ECONÔMICOS	16
2.1. Choques externos e de risco-país.....	16
2.2. Resposta regional.....	26
3. CARACTERIZAÇÃO DAS ECONOMIAS REGIONAIS BRASILEIRAS SEGUNDO O PERFIL EXPORTADOR E O PIB.....	30
3.1. Caracterização econômica dos estados da região Centro-Oeste	33
3.2. Caracterização econômica dos estados da região Sudeste	36
3.3. Caracterização econômica dos estados da região Sul.....	39
3.4. Caracterização econômica dos estados da região Norte	42
3.5. Caracterização econômica dos estados da Região Nordeste.....	45
3.6. Caracterização geral do PIB e do perfil exportador estadual	48
4. METODOLOGIA.....	51
4.1. O modelo VAR estrutural (SVAR)	52
4.2. Método Bayesiano: <i>Prior</i>	53
4.3. Posterior	60
4.4. Dados.....	62
4.5. Restrições.....	65
5. RESULTADOS: EFEITO REGIONAL DE CHOQUES EXTERNOS E DE INCERTEZA LOCAL	71
5.1. Resposta do bloco internacional aos choques externos	71
5.2. Resposta do bloco nacional aos choques externos e de incerteza local	73
5.2.1. Choque positivo de Demanda Global.....	74
5.2.2. Choque positivo de Incerteza Mundial.....	75
5.2.3. Choque adverso de Oferta Agregada Mundial.....	76
5.2.4. Choque de Incerteza Local	77
5.3. Respostas estaduais aos choques	77
5.3.1. Respostas estaduais a um choque de demanda mundial positivo	78
5.3.2. Respostas estaduais a um choque de incerteza mundial positivo	87
5.3.3. Respostas estaduais a um choque adverso de oferta agregada mundial	97
5.3.4. Respostas estaduais a um choque de incerteza local positivo.....	108
5.4. Síntese: o padrão regional nas respostas acumuladas.....	117
6. CONCLUSÃO.....	119
7. REFERÊNCIAS.....	121
APÊNDICE	126

1. INTRODUÇÃO

A literatura tem mostrado que os choques de risco-país e os choques externos desempenham papel importante nas flutuações dos países emergentes e exportadores líquidos de *commodities*. Estudos como o de Shousha (2016), Drechsel e Tenreyro (2017) e Fernández, Schmitt-Grohé e Uribe (2017) analisam a relação dupla entre os choques de preços de *commodities* e as condições financeiras. Outros trabalhos analisam de forma conjunta os choques de *commodities* e de demanda mundial, mas ignoram o risco financeiro. Um exemplo é o estudo de Charnavoki e Dolado (2014).

Contudo, a análise conjunta dos choques relacionados à demanda mundial, às condições financeiras global e doméstica e às questões de oferta ainda é pouco explorada na literatura. Mais recentemente, Valério e Ferreira (2018) e, menos diretamente, Fernández, González e Rodríguez (2018) enfatizaram a relevância do estudo dos choques externos e de risco-país para o ciclo econômico brasileiro. Valério e Ferreira (2018) encontram que 25% da variância do erro de previsão do PIB no Brasil em um horizonte de 4 anos é explicado pelo choque nos preços agregados de *commodities*, 36% é devido ao choque de demanda global e 16% ao impacto no risco-país.

Apesar da importância dos choques externos e de incerteza local para a economia brasileira como um todo, até o momento, a literatura não explorou os efeitos sobre as economias estaduais. Os estudos das respostas regionais a choques macroeconômicos focam, em geral, nos impactos de alterações exógenas na taxa de juros. Contudo, como mostram Valério e Ferreira (2018), oscilações da taxa de juros de política monetária são mais explicadas pelos choques de risco-país e de preços de *commodities* do que por inovações nela mesma, que apenas responde endogenamente.

Como evidenciado por Mumtaz, Sunder-Plassmann e Theophilopoulou (2016) para os choques de incerteza local nos Estados Unidos, a lacuna na literatura regional sobre o estudo de choques macroeconômicos que vão além dos choques de políticas é surpreendente, dada a forte evidência encontrada que aponta para diferenças estruturais entre os estados. Carlino e Defina (1999), por exemplo, mostram que as respostas estaduais frente ao choque de política monetária diferem significativamente em termos de tipos e participação de indústrias no PIB estadual. Para o Brasil, o impacto regional do choque monetário e as características das

indústrias e do sistema financeiro, entre outras, são analisados por Vasconcelos e Fonseca (2002), Rocha, Silva e Gomes (2011) e Serrano (2014). Apesar de conclusões divergentes na análise entre os estudos, é razoável supor que a heterogeneidade das economias estaduais torne provável que suas respostas aos choques externos e de incerteza local também sejam diferentes.

O objetivo deste trabalho é analisar como as Unidades Federativas no Brasil reagem aos choques externos (de demanda, oferta agregada e incerteza mundial) e de incerteza local analisados em conjunto, preenchendo assim uma importante lacuna na literatura. Para tanto, seguiu-se, de perto, os estudos de Valério e Ferreira (2018), por analisarem conjuntamente os efeitos dos quatro choques para a economia agregada, e o de Serrano (2014) e Francis *et al.* (2012), que utilizaram a metodologia de Vetores Autorregressivos Estruturais Bayesiano (BSVAR) para análise regional da política monetária. Ainda como contribuição à literatura regional, focada nos efeitos do choque monetário sobre emprego estadual e, por vezes, sobre a produção industrial, este estudo analisa as respostas regionais do ICMS, do IBCR e também do emprego.

Para entender como os estados brasileiros reagem aos choques, utiliza-se um modelo BSVAR apropriado para lidar com pequenas economias abertas (CUSHMAN; ZHA, 1997; ZHA, 1999) e que cujas *priors* baseiam-se no desenvolvimento de Sims e Zha (1998). A estimação para as variáveis regionais é conduzida de forma separada para cada Unidade Federativa.

Os resultados sugerem, em linhas gerais, assimetrias nas magnitudes das respostas acumuladas no período de um ano para as três variáveis regionais estudadas. Contudo, a maioria dos estados apresentou resposta positiva no ICMS, no emprego e no IBCR após choque positivo na demanda mundial e no índice de preço agregado de *commodities*, interpretado como um choque adverso de oferta mundial. Já as respostas da maioria dos estados a choques adversos de incerteza financeira global e de incerteza macroeconômica nacional foram negativas.

As correlações entre as características econômicas estaduais, segundo o valor adicionado bruto e as exportações de produtos básicos, e a magnitude das respostas acumuladas em um ano não apresentaram padrão único. Na média, estados com maior participação do setor industrial no PIB tiveram maior sensibilidade aos choques. Em contraste, a parcela dos produtos básicos nas exportações estaduais não se mostrou significativa na determinação das

assimetrias na maioria das variáveis regionais, a despeito de sua importância na pauta exportadora de vários estados brasileiros.

Além desta introdução, o restante do trabalho está organizado como se segue. A primeira seção traz a revisão da literatura dos choques externos e de incerteza local e da literatura dos efeitos regionais de choques macroeconômicos. A segunda seção aborda uma breve caracterização das economias estaduais no Brasil, segundo o valor adicionado bruto e a pauta de exportação, com o intuito de fornecer informações relevantes para o entendimento das reações de cada estado aos choques. Em seguida, a estratégia empírica é apresentada. Na quinta seção, os resultados das respostas regionais do ICMS, do nível de emprego formal e do IBCR são apresentados por choque. Por fim, são apontadas as principais conclusões deste estudo.

2. CHOQUES E CICLOS ECONÔMICOS

2.1. Choques externos e de risco-país

Apesar do consenso na literatura de que os ciclos econômicos em países menos desenvolvidos são mais voláteis, os efeitos de um mercado financeiro globalizado e de maior liberalização econômica nesses países ainda é um tema em debate acadêmico. Fato é que, nesse contexto, os fluxos financeiros tornaram-se mais voláteis, exigindo respostas adequadas das políticas econômicas capazes de amenizar os efeitos da exposição da economia ao mercado global.

Assim, a maior integração financeira e econômica dos países permitiu que choques externos fossem facilmente transmitidos. Calvo, Leiderman e Reinhart (1993) argumentam que os influxos de capital nesses países são explicados por fatores externos, como uma recessão nos Estados Unidos ou menor taxa de juros internacional. De acordo com Canova (2005), a maioria das flutuações cíclicas domésticas nos países da América Latina é de origem externa. No Brasil, os fatores internacionais representam mais de 55% da variabilidade em variáveis como produto, inflação, taxa de juros e câmbio, segundo o autor.

Céspedes *et al.* (2005) afirmam que os mercados emergentes e intensivos em *commodities*¹, como no caso do Brasil, tendem a sofrer maiores impactos de choques externos. Segundo relatório do FMI (2017), um dos desafios das economias emergentes é ajustar-se para reduzir a dependência das receitas de *commodities*, bem como as vulnerabilidades financeiras, conduzidas pela alta volatilidade e influência das condições econômicas externas sobre esse tipo de mercado.

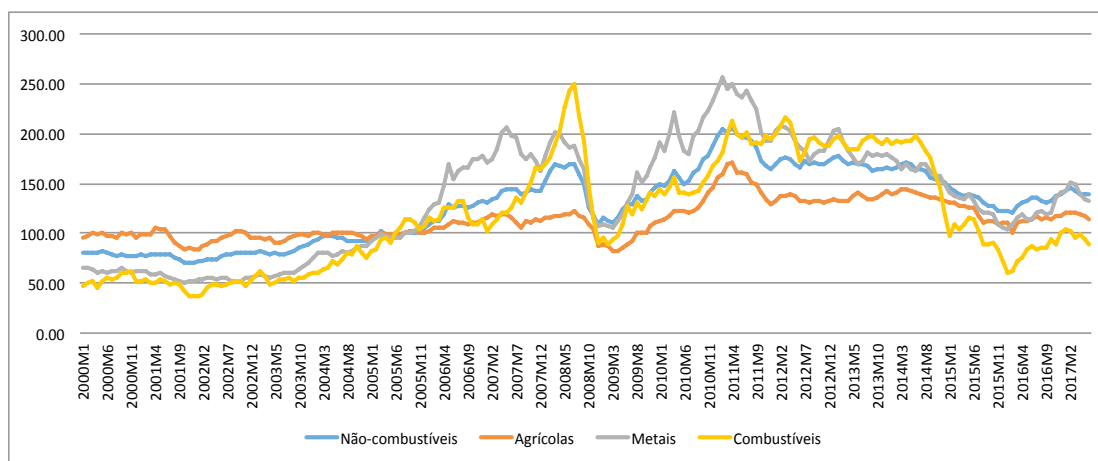
Estudos acerca das consequências econômicas de flutuações nos preços das *commodities* têm aumentado nos últimos anos. O maior interesse na área está associado a alta acentuada a partir da segunda metade dos anos 2000. A forte flutuação nesses preços tem sido observada entre os diferentes tipos de *commodities*, desde produtos agrícolas e metálicos, a combustíveis (energia).

O Gráfico 1 confirma o fato de que todos os tipos de *commodities*, a partir de 2000, se moveram na mesma direção em grande parte do período. A tendência de aumento de seus

¹ O conceito de *commodity* neste estudo segue a definição do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio (MDIC): o termo refere-se a produtos de base em estado bruto (primários) ou com pequeno grau de industrialização, com características padronizadas e produzidos em grandes quantidades por diferentes produtores. Tais produtos possuem cotação e liquidez globais.

preços permaneceu até o início da crise financeira global, quando em 2008 e 2009 observa-se acentuada queda nos índices de preços. O movimento de recuperação a partir de 2010 não se manteve por um longo período, ao contrário do que foi observado durante os anos 2000. Ao longo de 2016 e 2017, o índice de preços de tais produtos mostrou sinais de recuperação.

Gráfico 1– Evolução dos índices de preços de *commodities* por tipo (2000-2017)



Fonte: Elaboração própria, a partir de dados do IMF *Primary Commodity Prices* (FMI).

Nota:

(1) Índices mensais cuja base é 2005=100. O índice de preços de *commodities* “não-combustíveis” inclui índices de preços de alimentos e bebidas e de insumos industriais. As *commodities* de energia (combustíveis) incluem preços de petróleo cru, gás natural e carvão.

Como Drechsel e Tenreyro (2017) destacam, uma vasta literatura propôs explicações para os ciclos econômicos mais voláteis das economias emergentes, especialmente aquelas dependentes das exportações de produtos primários. Contudo, os trabalhos apontam para fontes distintas de choques externos, dividindo a literatura. Como tais choques produzem efeitos diferenciados e seus mecanismos de propagação não são uniformes entre os países e, dada a heterogeneidade econômica das Unidades Federativas no Brasil, supõe-se também que choques externos causem efeitos diferenciados sobre as economias estaduais.

Apesar do reconhecimento de que as fontes dos choques externos importam para as flutuações das economias emergentes, alguns estudos têm focado na análise de um choque específico ou na combinação de dois choques para analisar o ciclo econômico de países dependentes de produtos primários. Segundo Valério e Ferreira (2018), não considerar os diferentes fatores por trás dos movimentos nos preços de *commodities* pode resultar na superestimação da contribuição dos choques estudados.

Charnavoki e Dolado (2014) e Fernández, Schmitt-Grohé e Uribe (2017) são exemplos de trabalhos que tentam combinar choques de demanda global com choques nos preços de *commodities*. Segundo Charnavoki e Dolado (2014), a heterogeneidade na reação entre os países exportadores de *commodities* manifesta-se via preço mundial desses produtos, que é impulsionado por diferentes tipos de choques estruturais externos.

O crescimento acentuado nesses preços era associado principalmente à queda na oferta. No entanto, segundo De Gregorio (2012), o *boom* no período recente tem como fonte o aumento da demanda agregada mundial. Um dos fatores associados ao *boom* foi a demanda crescente da China, atrelada à rápida e intensa industrialização no país. Mais recentemente, fatores como atividade econômica mais forte e expectativas de maior demanda global contribuíram para a recuperação dos preços das *commodities* a partir de 2016, especialmente devido à política de apoio ao investimento imobiliário e infraestrutura na China (FMI, 2017).

Kilian (2009) analisa as variações no preço de petróleo e faz uma crítica à abordagem que, frequentemente, considera inovações no preço da *commodity* como choque de oferta exógeno. Ao decompor as flutuações do preço de petróleo, o autor conclui que os choques de demanda mundial contribuíram mais para as flutuações a partir de 2001 do que choques de oferta. Conclusão similar é encontrada por De Gregorio (2012) no contexto de todo o mercado de *commodities*.

Charnavoki e Dolado (2014) identificam os principais choques externos relevantes para explicar a volatilidade dos preços mundiais de produtos primários e os mecanismos de propagação desses choques no Canadá, uma “pequena economia exportadora de *commodity*”. Os autores identificam três choques externos: (i) de demanda agregada global, identificado através de informações sobre a atividade econômica mundial; (ii) de oferta global de bens não relacionados às *commodities*, identificado através de informações sobre a inflação mundial e (iii) choque global de *commodities*, que capturaria mudanças imprevistas em um índice real de preços desses bens. Os resultados confirmam os achados por Kilian (2009), mostrando que oscilações nos preços de *commodities* são impulsionadas por uma variedade de choques globais estruturais.

Segundo os autores, um choque inesperado de demanda mundial aumenta os preços de *commodities* e melhora os termos de troca do país. Ao estimular o PIB mundial e o comércio internacional, tal choque aumenta tanto as exportações quanto as importações de países

exportadores de produtos primários. O resultado, no entanto, é um forte efeito expansionista sobre o PIB canadense e sobre a absorção doméstica, estimulando produto e emprego de todos os setores.

Já um choque adverso de *commodity*, que eleva os preços reais dessas mercadorias gerando inflação global temporária, não gera efeitos claros sobre o PIB, uma vez que não estimula o produto de todos os setores da economia. Além disso, ao contrário de um choque de demanda mundial, o choque de *commodity* aumenta o preço mas reduz o PIB mundial (CHARNAVOKI; DOLADO, 2014). Portanto, o efeito sobre o produto doméstico e emprego é incerto, pois a origem do choque que afeta o preço impacta o PIB de forma heterogênea. Daí a importância de se considerar tanto choques de demanda quanto choques de *commodities*, dado que o efeito sobre o PIB não é óbvio.

Contudo, Charnavoki e Dolado (2014) e Kilian (2009) são exemplos de estudos que consideram choques de demanda agregada mundial e nos preços de *commodities*, mas não examinam o lado financeiro. Segundo Valério e Ferreira (2018), é razoável supor uma redução nos preços de *commodities* após um aumento no risco internacional. Nesse caso, estudos que desconsideram o risco financeiro tendem a incorrer na supervalorização da importância dos choques de demanda e oferta sobre os ciclos econômicos dos países emergentes.

Apenas mais recentemente, segundo Fernández, González e Rodríguez (2018), a literatura tem abordado o papel dos choques financeiros e os efeitos amplificadores de fricções financeiras no ciclo de negócios nesses países. E embora a reação da economia tenha a mesma direção das economias desenvolvidas, estudos destacam que em países emergentes os efeitos dos choques de incerteza globais são mais profundos e a contração mais longa². O trabalho de Bloom (2009) reforçou o interesse associado à quantificação do impacto da incerteza sobre as dinâmicas macroeconômicas (CESA-BIANCHI, PESARAN, REBUCCI, 2014).

De acordo com Carrière-Swallow e Céspedes (2013), grande parte da pesquisa recente mostrou que picos na incerteza mundial geram rápidas quedas em variáveis macroeconômicas que afetam o ciclo econômico. Os autores reportam que as quedas nos investimentos e no

² Ver por exemplo Carrière-Swallow & Céspedes (2013); Neumeyer & Perri (2005) e Fernández- Villaverde *et al.* (2011).

consumo são muito mais severas e persistentes em economias emergentes após um choque de incerteza exógeno global. Isso ocorreria devido à restrição ao crédito na sequência do choque de incerteza e aos mercados financeiros não totalmente desenvolvidos³.

Fernández- Villaverde *et al.* (2011) analisam como mudanças na volatilidade da taxa de juros real de pequenas economias emergentes abertas, a saber, Brasil, Argentina, Equador e Venezuela, afetam variáveis reais. O aumento na volatilidade resulta em redução na produção, no consumo, no investimento e nas horas trabalhadas, embora tais efeitos sejam menos intensos no caso brasileiro. Isso indica que excesso de incerteza acerca da trajetória futura da taxa de juros real influencia na decisão dos agentes econômicos.

A volatilidade das taxas de juros reais nos países emergentes também é o foco de Neumeyer e Perri (2005), que evidenciam a relação entre choques reais de taxas de juros e choques de volatilidade, os quais se reforçam mutuamente. Os autores investigam o efeito das condições financeiras externas sobre a atividade econômica através de preços e verificam que os ciclos econômicos em países emergentes são mais voláteis, com taxas de juros desempenhando papel fundamental e de forma anticíclica. Os autores verificam que a eliminação da flutuação no risco-país reduziria cerca de 27% da volatilidade do produto, enquanto a eliminação da flutuação da taxa real internacional contribuiria em apenas 3% para essa redução.

Contudo, ao desconsiderarem o papel dos choques nos preços de *commodities*, os resultados de estudos focados na análise da importância dos choques nas taxas de juros, como o de Neumeyer e Perri (2005), Fernández-Villaverde *et al.* (2011) e Carrière-Swallow e Céspedes (2013), podem, também, conduzir à superestimação dessa importância para as flutuações do ciclo de negócios dos países emergentes. Mais recentemente, trabalhos como de Shousha (2016) e Fernández, Schmitt-Grohé e Uribe (2017) tentam conciliar o risco financeiro com choques nesses preços.

³ Os autores apontam que a profundidade do setor financeiro local e a qualidade das instituições empresariais são alguns dos fatores com importantes interações com a transmissão dos choques de incerteza globais. Eles destacam a relevância do canal de crédito para o impacto real desses choques: os investidores internacionais buscam ativos mais seguros, retirando seus investimentos das economias emergentes e limitando a oferta de crédito. Através de um exercício contra-factual, mantendo o crédito constante, os autores analisam a oferta de crédito nessas economias caso não fosse afetada pelo choque. Nesse caso, os resultados mostram que a dinâmica de investimentos em economias emergentes se aproxima da dinâmica de economias desenvolvidas (CARRIÈRE-SWALLOW; CÉSPÉDES, 2013).

Quando medidas de taxa de juros mundial são incorporadas ao vetor de preços de *commodities*, o resultado de Fernández, Schmitt-Grohé e Uribe (2017) revela que a participação dos choques mundiais em explicar a variabilidade de variáveis domésticas nas economias aumenta em 10 pontos percentuais. Os choques no lado financeiro da economia e choques nesses preços explicariam mais de 60% da variabilidade no produto nacional, para uma amostra com 138 países, incluindo o Brasil. A importância de tais choques para a flutuação no ciclo dos países é ainda mais evidente na amostra de 2000 a 2015, na qual os choques mundiais explicaram, em média, 79% da variância do produto (FERNÁNDEZ; SCHMITT-GROHÉ; URIBE, 2017).

Shousha (2016) ainda constata que incluir os preços de *commodities* reduz consideravelmente a contribuição dos choques nas taxas de juros para a flutuação cíclica nos países emergentes. Verifica que, para países exportadores de produtos primários, desconsiderar os choques nos preços de *commodities* na análise da importância das condições financeiras leva à superestimação da contribuição dos choques nas taxas de juros internacionais no país, que capturariam os efeitos das demais dinâmicas internacionais. Segundo o autor, os choques nos preços de *commodities* explicariam mais de 20% dos movimentos no produto das economias emergentes exportadoras desses produtos.

Estimativas sobre a relevância de medidas de risco-país (spread soberano) sobre o ciclo local também podem ser afetadas caso não se considere a influência de variáveis internacionais sobre ela. Shousha (2016), Drechsel e Tenreyro (2017), Fernández, González e Rodríguez (2018) e Valério e Ferreira (2018) verificam que condições externas são cruciais na determinação do risco-país. Shousha (2016), Drechsel e Tenreyro (2017) e Fernández, González e Rodríguez (2018) destacam a influência dos preços de *commodities*. Valério e Ferreira (2018), por outro lado, mostram que a influência do preço de *commodities* é menor após controlado pelos efeitos da atividade econômica e pela volatilidade do mercado financeiro, ambos avaliados em nível global. Os autores encontram que os choques nos preços de *commodities*, interpretados como de oferta agregada mundial, têm pouca influência sobre o risco nacional após controlar pelo risco financeiro global. Essa conclusão foi robusta para o Brasil, Chile, Colômbia e Peru.

Ainda assim, o risco-país, que de alguma maneira capta incertezas macroeconômicas, mantém sua relevância para explicar ciclos de produtos domésticos. Na literatura, a análise conjunta dos choques externos e de risco-país é ainda pouco explorada, embora, recentemente,

Fernández, González e Rodríguez (2018) enfatizaram a relevância do estudo dos choques externos e de risco-país para o ciclo econômico brasileiro. Os autores estimam que 30% das flutuações no produto brasileiro são oriundos de choques no risco-país. Valério e Ferreira (2018) estimam essa contribuição em 39%, quando preço de *commodities* é a única variável internacional do modelo, e 16,4% quando as demais variáveis internacionais são incluídas. Para horizonte curto, de 2 anos, essa contribuição atinge 26,9%, mesmo com todos os controles internacionais.

Fernández, González e Rodríguez (2018, p.112) enfatizam que, apesar de na maioria das vezes os movimentos nos preços relativos de *commodities* terem amplificado o ciclo de negócios, há casos em que eles agiram como “dispositivos de amortecimento” contra “forças domésticas”. A decomposição histórica do hiato do produto sugere que, durante a recuperação após a crise financeira mundial de 2008, a rápida reversão dos preços das *commodities* ajudou a contrabalançar as contribuições negativas dos choques domésticos, principalmente no Brasil.

Apesar dos estudos demonstrarem a importância de se considerar a variabilidade dos preços de *commodities* na análise da influência das condições financeiras para os países emergentes, Valério e Ferreira (2018) contestam os achados de Fernández, González e Rodríguez (2018), Drechsel e Tenreyro (2017) e de Shousha (2016) ao mostrarem que a influência de inovações nos preços de *commodities* sobre o risco-país é pouco significativa quando o modelo inclui incerteza financeira global, principalmente no primeiro ano após o choque. Portanto, Valério e Ferreira (2018) concluem que, mesmo uma análise na qual associe condições financeiras e preços de *commodities*, pode gerar resultados duvidosos.

Empiricamente, Valério e Ferreira (2018) corroboram a relevância do risco-país como canal de transmissão para a economia doméstica. O choque positivo de demanda mundial explicou, sozinho, mais de 34% da variabilidade do risco-país após 16 trimestres para o Brasil. Já um choque nos preços agregados de *commodities* teve um impacto menor sobre o risco-país e explicou 12% das flutuações na variável, enquanto o choque de incerteza mundial, respondeu por mais de 24%. Os valores significativos das parcelas dos choques que explicam as flutuações no risco-país sugerem a importância de considerá-lo como canal interno.

Ao mesmo tempo em que a análise da relação dupla entre choques de preços de *commodities* e de riscos financeiros podem produzir estimativas supervalorizadas, o fato de que trabalhos

que analisam de forma conjunta os choques de *commodities* e de demanda mundial também podem ter seus resultados enviesados ao não considerarem as condições financeiras, como em Charnavoki e Dolado (2014), como abordado anteriormente. Assim, Valério e Ferreira (2018) enfatizam a necessidade de olhar o estado da economia em várias dimensões conjuntamente, de forma a filtrar os efeitos de outros choques.

Para tanto, os autores consideram, em um mesmo modelo, questões relacionadas à demanda mundial, aos riscos financeiros locais e globais e aos preços de *commodities*, interpretado como choque de oferta mundial. Seus resultados sugerem que a análise conjunta dos choques associados a tais questões melhorou a compreensão de seus impactos sobre a economia nacional.

O trabalho de Österholm e Zettelmeyer (2008) também elenca três fatores externos relevantes para os ciclos econômicos de países da América Latina: condições financeiras globais, preços de *commodities* e demanda mundial. Seus resultados mostram que os choques externos relacionados às condições financeiras, ao preço de *commodities* e ao crescimento econômico mundial explicam de 50% a 60% da variação da taxa de crescimento de um índice agregado da atividade latino-americana.

Especificamente para o Brasil, Fernández, González e Rodríguez (2018) encontram que 27,5% da variância do produto brasileiro são devidos a choques em mercados de *commodities*, enquanto 72,5% se deve a outros choques. A média da participação dos choques nesses mercados para os países da amostra (Brasil, Chile, Colômbia e Peru) é de 42%.

Ao considerar as três fontes- demanda global, incerteza financeira e o mercado de *commodities*, Valério e Ferreira (2018) concluem que o choque nos preços de *commodities* contribui menos do que o sugerido pela literatura para as economias emergentes exportadoras de tais produtos. Para o PIB no Brasil, 25% da variância do erro de previsão em um horizonte de 4 anos é explicado pelo choque nos preços agregados de *commodities*, 36% é devido ao choque de demanda global e 16% ao impacto no risco-país. Uma menor parcela (1,8%) é devida ao choque de incerteza mundial.

Além disso, é importante ressaltar que os choques externos e de incerteza local são relevantes, também, para as flutuações na taxa de juros. Os resultados de Valério e Ferreira (2018) mostram que, no horizonte de 16 trimestres, choques no risco-país explicariam mais de 40%

da variabilidade na taxa de juros do Brasil, e choques nos preços de *commodities* seriam responsáveis por cerca de 21% dessa variabilidade. Portanto, inovações na própria variável seriam menos relevantes para explicar suas flutuações 4 anos após os choques, demonstrando o caráter endógeno da taxa de juros da política monetária.

Uma questão importante que surge para a análise dos choques externos é a discussão de qual medida de preços mundiais se utilizar. Tanto Charnavoki e Dolado (2014), quanto Fernández, Rodríguez e González (2018) e Valério e Ferreira (2018) consideram preços agregados de *commodities* em suas análises. Charnavoki e Dolado (2014) concluem que choques em preços de *commodities* específicas podem subestimar os efeitos de choques globais sobre a economia. Schmitt-Grohé e Uribe (2018) criticam a perspectiva usual de que os choques mundiais transmitidos pelos termos de troca⁴ são uma importante fonte de flutuação no ciclo de negócios de países emergentes. Os autores comprovaram empiricamente, para uma amostra de 38 países na qual o Brasil está incluído, que os choques nos termos de troca explicam menos de 10% dos movimentos do PIB doméstico desses países.

Fernández, Schmitt-Grohé e Uribe (2017) corroboram a ideia da escolha de preços múltiplos de *commodities* em detrimento do preço de uma *commodity* específica ou de um preço único mundial. Os autores testam uma série de medidas de preços mundiais únicos, como os termos de troca, e concluem que uma única medida é insuficiente para captar apropriadamente os choques mundiais. Mesmo quando consideram um índice de *commodities* específicas para cada país, a fração média da variância do produto explicada pelo índice chega a 27%, inferior à média de 34% explicada quando considerados múltiplos preços de *commodities* em conjunto. Portanto, nem todos os preços mundiais afetam as variáveis da mesma forma. Incluir uma medida mais agregada capta os preços de exportação e importação, além de não favorecer uma variável macroeconômica específica, dado que um país ou região pode exportar um tipo de *commodity* e importar outro tipo.

Em países exportadores de *commodities*, os choques externos que aumentam os preços desses produtos tendem a afetar a economia local via apreciação do câmbio real, devido ao maior

⁴ Os termos de troca correspondem ao preço relativo das exportações de um país em termos de suas importações. Fernández, Schmitt-Grohé e Uribe (2017) consideram modelos de termos de troca como modelos de preço único mundial.

ingresso de capital estrangeiro⁵. Chen e Rogoff (2003) e Cashin, Céspedes e Sahay (2004) exploraram a apreciação da taxa de câmbio real em países exportadores líquidos de *commodities* em decorrência do aumento no preço real desses bens.

Um efeito da apreciação cambial destacado por Charnavoki e Dolado (2014), Fernández, González e Rodríguez (2018) e Schmitt-Grohé e Uribe (2018) é o canal da demanda interna, associado ao efeito renda. Quando os choques induzem ao aumento no preço das *commodities*, os residentes aumentam a demanda por bens domésticos como resposta ao aumento da renda oriunda das receitas inesperadas com a exportação dos produtos primários. O canal tem efeitos reais sobre a economia na medida em que aumenta o preço relativo dos bens domésticos, incentivando o aumento da produção doméstica. Portanto, um importante canal a ser considerado no lado da economia doméstica é o da demanda interna.

Logo, como os movimentos nos preços de *commodities* geram efeitos sobre produto, afetando câmbio e demanda agregada interna, determinar as políticas monetária e fiscal para redução da volatilidade torna-se questão chave em economias associadas a câmbio flexível (CÉSPEDES; VELASCO, 2012). Segundo De Gregorio (2012), a apreciação cambial pode amenizar os efeitos do aumento de preços mundiais sobre a inflação doméstica. Embora o efeito sobre a inflação seja atenuado, a política monetária deve responder aos choques para estabilizar os preços, já que as variações cambiais afetam a inflação. O autor enfatiza também que o *pass-through*⁶ da taxa de câmbio tem efeito mais significativo quando choques externos afetam preços de *commodities* negativamente.

Assim, a determinação das políticas macroeconômicas parece estar associada à interpretação adequada da origem externa das oscilações nos preços das *commodities*. Valério e Ferreira (2018) concluem que, para algumas economias da América Latina, incluindo o Brasil,

⁵ Um dos fatos estilizados sobre os efeitos de flutuações e choques nos preços de *commodities* sobre os ciclos econômicos de países emergentes é o efeito da “*commodity currency*”, que refere-se à moeda de um país estar fortemente correlacionada com os preços desses bens. Isso ocorre quando a volatilidade desses preços é transferida para a taxa de câmbio em economias com significativa dependência de produtos primários na pauta exportadora. A literatura sobre o assunto baseia-se nos trabalhos de Chen & Rogoff (2003) e Cashin, Céspedes e Sahay (2004).

⁶ O câmbio pode afetar a inflação através da mudança nos preços de bens e serviços *tradables*; indiretamente, via preços de insumos importados para a produção nacional e através da substituição dos produtos nacionais e importados. Embora não seja o foco deste estudo, reconhece-se que o *pass-through* da taxa de câmbio (repassa da variação cambial aos preços internos) não é completo. Embora tenha se reduzido- principalmente em países que adotam metas de inflação-, o repasse de variações na taxa de câmbio à inflação ainda é um importante fator. Ver Dornbush (1987) - referência nessa literatura e, para Brasil, Minella *et al.* (2003) e Nogueira Jr. (2007).

choques que aumentem os preços das *commodities* podem provocar diferentes reações na inflação. Seu movimento depende, portanto, da fonte responsável pelo impulso.

Portanto, dependendo dos choques externos considerados, os efeitos sobre as economias domésticas não são iguais e claros, principalmente quanto às reações do PIB e da inflação. Além disso, diante dos recentes achados de Fernández, González e Rodríguez (2018) e, principalmente de Valério e Ferreira (2018), infere-se que os principais choques com maiores efeitos sobre o ciclo econômico brasileiro são os choques externos- especialmente de demanda agregada, incerteza e nos preços agregados de *commodities*- e o choque de incerteza local. Com base em Valério e Ferreira (2018), entende-se a necessidade de analisá-los conjuntamente.

2.2. Resposta regional

A análise da existência de assimetrias regionais na transmissão de choques externos ainda é pouco explorada no Brasil. Trabalhos empíricos acerca dos efeitos de choques de incerteza, risco-país e demanda agregada mundial concentraram-se no comportamento macroeconômico agregado, embora poucos estudos tenham se concentrado na relação desses choques com choques internacionais.

Especialmente em relação a choques de incerteza mundial, os trabalhos priorizam o impacto sobre dados agregados. Mumtaz, Sunder-Plassmann e Theophilopoulou (2016) mencionam que os efeitos desses choques sobre os estados dos Estados Unidos são pouco explorados na literatura. Mostram que choques de incerteza têm magnitude e persistência significativamente distintas entre os estados: aqueles que vivenciaram maiores efeitos tiveram uma queda de 0,26-0,3% na renda estadual e o impacto do choque persistiu por mais de 3 anos, enquanto aqueles com as respostas menos sensíveis tiveram uma redução de menos de 0,15% na variável.

Os autores encontram que a magnitude no declínio da renda estadual, usada como *proxy* para a atividade real, é maior em estados com grande participação de indústrias manufatureiras e do setor de construção, de pequenas empresas, com alto déficit fiscal, com um mercado de trabalho menos rígido e um mercado imobiliário mais volátil. Por outro lado, o impacto de um choque de incerteza é amenizado em estados com uma parcela mais significativa de indústrias de mineração, por exemplo.

Shepherd, Torres e Mendoza (2014) analisam a dinâmica do produto nacional, regional e de estados mexicanos entre 1980 e 2006 frente aos choques domésticos e internacionais. Para os autores, a desagregação regional possibilita uma análise mais complexa da dinâmica econômica do país se comparada aos estudos com dados agregados. Os resultados obtidos corroboram a hipótese de heterogeneidade nas respostas regionais e estaduais diante dos choques, especialmente aqueles relacionados às oscilações do produto norte-americano.

A literatura sobre impacto regional de choques exógenos de política monetária é mais ampla e corrobora a assimetria na resposta de estados ou regiões diante de inovações na taxa de juros. Análises macroeconômicas a nível regional preocupam-se, principalmente, com os impactos diferenciados de um choque na política monetária sobre as regiões e tem como discussão central dois aspectos: (i) estimar os efeitos desse choque sobre cada economia estadual para observar assimetrias e, caso haja assimetria nas respostas regionais, (ii) identificar os determinantes dessa assimetria (ROCHA; SILVA; GOMES, 2011).

O trabalho de Carlino e Defina (1999) é referência nessa literatura. Através de uma série de VAR's, os autores encontram evidências de que há assimetrias nas respostas dos estados norte-americanos diante de choques de política monetária. Seus resultados sugerem que o tamanho da resposta dos produtos estaduais depende positivamente da participação da indústria manufatureira no produto do estado, o que condiz com o canal de juros. Já para o canal de crédito, não encontram evidências de sua importância para os Estados Unidos, dada a falta de correlação entre tamanho das firmas e resposta do produto regional.

Owyang e Wall (2003) e Di Giacinto (2003) também verificam assimetrias nas respostas nos estados norte americanos frente aos choques de política monetária. No primeiro trabalho, os autores verificam características distintas nos ciclos econômicos estaduais. No segundo, efeitos espaciais são incluídos e conclui-se que interações entre os estados tendem a tornar as respostas regionais menos fortes e dispersas.

Francis, Owyang e Sekhposyan (2012) estendem a análise para um nível ainda maior de desagregação. Analisam as respostas do emprego (variável utilizada como *proxy* para atividade econômica) de regiões metropolitanas dos Estados Unidos aos choques de política monetária através de um VAR Bayesiano. Os resultados assemelham-se aos achados na literatura: há assimetria nas respostas metropolitanas aos choques monetários que pode ser atribuída às características demográficas e do governo local.

No Brasil, destacam-se os estudos de Vasconcelos e Fonseca (2002), Araújo (2004), Bertanha e Haddad (2008) e Rocha, Silva e Gomes (2011), que corroboram a hipótese de assimetria nas reações das economias nos estados brasileiros. Destacam-se ainda os estudos de Silva, Rezende e Crocco (2011), Guimarães e Monteiro (2014) e Serrano (2014).

Vasconcelos e Fonseca (2002) se baseiam em Carlino e DeFina (1999) para analisar os efeitos de tais choques sobre as regiões brasileiras considerando a importância da composição e tamanho das indústrias regionais, bem como o canal de crédito através de um modelo VAR. Seus resultados mostram que efeitos de choques monetários sobre a produção industrial são mais intensos nos estados de São Paulo, Pernambuco, Rio Grande do Sul e nos estados da região Nordeste. Através de uma análise descritiva, os autores concluem que estados com maior proporção da produção industrial estariam sujeitos a maior sensibilidade a inovações na taxa de juros. Dentro do setor industrial, a produção de bens de capital e de bens de consumo duráveis tenderiam a responder mais fortemente a choques de política monetária.

Já Araújo (2004) compara a resposta da produção industrial às inovações de política monetária das regiões Sul e Nordeste e para alguns estados dessas regiões. O autor, através de uma estimação separada para cada desagregação, conclui que as respostas são bastante assimétricas e a região Sul reage mais fortemente a esse tipo de choque. Apesar dos estados nordestinos serem menos sensíveis ao choque, os estados da Bahia e Pernambuco apresentaram reações fortes em comparação com o restante do Nordeste.

Bertanha e Haddad (2008) estimam um VAR estrutural com técnicas de econometria espacial-semelhante à Di Giacinto (2003). Os autores verificam que os estados do Norte e Nordeste são mais vulneráveis a variações na taxa de juros. Para tanto, constroem uma variável de emprego estadual, utilizada como *proxy* para nível de atividade. A especificação do modelo permite estimar efeitos de transbordamento entre os estados, tanto contemporaneamente quanto com defasagem. Os resultados mostram que, em média, os impactos do choque sobre as economias estaduais são mais fortes e dispersos quando as inter-relações de dependência espacial são desconsideradas.

Segundo Rocha, Silva e Gomes (2011), apesar de haver consenso de que existe assimetria nas dinâmicas das economias regionais no Brasil diante de um choque de política monetária, os resultados não mostram padrão. São analisados os efeitos de um choque de política monetária sobre os estados de Amazonas, Pará, Ceará, Pernambuco, Bahia, Minas Gerais, Espírito

Santo, Rio de Janeiro, São Paulo, Paraná, Santa Catarina, Rio Grande do Sul e Goiás. Os autores encontram que Amazonas, Rio Grande do Sul e Goiás são os estados mais sensíveis, enquanto Paraná, Pernambuco e Bahia encontram-se no outro extremo. Atribuem a menor intensidade de resposta à maior abertura comercial, densidade demográfica e maior participação da indústria extrativista.

Serrano (2014) segue Francis, Owyang e Sekhposyan (2012) ao aplicar um modelo VAR Bayesiano para analisar o comportamento dos estados brasileiros frente a um choque na taxa de juros. Verificam que os estados mais sensíveis são São Paulo, Rio Grande do Sul e Paraná, em consonância com os resultados de Vasconcelos e Fonseca (2002). Em termos de padrão regional, os estados mais sensíveis ao choque exógeno de política monetária concentraram-se nas regiões Sul e Sudeste.

Silva, Rezende e Crocco (2011) analisam os efeitos de choques monetários sobre o emprego estadual, mas também consideram uma variável para captar o risco-país. A inclusão da variável é justificada pelo aumento da instabilidade externa e interna no Brasil, a fim de captar os efeitos dos choques externos no lado real da economia, sendo significativa para a maior parte dos estados, excetuando-se aqueles da região Nordeste. Os resultados também comprovam a existência de assimetria regional frente aos choques monetários.

Silva (2014), por outro lado, verifica respostas estaduais (usando o IBCR) mais simétricas frente a choques de política monetária. Choques fiscais, contudo, geram respostas assimétricas e menos intensas que os monetários.

Diante das evidências de assimetrias encontradas quanto aos choques de política monetária, e tendo em vista a inexistência de estudos focados nos efeitos de choques internacionais e de risco local sobre a macroeconomia dos estados, o presente trabalho pretende preencher essa importante lacuna na literatura brasileira e mesmo internacional.

3. CARACTERIZAÇÃO DAS ECONOMIAS REGIONAIS BRASILEIRAS SEGUNDO O PERFIL EXPORTADOR E O PIB

À luz da evolução recente dos preços de *commodities* e suas possíveis consequências sobre as economias dependentes desses produtos, esta seção tem como objetivo principal avaliar a relevância das *commodities* para o Brasil e, em especial, para as economias estaduais. A análise da participação dos produtos básicos na pauta exportadora e na dinâmica do emprego nos estados brasileiros desempenha um papel importante na investigação dos efeitos de choques externos sobre as economias regionais.

Esta seção aborda também características do produto das economias regionais segundo as atividades econômicas (agropecuária, serviços e indústria). O objetivo é fornecer embasamento para melhor entender os efeitos dos choques sobre as Unidades Federativas, uma vez que respostas heterogêneas podem surgir devido às diferentes características das economias, que levam à presença mais preponderante de determinados canais de transmissão (SERRANO, 2014).

No Brasil, há relativa dependência do setor externo em relação à produção e exportação de *commodities*. Os dados mostrados na Tabela 1 revelam participação crescente e significativa dos produtos básicos na pauta de exportação do país.

**Tabela 1 – Participação dos produtos básicos no total
da receita de exportação brasileira entre 2000 e 2017**

Ano	Participação
2000	22,79%
2002	28,25%
2004	29,51%
2006	29,23%
2008	36,96%
2010	44,66%
2012	46,80%
2014	48,99%
2017	46,41%

Fonte: Elaboração própria, a partir de dados do Secretaria de Comércio Exterior (SECEX/MDIC).

Nota:

(1) Valores correspondem aos produtos classificados como “básicos”. São desconsiderados semimanufaturados e manufaturados.

Em 2000, a participação desses produtos na receita de exportação brasileira correspondia a 22,79%, enquanto em 2017, atinge 46,41%, representando um aumento de cerca de 23 pontos percentuais. Ressalta-se, no entanto, uma queda na participação dos produtos primários no valor de exportação entre 2014 e 2017. Apesar da queda, ainda é significativa a participação dos produtos básicos na receita de exportação brasileira. Segundo dados do WTO (2017), o Brasil está entre os dez maiores exportadores mundiais de produtos agrícolas, de minério de ferro e de aço.

De acordo com Silva (2017), o crescimento da produção/exportação de *commodities* ampliou a presença do setor na estrutura produtiva nacional, conduzindo a uma maior especialização. Apesar da significativa participação de *commodities* nas exportações do Brasil, a produção é distribuída heterogeneamente e o grau de dependência desses mercados varia regionalmente. Macedo (2010) aponta que o aumento da relevância de produtos primários, especialmente aqueles ligados às atividades de agropecuária e indústria extrativa, para o setor externo tem significativa influência sobre a configuração regional no país, na medida em que intensifica as especializações estaduais e articula a produção ao mercado externo.

De forma geral, as exportações totais brasileiras apresentam elevado grau de concentração em poucos estados. Dados do MDIC mostram que, em 2017, apenas seis deles detinham mais de 70% do total exportado pelo Brasil. São Paulo, Minas Gerais e Rio de Janeiro são os principais exportadores, responsáveis por, respectivamente, 24%, 12% e 10,3%, do total exportado no país. Rio Grande do Sul, Paraná e Pará são os outros estados com as maiores participações nas exportações brasileiras.

Para retratar a importância do setor produtor de *commodities* na esfera regional, a Tabela 2 apresenta a participação por setor da economia em termos de emprego em 2016⁷. Em geral, os setores com a maior participação na quantidade de vínculos empregatícios são serviços, comércio, administração pública e indústria. A maior participação de empregos no setor extrativo mineral é de 1,94% e ocorre no Pará. Já no setor agropecuário, a proporção máxima de empregos atinge 14,12% e 11,19% no Mato Grosso e Mato Grosso do Sul, respectivamente. O emprego público representa, sozinho, mais de 20% do emprego total em

⁷ Os últimos dados sobre emprego estadual estão disponíveis apenas para o ano de 2016.

todos os estados da região Norte e Nordeste. No Distrito Federal, a administração pública também tem parcela significativa no total de empregados por setor⁸.

Tabela 2 – Participação (%) do emprego por setor da economia (2016)

UF	Extrativa Mineral	Agropecuária	Construção Civil	Comércio	Serviços	Administração Pública	Indústria
RO	0,37	3,88	3,72	24,10	22,53	34,22	11,16
AC	0,18	3,45	3,52	18,89	27,33	40,62	6,02
AM	0,20	0,71	3,59	16,70	28,32	32,21	18,28
RR	0,11	1,57	3,34	19,14	21,74	48,80	5,31
PA	1,94	4,79	6,24	19,79	26,15	32,63	8,46
AP	0,71	0,85	4,03	19,73	22,91	48,26	3,51
TO	0,32	7,70	4,13	18,38	21,84	40,08	7,56
MA	0,22	2,60	5,28	21,30	26,60	37,67	6,33
PI	0,17	1,71	5,06	19,62	30,72	35,41	7,30
CE	0,21	1,62	4,26	18,08	33,51	25,62	16,70
RN	1,48	2,97	4,45	19,59	31,74	28,58	11,19
PB	0,19	2,06	4,50	16,31	26,56	37,45	12,92
PE	0,14	3,15	4,19	18,91	36,15	22,98	14,48
AL	0,22	2,13	4,31	17,49	28,48	30,50	16,87
SE	0,94	2,85	4,52	17,13	34,86	27,11	12,58
BA	0,69	4,10	5,20	20,32	33,89	25,08	10,72
MG	1,26	5,59	4,92	20,92	33,77	16,85	16,69
ES	1,38	3,38	4,70	21,96	35,71	18,85	14,02
RJ	0,90	0,56	4,41	20,22	45,71	17,64	10,56
SP	0,14	2,39	4,16	20,28	41,86	12,45	18,73
PR	0,19	3,45	4,08	21,85	33,30	15,68	21,44
SC	0,33	1,99	3,86	20,34	31,72	11,79	29,96
RS	0,21	2,94	3,71	21,19	33,85	15,04	23,06
MS	0,39	11,19	4,09	19,79	30,03	19,33	15,19
MT	0,42	14,12	3,87	24,27	25,69	18,79	12,83
GO	0,55	6,60	3,88	19,97	30,70	21,87	16,42
DF	0,02	0,54	3,35	12,98	40,28	39,19	3,64

Fonte: Elaboração própria, a partir de dados da RAIS/MTE.

Nota:

(1) Valores correspondem à quantidade de vínculos ativos, segundo a classificação de setores da economia do IBGE. Em “Agropecuária” estão agrupadas as atividades de pesca, caça, extração vegetal e agropecuária. Em “Indústria” estão os setores de Indústria de Transformação e Serviços Industriais de Utilidade Pública.

Os setores de comércio, serviços, administração pública e o industrial possuem peso relevante no mercado de trabalho de grande parte dos estados brasileiros, sendo responsáveis, em

⁸ Salienta-se, no entanto, que o emprego para os setores primários deve ser analisado cautelosamente, uma vez que a informalidade nesses setores tende a ser maior.

média, por 19,6%, 31%, 28% e 13% do total de empregos, respectivamente. Embora os setores de produtos primários/básicos representem uma pequena fração do emprego formal (na média, a parcela foi inferior a 5%), eles apresentam um efeito expressivo sobre as exportações de muitos estados brasileiros, como será observado nas seções seguintes. Além disso, há de se considerar efeitos de encadeamento gerados por tais setores.

Nesse sentido, as próximas subseções são dedicadas a breves diagnósticos das características econômicas dos estados brasileiros segundo o valor adicionado bruto⁹ (percentual do PIB total) estadual e o perfil exportador.

3.1. Caracterização econômica dos estados da região Centro-Oeste

A Tabela 3 apresenta a participação das atividades econômicas no valor adicionado bruto de Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás, e do Distrito Federal. Analogamente ao emprego, serviços é o setor com a maior contribuição ao valor adicionado bruto nas Unidades Federativas da região Centro-Oeste.

Tabela 3 – Participação (%) das atividades econômicas no valor adicionado bruto nas unidades federativas da região Centro-Oeste (2014)

Atividade Econômica	MS	MT	GO	DF
Agropecuária	17,3	21,0	10,7	0,4
Agricultura	9,5	17,2	6,1	0,3
Pecuária	5,0	3,1	4,4	0,1
Produção florestal	2,8	0,7	0,2	0,0
Indústria	21,6	17,4	23,8	6,6
Indústrias extrativas	1,2	0,4	0,7	0,0
Indústrias de transformação	9,9	8,5	11,3	1,8
Eleticidade e gás, água etc.	5,1	1,6	3,3	0,9
Construção	5,5	6,9	8,5	3,9
Serviços	61,1	61,6	65,6	92,9
Serviços públicos	17,9	16,1	15,6	43,1
Comércio e reparação de veículos automotores e motocicletas	13,2	18,7	16,9	7,5
Atividades imobiliárias	8,2	7,5	9,5	7,7
Atividades financeiras	3,0	3,0	4,0	13,4
Outros serviços	18,8	16,2	19,5	21,2
TOTAL	100,0	100,0	100,0	100,0

Fonte: Elaboração própria, a partir de dados do IBGE.

⁹ Segundo definição do IBGE, o valor adicionado bruto representa a contribuição ao PIB pelas diversas atividades econômicas.

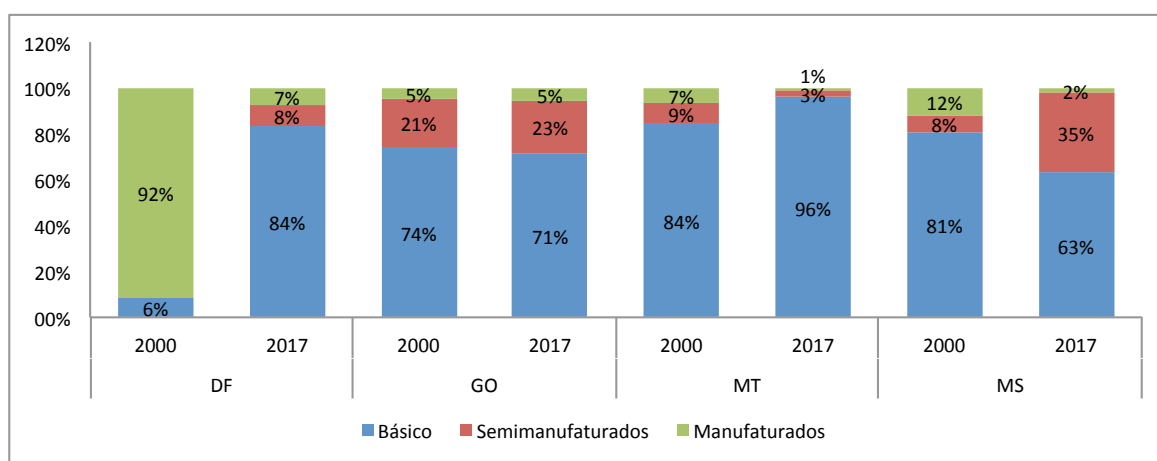
Notas:

- (1) As subatividades “agricultura”, “pecuária” e “produção florestal” incluem, respectivamente, apoio à agricultura e pós-colheita, apoio à pecuária e pesca e aquicultura.
- (2) A subatividade “eletricidade e gás, água” consideram esgoto, atividades de gestão de resíduos e descontaminação.
- (3) “Serviços públicos” se referem à administração, educação, saúde, pesquisa e desenvolvimento públicos, defesa e seguridade social.
- (4) “Atividades financeiras” incluem também seguros e serviços relacionados.
- (5) Em “Outros serviços” estão incluídas as subatividades de transporte, armazenagem e correios; alojamento e alimentação; informação e comunicação; atividades profissionais, científicas e técnicas, administrativas e serviços complementares; educação e saúde privadas; artes, cultura, esporte e recreação e outros serviços e serviços domésticos.

Apesar da participação majoritária do setor de serviços, cabe destacar que a agropecuária desempenha um papel relevante em Mato Grosso e Mato Grosso do Sul, tendo participação maior que a indústria no primeiro estado. Isso ocorre devido à forte presença da agropecuária nesses estados, principalmente grãos e rebanho bovino.

Outro destaque é a participação do setor de serviços para a economia do Distrito Federal, que atinge quase 93% do valor adicionado bruto devido, principalmente, aos serviços públicos e atividades financeiras. Ao contrário do Distrito Federal, Mato Grosso, Mato Grosso do Sul e Goiás não apresentam participação muito expressiva das atividades financeiras.

Gráfico 2 – Participação por fator agregado nas exportações dos estados da Região Centro-Oeste, 2000 e 2017



Fonte: Elaboração própria, a partir de dados do ComexStat/MDIC.

Nota:

- (1) Exclui operações especiais, que se referem a bens que apresentam dificuldade de classificação no fator agregado.

No que tange ao perfil exportador, observa-se especialização nas vendas externas de produtos básicos. Goiás, Mato Grosso e Mato Grosso do Sul apresentam participação significativa dos produtos básicos na pauta exportadora. Em 2017, os valores das exportações desses produtos

equivaleram a 71%, 96% e 63% do total exportado respectivamente pelos estados. Apesar de Goiás e Mato Grosso do Sul terem apresentado redução na participação das exportações de produtos básicos entre 2000 e 2017, ainda assim suas exportações são altamente dependentes desse produtos (Gráfico2).

Não obstante, observa-se ainda perda da participação de bens manufaturados no total exportado por cada estado, com exceção de Goiás, o qual manteve o mesmo nível de participação em 2000 e 2017. Tais perdas acentuaram a inexpressividade dos bens manufaturados nas exportações dos estados.

Os estados da região – importante fronteira agrícola do Brasil –, especialmente Mato Grosso e Mato Grosso do Sul, concentram parte significativa de suas vendas externas em produtos primários. A Tabela 20 no Apêndice A apresenta a pauta exportadora dos estados da região Centro-Oeste caracterizada de acordo com os cinco principais produtos exportados no primeiro semestre de 2017. Corroborando o que é apresentado no Gráfico 2, a Tabela 20 reforça que o perfil exportador de Goiás, Mato Grosso e Mato Grosso do Sul é tipicamente intensivo em *commodities*.

Em Goiás, destaca-se a produção de soja e seus derivados, carnes e minério. O estado de Mato Grosso, por sua vez, é caracterizado por apresentar uma pauta pouco diversificada, dado que apenas os cinco principais produtos, de baixo grau de elaboração, geraram quase 90% de toda a receita estadual com as exportações. A forte participação de *commodities* na pauta exportadora mato grossense está associada à produção de grãos de alta produtividade e intensivos em capital. A soja em grãos e o bagaço de soja extraído na fabricação do óleo representam mais de três quartos das exportações no estado.

No Mato Grosso do Sul, os cinco principais produtos exportados em 2017 evidenciam a importância do setor de *commodities*. Soja, madeira e carnes constituem importantes produtos na geração da receita com exportações no estado. Apesar de pouco expressivo nas exportações brasileiras, observa-se uma pauta pouco diversificada no Distrito Federal¹⁰, dado que os 5 principais produtos exportados foram *commodities*.

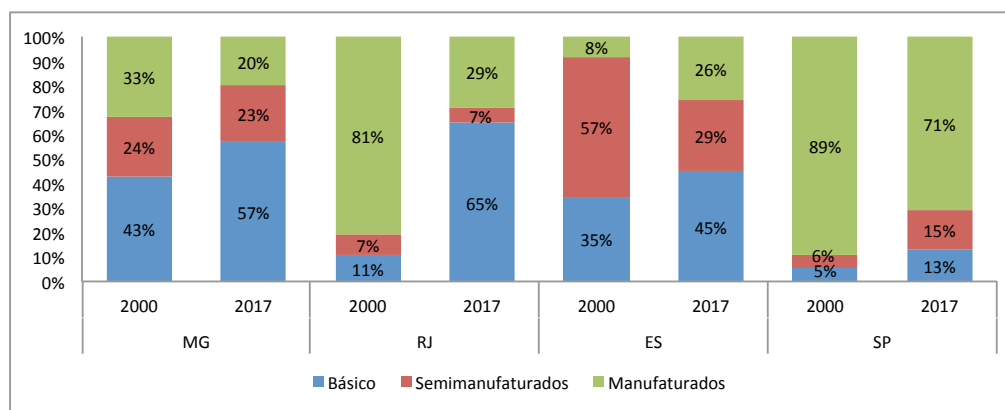
¹⁰ É importante ressaltar que no Distrito Federal uma parte significativa é atribuída às operações especiais. Segundo dados do MDIC/Secex, em 2000 as operações especiais corresponderam a mais de 28% das receitas com exportações, caindo para 8,4% em 2017. Este fator pode justificar a expressiva discrepância entre o perfil exportador de 2000 e 2017.

O alto grau de dependência da exportação de *commodities* presente em todos os estados da região Centro-Oeste pode ser associado à grande fronteira explorável de recursos naturais. Miragaya (2014) destaca a implantação de unidades de produção como de esmagamento e processamento de soja, indústria alimentar, frigorífica (carnes bovina, suína e de frango) e de laticínios. O autor destaca também as manufaturas de couro, algodão e sucroalcooleiras. Assim, mesmo a atividade industrial, cuja participação é relativamente expressiva em Goiás (23,8%) e Mato Grosso (21,6%), está associada aos produtos básicos/primários.

3.2. Caracterização econômica dos estados da região Sudeste

O Gráfico 3 apresenta a participação percentual dos produtos exportados segundo o fator agregado para os estados da região Sudeste. Minas Gerais, Rio de Janeiro e Espírito Santo se mostram especializados em produtos básicos, cuja participação nas exportações é significativa.

Gráfico 3 - Participação por fator agregado nas exportações dos estados da Região Sudeste, 2000 e 2017



Fonte: Elaboração própria, a partir de dados do ComexStat/MDIC.

Nota:

(1) Exclui operações especiais, referentes a bens que apresentam dificuldade de classificação no fator agregado.

Uma mudança expressiva ocorre no perfil exportador do Rio de Janeiro, com uma perda de 43 p.p. na participação de bens manufaturados. Apenas 10% das exportações no estado eram de produtos básicos em 2000, enquanto em 2017 a participação salta para 63%, o que está associado ao dinamismo do setor extrativo mineral. De fato, a indústria extrativa no estado é a principal atividade industrial, sendo responsável por 15,2% do PIB estadual (Tabela 4). Outra subatividade que merece destaque no estado é o serviço público, principal atividade do setor de serviços.

Tabela 4 - Participação (%) das atividades econômicas no valor adicionado bruto nos estados da região Sudeste (2014)

Atividade Econômica	MG	ES	RJ	SP
Agropecuária	5,6	3,4	0,5	1,8
Agricultura	3,0	2,1	0,2	1,4
Pecuária	1,7	1,1	0,2	0,3
Produção florestal	0,9	0,2	0,1	0,1
Indústria	28,8	38,9	29,6	22,0
Indústrias extrativas	6,1	23,3	15,2	0,7
Indústrias de transformação	13,2	9,0	6,3	14,9
Eletricidade e gás, água etc.	2,3	1,5	1,9	1,2
Construção	7,2	5,2	6,2	5,2
Serviços	65,5	57,7	69,9	76,2
Serviços públicos	15,8	14,0	17,8	9,7
Comércio e reparação de veículos automotores e motocicletas	12,7	14,1	9,7	13,8
Atividades imobiliárias	9,6	7,0	9,1	9,6
Atividades financeiras	3,9	2,7	4,2	11,3
Outros serviços	23,4	20,0	29,1	31,8
TOTAL	100,0	100,0	100,0	100,0

Fonte: Elaboração própria, a partir de dados do IBGE.

Notas:

(1) As subatividades “agricultura”, “pecuária” e “produção florestal” incluem, respectivamente, apoio à agricultura e pós-colheita, apoio à pecuária e pesca e aquicultura.

(2) “Eletricidade e gás, água” considera esgoto, atividades de gestão de resíduos e descontaminação.

(3) “Serviços públicos” se referem à administração, educação, saúde, pesquisa e desenvolvimento públicos, defesa e seguridade social.

(4) “Atividades financeiras” incluem também seguros e serviços relacionados.

(5) Em “Outros serviços” incluem-se as subatividades de transporte, armazenagem e correios; alojamento e alimentação; informação e comunicação; atividades profissionais, científicas e técnicas, administrativas e serviços complementares; educação e saúde privadas; artes, cultura, esporte e recreação e outros serviços e serviços domésticos.

Silva (2017) ressalta que a dinâmica econômica do Rio de Janeiro esteve profundamente vinculada à economia do petróleo. O maior valor das exportações com o produto esteve atrelado ao seu maior nível de preços, o qual permitiu também o alargamento da fronteira de produção ao tornar bacias de pré-sal economicamente viáveis para exploração.

A Tabela 21 corrobora o atual padrão de especialização, uma vez que o produto principal “óleos brutos de petróleo” foi, sozinho, responsável por mais de 67% do valor das exportações no estado. É importante mencionar também que o Rio de Janeiro exporta produtos de metalurgia básica e da indústria de transformação, como automóveis.

Como o Rio de Janeiro, o estado do Espírito Santo é caracterizado pela alta participação da indústria extrativa no valor agregado bruto, respondendo por 23,3% do total (Tabela 4). Apesar da participação majoritária do setor de serviços no PIB do Espírito Santo, como em todos os demais estados do Sudeste, a indústria representa uma parcela significativa para a economia do estado (38,9%). Quanto ao setor de serviços, as principais atividades se referem ao setor público e ao comércio e reparação de veículos automotores e motocicletas. Um fator relevante para o setor de serviços no estado é a presença do complexo portuário em Vitória, que tende a movimentar o setor.

O perfil extrativo mineral no estado do Espírito Santo se mantém na pauta de exportação, altamente dependente do setor de *commodities*. A concentração das exportações no estado está nos produtos primários, com destaque para o minério de ferro e seus semimanufaturados, que representaram 34,67% no valor das exportações, seguidos pelo petróleo, com 13,52% (Tabela 21). Apesar dessa concentração, o estado obteve ganho de participação na exportação de bens manufaturados (18 p.p.), embora tais produtos se mantenham pouco expressivos (Gráfico 3).

Minas Gerais se tornou mais dependente da exportação de produtos básicos de 2000 para 2017, como sugere o Gráfico 3. O aumento na participação dos produtos básicos foi acompanhado de queda relativa na receita de exportação de produtos manufaturados. No período, houve concentração da pauta de exportações em torno de produtos primários e tradicionais, como minério de ferro e café (Tabela 21). No primeiro semestre de 2017, o minério de ferro respondia por 36,33% das exportações mineiras.

Apesar da concentração de *commodities* minerais e agrícolas na pauta de exportação de Minas Gerais, Libânio (2012) destaca que outros setores são relevantes na pauta do estado, como o automobilístico (em especial devido à presença da FIAT Automóveis no estado) e o complexo siderúrgico-metalúrgico. Quanto à característica da produção agregada, o estado depende fortemente do setor de serviços, embora a participação da indústria não seja inexpressiva. Nesse setor, em particular, destaca-se a indústria de transformação, em acordo com o perfil exportador. Os serviços públicos, de comércio e reparação de veículos automotores e motocicletas e as atividades imobiliárias também desempenham papel importante no PIB mineiro (Tabela 4).

Por outro lado, tem-se que São Paulo apresenta especialização em produtos manufaturados, mesmo diante de perda na participação desses bens na pauta de exportação (redução de 18 p.p.). No estado está localizado o maior e mais diversificado parque produtivo industrial do país. Como sugere a Tabela 21, sua pauta é mais diversificada, dado que as exportações dos cinco principais produtos exportados em 2017 representaram cerca de 30% do total exportado no período e apresenta produtos com diferentes graus de elaboração. Destacam-se as exportações de açúcar, de aviões e de soja.

Com maior grau de industrialização e menor dependência de produtos básicos/primários, as exportações de São Paulo podem contribuir para reduzir a vulnerabilidade a choques externos. Por outro lado, cabe ressaltar que o estado concentra também o maior centro financeiro do país, o que pode resultar em respostas assimétricas em relação às demais unidades federativas aos choques externos ou internos cujos canais sejam financeiros.

De fato, o setor de serviços, que inclui atividades financeiras, representa mais de 70% do valor adicionado bruto do estado. Comparativamente aos demais estados da região, a economia de São Paulo é a mais dependente das atividades financeiras em termos de valor adicionado bruto (Tabela 4).

Diante do exposto, conclui-se que os estados do Sudeste são altamente dependentes do setor de serviços, com destaque para o estado de São Paulo. Quanto ao perfil exportador, observou-se crescimento da participação de produtos básicos, que constitui a principal fonte de receita de exportação para Minas Gerais, Espírito Santo e Rio de Janeiro.

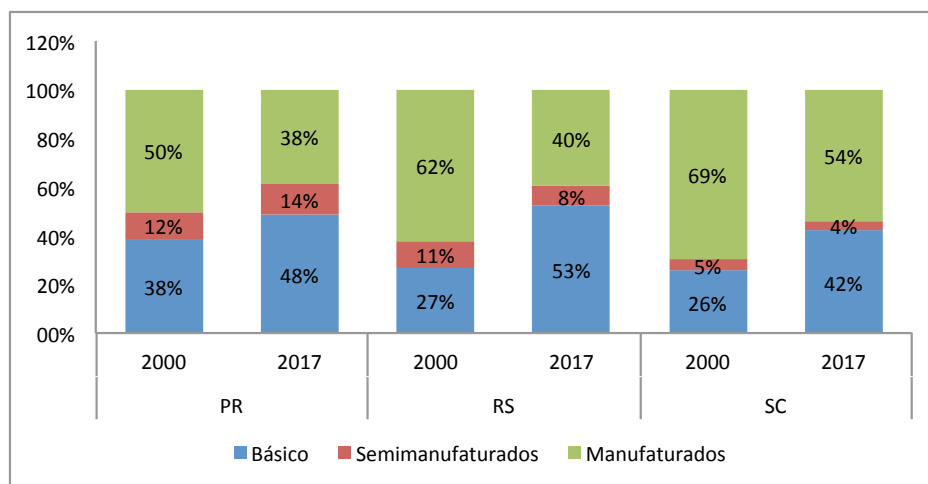
3.3. Caracterização econômica dos estados da região Sul

Paraná, Rio Grande do Sul e Santa Catarina apresentaram participação crescente dos produtos básicos na pauta de exportação de 2000 para 2017, especialmente o estado do Rio Grande do Sul, cujo aumento foi de 26 p.p (Gráfico 4). Esse processo ocorreu em detrimento, principalmente, à participação dos produtos manufaturados.

Apesar disso, a participação do setor de manufaturas nas exportações em todos os estados da região Sul não é pouco expressiva. O estado de Santa Catarina, por exemplo, tem nos produtos manufaturados mais da metade do valor de suas exportações. Mesmo no Paraná e Rio Grande do Sul, onde a parcela de produtos básicos é maior em relação aos demais fatores

agregados, as exportações de produtos manufaturados atingiram 38% e 39% em 2017, respectivamente.

Gráfico 4 - Participação por fator agregado nas exportações dos estados da Região Sul, 2000 e 2017



Fonte: Elaboração própria, a partir de dados do ComexStat/MDIC.

Nota:

(1) Exclui operações especiais, que se referem a bens que apresentam dificuldade de classificação no fator agregado.

O estado do Rio Grande do Sul, em particular, tem participação majoritária de produtos básicos no valor das exportações. Como apresentado na Tabela 22, as vendas externas de grãos – particularmente a soja –, fumo e carnes contribuem para a alta participação de produtos primários na pauta exportadora do estado. Já a expressividade do setor de manufaturas no perfil exportador decorre da produção de automóveis e, em menor grau, de plásticos e maquinários (LIBÂNIO, 2012). Fiori (2017) destaca a conclusão de Benetti (2010) de que os setores mais dinâmicos no Rio Grande do Sul, incluindo o agronegócio, estão voltados para a exportação e são dependentes do capital externo.

O perfil exportador do estado do Paraná é semelhante ao perfil do Rio Grande do Sul. Embora possua maior participação de produtos básicos, o setor de manufaturas também ocupa papel relevante. Soja e carnes são os destaques da exportação de produtos primários, juntos contribuindo com mais de 40% das exportações. No âmbito das manufaturas, destacam-se as exportações de produtos provenientes da indústria sucroalcooleira e de automóveis, que, apesar de representar apenas 5,7% das vendas externas no primeiro semestre de 2017, figurava entre os principais produtos exportados (Tabela 22).

Santa Catarina é o estado menos dependente de produtos básicos para exportação na região Sul, embora a participação de 42% ainda possa ser considerada significativa. Sua pauta é mais diversificada, dado que, em 2017, as vendas externas dos 5 principais produtos representaram menos de 40% das vendas totais e abarcam desde produtos básicos a produtos com maior grau de elaboração, com destaque para o setor de maquinários. De acordo com a Tabela 22, na exportação de produtos básicos há predomínio da soja e de carnes.

Tabela 5 - Participação (%) das atividades econômicas no valor adicionado bruto nos estados da região Sul (2014)

Atividade Econômica	PR	SC	RS
Agropecuária	9,5	6,2	9,3
Agricultura	6,5	3,1	6,5
Pecuária	2,4	2,2	2,4
Produção florestal	0,6	1,0	0,5
Indústria	25,2	30,3	23,4
Indústrias extrativas	0,2	0,4	0,2
Indústrias de transformação	15,8	22,2	16,8
Eleticidade e gás, água etc.	3,4	2,1	1,2
Construção	5,8	5,7	5,1
Serviços	65,3	63,5	67,3
Serviços públicos	13,5	12,9	14,6
Comércio e reparação de veículos automotores e motocicletas	16,1	16,0	15,0
Atividades imobiliárias	9,2	10,2	9,2
Atividades financeiras	4,7	3,5	5,0
Outros serviços	21,8	20,9	23,5
TOTAL	100,0	100,0	100,0

Fonte: Elaboração própria, a partir de dados do IBGE.

Notas:

- (1) As subatividades “agricultura”, “pecuária” e “produção florestal” incluem, respectivamente, apoio à agricultura e pós-colheita, apoio à pecuária e pesca e aquicultura.
- (2) A subatividade “eletricidade e gás, água” consideram esgoto, atividades de gestão de resíduos e descontaminação.
- (3) “Serviços públicos” se referem à administração, educação, saúde, pesquisa e desenvolvimento públicos, defesa e seguridade social.
- (4) “Atividades financeiras” incluem também seguros e serviços relacionados.
- (5) Em “Outros serviços” estão incluídas as subatividades de transporte, armazenagem e correios; alojamento e alimentação; informação e comunicação; atividades profissionais, científicas e técnicas, administrativas e serviços complementares; educação e saúde privadas; artes, cultura, esporte e recreação e outros serviços e serviços domésticos.

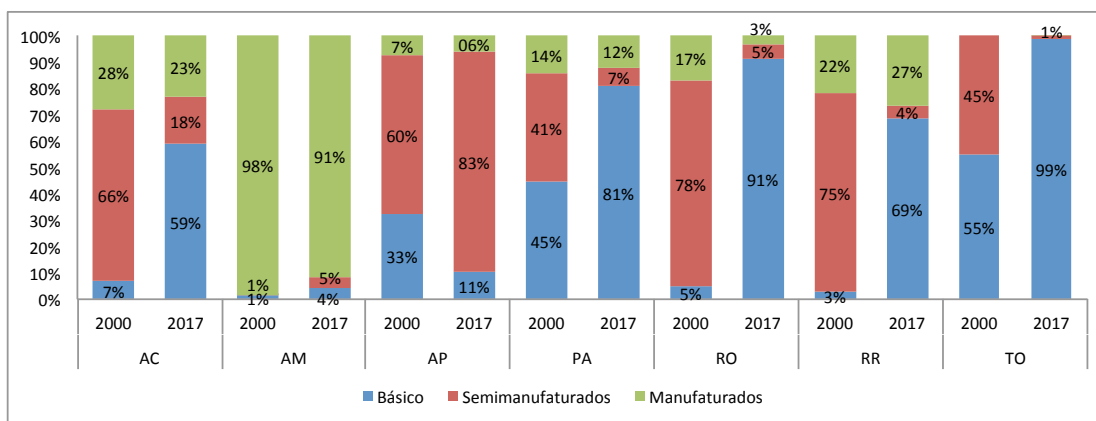
Em termos de valor adicionado bruto, Santa Catarina, Paraná e Rio Grande do Sul têm no setor de serviços a maior participação. Entre as principais atividades do setor de serviços exibidas na Tabela 5, evidenciam-se os serviços relacionados a veículos automotores e motocicletas, serviços públicos e atividades imobiliárias. Os serviços financeiros são

relativamente menos expressivos. Além disso, a indústria de transformação apresenta-se bem relevante, especialmente em Santa Catarina.

3.4. Caracterização econômica dos estados da região Norte

Os estados do Acre, Pará, Rondônia, Roraima e Tocantins apresentam especialização em produtos básicos, cujas participações na pauta exportadora cresceram entre 2000 e 2017, em detrimento dos semimanufaturados. A queda na participação dos produtos manufaturados ocorreu em menor grau se comparada à verificada nos semimanufaturados (Gráfico 5).

Gráfico 5 – Participação por fator agregado nas exportações dos estados da Região Norte, 2000 e 2017



Fonte: Elaboração própria, a partir de dados do ComexStat/MDIC.

Nota:

(1) Exclui operações especiais, que se referem a bens que apresentam dificuldade de classificação no fator agregado.

O Acre apresenta uma pauta pouco diversificada. Os cinco principais produtos vendidos externamente representaram cerca de 75% das receitas no primeiro semestre de 2017. O estado vende para o exterior, principalmente, castanha-do-pará, madeira e carnes. Em Roraima, os produtos de destaque na pauta de exportação estão associadas à produção de arroz e ao setor sucroalcooleiro. Rondônia, Tocantins e, mais recentemente, Maranhão têm aumentado a produção de grãos (COSTA, 2017). De fato, em Rondônia, a soja é o principal produto exportado, seguido pela carne, sendo que juntos foram responsáveis por mais de 80% das vendas externas do estado de janeiro a junho de 2017. No Tocantins, somente a soja representou mais de 84% das vendas externas no mesmo período (Tabela 23).

O Pará é um importante estado produtor de *commodities* no país. As *commodities* minerais e metálicas, como ferro, cobre e alumínio, e a soja – em menor grau – representaram, em conjunto, mais de 84% das vendas externas do estado no primeiro semestre de 2017 (Tabela 23). Mesmo a indústria paraense é, basicamente, extrativa mineral, intensificando sua forte dependência dos produtos primários (Tabela 6).

A mineração no Pará está concentrada no chamado Arco do Povoamento Adensado, que também inclui o estado do Amapá. O setor mineral nesses estados, especialmente no Pará, é tipicamente intensivo em capital, com produção voltada para o mercado internacional.

No Amapá, entre os principais produtos exportados em 2017, há predomínio de *commodities* minerais, como ouro e ferro (Tabela 23). Destacam-se também produtos semimanufaturados dos recursos naturais. Mas, diferentemente do Pará, o estado do Amapá exibe baixa dependência da exportação de produtos básicos, embora os produtos semimanufaturados liderem as vendas externas, representando 83 em 2017, como exposto no Gráfico 5.

Os estados do Amazonas, e em menor grau do Amapá, também exibem baixa dependência da exportação de produtos básicos (Gráfico 5). Assim como São Paulo, Amazonas abriga setores intensivos em tecnologia, em consequência da presença da Zona Franca de Manaus. Em 2017, 90% das vendas externas amazonenses corresponderam a produtos manufaturados. A indústria no estado é caracterizada pela produção de eletrônicos, veículos de duas rodas e produtos de plástico, importando equipamentos e adicionando valor à cadeia produtiva. A Tabela 23, que apresenta a participação dos cinco principais produtos exportados no primeiro semestre de 2017, confirma a inexpressividade de *commodities* no perfil exportador do Amazonas.

Apesar da especialização em produtos manufaturados, o Amazonas não está entre os principais exportadores do país, como está São Paulo. Isso ocorre devido à economia no estado estar voltada principalmente ao mercado interno, cujas indústrias mantidas através de incentivos fiscais, revendem seus produtos ao Brasil. Portanto, espera-se que a economia amazonense seja mais sensível às oscilações do mercado nacional, diferentemente da economia paraense, mais dependente do setor externo (COSTA, 2017).

No que tange à caracterização da produção segundo a atividade econômica, os estados da região Norte apresentam maior participação do setor de serviços no valor adicionado bruto,

assim como todos os estados das regiões Centro-Oeste, Sudeste e Sul. Em menor proporção, mas ainda assim significativo, o setor industrial se destaca, principalmente, nos estados do Amazonas e Pará. Como esperado, o setor industrial amazonense é liderado pelas indústrias de transformação, enquanto o setor industrial paraense é altamente dependente de indústrias extrativas. Em Rondônia, Acre, Roraima, Amapá e Tocantins a participação da atividade industrial é devida, principalmente, ao setor de construção, em oposição aos estados do Amazonas e Pará (Tabela 6).

Tabela 6 - Participação (%) das atividades econômicas no valor adicionado bruto nos estados da região Norte (2014)

Atividade Econômica	RO	AC	AM	RR	PA	AP	TO
Agropecuária	12,7	10,7	7,2	4,3	11,9	2,2	13,9
Agricultura	2,3	5,4	3,6	2,3	6,7	0,8	7,7
Pecuária	9,5	4,2	0,8	1,6	3,1	0,7	5,8
Produção florestal	0,9	1,1	2,8	0,4	2,1	0,7	0,5
Indústria	17,9	11,3	34,5	11,2	29,5	10,5	15,8
Indústrias extrativas	0,3	0,0	2,9	0,1	12,8	0,6	0,4
Indústrias de transformação	5,7	2,9	23,0	1,5	5,4	3,4	4,8
Eletricidade e gás, água, etc.	1,9	1,0	3,0	1,3	2,8	-0,7	4,0
Construção	10,1	7,5	5,6	8,3	8,5	7,2	6,6
Serviços	69,3	77,9	58,3	84,5	58,6	87,4	70,2
Serviços públicos	28,1	35,3	19,6	45,8	20,6	44,3	31,1
Comércio e reparação de veículos automotores e motocicletas	14,6	15,7	10,9	12,5	12,6	14,3	13,9
Atividades imobiliárias	9,5	8,6	7,8	9,5	8,5	8,9	9,4
Atividades financeiras	2,6	2,3	1,7	3,1	2,0	2,1	2,9
Outros serviços	14,5	16,0	18,3	13,7	15,0	17,7	12,9
TOTAL	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

Fonte: Elaboração própria, a partir de dados do IBGE.

Notas:

- (1) As subatividades “agricultura”, “pecuária” e “produção florestal” incluem, respectivamente, apoio à agricultura e pós-colheita, apoio à pecuária e pesca e aquicultura.
- (2) A subatividade “eletricidade e gás, água” consideram esgoto, atividades de gestão de resíduos e descontaminação.
- (3) “Serviços públicos” se referem à administração, educação, saúde, pesquisa e desenvolvimento públicos, defesa e seguridade social.
- (4) “Atividades financeiras” incluem também seguros e serviços relacionados.
- (5) Em “Outros serviços” estão incluídas as subatividades de transporte, armazenagem e correios; alojamento e alimentação; informação e comunicação; atividades profissionais, científicas e técnicas, administrativas e serviços complementares; educação e saúde privadas; artes, cultura, esporte e recreação e outros serviços e serviços domésticos.

Como apresentado na Tabela 6, Tocantins e Rondônia apresentam a maior participação da atividade agropecuária em seus respectivos valores adicionados brutos em paralelo com os demais estados da região. No primeiro, destaca-se a pecuária, enquanto no segundo, a

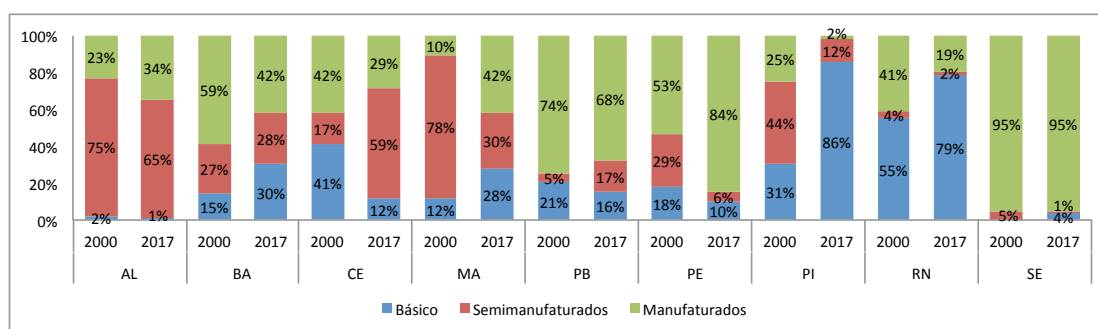
agricultura tem maior peso sobre a atividade. Relativamente ao Amazonas e Pará, os estados de Rondônia, Acre, Roraima, Amapá e Tocantins apresentam menor participação da indústria, embora esta participação seja maior que na atividade agropecuária em todos eles.

3.5. Caracterização econômica dos estados da Região Nordeste

Em comparação com os demais estados brasileiros, a maioria dos estados do Nordeste foi menos dependente da exportação de produtos básicos em 2017. Apenas Rio Grande do Norte e Piauí demonstram especialização na exportação de produtos básicos, os quais representaram mais de três quartos das vendas externas em 2017 (Gráfico 6). É importante ressaltar que, embora as exportações de manufaturados tenham participação significativa na Bahia, Maranhão, Paraíba, Pernambuco e Sergipe, e de semimanufaturados em Alagoas e Ceará, muitos destes produtos são baseadas em recursos naturais.

Rio Grande do Norte e Piauí apresentaram participação crescente dos produtos básicos em suas exportações entre 2000 e 2017, reforçando a importância desses produtos na pauta de exportações. No Rio Grande do Norte, lideram os produtos primários, com destaque para frutas, castanha de caju e sal marinho (Tabela 24). O seu predomínio no estado está associado, em especial, ao cultivo irrigado de frutas para exportação no Vale do Açu.

Gráfico 6 - Participação por fator agregado nas exportações dos estados da Região Nordeste, 2000 e 2017



Fonte: Elaboração própria, a partir de dados do ComexStat/MDIC.

Nota:

(1) Exclui operações especiais, que se referem a bens que apresentam dificuldade de classificação no fator agregado.

Já no Piauí, a expansão das exportações de produtos primários em 55 p.p. está associada à soja, em particular. Segundo dados da Tabela 24, a exportação da soja em grãos e do bagaço de soja representaram quase 80% das exportações totais do estado entre janeiro e junho de

2017. As ceras vegetais, como a cera de carnaúba, e o mel são outros produtos relevantes na pauta de exportação do Piauí.

O Ceará, que vivenciou uma expansão das exportações de bens semimanufaturados entre 2000 e 2017 e um forte declínio das exportações de produtos básicos (Gráfico 6), tem como principal produto exportado semimanufaturados de ferro e aço. A exportação de produtos básicos consiste na castanha de caju. Entre os principais produtos exportados estão também calçados e sucos, embora com uma participação pouco significativa (Tabela 24).

O estado de Alagoas é o principal produtor de cana-de-açúcar da região Nordeste (CASTRO, 2013), o que justifica a exportação no estado estar concentrada na indústria sucroalcooleira. No primeiro semestre de 2017, outros açúcares de cana representaram pelo menos 57% das vendas externas do estado, justificando a forte participação de produtos semimanufaturados na pauta de exportação alagoana.

Alagoas é seguido de Paraíba e Pernambuco em termos de maiores produtores de cana-de-açúcar na região nordestina. No estado da Paraíba houve perda de participação dos produtos básicos (5 p.p.) na pauta de exportação em favor de produtos semimanufaturados, embora ainda seja concentrada em produtos manufaturados, como apresentado no Gráfico 6. Nota-se que parte da produção processada de cana-de-açúcar é destinada ao mercado externo, uma vez que os açúcares da cana estão entre os principais produtos exportados. No caso das manufaturas, destaca-se o setor de calçados (Tabela 24).

Assim como São Paulo e Amazonas, Pernambuco apresenta significativa especialização em produtos manufaturados, embora não figure entre os maiores exportadores do país, como é o caso de São Paulo. Em 2017, 83% das vendas externas foram de produtos manufaturados (Gráfico 6). A Tabela 24 corrobora o papel significativo desses produtos na pauta de exportação de Pernambuco, com destaque para a indústria automotiva. A evolução do perfil exportador no estado pode ser associada à instalação recente do polo automotivo na cidade de Goiana, com a presença das fábricas da FIAT e Jeep.

Sergipe é outro estado com forte presença de produtos manufaturados na pauta de exportação, o que lhe confere um perfil exportador peculiar. Lideram o setor de manufaturados as indústrias de calçados e de sucos de laranja, cuja participação conjunta no primeiro semestre de 2017 foi superior a 60% do total de vendas externas (Tabela 24).

Apesar da parcela crescente dos produtos básicos na pauta de exportação da Bahia e do Maranhão, os manufaturados se mantiveram como principais produtos exportados pelos estados, representando 42% em 2017 em ambos (Gráfico 6). O perfil exportador do Maranhão, relativamente dependente dos produtos manufaturados, é caracterizado pela presença do setor siderúrgico, com destaque para o ferro fundido bruto e a alumina calcinada. O crescimento de 16 pontos percentuais na participação das exportações de produtos básicos pode ser associado às exportações de soja, como mostra a Tabela 24.

Na Bahia, a composição das exportações também sugere que a soja é a responsável pelo aumento da participação de produtos básicos na pauta. O estado apresenta relativo grau de diversificação, se comparado aos demais entes federados da região Nordeste, o que é justificado pela presença do Polo Petroquímico de Camaçari. Os setores químico, petroquímico, automobilístico, de papel e celulose, entre outros, presentes no polo atendem ao mercado externo (LIBÂNIO, 2012). Além disso, é notória a participação de produto relacionado ao petróleo, sendo *fuelóleo* o terceiro produto mais exportado no estado, o que pode ser associado à região do recôncavo baiano.

A análise da participação das atividades econômicas no valor adicionado bruto dos estados nordestinos revela a importância dos serviços para a região, com destaque para as atividades públicas, comércio e reparação de veículos automotores e motocicletas, bem como de atividades imobiliárias (Tabela 7). A participação dos serviços e, em particular, da atividade pública, está em consonância com a característica do mercado de trabalho formal na região, uma vez que grande parte dos empregados está alocada na administração pública e nos serviços (Tabela 2). Similarmente aos estados da região Norte, a participação das atividades financeiras no valor adicionado bruto é pouco expressiva, atingindo no máximo 3,7% no Ceará e em Pernambuco.

O setor industrial tem maior peso sobre PIB em comparação com a atividade agropecuária em todos os estados nordestinos. Apesar disso, a participação da agropecuária no Maranhão e em Alagoas merece destaque, caso se compare essa mesma participação nos demais estados da região Nordeste. A relevância das atividades agropecuárias e do setor de serviços no Maranhão, em particular, pode ser associada à infraestrutura de escoamento da produção, através do Porto da Madeira, que embarca produtos oriundos, inclusive, do estado do Pará, de acordo com Santos (2017, p.132).

Tabela 7- Participação (%) das atividades econômicas no valor adicionado bruto nos estados da região Nordeste (2014)

Atividade Econômica	MA	PI	CE	RN	PB	PE	AL	SE	BA
Agropecuária	10,8	7,4	5,2	3,2	3,9	3,3	11,1	5,2	7,9
Agricultura	6,6	5,1	3,0	0,9	1,8	1,8	8,9	3,7	5,4
Pecuária	2,8	1,6	1,5	1,0	1,4	1,4	1,2	1,3	2,0
Produção florestal	1,4	0,7	0,7	1,3	0,6	0,1	1,0	0,2	0,5
Indústria	17,9	15,9	19,2	21,9	16,7	18,6	16,0	24,6	21,0
Indústrias extrativas	0,8	0,2	0,5	7,5	0,4	0,1	1,0	7,1	1,9
Indústrias de transformação	5,5	4,8	9,2	4,4	7,6	9,2	6,7	6,8	8,1
Eleticidade e gás, água, etc.	2,2	1,9	2,3	1,9	1,9	1,6	1,6	3,3	2,5
Construção	9,4	9,0	7,1	8,1	6,8	7,7	6,6	7,4	8,4
Serviços	71,3	76,7	75,6	74,9	79,4	78,1	73,0	70,1	71,1
Serviços públicos	24,6	31,2	22,7	28,6	33,5	23,1	26,8	26,9	20,5
Comércio e reparação de veículo automotor e motocicleta	15,6	16,0	16,3	15,5	15,3	15,9	15,8	11,9	13,5
Atividades imobiliárias	10,5	9,2	9,7	8,2	10,2	10,6	10,3	8,2	10,2
Atividades financeiras	2,1	2,6	3,7	2,7	2,9	3,7	2,8	3,0	3,3
Outros serviços	18,5	17,6	23,2	19,9	17,6	24,9	17,4	20,1	23,8
TOTAL	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

Fonte: Elaboração própria, a partir de dados do IBGE.

Notas:

(1) As subatividades “agricultura”, “pecuária” e “produção florestal” incluem, respectivamente, apoio à agricultura e pós-colheita, apoio à pecuária e pesca e aquicultura.

(2) A subatividade “eletricidade e gás, água” consideram esgoto, atividades de gestão de resíduos e descontaminação.

(3) “Serviços públicos” se referem à administração, educação, saúde, pesquisa e desenvolvimento públicos, defesa e seguridade social.

(4) “Atividades financeiras” incluem também seguros e serviços relacionados.

(5) Em “Outros serviços” estão incluídas as subatividades de transporte, armazenagem e correios; alojamento e alimentação; informação e comunicação; atividades profissionais, científicas e técnicas, administrativas e serviços complementares; educação e saúde privadas; artes, cultura, esporte e recreação e outros serviços e serviços domésticos.

A importância dos serviços imobiliários para a atividade de serviços no PIB dos estados é confirmada pela maior dependência da atividade industrial em relação à construção: todos, com exceção de Alagoas, têm na construção a principal atividade industrial.

3.6. Caracterização geral do PIB e do perfil exportador estadual

Se, de um lado, considera-se a hipótese de que os estados com maior parcela de produtos primários na pauta de exportação e cujo setor exportador tem maior relevância para a estrutura produtiva tendem a ser mais sensíveis a choques externos pelo canal de preço desses

bens, de outro, as características de composição do PIB reforçam a hipótese de respostas heterogêneas entre as dinâmicas econômicas estaduais através dos demais canais.

As Tabelas 3-7 revelam que todos os estados brasileiros têm no setor de serviços a principal parcela no valor adicionado bruto. Com exceção de São Paulo, Espírito Santo, Paraná, Santa Catarina, Rio Grande do Sul, Mato Grosso e Goiás, as demais unidades federativas tiveram o serviço relacionado à administração pública como o de maior peso no PIB. Por isso, nesses estados, a parcela do emprego na administração pública é expressiva. Segundo Francis, Owyang e Sekhposyan (2012, p.19) e enfatizado por Serrano (2014)¹¹, regiões com maior parcela de empregos públicos tendem a ser menos flexíveis e, portanto, menos sensíveis a choques.

São Paulo e Distrito Federal são as Unidades Federativas com a maior participação dos serviços financeiros no valor adicionado bruto. Minas Gerais, Rio de Janeiro, Paraná e Rio Grande do Sul também apresentam participação desse tipo de serviço maior que a média (de 3,8%) do país. Portanto, espera-se respostas mais heterogêneas em relação às demais UF's do país pelos canais financeiros. Não obstante, é plausível assumir a hipótese de que estados com maior grau de diversificação produtiva, como o caso de São Paulo, absorva mais facilmente os efeitos dos choques.

Pelo lado do setor externo, estados com forte perfil exportador- especialmente caracterizado pela indústria de manufaturas e mineração- tendem a ser mais ligados à economia internacional e, portanto, mais sensíveis aos choques externos. Constata-se que, das 27 unidades federativas, apenas 7 não ampliaram a participação das exportações de produtos básicos em suas respectivas bases exportadoras entre 2000 e 2017. São os estados de Goiás, Mato Grosso do Sul, Alagoas, Ceará, Paraíba, Pernambuco e Amapá.

Em 2017, mais da metade dos estados brasileiros apresentaram elevado grau de dependência da exportação de produtos básicos: em Minas Gerais, Rio de Janeiro, Goiás, Distrito Federal, Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, Acre, Pará, Rondônia, Roraima, Tocantins, Rio Grande do Sul, Piauí e Rio Grande do Norte, mais de 50% da pauta de exportação está associada a tais produtos. No Espírito Santo e no Paraná, os produtos básicos representaram a maior parte das vendas externas em 2017.

¹¹ Apesar dos autores se referirem aos efeitos da taxa de juros sobre as economias estaduais, entende-se que o raciocínio pode ser estendido a este trabalho.

Em 2000, os produtos básicos correspondiam a 28,7% da receita com exportações na média dos estados brasileiros. Em 2017, essa participação na pauta de exportação foi, em média, 48,7%. Os estados brasileiros especializados em produtos básicos acentuaram sua dependência da exportação de *commodities* no período recente. Paralelamente, estados com perfis exportadores dependentes de manufaturas tenderam a perder participação dos produtos manufaturados na pauta de exportação se comparados os anos de 2000 e 2017, como é o caso de São Paulo e Amazonas em especial.

Como resultado, verifica-se uma consolidação do perfil primário-exportador em grande parte dos estados brasileiros, nos quais muitos são especializados e dependentes do setor de *commodities*. Apesar desta consolidação, há grande disparidade nas pautas de exportações estaduais e a distribuição espacial da produção de *commodities* no Brasil permanece heterogênea. Não obstante, a composição do PIB nos estados também apresenta importantes heterogeneidades. Dessa forma, é razoável esperar respostas regionalmente distintas frente a choques internacionais e de incerteza local.

4. METODOLOGIA

Para entender como as Unidades Federativas no Brasil reagem aos choques externos e de incerteza local, utiliza-se um modelo de vetores autorregressivos estruturais (SVAR) bayesiano. A análise do impacto dos choques de demanda, incerteza e oferta mundiais e de incerteza local é feita a partir das funções de impulso-resposta¹².

A metodologia SVAR é amplamente utilizada na literatura para analisar efeitos regionais de choques macroeconômicos. Carlino e Defina (1999), Owyang e Wall (2003), Di Giacinto (2003) são exemplos de trabalhos que utilizam a metodologia. Para o Brasil, os estudos de Bertanha e Haddad (2008), Rocha, Silva e Gomes (2011), Silva (2014) e Serrano (2014) aplicam SVAR a nível regional, embora analisem efeitos de choques de alguma das políticas econômicas.

Serrano (2014) destaca a relevância da utilização de modelos SVAR Bayesianos (BSVAR) como alternativa ao problema da sobreparametrização dos métodos SVAR. Segundo o autor, é cada vez mais recorrente na literatura estudos que aplicam BSVAR “para estimar modelos com um grande número de variáveis” (p.19).

Uma vez que quanto maior o número de variáveis, mais parâmetros devem ser estimados, espera-se que a variância dos mesmos seja superestimada, conduzindo a erros do tipo II e, conseqüentemente, enviesando a análise da função de resposta ao impulso. No entanto, Litterman (1986) enfatiza que o *tradeoff* entre um coeficiente de determinação (R^2) e variância inflada dos coeficientes estimados- que ocorrem quando se aumenta o número de variáveis- deixa de existir caso o pesquisador opte pelo modelo BSVAR.

Litterman (1986) contrapõe a função minimizada do erro quadrático médio (EQM) dos coeficientes de um modelo convencional (sem *prior*) que inclui todas as variáveis relevantes com o EQM de coeficientes estimados com métodos bayesianos, nos quais a *prior* reflete precisamente os valores esperados desses coeficientes. Mesmo testando modelos parcimoniosos na abordagem padrão, a comparação sugere que os resultados bayesianos fornecem EQM menores para todos os casos e amostras testadas.

¹² Uma inovação (ε_t) corresponde a um choque ocorrido fora do sistema do modelo. A função Resposta ao Impulso representa o impacto de um choque inesperado em um dos elementos do vetor ε_t sobre as variáveis de interesse do choque, bem como sobre as demais variáveis do sistema nos períodos subsequentes (ver ENDERS, 1995; BERTANHA; HADDAD, 2008).

4.1. O modelo VAR estrutural (SVAR)

A metodologia utilizada baseia-se na notação de Waggoner e Zha (2003, p.351-354) e Sims e Zha (1998). Um modelo VAR estrutural (SVAR) pode ser definido como:

$$y'_t A_0 = \sum_{l=1}^p y'_{t-l} A_l + z'_t D + \varepsilon'_t \quad \forall t = 1, \dots, T \quad (1)$$

onde T é o tamanho da amostra e p é a quantidade de defasagens do modelo; A_0 é a matriz de coeficientes contemporâneos $m \times m$; A_l é a matriz de coeficientes das variáveis defasadas $m \times m$; D é uma matriz $h \times m$ de parâmetros para o vetor $h \times 1$ de variáveis exógenas z_t ; y_t é o vetor $m \times 1$ de variáveis endógenas; ε_t é um vetor coluna $m \times 1$ de choques estruturais no período t .

A equação estrutural (1) pode ser reescrita como

$$y'_t A_0 = x'_t F + \varepsilon'_t \quad (2)$$

onde: $x'_t = [y'_{t-1} \quad y'_{t-2} \quad \dots \quad y'_{t-p} \quad z'_t]$, $F' = [A'_1 \quad \dots \quad A'_p \quad D']$ e $k = mp + h$.¹³

Para $1 \leq i \leq m$, seja a_i a i -ésima coluna de A_0 e f_i a i -ésima coluna de F , as quais correspondem à i -ésima equação da relação contemporânea entre as variáveis e à i -ésima equação da relação das defasagens, respectivamente. Defina Q_i como uma matriz $m \times m$ de posto q_i e R_i uma matriz $k \times k$ de posto r_i . As restrições lineares podem ser sintetizadas como

$$Q_i a_i = 0, \quad i = 1, \dots, m. \quad (3)$$

$$R_i f_i = 0, \quad i = 1, \dots, m. \quad (4)$$

Ressalta-se, no entanto, que a estimação por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) do modelo SVAR não é feita diretamente sob a forma estrutural (1) devido à presença de endogeneidade. Cada uma das m equações do sistema depende de todas as outras: as variáveis são mutuamente influenciadas, pois dependem contemporaneamente das demais. São, por consequência, individualmente correlacionadas aos erros. O modelo é, então, estimado na forma reduzida, obtida através da multiplicação de ambos os lados da equação (1) por A_0^{-1} :

¹³ Para facilitar o entendimento da metodologia, a matriz F será referida como matriz de parâmetros das variáveis defasadas mesmo com a possibilidade de que parâmetros de variáveis exógenas estejam contidas em F .

$$y'_t = \sum_{l=1}^p y'_{t-l} B_l + e'_t \quad (5)$$

onde $B_l = A_0'^{-1} A_l$ é a matriz $m \times m$ de coeficientes e $e_t = A_0'^{-1} \varepsilon_t$ é uma matriz $m \times 1$ dos erros da forma reduzida, com $e_t \sim N(0, \Sigma)$, sendo Σ a matriz de variância-covariância dos erros da forma reduzida.

A forma reduzida do modelo SVAR resolve o problema da endogeneidade, uma vez que as variáveis no vetor y_t dependem apenas de variáveis defasadas. Os erros, e_t , apresentam correlação contemporânea, o que possibilita a identificação dos parâmetros da forma estrutural (1). Ao estimar o sistema através da equação reduzida (5), algumas informações são perdidas e, sem algumas hipóteses sobre o modelo, a identificação desses parâmetros estruturais é dificultada. Então, é preciso estabelecer hipóteses provenientes da teoria econômica com o intuito de recuperar os parâmetros estruturais da equação original, o que significa, operacionalmente, impor restrições aos coeficientes do modelo.¹⁴

4.2. Método Bayesiano: *Prior*¹⁵

Em modelos BSVAR, as informações são determinadas pelo pesquisador, facilitando a inclusão de hipóteses econômicas acerca dos parâmetros em detrimento de impor exclusão de variável para alcançar um modelo parcimonioso, como feito em métodos convencionais. As hipóteses do pesquisador são expressas na forma de uma distribuição *a priori* que, quando combinada com a informação dos dados- capturada pela função de máxima verossimilhança do modelo- gera a distribuição de probabilidade posterior.

Uma das *priors* mais utilizadas na literatura, conhecida como *prior* de Minnesota, foi desenvolvida por Litterman (1986) com aplicabilidade nos modelos da forma reduzida. A *prior* de Minnesota assume que todos os parâmetros possuem média zero, com exceção do coeficiente da primeira defasagem da variável dependente, que recebe a hipótese *a priori* de média igual à 1. Assim, Litterman (1986, p.29) propõe uma *prior* não informativa para matriz de covariância, Σ , e de coeficientes, sob a crença de que estes possuem distribuição normal e as variáveis econômicas se comportam, na média, como um passeio aleatório.

¹⁴ A justificativa das restrições é feita na seção 4.5.

¹⁵ Exposição metodológica baseada em Serrano (2014).

Sims e Zha (1998) desenvolvem um método para introduzir informações “*prior*” tanto na forma reduzida quanto na forma estrutural. Os autores incorporam a ideia de Litterman (1986) na modelagem do SVAR. Em modelos estruturais, a *prior* de a_i e f_i , presentes nas equações (3) e (4), têm distribuição normal de média 0 e matriz covariância $\bar{\Sigma}$:

$$a_i \sim N(0, \bar{S}_i) \text{ e } f_i | a_i \sim N(\bar{P}_i a_i; \bar{H}_i) \quad (6)$$

onde $\bar{S}_i$ é uma matriz $m \times m$ e $\bar{H}_i$ é uma matriz $k \times k$, ambas simétricas e positivas definidas; $\bar{P}_i$ é uma matriz $k \times m$, sendo todas função de $\bar{\Sigma}$.

Como Sims e Zha (1998) têm como base a *prior* de Minnesota para formular suas distribuições a *priori*, a ideia de que as variáveis estão centradas ao redor de um passeio aleatório é retratada na definição de $\bar{P}_i$, cujos valores são 1 para as m linhas superiores (referente à própria defasagem) e 0 para as demais. Assim, a crença sobre as variáveis do modelo na forma reduzida (5) pode ser representada por

$$E[F | A_0] = \bar{P}_i a_i = \begin{bmatrix} A_0 \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{bmatrix}_{m \times 1} \quad (7)$$

A matriz de covariância condicional dos coeficientes ($f_i | a_i$) segue o mesmo padrão de Litterman (1986) dado à matriz de covariância dos coeficientes da forma reduzida. Assim, de acordo com Sims e Zha (1998), a matriz $\bar{H}_i$ é diagonal e o desvio padrão condicional do coeficiente da defasagem p da variável j na equação m é dado por:

$$\frac{\lambda_0 \lambda_1}{\sigma_j p^{\lambda_3}} \quad (8)$$

onde λ_0 , λ_1 e λ_3 são hiper parâmetros que controlam, respectivamente, o peso da *prior* sobre a matriz de coeficientes contemporâneos (A_0); a concentração das crenças sobre a hipótese de que as variáveis estão centradas em torno de um passeio aleatório; e a taxa pela qual a variância da *prior* se reduz com o aumento no número de defasagens. Já $\frac{1}{\sigma_j}$ é o termo de

ponderação do desvio padrão, que permite ajustar a escala da variância de modo a tornar as unidades de medida não uniformes entre as m variáveis endógenas¹⁶.

O mesmo resultado proveniente da *prior* de Litterman pode ser obtido com a introdução de observações *dummy* aos dados (BLAKE; MUMTAZ, 2012). Tais observações representam, a grosso modo, a inclusão de dados “artificiais” na matriz de estimação como componentes da *prior*. A introdução de observações *dummy*, como proposto por Sims e Zha (1998), permite lidar com uma restrição computacional imposta pela forma como a *prior* é incorporada: o cálculo da média da distribuição posterior condicional exige a inversão de matrizes cujas dimensões dependem de p e m .

Logo, sistemas VAR com um grande número de parâmetros dificultam a estimação bayesiana a partir da abordagem padrão, de Litterman. Além disso, caso o pesquisador deseje incorporar informações *a priori* sobre a combinação de coeficientes, a implementação da *prior* na abordagem padrão é complexa. As observações *dummy*, nesse caso, são uma alternativa para introduzir informações *a priori* no VAR ao mesmo tempo em que permitem alcançar resultado equivalente ao obtido através da *prior* de Minnesota. O peso adotado nessas observações determina o quão “justa” é a distribuição *prior* (BLAKE; MUMTAZ, 2012; BANBURA *et al.*, 2010, p. 75).

Para observar como as observações *dummy* são incorporadas como *prior* aos dados considere o modelo de regressão linear dado por¹⁷

$$y_t = x_t \beta' + \varepsilon_t, \text{ com } \varepsilon_t \underset{i.i.d}{\sim} N(0, \sigma^2) \quad (9)$$

Suponha a versão normal multivariada do modelo. A função de máxima verossimilhança para toda a amostra é dada pela equação (10), que fornece informação sobre os parâmetros do modelo contida nos dados.

¹⁶ Diferentemente de Sims e Zha (1998), a versão da *prior* de Litterman (1986) considera σ_i/σ_j como termo de ponderação. Tal diferença decorre do fato de que Sims e Zha (1998) consideram a hipótese de erros normais com variâncias unitárias. Para mais detalhes sobre as comparações entre as duas abordagens da *prior* de Minnesota, ver Sims e Zha (1998, p. 955-956).

¹⁷ Com base em Blake e Muntaz (2012) e em Valério (2016).

$$F(y_t | \beta, \sigma^2) = (2\pi\sigma^2)^{-T/2} \cdot \exp\left[-\frac{1}{2} \frac{\sum_{t=1}^T (y_t - x_t\beta)^2}{\sigma^2}\right] \quad (10)$$

Suponha que a *prior* para os parâmetros do vetor β , com média $\hat{\beta}$ e variância $\sigma^2\Sigma_0$ é:

$$p(\beta / \sigma^2) = (2\pi\sigma^2\Sigma_0)^{-1/2} \cdot \exp\left[-\frac{1}{2}(\beta - \hat{\beta})'(\sigma^2\Sigma_0)^{-1}(\beta - \hat{\beta})\right] \quad (11)$$

O cálculo da função de densidade posterior de β consiste na multiplicação das equações (10) e (11):

$$\begin{aligned} H(\beta | \sigma^2, y_t) &= (2\pi\sigma^2)^{-T/2} \exp\left(\frac{-1}{2\sigma^2} \cdot \sum_{t=1}^T (y_t - x_t\beta)^2\right) \cdot (2\pi)^{-1/2} |\sigma^2\Sigma_0|^{-1/2} \exp\left(\frac{-1}{2}(\beta - \hat{\beta})'(\sigma^2\Sigma_0)^{-1}(\beta - \hat{\beta})\right) \\ H(\beta | \sigma^2, y_t) &\propto \exp\left(\frac{-1}{2\sigma^2} \cdot \sum_{t=1}^T (y_t - x_t\beta)^2 - \frac{1}{2}(\beta - \hat{\beta})'(\sigma^2\Sigma_0)^{-1}(\beta - \hat{\beta})\right) \\ &\propto \exp\left[\frac{-1}{2\sigma^2} \left(\sum_{t=1}^T (y_t - x_t\beta)^2 + \left(\frac{\hat{\beta}}{\sqrt{\Sigma_0}} - \frac{\beta}{\sqrt{\Sigma_0}} \right)' \left(\frac{\hat{\beta}}{\sqrt{\Sigma_0}} - \frac{\beta}{\sqrt{\Sigma_0}} \right) \right) \right] \end{aligned} \quad (12)$$

onde o resultado é obtido colocando o termo $(1/2\sigma^2)$ em evidência.

A equação (12) é semelhante à função de verossimilhança dada por (10), mas com uma amostra aumentada por uma observação (T+1). Defina $\hat{x}$ e $\hat{y}$ como observações *dummies* tais que

$$\hat{x} = \frac{1}{\sqrt{\Sigma_0}} \quad (13)$$

$$\hat{y} = \hat{x}\hat{\beta} \quad (14)$$

Nesse caso, defina a amostra aumentada como $\bar{y} = (y_1, \dots, y_T, \hat{y})$ e $\bar{x} = (x_1, \dots, x_T, \hat{x})$. Substituindo (13) e (14) em (12), a função de densidade posterior de β (equação 12) pode, então, ser reescrita como:

$$\begin{aligned}
H(\beta | \sigma^2, y_t) &\propto \exp \left[\frac{-1}{2\sigma^2} \left(\sum_{t=1}^T (y_t - x_t \beta)^2 + (\hat{y} - \hat{x} \beta)^2 \right) \right] \\
&\propto \exp \left[\frac{-1}{2\sigma^2} \cdot (\bar{y} - \bar{x} \beta)^2 \right] = \exp \left[\frac{-1}{2\sigma^2} \cdot (\bar{y} - \bar{x} \beta)' (\bar{y} - \bar{x} \beta) \right] \\
&\propto \exp \left(-\frac{1}{2} \frac{s + (\beta - \bar{\beta}_{MQO})' \cdot \bar{x}' \bar{x} \cdot (\beta - \bar{\beta}_{MQO})}{\sigma^2} \right) \\
&\propto \exp \left[-\frac{1}{2} \cdot \frac{(\beta - \bar{\beta}_{MQO})' \cdot \bar{x}' \bar{x} \cdot (\beta - \bar{\beta}_{MQO})}{\sigma^2} \right]
\end{aligned} \tag{15}$$

onde $\bar{\beta}_{MQO} = (\bar{x}' \bar{x})^{-1} \bar{x}' \bar{y}$ e $s = \bar{e}' \bar{e} = (\bar{y} - \bar{x} \bar{\beta}_{MQO})' (\bar{y} - \bar{x} \bar{\beta}_{MQO})$. De (15)¹⁸, observe que a densidade posterior de β é Normal, com média $\bar{\beta}_{MQO}$ e variância igual a $\sigma^2 (\bar{x}' \bar{x})^{-1}$. A partir das equações (13) e (14), tem-se que

$$\begin{aligned}
\bar{\beta}_{MQO} &= (\bar{x}' \bar{x})^{-1} \bar{x}' \bar{y} = \left(\sum_{t=1}^{T+1} \bar{x}_t^2 \right)^{-1} \sum_{t=1}^{T+1} \bar{x}_t \bar{y}_t \\
&= \left(\sum_{t=1}^T x_t^2 + \left(\frac{1}{\sqrt{\Sigma_0}} \right)^2 \right)^{-1} \cdot \left(\sum_{t=1}^T x_t y_t + \left(\frac{1}{\Sigma_0} \hat{\beta} \right) \right) \\
&= \left(\sum_{t=1}^T x_t^2 + \frac{1}{\Sigma_0} \right)^{-1} \left(\left(\sum_{t=1}^T x_t^2 \right) \cdot \left(\sum_{t=1}^T x_t^2 \right)^{-1} \sum_{t=1}^T x_t y_t + \frac{1}{\Sigma_0} \hat{\beta} \right)
\end{aligned}$$

Observe que o termo $(\sum_{t=1}^T x_t^2)^{-1} \sum_{t=1}^T x_t y_t$ corresponde ao β_{MQO} da amostra original. Ou seja,

$$\begin{aligned}
\bar{\beta}_{MQO} &= \left(\sum_{t=1}^T x_t^2 + \frac{1}{\Sigma_0} \right)^{-1} \left(\left(\sum_{t=1}^T x_t^2 \right) \beta_{MQO} + \frac{1}{\Sigma_0} \hat{\beta} \right) \\
&= \left(\sum_{t=1}^T x_t^2 + \frac{1}{\Sigma_0} \right)^{-1} \left(\sum_{t=1}^T x_t^2 \right) \beta_{MQO} + \left(\sum_{t=1}^T x_t^2 + \frac{1}{\Sigma_0} \right)^{-1} \frac{1}{\Sigma_0} \hat{\beta}
\end{aligned}$$

Defina $m_1^* + m_2^* = 1$, tal que

¹⁸ Para melhor entendimento, tome $\bar{y} - \bar{x} \beta = (\bar{y} - \bar{x} \bar{\beta} + \bar{x}(\bar{\beta} - \beta))$, onde $\bar{\beta}$ é o vetor de coeficientes estimados da amostra aumentada. Lembre-se de que os resíduos são tais que $\bar{e} = \bar{y} - \bar{x} \bar{\beta}$.

$$\begin{aligned}
m_1^* &= \left(\sum_{t=1}^T x_t^2 + \frac{1}{\Sigma_0} \right)^{-1} \left(\sum_{t=1}^T x_t^2 \right) \\
m_2^* &= \left(\sum_{t=1}^T x_t^2 + \frac{1}{\Sigma_0} \right)^{-1} \frac{1}{\Sigma_0} \\
E(\beta | y) &= \bar{\beta}_{MQO} = m_1^* \beta_{MQO} + m_2^* \hat{\beta}
\end{aligned} \tag{16}$$

A equação (16) mostra que a média ($\bar{\beta}_{MQO}$) da distribuição posterior condicional é uma média ponderada da média do estimador de verossimilhança (β_{MQO}) e da *prior* ($\hat{\beta}$), cujos pesos são, respectivamente, dados por m_1^* e m_2^* . Observe que Σ_0 determina o peso relativo da *prior* e da função de verossimilhança sobre a posterior. Quanto maior a variância de Σ_0 , menor é o peso da *prior* e, então, a média da posterior é dominada pela estimação de MQO (verossimilhança). Por outro lado, quando a variância de Σ_0 é menor, a *prior* tem maior influência (mais informativa ela é) sobre a posterior. Ou seja, maior é o peso dado pelas observações *dummy* sobre a inferência da posterior.

A *prior* considerada neste estudo refere-se à *prior* conjugada de observações *dummy* proposta por Sims e Zha (1998), cujas equações são estimadas de forma conjunta. Essa *prior* representa uma classe de *prior* no arcabouço bayesiano amplamente utilizado na literatura (WAGGONER; ZHA, 2003).

A *prior* conjugada permite obter resultados analíticos, dado que tanto distribuição a *priori* quanto a posterior e a função de verossimilhança possuem a mesma família de distribuição. Nesse caso, é possível reduzir significativamente a “carga” computacional. Considera-se, portanto, a combinação de duas *priors* propostas pelos autores: a de Minnesota e a de soma dos coeficientes.

Na abordagem de Sims e Zha (1998), a *prior* de Minnesota – que estabelece restrições aos coeficientes das primeiras defasagens – é aplicada às equações estruturais tal que, para a i -ésima equação, um conjunto de $k-1$ observações *dummies* indexadas por $j=1, \dots, m$ e $p=1, \dots, l$ é criado e adicionado à matriz de dados. Os valores para as observações *dummies* são determinados por

$$\begin{aligned}
y_i(r, j); r = 1, \dots, k-1; j = 1, \dots, m &= \begin{cases} \frac{\mu_0 \mu_1 \mu_2 \sigma_r}{p^{\mu_3}}, & \text{se } r = j; r \leq m \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases} \\
x_i(r, s); r = 1, \dots, k-1; s = 1, \dots, k-1 &= \begin{cases} \frac{\mu_0 \mu_1 \mu_2 \sigma_r}{p^{\mu_3}}, & \text{se } r = s \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases}
\end{aligned} \quad (17)$$

onde $\mu_0 = 1/\lambda_0$; $\mu_1 = 1/\lambda_1$; $\mu_2 = 1/\lambda_2$ e $\mu_3 = -\lambda_3$. Os hiper parâmetros μ_0 e μ_1 controlam o quão “concentrada” é a *prior* no geral e também a concentração para os coeficientes contemporâneos (matriz A_0). Já μ_2 controla a concentração relativa da *prior* sobre a matriz A_1 e μ_3 controla o ajuste na defasagem da variável. Quanto maior o valor assumido por μ_3 , mais rapidamente a *prior* converge para sua média. Os valores assumidos para os hiper parâmetros, que definem o ajuste, são, respectivamente, 1, 1, 0,5 e 1 e seguem o padrão na literatura.

A segunda *prior* considerada introduz a crença de que os coeficientes das defasagens da variável dependente somam 1 e é usada para o caso em que as variáveis do sistema VAR têm raiz unitária. De acordo com a *prior* da soma dos coeficientes, quando os valores defasados de y_i têm média $\bar{y}_i$, então $\bar{y}_i$ deve ser uma boa previsão para $y_i(t)$ (SIMS; ZHA, 1998, p. 957). Em um sistema de m equações, são incluídas m observações, indexadas por i , na forma de

$$\begin{aligned}
y(i, j); i = 1, \dots, m; j = 1, \dots, m &= \begin{cases} \mu_5 \bar{y}_{0i}, & \text{se } i = j \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases} \\
x(i, s); i = 1, \dots, m; s = 1, \dots, k &= \begin{cases} \mu_5 \bar{y}_{0i}, & \text{se } i = j, s < k \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases}
\end{aligned} \quad (18)$$

onde s é indexado por $j=1, \dots, m$ e $p=1, \dots, l$ mais o termo constante. $\bar{y}_{0i}$ é a média dos valores iniciais da variável i . O hiper parâmetro μ_5 controla o peso da *prior* e apresenta valor (*default*) igual à 1. À medida que $\mu_5 \rightarrow \infty$, o modelo aproxima-se de uma forma que pode ser expressa inteiramente em termos de uma série com dados diferenciados. A introdução dessa *prior* favorece a presença de raiz unitária. Há tantas raízes unitárias quanto variáveis. Como o termo constante não é incluído (as observações simuladas têm valor zero no vetor constante), esse tipo de informação *a priori* permite, mesmo no limite, termos constantes diferentes de zero, e, portanto, desvio da tendência linear (SIMS; ZHA, 1998, p.958).

Após determinar a *prior* a partir das observações *dummy* criadas, deseja-se obter a seguinte forma funcional para a distribuição condicional *prior* segundo Waggoner e Zha (2003), a qual é obtida combinando (6) com as restrições (3) e (4):

$$q(a_i, f_i | Q_i a_i = 0; R_i f_i = 0) \quad (19)$$

Seja U_i uma matriz $m \times q_i$ cujas colunas formam uma base ortonormal para o espaço nulo de Q_i e defina V_i como uma matriz $k \times r_i$, cujas colunas formam uma base ortonormal para o espaço nulo de R_i . As colunas a_i e f_i satisfazem as restrições (3) e (4) se, e somente se, existir um vetor b_i de tamanho $q_i \times 1$ e um vetor g_i , $r_i \times 1$, tal que

$$a_i = U_i b_i \quad (20)$$

$$f_i = V_i g_i \quad (21)$$

As transformações (20) e (21) permitem, na prática, isolar apenas os coeficientes sobre os quais não foram impostas restrições de exclusão (SERRANO, 2014). Então, a distribuição *prior* pode ser reescrita em função apenas das variáveis b_i e g_i , dadas em (21) e (22). A *prior* para b_i e g_i é definida como

$$b_i \sim N(0, \tilde{S}_i) \quad (22)$$

$$g_i | b_i \sim N(\tilde{P}_i b_i, \tilde{H}_i) \quad (23)$$

$$\tilde{H}_i = (V_i' \bar{H}_i^{-1} V_i)^{-1}$$

$$\text{onde } \tilde{P}_i = \tilde{H}_i V_i' \bar{H}_i^{-1} \bar{P}_i U_i$$

$$\tilde{S}_i = \left(U_i' \bar{S}_i^{-1} U_i + U_i' \bar{P}_i' \bar{H}_i^{-1} \bar{P}_i U_i - \tilde{P}_i' \tilde{H}_i^{-1} \tilde{P}_i \right)^{-1}.$$

4.3. Posterior

Seja $b = \begin{bmatrix} b_1' & \dots & b_m' \end{bmatrix}'$, $g = \begin{bmatrix} g_1' & \dots & g_m' \end{bmatrix}'$, $X = \begin{bmatrix} x_1 & \dots & x_T \end{bmatrix}'$ e $Y = \begin{bmatrix} y_1 & \dots & y_T \end{bmatrix}'$. A função de verossimilhança para b e g é proporcional à

$$|\det[U_1 b_1 | \dots | U_m b_m]|^T \exp \left(-\frac{1}{2} \sum_{i=1}^m (b_i' U_i' Y' Y U_i b_i - 2 g_i' V_i' X' Y U_i b_i + g_i' V_i' X' X V_i g_i) \right) \quad (24).$$

A distribuição “posterior” é a base da estimativa e inferência, pois nela estão contidas as informações sobre os parâmetros. A função distribuição de probabilidade posterior é a combinação da *prior* dada por (22) e (23) com a função de verossimilhança definida em (24). Logo,

$$p(b_1, \dots, b_m | X, Y) \prod_{i=1}^m p(g_i | b_i, X, Y) \quad (25)$$

onde

$$p(b_1, \dots, b_m | X, Y) \propto |\det[U_1 b_1 | \dots | U_m b_m]|^T \exp\left(-\frac{T}{2} \sum_{i=1}^m b_i' S_i^{-1} b_i\right) \quad (26)$$

$$p(g_i | b_i, X, Y) = \varphi(P_i b_i, H_i) \quad (27)$$

com

$$\begin{aligned} H_i &= (V_i' X' X V_i + \tilde{H}_i^{-1})^{-1}, \\ P_i &= H_i (V_i' X' Y U_i + \tilde{H}_i^{-1} \tilde{P}_i), \\ S_i &= \left(\frac{1}{T} (U_i' Y' Y U_i + \tilde{S}_i^{-1} + \tilde{P}_i' \tilde{H}_i^{-1} \tilde{P}_i - P_i' H_i^{-1} P_i) \right)^{-1}. \end{aligned}$$

e $\varphi(P_i b_i, H_i)$ representa a densidade gaussiana cuja média é $P_i b_i$ e matriz de covariância igual à H_i .

A distribuição posterior permite inferências acerca de b e g e análise de suas funções, como a de impulso resposta. O estimador bayesiano, nesse caso, é a média da densidade posterior dos parâmetros. Contudo, é difícil determinar os momentos da posterior, uma vez que, quando o sistema é sobreidentificado, a distribuição (26) não é convencional.

Para obter as inferências, então, é necessário simular uma distribuição posterior conjunta de b e g , cujo método- *Gibbs Sampler*- foi desenvolvido por Waggoner e Zha (2003). Segundo os autores, a técnica apresenta maior precisão em amostras finitas se comparada a outros métodos, como o “*importance-sampling*” proposto por Leeper, Sims e Zha (1996) e Zha (1999), que podem ser proibitivamente ineficientes em modelos estruturais com alto grau de simultaneidade. Isso porque a densidade posterior para os parâmetros do modelo tende a não ser gaussiana. Para uma explicação mais detalhada dos teoremas da técnica de *Gibbs Sampler* e suas provas ver Waggoner e Zha (2003).

4.4. Dados

A fim de avaliar como as economias dos estados brasileiros reagem a choques externos e de risco-país, a estimação do modelo é conduzida de forma desagregada, analisando os impactos dos choques sobre cada *proxy* de nível de atividade econômica de cada Unidade Federativa (UF) separadamente. As variáveis estaduais utilizadas são: o nível de emprego formal, o índice de atividade econômica regional (IBCR) estimado pelo Banco Central e a arrecadação do Imposto sobre a Circulação de Mercadorias e Serviços (ICMS).

Os dados de emprego estadual correspondem ao Índice de Emprego criado pelo BCB, a partir de dados do CAGED e da RAIS, e captam informações sobre o estoque de emprego formal. O índice está disponível para os estados da região Norte a partir de 2004 e, para o restante do país, a partir do ano 2000. É comum a utilização de informações sobre o mercado de trabalho como medida de atividade econômica, seja em nível local ou nacional¹⁹. Um dos motivos para sua utilização é que possibilita análise mais abrangente, já que tenderia a captar efeitos não restritos a apenas um setor específico.

Os dados referentes à arrecadação do ICMS dos 27 estados, entre o período de janeiro de 2000 a junho de 2017, foram deflacionados pelo Índice de Preço ao Consumidor Amplo (IPCA) do IBGE. O imposto é a principal fonte de arrecadação tributária dos estados brasileiros. Sendo um tributo sobre o valor agregado da produção, incidente sobre a circulação de mercadorias e serviços de diversos segmentos da economia, também reflete o nível de atividade econômica dos estados²⁰. A incidência sobre serviços também favorece captar informações relativas à atividade econômica, tendo em vista que serviços constituem a principal atividade econômica, em termos de valor adicionado bruto, para todos os estados brasileiros (ver subseção 3.6).

O IBCR é a terceira variável considerada como *proxy* para o nível de atividade estadual. Trata-se de um índice criado pelo Banco Central do Brasil (BCB), com divulgação mensal,

¹⁹ Francis, Owyang e Sekhposyan (2012), Bertanha e Haddad (2008), Silva, Rezende e Crocco (2011) e Serrano (2014) são alguns exemplos de estudos internacionais e brasileiros que utilizam informações de mercado de trabalho para avaliar impactos regionais.

²⁰ Naturalmente que alterações nas alíquotas e isenções fiscais em nível estadual poderiam causar mudanças bruscas nas séries que não teriam correlação direta com os choques estudados nesse trabalho. Essa possibilidade será, contudo, desprezada ao longo da análise, até porque os dados de arrecadação não sugerem padrão distinto no comportamento que demonstram ter sido afetados por políticas estaduais discricionárias.

cujos dados estão disponíveis a partir de 2003²¹ e para apenas 13 estados. O IBCR propõe captar o nível de atividade econômica estadual a partir de informações sobre o volume da produção agropecuária e industrial, sobre a produção e distribuição de eletricidade, volume de vendas no comércio varejista e em serviços, além de informações sobre o setor de construção civil²². Na ausência de informações referentes ao PIB estadual em frequências inferiores a um ano, o IBCR serve como indicador coincidente sobre o PIB nessas frequências.

Alguns trabalhos, como Vasconcelos e Fonseca (2002) e Rocha, Silva e Gomes (2011), consideram a produção industrial como *proxy* para o nível de atividade econômica. Contudo, além de estar restrita a apenas 14 estados brasileiros, um a mais que o IBCR, não é abrangente o suficiente para captar efeitos em diversos setores da economia. Em função dessas restrições, não foi estudada a resposta da produção industrial.

Além das variáveis estaduais, cada modelo VAR inclui cinco variáveis nacionais. A atividade econômica nacional é captada pelo PIB. Para analisar o comportamento da inflação, é utilizado o Índice de Preço ao Consumidor Amplo (IPCA), por ser a referência ao regime de metas de inflação. Como se espera uma resposta da Autoridade Monetária frente aos choques externos e de risco-país, também inclui-se a meta da taxa de juros Selic (%a.a.), principal instrumento de política monetária. A taxa de câmbio nominal foi utilizada por afetar toda a relação de preços relativos e constituir em importante canal de transmissão de choques internacionais e domésticos.

Por fim, a quinta variável que forma o bloco nacional é o EMBI-BR+²³. Computado pelo banco de investimento JP Morgan Chase, o índice estima o spread de juros dos títulos soberanos brasileiros, negociados em dólar americano no exterior, frente a títulos do tesouro americano com características similares. O valor de referência usado é o do último dia do trimestre em questão. Além de constituir em relevante canal de transmissão para diversos choques internacionais, inovações nos resíduos estruturais da série do EMBI ($\varepsilon_t^{\text{EMBI}}$) são interpretados, nesse trabalho, como choque de incerteza local.

²¹ A análise da resposta da atividade regional com base no IBCR frente aos choques considerados é feita apenas para os estados de Minas Gerais, Goiás, Ceará, Rio de Janeiro, São Paulo, Espírito Santo, Rio Grande do Sul, Santa Catarina, Pará, Amazonas, Paraná, Bahia e Pernambuco.

²² Silva (2014) emprega o IBCR consolidado das regiões brasileiras como *proxy* da atividade econômica ao analisar os efeitos de choques fiscais e monetários sobre as economias regionais.

²³ Para propósitos de simplificação, EMBI-BR+ é frequentemente referido apenas como EMBI.

O bloco internacional é constituído por três variáveis: índice de volatilidade (VIX), PIB global e um índice agregado de preço de *commodities*. O VIX mede a volatilidade futura que os investidores esperam observar nos próximos 30 dias no índice S&P 500 (WHALEY, 2009)²⁴. Inovação no resíduo estrutural da série do VIX (ε_t^{VIX}) é interpretada como choque de incerteza financeira global.

A série de PIB mundial é estimada pelo Banco Mundial. A série procura filtrar relações de longo prazo existente tanto com a atividade doméstica quanto com preços internacionais. Choques de demanda global (ε_t^{PIBM}) são interpretados como inovações na série de resíduos estruturais da equação do PIB mundial.

A terceira variável global usada é o índice agregado de preços de *commodity* computado pelo FMI. A opção pelo índice agregado de preços se deve ao fato que choques internacionais afetam não apenas o preço dos produtos exportados por um país ou região, mas também os preços dos bens importados. Esse impacto mais diverso torna menos trivial previsões quando considerados apenas o preço das *commodities* exportadas por um país²⁵. Uma inovação sobre os preços de *commodities*, ε_t^{pcomm} , é interpretada neste estudo como choque de oferta mundial, embora vale observar que nem sempre essa tem sido a interpretação de outros estudos.

Portanto, cada modelo possui três variáveis internacionais (PIB mundial, VIX e índice agregado de preços mundiais de *commodities*), cinco variáveis nacionais (PIB, IPCA, câmbio, taxa de juros e EMBI BR+) e uma das variáveis estaduais (ICMS, nível de emprego ou IBCR). A frequência é trimestral²⁶ e a abrangência da amostra depende da disponibilidade dos dados, sendo que em todas as situações a última observação refere-se ao segundo trimestre de 2017. Para o IBCR, a amostra se inicia no primeiro trimestre de 2003; para o emprego, a partir do primeiro trimestre de 2004 para estados da região norte e primeiro trimestre de 2000

²⁴ Embora tenha utilizado o índice VXO, que capta a volatilidade implícita do índice S&P 100, Bloom (2009) encontra evidências de que medidas de volatilidade no mercado acionário estão fortemente relacionadas à incerteza e à produtividade e correlacionadas com outras medidas de incerteza.

²⁵ Tais pontos são observados por Fernández, Schmitt-Grohé e Uribe (2017) e Schmitt-Grohé e Uribe (2018), ao concluírem que os índices de preços mundiais agregados são melhores medidas para captar efeitos de choques internacionais sobre economias domésticas, se comparados aos termos de troca ou a preços de uma *commodity* específica.

²⁶ Como ressaltado em Valério (2016), a utilização de dados trimestrais tem algumas implicações, como a suavização da variação do índice VIX, que originalmente tem frequência diária. Além disso, a medida para a atividade econômica mundial, representada pelo PIB mundial, está disponível apenas com frequência trimestral. Contudo, a frequência trimestral pode dificultar a justificativa das restrições iguais a zero na matriz de identificação.

para os demais. No caso do ICMS, a amostra utilizada é a partir do primeiro trimestre de 2000.

As séries de ICMS e nível de emprego foram dessazonalizadas²⁷. As séries do PIB brasileiro e do IBCR são também aquelas com os devidos ajustes sazonais realizados pelo IBGE e pelo BCB, nessa ordem. O Banco Mundial também já divulga a estimativa de PIB mundial com ajuste sazonal. À exceção da taxa de juros Selic, que foi utilizada em nível, todas as demais variáveis entram no modelo como logaritmo de seus respectivos níveis. Todos os modelos são estimados com 4 defasagens, número este considerado padrão na literatura quando são utilizados dados trimestrais.

4.5. Restrições

Para a recuperação dos parâmetros estruturais da equação (1), são impostas restrições na matriz de relações contemporâneas, A_0 , e nas matrizes de defasagens, A_l , para $l = \{1,2,3,4\}$. Tais restrições são pautadas na hipótese da pequena economia aberta, ou seja, as variáveis brasileiras não afetam variáveis internacionais nem no impacto e nem em suas defasagens. Considera-se característica similar da relação dos estados com o Brasil e com o resto do mundo. Com base em Cushman e Zha (1997), Zha (1999) afirma que a restrição de que essas economias têm pouco ou nenhum impacto sobre as variáveis econômicas internacionais é crucial.

A restrição de exogeneidade em blocos para a pequena economia aberta é determinada de forma a evitar que as variáveis do bloco internacional sejam afetadas pelas variáveis agregadas nacionais e pelas variáveis regionais. Similarmente, o coeficiente da variável regional é modelado para não ser capaz de influenciar as variáveis agregadas. Seguindo Cushman e Zha (1997, p.437), o SVAR é definido como

$$A(L)y(t) = \varepsilon(t) \quad (28)$$

tal que,

²⁷ Os dados de nível de emprego para as UF's da região Norte foram atualizados metodologicamente em maio de 2018. Com a mudança, o BCB forneceu séries que estavam ajustadas sazonalmente apenas para os estados dessa região. Portanto, o ajuste foi feito para todas as UF's brasileiras, com exceção de Acre, Amazonas, Pará, Amapá, Tocantins, Roraima e Rondônia, cujas séries foram obtidas já ajustadas pelo sistema de dados do BCB.

$$y(t) = \begin{bmatrix} y_1(t) \\ y_2(t) \end{bmatrix}, A(L) = \begin{bmatrix} A_{11}(L) & 0 \\ A_{21}(L) & A_{22}(L) \end{bmatrix}, \varepsilon(t) = \begin{bmatrix} \varepsilon_1(t) \\ \varepsilon_2(t) \end{bmatrix} \quad (29)$$

onde $A(L)$ é uma matriz $m \times m$ e L é o operador de p defasagens. A dimensão de $A_{11}(L)$ é $m_1 \times m_1$, de $A_{12}(L)$ é $m_1 \times m_2$ e de $A_{22}(L)$ é $m_2 \times m_2$. Note que $m_1 + m_2 = m$. $y_1(t)$ e $y_2(t)$ são os vetores de tamanho $m_1 \times l$ e $m_2 \times l$ que representam, respectivamente, o bloco internacional e o bloco doméstico.

A equação (29) representa, portanto, a hipótese da pequena economia aberta. O modelo estrutural é composto por blocos que são recursivos nos coeficientes das variáveis contemporâneas e a estrutura de defasagens pode variar entre os blocos, mas é a mesma dentro de um mesmo bloco (ZHA, 1999). A restrição imposta em A_{12} implica que os choques domésticos, $\varepsilon_2(t)$, não afetam o bloco de variáveis internacionais, $y_1(t)$, nem contemporaneamente, nem nas defasagens das variáveis na forma estrutural da equação (28). Ao mesmo tempo, é de se esperar que a pequena economia aberta reaja às variáveis externas nas defasagens (CUSHMAN; ZHA, 1997).

Com base na ideia da exogeneidade dos blocos proposta por Cushman e Zha (1997), supõe-se que inovações na variável regional (emprego, ICMS ou IBCR) não afetam as variáveis agregadas nacionais contemporaneamente e nem mesmo nas defasagens. Portanto, a variável regional é impactada pelas variáveis internacionais e nacionais, mas tem influência apenas sobre ela mesma.

A equação (30) mostra as restrições à estrutura das defasagens, impostas com base na recursividade de blocos proposta por Cushman e Zha (1997) e Zha (1999). Operacionalmente, as restrições são aplicadas na matriz R_i (eq.5), de forma a garantir que o PIB mundial, VIX e o índice de preço de *commodities* não tenham suas dinâmicas afetadas pelas variáveis agregadas e regional. Assume-se também que a dinâmica do risco-país, representada pelo EMBI-Brasil, não é afetada pelas demais variáveis domésticas.

$$A_l = \begin{matrix} PIB_{mundial} \\ VIX \\ pcomm \\ EMBI \\ câmbio \\ PIB \\ IPCA \\ regional \\ tx.juros \end{matrix} \begin{bmatrix} f_{1,1} & f_{1,2} & f_{1,3} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ f_{2,1} & f_{2,2} & f_{2,3} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ f_{3,1} & f_{3,2} & f_{3,3} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ f_{4,1} & f_{4,2} & f_{4,3} & f_{4,4} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ f_{5,1} & f_{5,2} & f_{5,3} & f_{5,4} & f_{5,5} & f_{5,6} & f_{5,7} & 0 & f_{5,9} \\ f_{6,1} & f_{6,2} & f_{6,3} & f_{6,4} & f_{6,5} & f_{6,6} & f_{6,7} & 0 & f_{6,9} \\ f_{7,1} & f_{7,2} & f_{7,3} & f_{7,4} & f_{7,5} & f_{7,6} & f_{7,7} & 0 & f_{7,9} \\ f_{8,1} & f_{8,2} & f_{8,3} & f_{8,4} & f_{8,5} & f_{8,6} & f_{8,7} & f_{8,8} & f_{8,9} \\ f_{9,1} & f_{9,2} & f_{9,3} & f_{9,4} & f_{9,5} & f_{9,6} & f_{9,7} & 0 & f_{9,9} \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} PIB_{mundial,t-l} \\ VIX_{t-l} \\ pcomm_{t-l} \\ EMBI_{t-l} \\ câmbio_{t-l} \\ PIB_{BR,t-l} \\ IPCA_{t-l} \\ regional_{t-l} \\ tx.juros_{t-l} \end{bmatrix} \quad (30)$$

Com base em Valério (2016), a hipótese da recursividade em bloco para o EMBI é pautada em dois motivos principais. O primeiro está relacionado às perspectivas de sustentabilidade da dívida pública no longo prazo. Como o modelo não inclui variável fiscal, considerada um dos principais fatores determinantes do risco em regimes de câmbio flexível, as variáveis domésticas não filtrariam de forma correta a dinâmica de longo prazo do risco-país. O segundo motivo é devido à causalidade correta entre o risco e o câmbio nominal. As duas variáveis são fortemente correlacionadas, mas a causalidade ocorre de risco para câmbio. A influência cambial sobre o risco nas defasagens reflete mais a correlação entre os dados do que propriamente a causalidade de câmbio para risco. Para evitar que o câmbio e as demais variáveis domésticas influenciem o risco na dinâmica de longo prazo, é adotada tal restrição nas defasagens na equação de prêmio de risco. Por outro lado, é permitido que todas as variáveis internacionais impactem o prêmio de risco contemporaneamente e também nas defasagens.

As relações estruturais contemporâneas são apresentadas na equação (31). As restrições sobre a matriz A_0 são impostas para que os coeficientes da equação estrutural (1) sejam recuperados. Isso é feito estabelecendo restrições iguais a zero em determinadas relações na matriz Q_i da equação (3)²⁸.

²⁸ Os coeficientes restritos não precisam ser exatamente iguais a zero, mas precisam ser significativamente pequenos em relação aos demais coeficientes. Do contrário, a identificação pode se tornar fraca e gerar um modelo com respostas ruins (LEEPER; SIMS; ZHA, 1996).

$$A_0 = \begin{matrix} & \varepsilon_{PIBM} & \varepsilon_{VIX} & \varepsilon_{pcom} & \varepsilon_{EMBI} & \varepsilon_{c\grave{a}mbio} & \varepsilon_{PIB_{BR}} & \varepsilon_{IPCA} & \varepsilon_{regional} & \varepsilon_{Selic} \\ \begin{matrix} PIB_{mundial} \\ VIX \\ pcomm \\ EMBI \\ c\grave{a}mbio \\ PIB_{BR} \\ IPCA \\ regional \\ tx.juros \end{matrix} & \left[\begin{array}{ccccccccc} a_{1,1} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{2,1} & a_{2,2} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{3,1} & a_{3,2} & a_{3,3} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{4,1} & a_{4,2} & a_{4,3} & a_{4,4} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{5,1} & a_{5,2} & a_{5,3} & a_{5,4} & a_{5,5} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & a_{6,6} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & a_{7,6} & a_{7,7} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & a_{8,6} & a_{8,7} & a_{8,8} & 0 \\ a_{9,1} & a_{9,2} & a_{9,3} & a_{9,4} & a_{9,5} & a_{9,6} & a_{9,7} & 0 & a_{9,9} \end{array} \right] \end{matrix} \quad (31)$$

Na matriz (31), cada linha é uma equação do sistema, mostrando que variáveis na coluna j podem afetar contemporaneamente a i -ésima variável da i -ésima linha no choque. Como em Cushman e Zha (1997) e Zha (1999), a identificação é feita por blocos. Há quatro blocos na matriz: o bloco internacional, com as variáveis de PIB mundial, VIX e preço de *commodities*; o bloco de finanças internacionais doméstico, que inclui o risco-país e a taxa de câmbio nominal; o bloco do setor real, que inclui PIB, taxa de inflação e a variável *proxy* para a atividade regional e, por fim, o bloco da política monetária, que inclui apenas a taxa de juros.

A taxa de juros não está incluída no bloco financeiro devido à opção pelo ordenamento das variáveis de acordo com o grau de exogeneidade em relação aos choques estudados. Considera-se que a Selic é a variável mais endógena do sistema, ao permiti-la ser afetada contemporaneamente por choques nas variáveis internacionais e agregadas e não afetar nenhuma no impacto. A hipótese de reação da taxa de juros segue Cushman e Zha (1997), que supõem que o Banco Central tem acesso imediato a todas as informações sobre a economia mundial e nacional. Como o modelo utiliza dados de frequência trimestral, essa é uma suposição razoável de se considerar. A única variável no sistema que não é capaz de influenciar as decisões do Banco Central é a variável regional. Com base em Bertanha e Haddad (2008), essa restrição é motivada pela hipótese de que somente o valor agregado do nível de emprego ou do produto fazem parte do “conjunto de informação do Banco Central, e, portanto, relevante para a determinação da taxa de juros”.

A identificação das variáveis do modelo é feita com base em Leeper, Sims e Zha (1996), ao assumir que uma variável reage contemporaneamente a um choque se as informações desse choque puderem ser acessadas imediatamente e forem relevantes a ponto de induzir à resposta da variável simultaneamente. Nessa abordagem, as variáveis do mesmo bloco possuem as mesmas restrições em relação aos demais blocos.

Assim, como proposto por Charnavoki e Dolado (2014, p. 212) na análise de efeitos sobre a economia do Canadá, os fatores globais são ordenados primeiramente, de forma a garantir que as variáveis internacionais não reajam às condições domésticas do Brasil e de um estado brasileiro. O bloco financeiro doméstico é modelado de forma a reagir contemporaneamente a qualquer mudança no bloco internacional, devido ao seu caráter prospectivo. Para o setor real da economia, considera-se que os agentes econômicos não são capazes de alterar rapidamente os níveis de produção e os preços de bens finais, de forma que o ajuste é feito a partir do período seguinte ao impacto nas variáveis internacionais e financeiras domésticas. A existência de processos de planejamento envolvidos na mudança de produção e de preços de bens finais justificam o atraso na resposta do PIB e da taxa de inflação aos sinais financeiros e externos (LEEPER; SIMS; ZHA, 1996).

Internamente, os três primeiros blocos são identificados segundo o ordenamento recursivo Choleski. Zha (1999) argumenta que é fundamental considerar uma abordagem Choleski nos blocos devido ao risco de se perder a estrutura durante a estimação do modelo, quando a matriz é invertida. Dentro do bloco internacional, considera-se que o nível de atividade global, medido pelo PIB mundial, é influenciado contemporaneamente apenas por suas próprias inovações. Como as inovações no PIB mundial são interpretadas como um choque de demanda, supõe-se que a variável seja capaz de afetar o VIX e o preço mundial de *commodities*. Assim como em Fernández, González e Rodríguez (2018), os choques à demanda externa podem ter efeitos contemporâneos sobre o preço de *commodities*, mas não o contrário.

Os choques de incerteza global, modelados como inovações na equação do VIX, afetam o preço de *commodities*, cuja estrutura, portanto, depende apenas de inovações no PIB mundial, VIX e nele mesmo. Como o Brasil é uma pequena economia aberta, é razoável supor que as variáveis brasileiras, inclusive a variável regional, sejam incapazes de influenciar o índice de preço de *commodities* em escala global. Portanto, seguindo Fernández, Grohé e Uribe (2017), a variável preço de *commodities* é exógena no nível do país e da Unidade Federativa.

No bloco de finanças internacionais doméstico, as inovações no EMBI impactam contemporaneamente a taxa de câmbio nominal, sendo esta incapaz de afetar o EMBI. Inovações no EMBI, interpretados como choques de risco macroeconômico doméstico, atuam sobre a movimentação de capital especulativo que, em regime de câmbio flutuante, tende a afetar a taxa de câmbio nominal do país²⁹.

O bloco do setor real da economia é modelado de forma a permitir que um choque de demanda doméstico- captado por inovações no PIB brasileiro- afete contemporaneamente o IPCA. Contudo, um choque no índice de preços, interpretado como choque de oferta, não é capaz de afetar o produto no impulso.

Embora restrições tenham sido impostas a todas as variáveis do sistema, o objetivo do modelo é identificar choques nas variáveis internacionais e no risco-país, cujos resultados pretendem mostrar os efeitos sobre a resposta da dinâmica econômica de cada estado brasileiro. Assim, as funções de resposta ao impulso são totalmente invariantes à estratégia de identificação posterior ao EMBI.

²⁹ A taxa de câmbio reagiria a movimentos no EMBI segundo a paridade descoberta da taxa de juros com risco.

5. RESULTADOS: EFEITO REGIONAL DE CHOQUES EXTERNOS E DE INCERTEZA LOCAL

Antes de analisar os impactos regionais, objetivo central do estudo, é crucial o entendimento da relação entre choques internacionais e a dinâmica macroeconômica global e nacional. De forma similar, é fundamental compreender como choques de incertezas macroeconômicas afetam a dinâmica da economia brasileira. Essas análises são o foco do estudo de Valério e Ferreira (2018), sendo que a metodologia, dados e estratégia de identificação são baseadas no material desses autores. Contudo, faz-se necessário apresentar e discutir tais resultados, pois constituem em alicerce às análises regionais. Mostrar tais resultados também permite ao leitor a familiarização com a identificação dos choques e seus impactos em nível global e nacional.

Em relação aos resultados, são apresentadas funções de resposta ao impulso e seus respectivos intervalos de confiança a 68%³⁰.

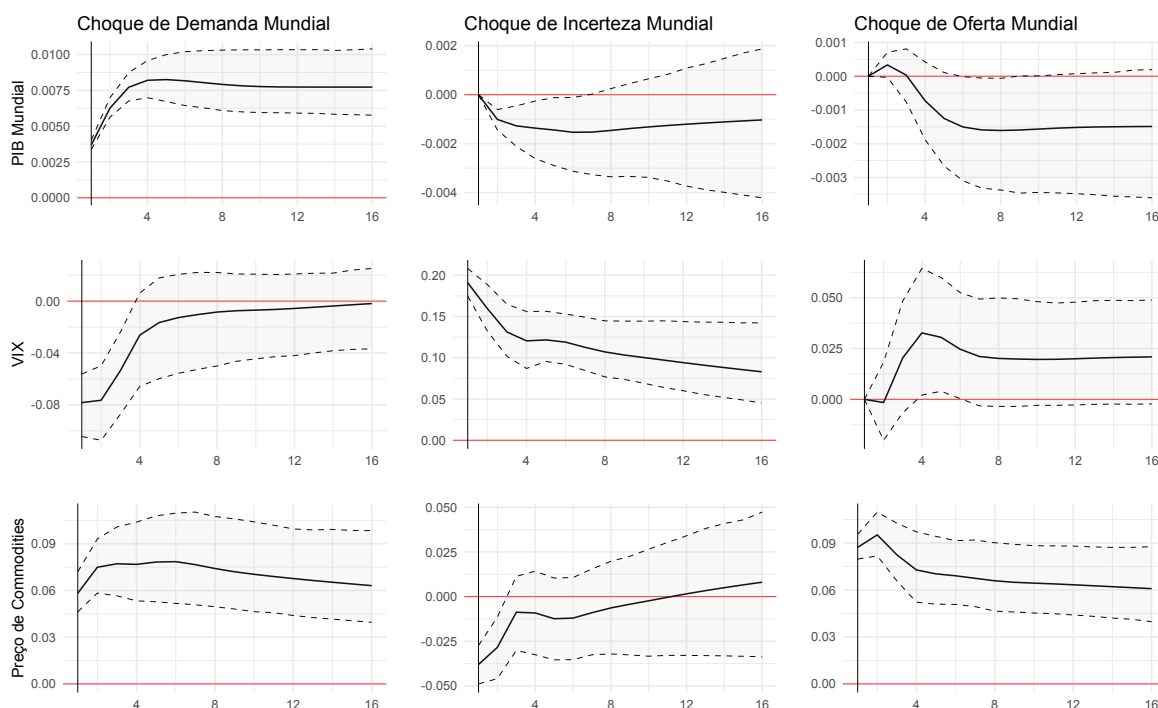
5.1. Resposta do bloco internacional aos choques externos

Nesta seção, são analisadas as respostas das variáveis internacionais a choques de demanda global, incerteza financeira global e no mercado de *commodities*. Como sugerido por Valério e Ferreira (2018), esse último gera dinâmicas nas variáveis globais que permite caracterizá-lo como choque de oferta global. A Figura 1 apresenta a resposta do PIB mundial, do VIX e do índice preço de *commodities* para a amostra que começa no primeiro trimestre de 2000.

Os resultados para as amostras que se iniciam no primeiro trimestre de 2003 e 2004, utilizadas para os modelos com IBCR e com o Emprego dos estados da região Norte, são exibidas no Apêndice B, Figura 31 e Figura 32, respectivamente. Optou-se por analisar apenas a amostra com dados a partir de 2000 devido às similaridades nas respostas das três amostras. Tais similaridades sugerem robustez da estratégia de identificação e do modelo econométrico.

³⁰ O intervalo de 68% de confiança corresponde ao valor convencional relatado na maior parte da literatura. Os intervalos de confiança de probabilidade foram computados com base em Sims e Zha (1999) e os resultados obtidos a partir do código elaborado por Zha, disponível em <http://www.tzha.net/code>. Para tanto, utilizou-se o software Matlab.

Figura 1 – Resposta das variáveis internacionais aos choques externos



Fonte: Elaboração própria.

Nota:

(1) As linhas pretas sólidas e pretas tracejadas correspondem, respectivamente, à mediana e ao intervalo de confiança de 68% da função de resposta ao impulso.

Um choque positivo de demanda mundial eleva o PIB global de forma bastante persistente, contribuindo também para aumentar imediatamente o preço das *commodities*, que alcança valor máximo entre 1 e 1,5 ano após o choque. Esses resultados, apresentados por Valério e Ferreira (2018), também são similares aos reportados por Charnavoki e Dolado (2014).

O bom cenário global reduz a volatilidade no mercado financeiro, que pode ser observado pela instantânea queda no VIX. Essa redução é temporária e estatisticamente significativa apenas no primeiro ano após o choque, posto que não há motivo para o VIX permanecer abaixo de sua tendência regular devido a um choque de demanda mundial passado (VALÉRIO; FERREIRA, 2018). Na verdade, é surpreendente que um choque global de demanda afete a volatilidade durante tanto tempo, algo entre 3 a 4 trimestres.

Um choque adverso de um desvio padrão na incerteza financeira mundial, correspondente à elevação de 19 pontos percentuais no VIX, conduz à uma redução instantânea de 3,75 pontos percentuais no índice agregado de preços de *commodities*, a partir de quando volta a crescer durante os trimestres seguintes em direção à trajetória de equilíbrio original. Dada a estratégia

de identificação, um choque de um desvio padrão no VIX não afeta o PIB mundial instantaneamente, mas o efeito adverso de redução do PIB global ocorre ao longo de todo o primeiro ano e meio após o choque, a partir de quando começa a ocorrer lenta recuperação.

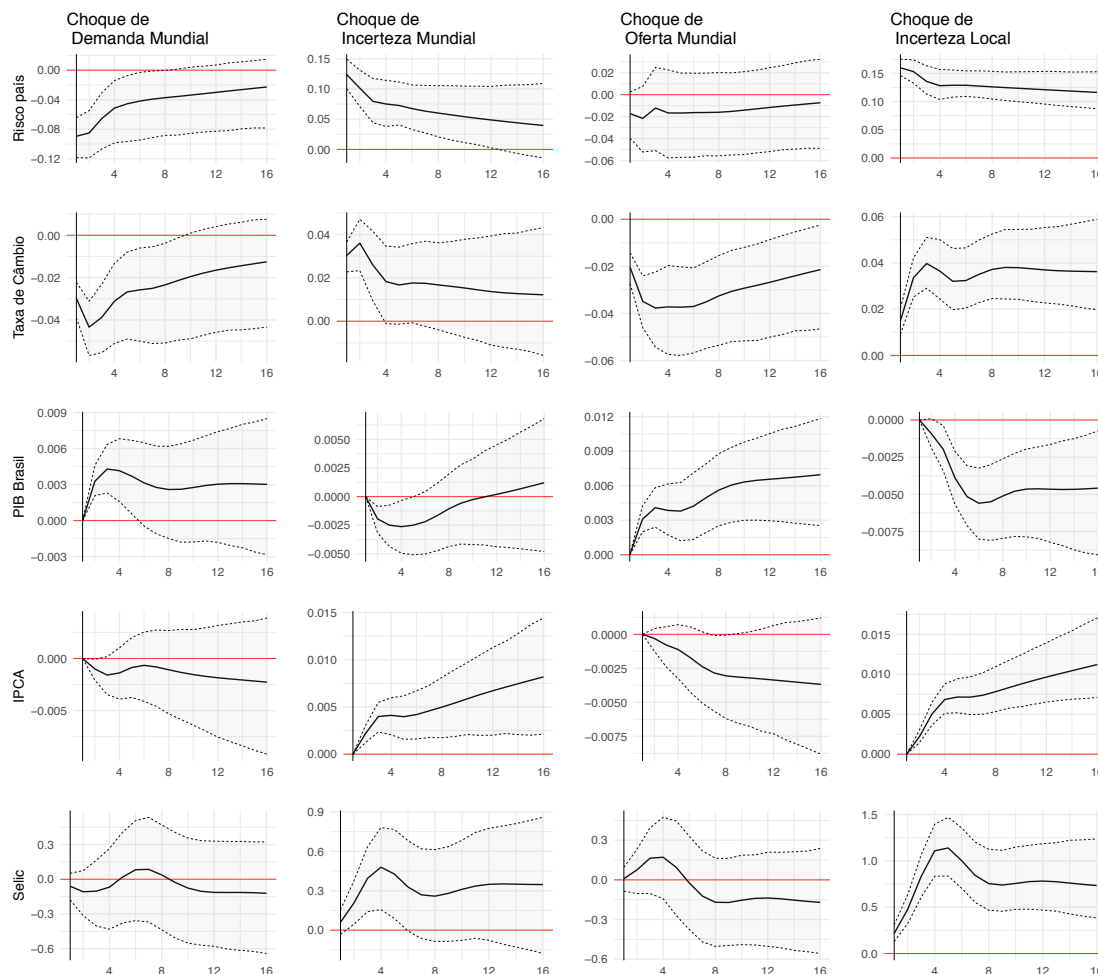
O aumento de 9% no índice de preços de *commodities* eleva a volatilidade nos mercados financeiros e reduz o PIB global, exatamente os efeitos esperados por um choque adverso de oferta (VALÉRIO; FERREIRA, 2018). Importante ressaltar que grande parte da literatura que avalia impacto de choques de *commodities*, seja em nível global ou nacional, não especificam a natureza do choque. Charnavoki e Dolado (2014) é uma das poucas exceções, mas ainda assim tratam inovações em um fator de preço de *commodities* como algo específico ao mercado desses produtos. Segundo Valério e Ferreira (2018), essa interpretação é problemática, pois é difícil pensar que um choque que afete todos os preços de *commodities*, de todos os setores, seja tão específico ao mercado desses bens. Em função dessas observações, daqui em diante a análise seguirá a sugestão de Valério e Ferreira (2018) ao considerar inovações no índice agregado de *commodities* como sendo um choque de oferta global.

De forma geral, a Figura 1 sugere que o impacto de um choque na demanda agregada mundial sobre o índice de preços de *commodities* é mais duradouro e significativo se comparado ao efeito de um choque de incerteza mundial sobre a mesma variável. De maneira oposta, o efeito de um choque em VIX- visto como choque de incerteza financeira mundial- sobre os preços de *commodities* se dissipa mais rapidamente, apesar do impacto forte e instantâneo.

5.2. Resposta do bloco nacional aos choques externos e de incerteza local

A Figura 2 apresenta as respostas das variáveis agregadas aos choques externos e ao choque de incerteza local, resultantes do modelo aplicado na amostra com maior número de observações. Para as amostras cujo período de dados se inicia em 2003 e 2004, os resultados são exibidos no Apêndice, na Figura 33 e na Figura 34, respectivamente. De forma geral, as conclusões para as três amostras são similares.

Figura 2 - Resposta das variáveis agregadas aos choques externos e de incerteza local



Fonte: Elaboração própria.

Nota:

(1) As linhas pretas sólidas e pretas tracejadas correspondem, respectivamente, à mediana e ao intervalo de confiança de 68% da função de resposta ao impulso.

5.2.1. Choque positivo de Demanda Global

O choque positivo de demanda global provoca redução instantânea de 9 pontos percentuais no risco-país. A partir daí, o risco eleva-se paulatinamente em reversão à trajetória de equilíbrio inicial, mas permanece significativamente abaixo dessa tendência até o 5º trimestre posterior ao choque. Tanto a queda inicial quanto a duração do efeito do choque sobre o risco-país são similares ao efeito sobre o VIX, que também corresponde a uma variável financeira.

O aumento no preço de *commodities*, a menor volatilidade nos mercados financeiros globais e a redução no risco soberano explicam a apreciação cambial. No impacto, o câmbio nominal fica 3 pontos percentuais abaixo de sua tendência de equilíbrio, atingindo o pico da queda no

segundo trimestre. Após essa apreciação, o movimento reverte-se aos poucos, acompanhando o movimento do risco-país. O resultado da apreciação cambial para o Brasil está em consonância com os resultados obtidos por Charnavoki e Dolado (2014) para o Canadá, considerado exportador líquido de *commodities*, e também para o Chile, Colômbia e Peru, como relatado por Valério e Ferreira (2018).

A intensificação da atividade global conduz a um hiato positivo e significativo no PIB brasileiro, cujo pico é atingido entre o segundo e terceiro trimestres. O efeito sobre o PIB doméstico prevalece significativamente positivo até o sexto trimestre.

Importante notar a ausência de pressão inflacionária apesar do hiato de produto positivo. Na verdade, a resposta do IPCA é negativa, ainda que pouco significativa estatisticamente. Aparentemente, o fenômeno ocorre devido à apreciação cambial, que compensa a pressão inflacionária oriunda da maior demanda agregada e da elevação dos preços de *commodities*.

Apesar de não ser estatisticamente significativa, a taxa de juros Selic acompanha o movimento da inflação. Portanto, a reação da política monetária é condizente com os resultados obtidos.

5.2.2. *Choque positivo de Incerteza Mundial*

O aumento de 19 pontos percentuais no VIX eleva instantaneamente o risco-país em 12,5 pontos percentuais, com dinâmica da resposta similar ao movimento do VIX. Com isso, o efeito de um choque adverso de incerteza mundial sobre o risco-país é significativo e duradouro. A resposta da taxa de câmbio é também bastante similar, desvalorizando-se no impacto em 3% e retornando lentamente à trajetória de equilíbrio original. O impacto dos preços das *commodities* sobre a taxa de câmbio seria incerto, já que tanto o valor das exportações como o das importações tenderiam a cair. De qualquer maneira, o efeito financeiro parece predominar e garantir a desvalorização cambial após a elevação da incerteza.

O choque de aumento no VIX tem impacto adverso sobre o PIB do país, que apresenta tendência de redução durante o primeiro ano após o impacto, recuperando-se lentamente após o 5º trimestre. O choque adverso de incerteza mundial eleva a inflação doméstica, apesar da queda nos preços de *commodities* e do desaquecimento da economia. Novamente, como

verificado no caso do choque de demanda global, o canal financeiro que provoca desvalorização cambial sobrepõe a esses dois efeitos, elevando os preços internos. Esses resultados estão de acordo com os documentados por De Gregorio (2012), que verificou que o canal da taxa de câmbio impacta mais a inflação que outros fatores, como a retração do PIB ou a queda de preços mundiais. Coerente com o movimento da inflação, a taxa de juros da política monetária aumenta em relação à sua trajetória de longo prazo.

5.2.3. *Choque adverso de Oferta Agregada Mundial*

Um choque adverso de oferta agregada mundial, traduzido pelo aumento de aproximadamente 9 pontos percentuais no índice agregado de preços de *commodities*, tem um efeito forte e prolongado no produto brasileiro. Dada sua dependência das exportações de *commodities*, o hiato positivo e duradouro no PIB brasileiro pode ser associado ao canal da demanda interna documentado pela literatura.

O forte efeito expansivo e persistente sobre o PIB do Brasil está em consonância com o resultado de Fernández, González e Rodríguez (2018, p.114) e Valério e Ferreira (2018). Confere também com os achados de Drechsel e Tenreyro (2018) para a Argentina, que encontram forte persistência no aumento do produto no país após um choque positivo nos preços de *commodities*, muito embora os autores não se preocupam em identificar choques de demanda e oferta. Contudo, diverge dos resultados obtidos por Charnavoki e Dolado (2014, p.234) para o PIB canadense, cuja reação é levemente negativa, embora insignificante.

Para um país exportador de *commodities*, um choque que aumente os preços mundiais desses produtos melhora a confiança dos investidores externos, dado o aumento inesperado na receita com exportações. Assim, o risco-país cai em aproximadamente 2 pontos percentuais em relação ao seu estado estacionário.

Menor aversão ao risco local e maior receita com exportações resulta em forte e persistente apreciação cambial, que apenas começa a se desvalorizar lentamente após 6 trimestres, como em Valério e Ferreira (2018). O resultado de apreciação cambial frente ao choque segue as conclusões de Céspedes e Velasco (2012) e Charnavoki e Dolado (2014). Já a persistência do efeito é observada também em Fernández, González e Rodríguez (2018).

O impacto inflacionário diverge dos obtidos por Valério (2016) e por Valério e Ferreira (2018). Seguindo a mesma conclusão para os demais choques externos considerados, a significativa apreciação cambial compensou o efeito expansivo da demanda interna e do aumento nos preços mundiais de *commodities*. Apesar disso, cabe destacar que a resposta da inflação não foi significativa. Como o IPCA não reagiu ao choque de *commodity*, a resposta da taxa de juros da política monetária não desviou estatisticamente de zero durante todo o período.

5.2.4. Choque de Incerteza Local

Sob um aumento de 16 pontos percentuais no EMBI, considerado *proxy* para o risco-país, a taxa de câmbio nominal deprecia no impacto. A resposta cambial é forte, duradoura e estatisticamente significativa.

Diante de um choque que aumenta a incerteza financeira local, as instituições financeiras tendem a contrair o crédito, pois o valor de seus ativos caem e aumenta a probabilidade de maior inadimplência (BOCOLA, 2016). Pelo lado da demanda, a desvalorização cambial encarece os produtos comercializáveis, reduzindo a demanda por investimento, que também sofre queda devido à maior incerteza econômica. A desvalorização que se segue provoca efeitos inflacionários, obrigando o Banco Central a aumentar a taxa de juros, reforçando os efeitos contracionistas do choque inicial. O resultado é uma forte retração do PIB, cujo pico negativo ocorre 6 trimestres após o choque. A partir do segundo ano, o produto mantém uma trajetória de queda constante, tendo, portanto, uma resposta negativa persistente.

5.3. Respostas estaduais aos choques

Para melhor comparação entre as respostas das Unidades Federativas, a Tabela 25, Tabela 26, Tabela 27 e Tabela 28³¹, no Apêndice, expõem a resposta acumulada no período de 4 trimestres de cada variável regional frente ao choque de demanda mundial, incerteza global, oferta agregada mundial e incerteza local, respectivamente.

Adicionalmente, a correlação entre as características estaduais e a resposta acumulada após um ano de cada choque é analisada. Compõem essas características as atividades do valor adicionado bruto do PIB de cada estado e suas exportações de produtos básicos. A matriz de

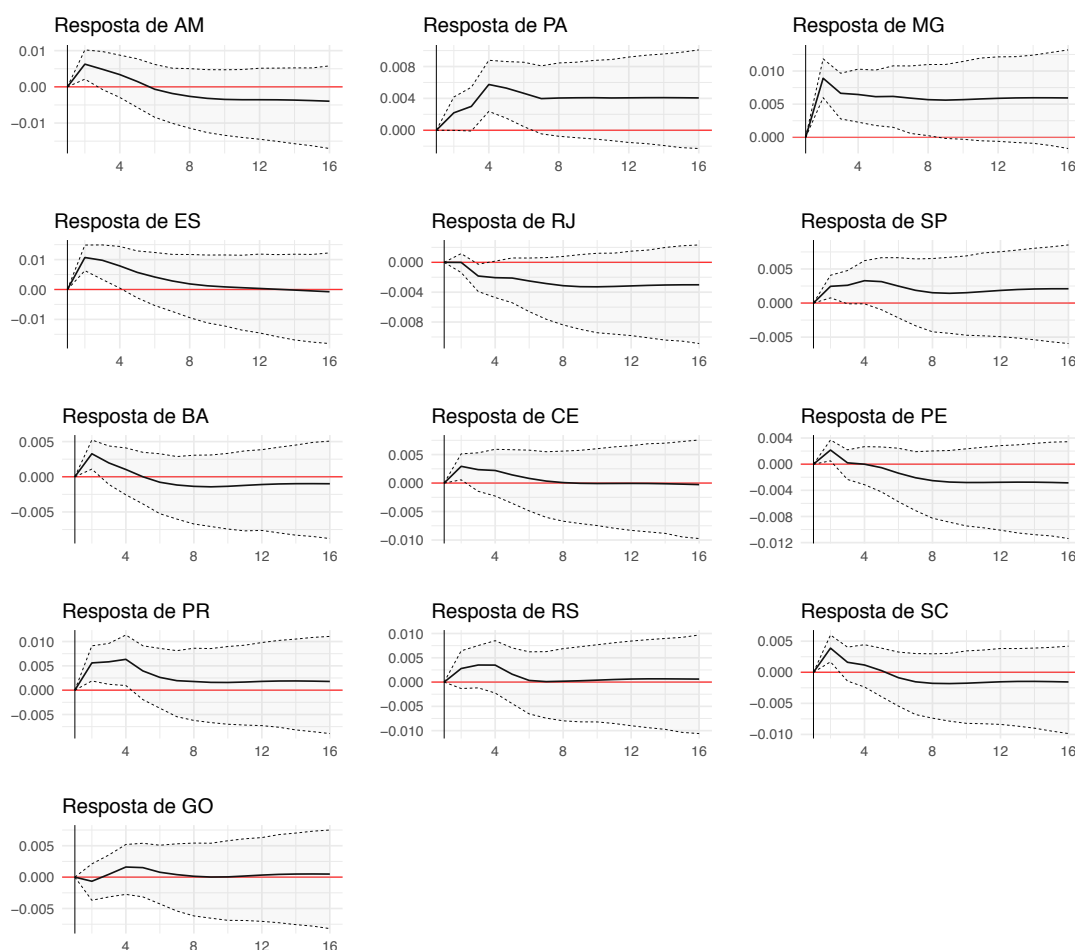
³¹ As tabelas para as respostas acumuladas foram inspiradas em Serrano (2014) ao apresentarem também o ordenamento das Unidades Federativas de acordo com suas respectivas respostas acumuladas.

correlação entre características e impacto acumulado é apresentada na Tabela 29, também no Apêndice. Foram testadas apenas a significância das correlações superiores à 0,25 ou inferiores à -0,25, uma vez que análise prévia indicou ausência de significância para valores inferiores (em módulo) a esses.

5.3.1. Respostas estaduais a um choque de demanda mundial positivo

Como apresentado na Figura 3, as funções de impulso resposta mostram que o IBCR cresceu além de sua tendência de longo prazo em até 1 ano após o choque na maioria dos estados analisados. Tal efeito é coerente com a expansão do PIB brasileiro em resposta ao choque de demanda mundial.

Figura 3 – Resposta do IBCR a um choque de demanda mundial



Fonte: Elaboração própria.

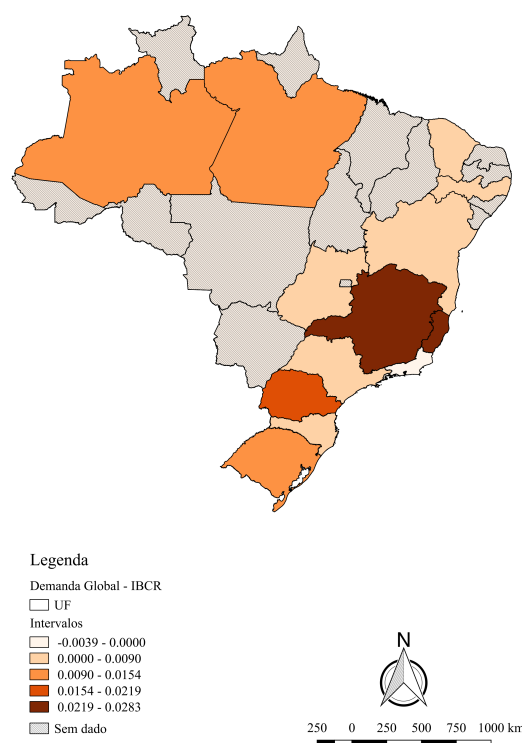
Notas:

- (1) As linhas pretas sólidas e pretas tracejadas correspondem, respectivamente, à mediana e ao intervalo de confiança de 68% da função de resposta ao impulso.
- (2) A amostra de cada uma das unidades federativas abrange o período 2003:T1 a 2017:T2.

Um resultado peculiar é o efeito negativo sobre o IBCR no estado do Rio de Janeiro, cuja pauta exportadora é altamente dependente do petróleo. Contudo, apesar de negativa, sua resposta não foi diferente de zero em nenhum momento após o choque. A mesma conclusão é válida para o estado de Goiás, cuja reação não desviou do equilíbrio de estado estacionário. A economia do Rio Grande do Sul também parece não responder ao choque de demanda agregada mundial em nenhum período analisado (Figura 3).

Para propósitos de exposição, as respostas acumuladas estaduais do IBCR em relação a um choque positivo no PIB mundial de 0,38 ponto percentual são apresentadas na Figura 4. As respostas mais sensíveis, positivas, são refletidas por cores mais escuras.

Figura 4 – Mapa: resposta acumulada do IBCR frente ao choque de demanda mundial



Fonte: Elaboração própria.

Nota:

(1) As estimativas das respostas acumuladas no horizonte de um ano para cada Unidade Federativa são reportadas com cores mais escuras refletindo uma resposta positiva mais forte, enquanto aquelas menos sensíveis ou até mesmo negativas são representadas por cores mais claras.

Segundo a Tabela 25 e a Figura 4, Espírito Santo, Minas Gerais e Paraná foram os estados com a maior resposta acumulada positiva após um ano de choque, seguidos do Amazonas,

Pará e Rio Grande do Sul. A resposta do IBCR ao choque de demanda mundial na maioria dos 13 estados situa-se no intervalo de 0 a 0,9 ponto percentual, indicando menor sensibilidade ao choque no período.

Estados com maior PIB industrial e maior PIB de serviços mais atrelados às atividades empresariais (Transporte, Armazenagem e Correios) apresentaram, em média, resposta mais acentuada. O oposto ocorre para estados com maior participação de serviços menos atrelados às atividades da indústria de transformação e serviços empresariais. Esses resultados podem ser acessados na Tabela 8, que mostra a correlação entre características das economias estaduais e o impacto acumulado sobre o IBCR após um ano. Considera-se apenas as relações estatisticamente significativas, com p-valor inferior a 0,1.

Tabela 8 - Correlação entre resposta acumulada do IBCR ao choque de demanda mundial e características estaduais

Características estaduais	IBCR	
	Correlação	p-valor
Exportações de Produtos Básicos	-	-
Agropecuária	-	-
Indústria	0,559	(0,047)
Indústrias extrativas	0,362	(0,224)
Indústrias de transformação	-	-
Eletricidade e gás, água, etc.	-	-
Construção	-0,351	(0,240)
Serviços	-0,560	(0,047)
Comércio e reparação de veículos automotores e motocicletas	-	-
Transporte, armazenagem e correios	0,323	(0,282)
Alojamento e alimentação	-0,429	(0,143)
Informação e comunicação	-0,339	(0,257)
Atividades financeiras	-	-
Atividades imobiliárias	-0,602	(0,029)
Atividades profissionais, científicas e técnicas, etc	-0,411	(0,163)
Serviços Públicos	-0,296	(0,327)
Educação e saúde privadas	-	-
Artes, cultura, esporte e recreação e outros serviços	-0,674	(0,011)
Serviços domésticos	-0,319	(0,288)

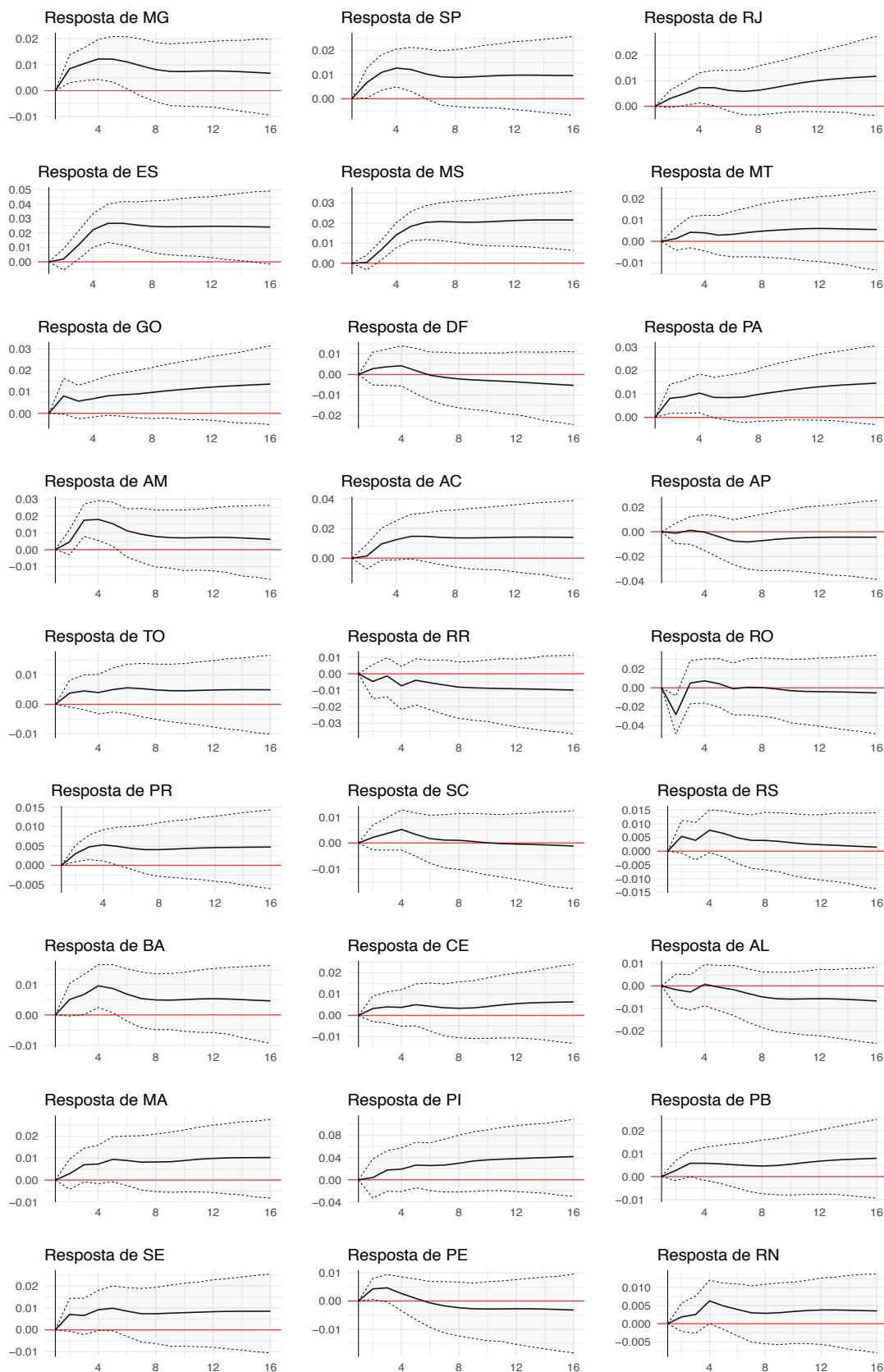
Fonte: Elaboração própria.

Nota:

(1) O p-valor é obtido a partir da regressão linear simples da resposta acumulada contra a característica econômica.

A resposta do ICMS ao choque de demanda agregada mundial é apresentada na Figura 5 para as 27 Unidades Federativas.

Figura 5 - Resposta do ICMS a um choque de demanda mundial



Fonte: Elaboração própria.

Notas:

A magnitude da resposta positiva é maior em Minas Gerais, Espírito Santo, São Paulo, Amazonas e Piauí, com a arrecadação de ICMS aumentando entre 2,91 e 4,1 pontos percentuais acima da tendência de equilíbrio. Goiás, Pará, Acre, Bahia, Mato Grosso do Sul e Sergipe também mostraram-se sensíveis ao choque de demanda mundial em termos de ICMS. Suas respostas variam entre 1,8 e 2,9 pontos percentuais (Figura 6).

A análise da correlação sugere que estados com maior relevância do PIB industrial, especialmente a indústria extrativa mineral e de transformação, e com maior relevância do PIB de transporte, armazenagem e correios apresentaram reações mais positivas. Em direção oposta, aqueles com maior participação do PIB dos demais serviços, principalmente atividade do setor público, apresentaram menor resposta do ICMS. As demais correlações não se mostraram significativas, como mostra a Tabela 9.

Tabela 9 - Correlação entre resposta acumulada do ICMS ao choque de demanda mundial e características estaduais

Características estaduais	ICMS	
	Correlação	p-valor
Exportações de Produtos Básicos	-	-
Agropecuária	-	-
Indústria	0,539	(0,004)
Indústrias extrativas	0,362	(0,063)
Indústrias de transformação	0,369	(0,058)
Eletricidade e gás, água, etc.	0,277	(0,161)
Construção	-	-
Serviços	-0,419	(0,030)
Comércio e reparação de veículos automotores e motocicletas	-	-
Transporte, armazenagem e correios	0,406	(0,035)
Alojamento e alimentação	-	-
Informação e comunicação	-	-
Atividades financeiras	-	-
Atividades imobiliárias	-0,309	(0,117)
Atividades profissionais, científicas e técnicas, etc	-	-
Serviços Públicos	-0,460	(0,016)
Educação e saúde privadas	0,309	(0,117)
Artes, cultura, esporte e recreação e outros serviços	-	-
Serviços domésticos	-	-

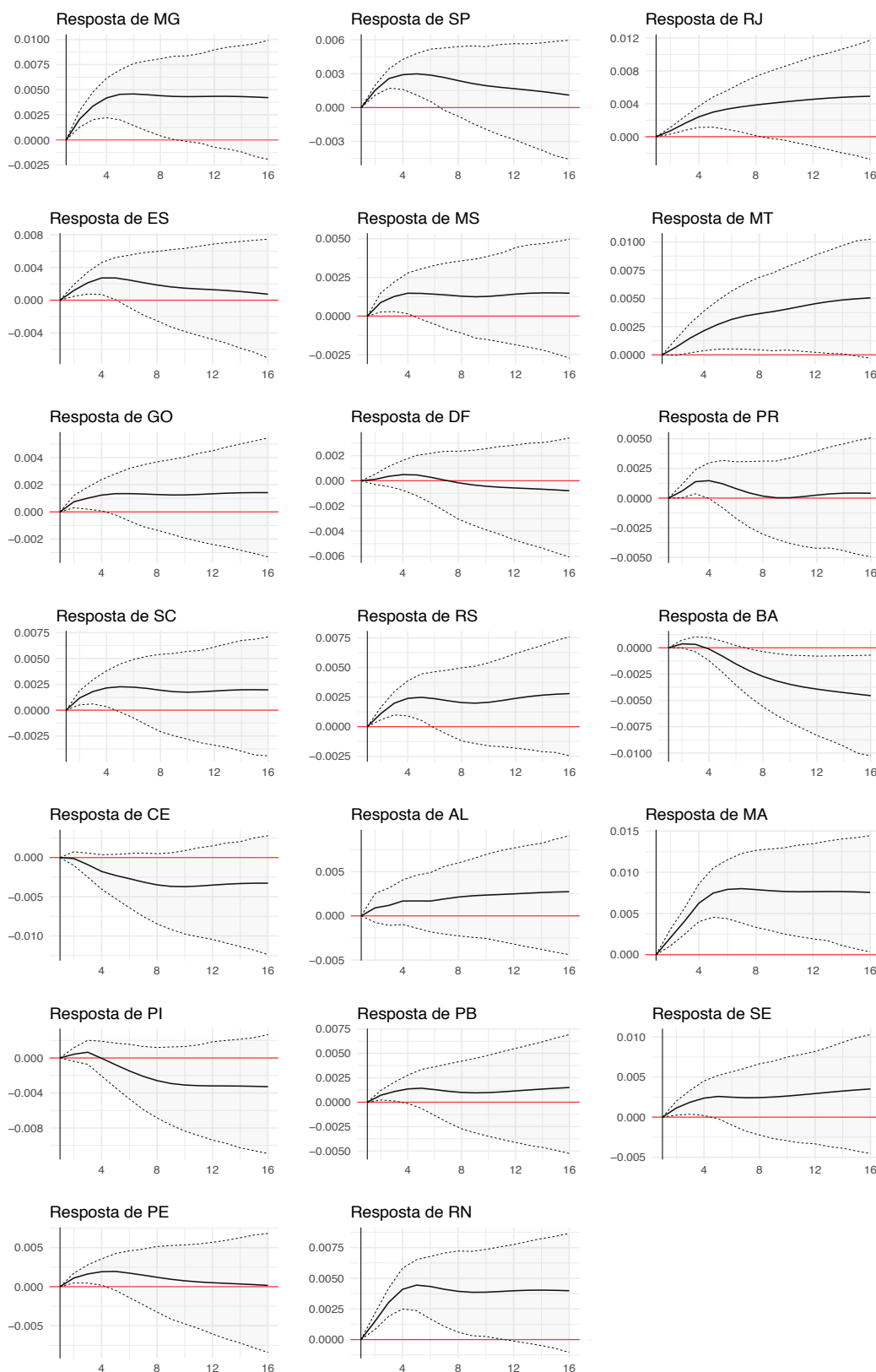
Fonte: Elaboração própria.

Nota:

(1) O p-valor é obtido a partir da regressão linear simples da resposta acumulada contra a característica econômica.

A Figura 7 apresenta as respostas do emprego formal nas Unidades Federativas das regiões Nordeste, Sudeste, Sul e Centro-Oeste, enquanto a Figura 8 mostra para os estados da região Norte. A análise é conduzida separadamente devido ao tamanho diferente das amostras.

Figura 7 - Resposta do Emprego a um choque de demanda mundial



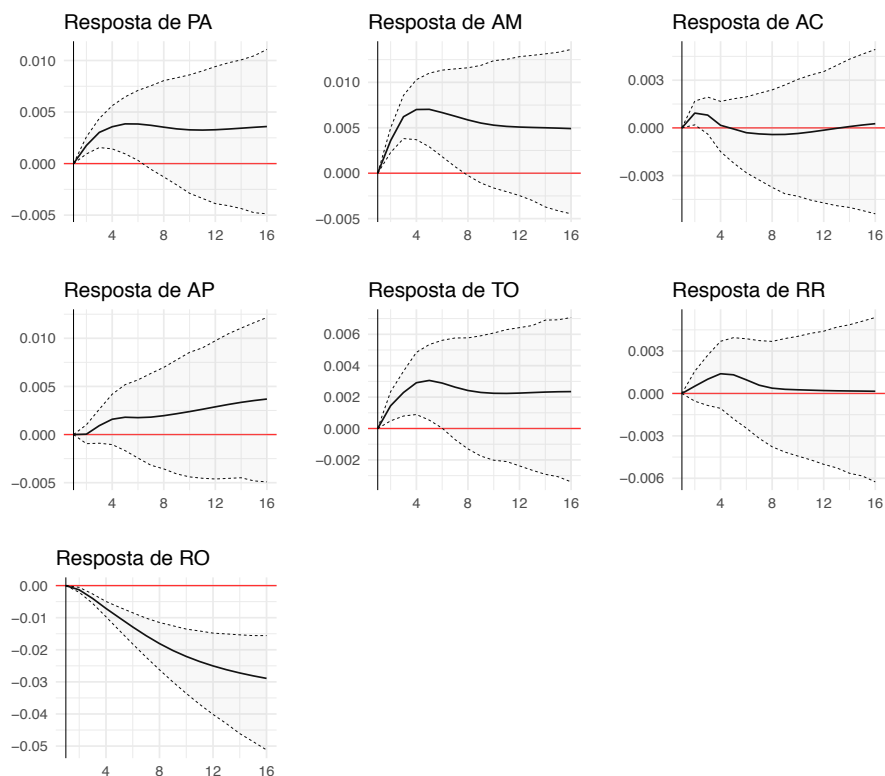
Fonte: Elaboração própria.

Notas:

(1) As linhas pretas sólidas e pretas tracejadas correspondem, respectivamente, à mediana e ao intervalo de confiança de 68% da função de resposta ao impulso.

(2) A amostra de cada uma das Unidades Federativas abrange o período 2000:T1 a 2017:T2.

Figura 8 - Resposta do Emprego nos estados da região Norte a um choque de demanda mundial



Fonte: Elaboração própria.

Notas:

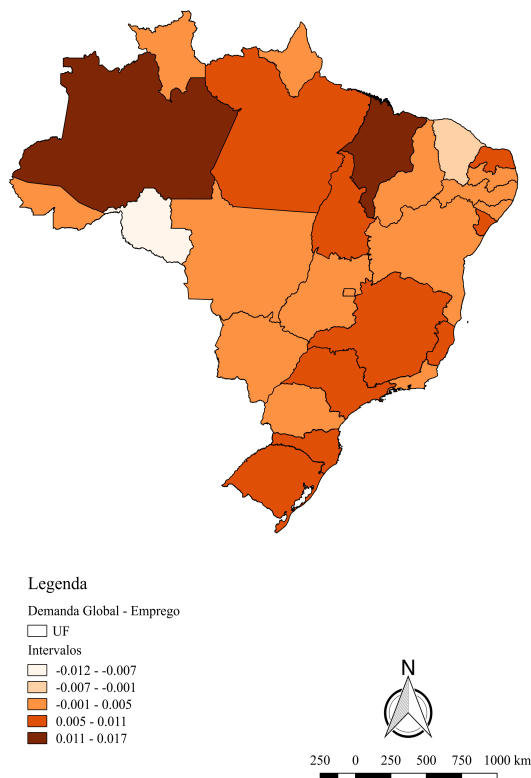
(1) As linhas pretas sólidas e pretas tracejadas correspondem, respectivamente, à mediana e ao intervalo de confiança de 68% da função de resposta ao impulso.

(2) A amostra de cada uma das Unidades Federativas abrange o período 2004:T1 a 2017:T2.

Em linhas gerais, o emprego formal expande após um choque positivo de demanda global, seguindo o padrão observado para o IBCR e ICMS. Ceará, Piauí, Bahia e Rondônia são exceções, já que o emprego recuou. Há também Unidades Federativas que apresentaram reação positiva mas não estatisticamente significantes, como Amapá, Acre, Roraima, Distrito Federal e Alagoas.

Além da maior parte das respostas positivas, é possível identificar outro padrão semelhante ao observado para o ICMS: a concentração regional dos estados com as respostas positivas mais sensíveis ocorre nas regiões Norte e Sudeste e, em menor grau, na região Sul. Novamente, as repostas acumuladas mais sensíveis ao choque de demanda mundial são reportadas em cores mais escuras na Figura 9.

Figura 9 – Mapa: resposta acumulada do emprego formal frente ao choque de demanda mundial



Fonte: Elaboração própria.

Nota:

(1) As estimativas das respostas acumuladas no horizonte de um ano para cada Unidade Federativa são reportadas com cores mais escuras refletindo uma resposta positiva mais forte, enquanto aquelas menos sensíveis ou até mesmo negativas são representadas por cores mais claras.

As correlações do efeito acumulado para o emprego após 4 trimestres e as características dos estados também seguem padrão similar aos verificados para IBCR e ICMS. Em média, estados com maior participação de PIB industrial, principalmente da indústria de transformação, e do PIB de transporte, armazenagem e correios reagem mais intensamente ao choques de demanda global. Na outra direção, o emprego formal reagiu menos naqueles estados com maior participação do PIB da construção civil e PIB de serviços (Tabela 10).

Tabela 10 - Correlação entre resposta acumulada do emprego formal ao choque de demanda mundial e características estaduais

Características estaduais	ICMS	
	Correlação	p-valor
Exportações de Produtos Básicos	-0,253	(0,204)
Agropecuária	-	-
Indústria	0,470	(0,013)
Indústrias extrativas	-	-
Indústrias de transformação	0,422	(0,028)
Eletricidade e gás, água, etc.	-	-
Construção	-0,266	(0,180)
Serviços	-0,365	(0,061)
Comércio e reparação de veículos automotores e motocicletas	-	-
Transporte, armazenagem e correios	0,378	(0,052)
Alojamento e alimentação	-	-
Informação e comunicação	-	-
Atividades financeiras	-	-
Atividades imobiliárias	-	-
Atividades profissionais, científicas e técnicas, etc	-	-
Serviços Públicos	-0,273	(0,168)
Educação e saúde privadas	-	-
Artes, cultura, esporte e recreação e outros serviços	-	-
Serviços domésticos	-	-

Fonte: Elaboração própria.

Nota:

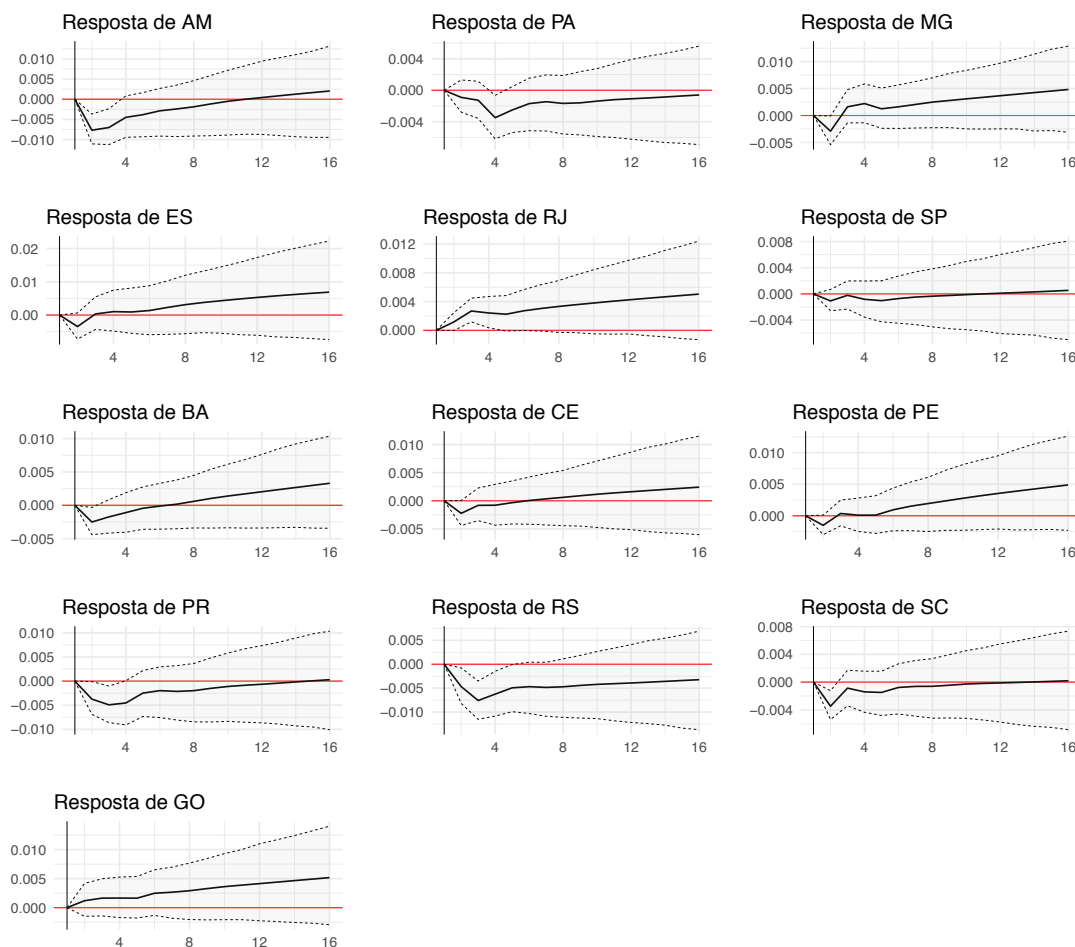
(1) O p-valor é obtido a partir da regressão linear simples da resposta acumulada contra a característica econômica.

5.3.2. Respostas estaduais a um choque de incerteza mundial positivo

Os efeitos de um aumento de 19% no VIX sobre o IBCR são apresentados na Figura 10. As respostas do IBCR são heterogêneas quanto ao sinal e magnitude. Embora o PIB da maior parte dos estados tenha caído, em alguns casos essa queda não parece significativa. Chama atenção, contudo, a resposta positiva do IBCR do Rio de Janeiro e de Goiás.

Ao se considerar a estimação pontual, a partir da resposta acumulada após um ano do choque, nota-se que, além de Rio de Janeiro e Goiás, Minas Gerais também apresenta reação positiva. Contudo, o IBCR declina na maior parte dos estados em resposta ao aumento na incerteza global. No período de um ano após o impacto no VIX, a magnitude do declínio é maior no Amazonas, Rio Grande do Sul e, em menor grau, no Paraná, com uma redução de 1,92, 1,85 e 1,32 ponto percentual, respectivamente, em relação à tendência normal (Tabela 26).

Figura 10 – Resposta do IBCR a um choque positivo de incerteza mundial



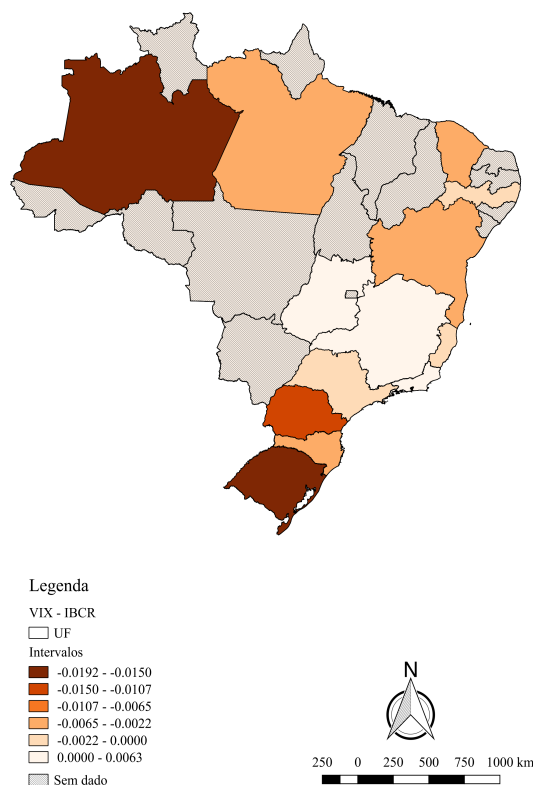
Fonte: Elaboração própria.

Notas:

- (1) As linhas pretas sólidas e pretas tracejadas correspondem, respectivamente, à mediana e ao intervalo de confiança de 68% da função de resposta ao impulso.
- (2) A amostra de cada uma das unidades federativas abrange o período 2003:T1 a 2017:T2.

A Figura 11 apresenta a estimativa da resposta acumulada do IBCR para o choque de incerteza mundial no horizonte de quatro trimestres (um ano). Respostas mais fortes, e negativas, são representadas por cores mais escuras. Em relação aos estados da região Sudeste, nota-se que os estados da região Sul do país são mais sensíveis ao choque de incerteza mundial, uma vez que todos eles apresentaram uma resposta negativa forte. No Sudeste, no entanto, os estados que reagiram negativamente ao choque apresentaram queda de, no máximo, 0,22 ponto percentual no IBCR.

Figura 11 – Mapa: resposta acumulada do IBCR frente ao choque de incerteza global



Fonte: Elaboração própria.

Nota:

(1) As estimativas das respostas acumuladas no horizonte de um ano para cada Unidade Federativa são reportadas com cores mais escuras refletindo uma resposta negativa mais forte, enquanto aquelas menos sensíveis ou até mesmo positivas são representadas por cores mais claras.

A resposta acumulada do IBCR após 4 trimestres apresentou-se correlacionada negativamente com a participação da agropecuária³² e da indústria de transformação no PIB. De uma forma geral, quanto maiores essas proporções, mais negativos foram as respostas do IBCR, indicando o forte impacto de choques financeiros global às atividades produtivas. Apesar de correlações relativamente elevadas terem sido observadas para outros agregados macroeconômicos estaduais (0,43 para indústria da construção civil e 0,32 para o setor de serviços), essas não foram significativas ao nível de 10% de significância, como apresentado na Tabela 11.

³² Essa correlação foi significativa a menos de 2% numa regressão usando uma variável *dummy* para o Maranhão, que surgia como forte *outlier* em análise prévia.

Tabela 11 - Correlação entre resposta acumulada do IBCR ao choque de incerteza mundial e características estaduais

Características estaduais	IBCR	
	Correlação	p-valor
Exportações de Produtos Básicos	0,301	(0,318)
Agropecuária	-0,444	(0,128)
Indústria	-	-
Indústrias extrativas	0,329	(0,273)
Indústrias de transformação	-0,625	(0,022)
Eletricidade e gás, água, etc.	-	-
Construção	0,431	(0,142)
Serviços	0,318	(0,290)
Comércio e reparação de veículos automotores e motocicletas	-	-
Transporte, armazenagem e correios	-	-
Alojamento e alimentação	0,390	(0,187)
Informação e comunicação	0,276	(0,361)
Atividades financeiras	-	-
Atividades imobiliárias	0,259	(0,393)
Atividades profissionais, científicas e técnicas, etc	0,333	(0,266)
Serviços Públicos	-	-
Educação e saúde privadas	-	-
Artes, cultura, esporte e recreação e outros serviços	0,567	(0,043)
Serviços domésticos	0,278	(0,357)

Fonte: Elaboração própria.

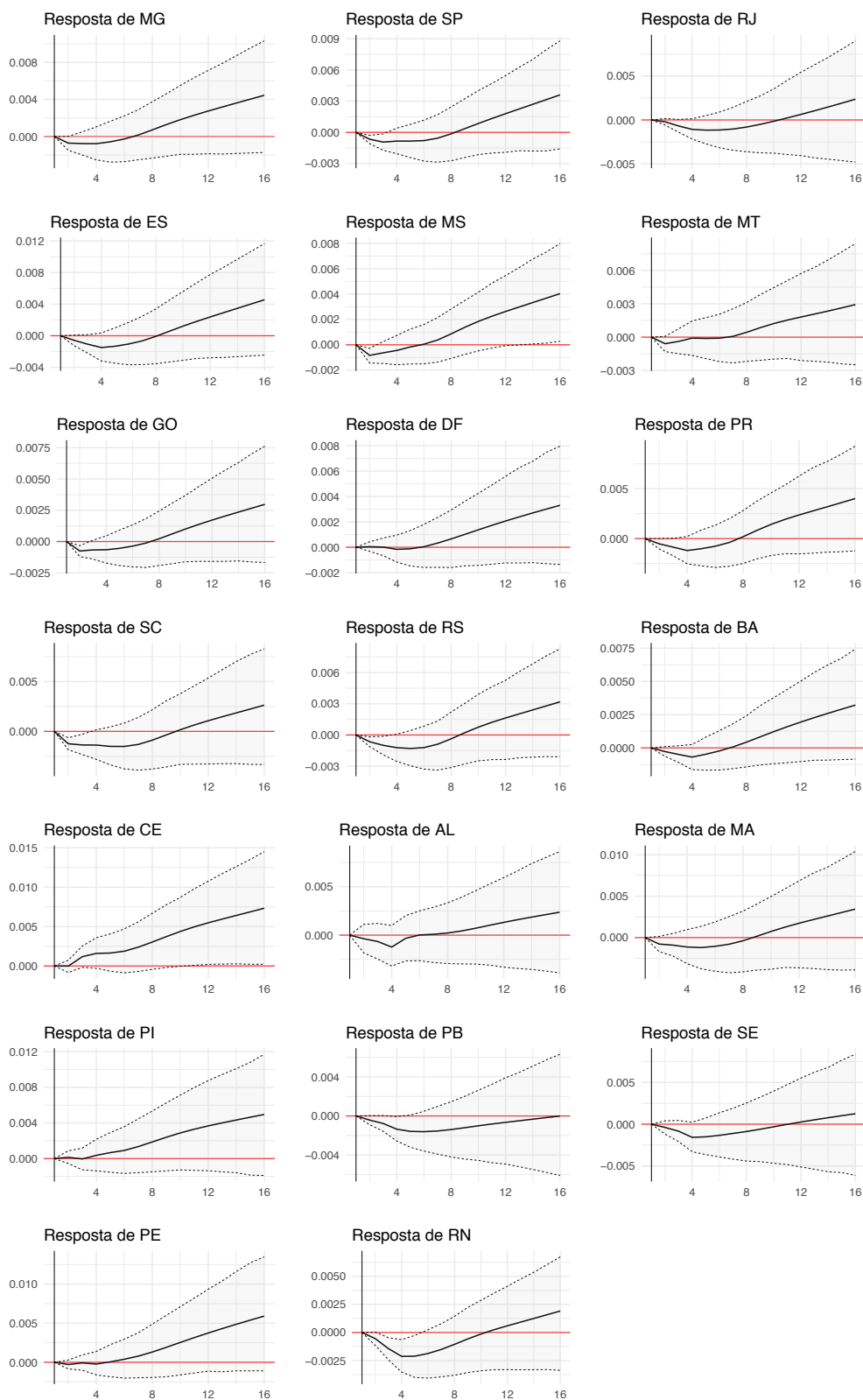
Nota:

(1) O p-valor é obtido a partir da regressão linear simples da resposta acumulada contra a característica econômica.

As respostas dos empregos estaduais estão na Figura 12 para as Unidades Federativas das regiões Nordeste, Sudeste, Centro-Oeste e Sul e Figura 13 para os estados da região Norte. A magnitude da resposta acumulada após um ano do choque de 19 p.p. no VIX foi pouco heterogênea nas regiões Nordeste, Sudeste, Centro-Oeste e Sul, visto que a maior reação negativa foi de 0,4% em Santa Catarina, e a menor de 0,06% em Pernambuco (Tabela 26).

A maioria dos estados apresentou resposta acumulada negativa após um ano do impacto em VIX. Rondônia, Tocantins, Ceará e Piauí foram estados nos quais o nível de emprego formal respondeu positivamente ao choque de incerteza mundial. Contudo, esse aumento não parece significativo pelo menos nos 3 primeiros anos após o choque.

Figura 12 - Resposta do Emprego a um choque positivo de incerteza mundial

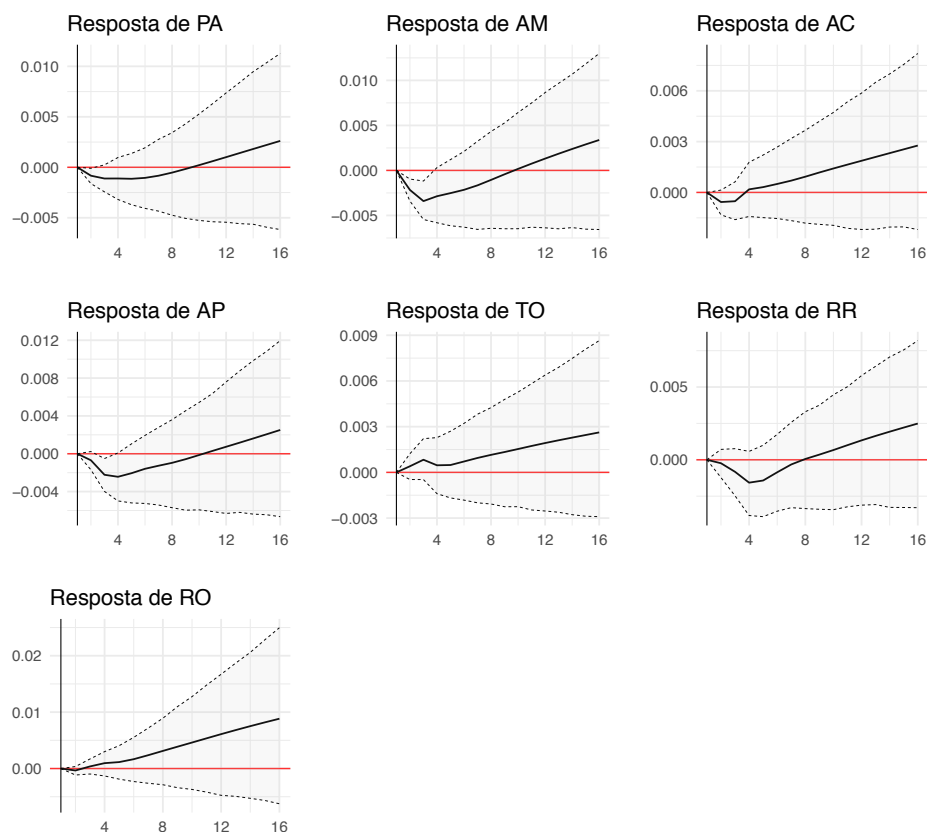


Fonte: Elaboração própria.

Notas:

- (1) As linhas pretas sólidas e pretas tracejadas correspondem, respectivamente, à mediana e ao intervalo de confiança de 68% da função de resposta ao impulso.
- (2) A amostra de cada uma das unidades federativas abrange o período 2000:T1 a 2017:T2.

Figura 13 - Resposta do Emprego nos estados da região Norte a um choque positivo de incerteza mundial



Fonte: Elaboração própria.

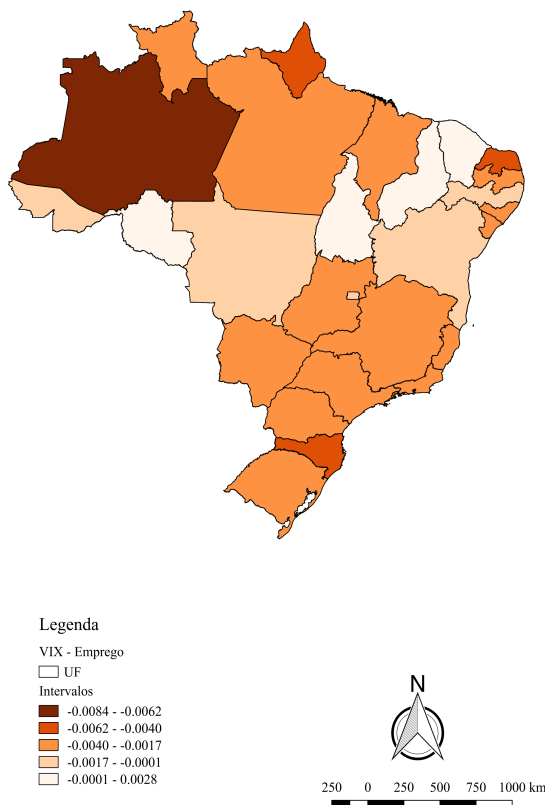
Notas:

- (1) As linhas pretas sólidas e pretas tracejadas correspondem, respectivamente, à mediana e ao intervalo de confiança de 68% da função de resposta ao impulso.
- (2) A amostra de cada uma das unidades federativas abrange o período 2004:T1 a 2017:T2.

A Figura 14 compara, em termos de concentração regional, as respostas acumuladas estaduais após quatro trimestres do choque de incerteza mundial sobre o emprego de todas as regiões brasileiras. São consideradas reações mais sensíveis aquelas com a maior redução no nível de emprego formal. A magnitude do declínio foi maior no estado de Amazonas, seguido por Santa Catarina, Rio Grande do Norte e Amapá.

Contudo, a maioria das respostas situa-se no intervalo de -0,17% a -0,4% e concentra-se mais claramente nas regiões Sudeste e Sul. Nota-se certo padrão regional também no Norte do país, dado que 5 dos 7 estados da região apresentaram queda superior a 0,17% em seus respectivos níveis de emprego em relação à tendência regular.

Figura 14 - Mapa: resposta acumulada do emprego frente ao choque de incerteza global



Fonte: Elaboração própria.

Nota:

(1) As estimativas das respostas acumuladas no horizonte de um ano para cada Unidade Federativa são reportadas com cores mais escuras refletindo uma resposta negativa mais forte, enquanto aquelas menos sensíveis ou até mesmo positivas são representadas por cores mais claras.

Estados em que o total da indústria, a indústria de transformação e o setor de transporte, armazenagem e correios possuem maior participação no PIB sofreram impacto mais adverso no emprego, resultado coerente com o verificado para o IBCR e que mostra que atividades industriais e serviços ligados à elas são mais sensíveis aos choques de incerteza no mercado financeiro internacional. Também foi verificada correlação significativa (e significativa a 5%) entre o impacto acumulado do emprego e a participação de produtos básicos na pauta de exportação dos estados, ou seja, quanto maior essa participação menos adversa foi a reação do emprego. Esses resultados são apresentados na Tabela 12.

Tabela 12 - Correlação entre resposta acumulada do emprego ao choque de incerteza mundial e características estaduais

Características estaduais	Emprego	
	Correlação	p-valor
Exportações de Produtos Básicos	0,385	(0,048)
Agropecuária	-	-
Indústria	-0,444	(0,020)
Indústrias extrativas	-	-
Indústrias de transformação	-0,446	(0,020)
Eletricidade e gás, água, etc.	-	-
Construção	-	-
Serviços	0,260	(0,190)
Comércio e reparação de veículos automotores e motocicletas	-	-
Transporte, armazenagem e correios	-0,324	(0,100)
Alojamento e alimentação	-	-
Informação e comunicação	-	-
Atividades financeiras	-	-
Atividades imobiliárias	0,239	(0,229)
Atividades profissionais, científicas e técnicas, etc	-	-
Serviços Públicos	-	-
Educação e saúde privadas	-	-
Artes, cultura, esporte e recreação e outros serviços	-	-
Serviços domésticos	-	-

Fonte: Elaboração própria.

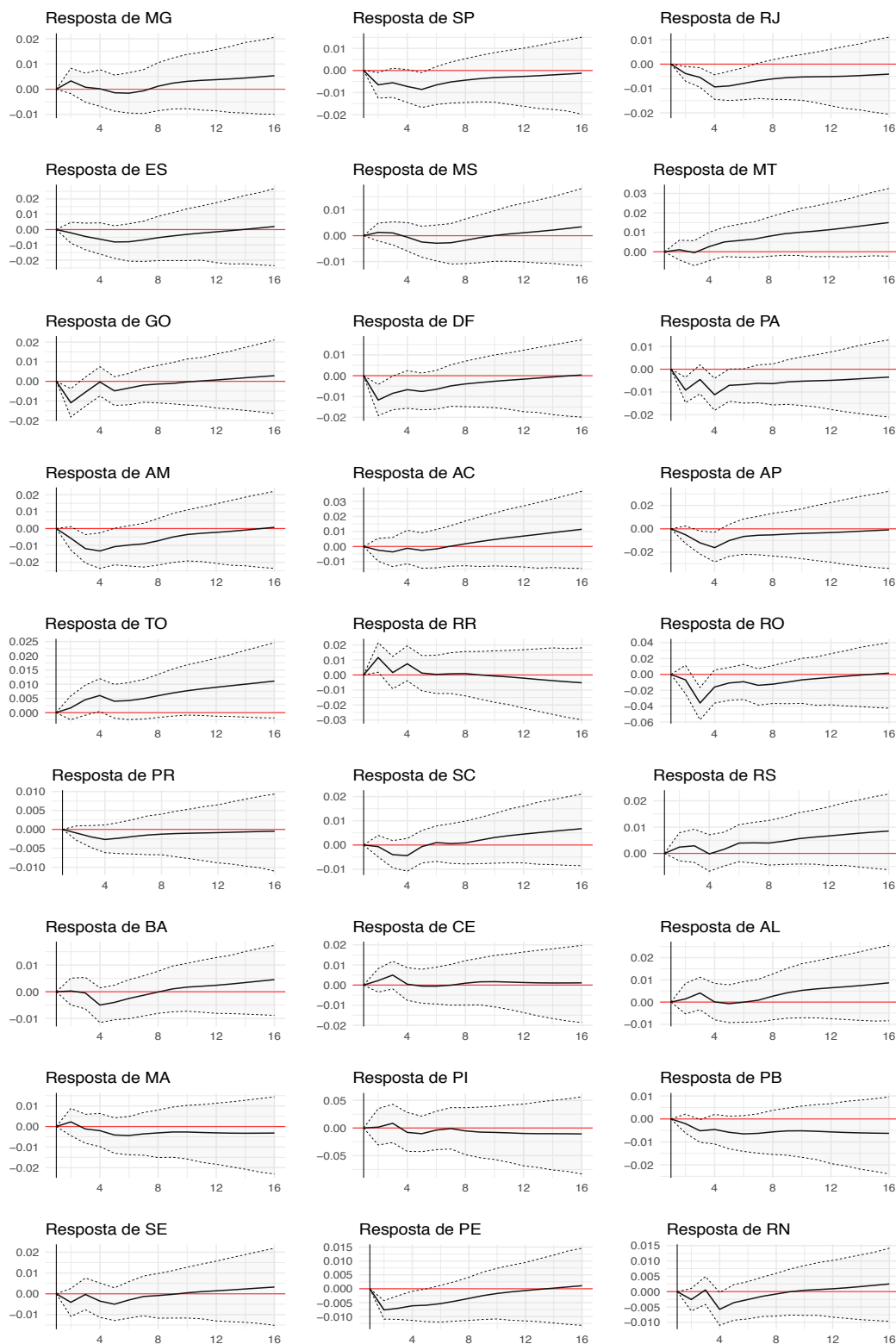
Nota:

(1) O p-valor é obtido a partir da regressão linear simples da resposta acumulada contra a característica econômica.

Finalmente, as respostas da arrecadação com ICMS frente ao aumento de 19 p.p. no VIX são apresentadas na Figura 15. Os efeitos desse choque sobre o ICMS são bastante heterogêneos no que diz respeito à magnitude, à significância e direção.

Em linhas gerais, a arrecadação de ICMS reduz após um choque adverso de incerteza global. Alguns estados apresentaram reação positiva ao menos no primeiro ano após o choque: Minas Gerais, Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, Rio Grande do Sul, Tocantins, Roraima, Ceará, Alagoas e Piauí. No entanto, essas reações não foram estatisticamente significativas considerando-se o intervalo de confiança de 68%.

Figura 15 - Resposta do ICMS a um choque positivo de incerteza mundial



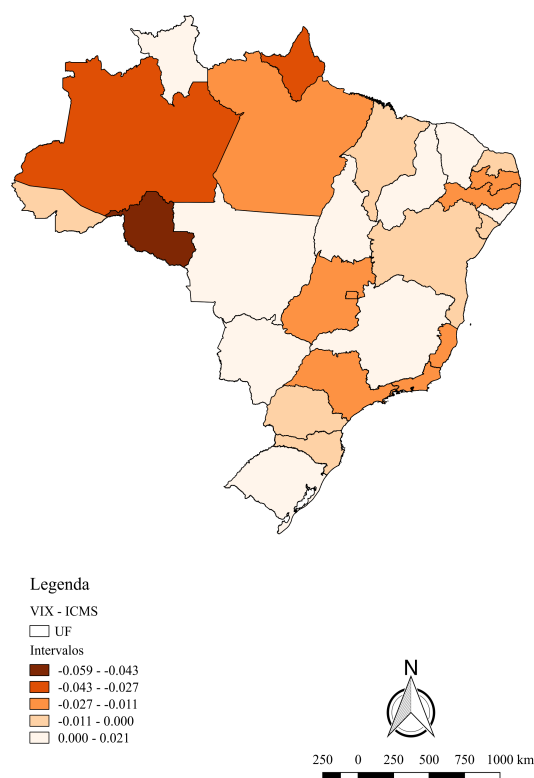
Fonte: Elaboração própria.

Notas:

- (1) As linhas pretas sólidas e pretas tracejadas correspondem, respectivamente, à mediana e ao intervalo de confiança de 68% da função de resposta ao impulso.
- (2) A amostra de cada uma das unidades federativas abrange o período 2000:T1 a 2017:T2.

A Figura 16 compara as respostas acumuladas (em um ano) do ICMS das Unidades Federativas após o choque de incerteza mundial. As menores respostas são apresentadas por cores mais escuras. De acordo com a estimativa pontual, os estados mais sensíveis em termos de reação negativa ao choque de incerteza mundial foram Rondônia, cuja queda no ICMS em relação à sua tendência regular foi de 5,9 pontos percentuais, Amazonas e Amapá. Nota-se, portanto, relativa concentração regional no Norte do país dos estados mais sensíveis. No Sudeste, o ICMS de 3 dos 4 estados também respondeu negativa. Em comparação com os impactos acumulados do emprego, as respostas do ICMS mostram-se mais dispersas. Ainda comparativamente ao emprego, mais estados apresentaram reação positiva ao choque de incerteza mundial no caso do ICMS.

Figura 16 – Mapa: resposta acumulada do ICMS frente ao choque de incerteza mundial



Fonte: Elaboração própria.

Nota:

(1) As estimativas das respostas acumuladas no horizonte de um ano para cada Unidade Federativa são reportadas com cores mais escuras refletindo uma resposta negativa mais forte, enquanto aquelas menos sensíveis ou até mesmo positivas são representadas por cores mais claras.

Tabela 13 - Correlação entre resposta acumulada do ICMS ao choque de incerteza mundial e características estaduais

Características estaduais	ICMS	
	Correlação	p-valor
Exportações de Produtos Básicos	-	-
Agropecuária	-	-
Indústria	-	-
Indústrias extrativas	-	-
Indústrias de transformação	-	-
Eleticidade e gás, água, etc.	-	-
Construção	-	-
Serviços	-	-
Comércio e reparação de veículos automotores e motocicletas	0,265	(0,181)
Transporte, armazenagem e correios	-	-
Alojamento e alimentação	-	-
Informação e comunicação	-	-
Atividades financeiras	-	-
Atividades imobiliárias	-	-
Atividades profissionais, científicas e técnicas, etc	-	-
Serviços Públicos	-	-
Educação e saúde privadas	-	-
Artes, cultura, esporte e recreação e outros serviços	-	-
Serviços domésticos	0,313	(0,111)

Fonte: Elaboração própria.

Nota:

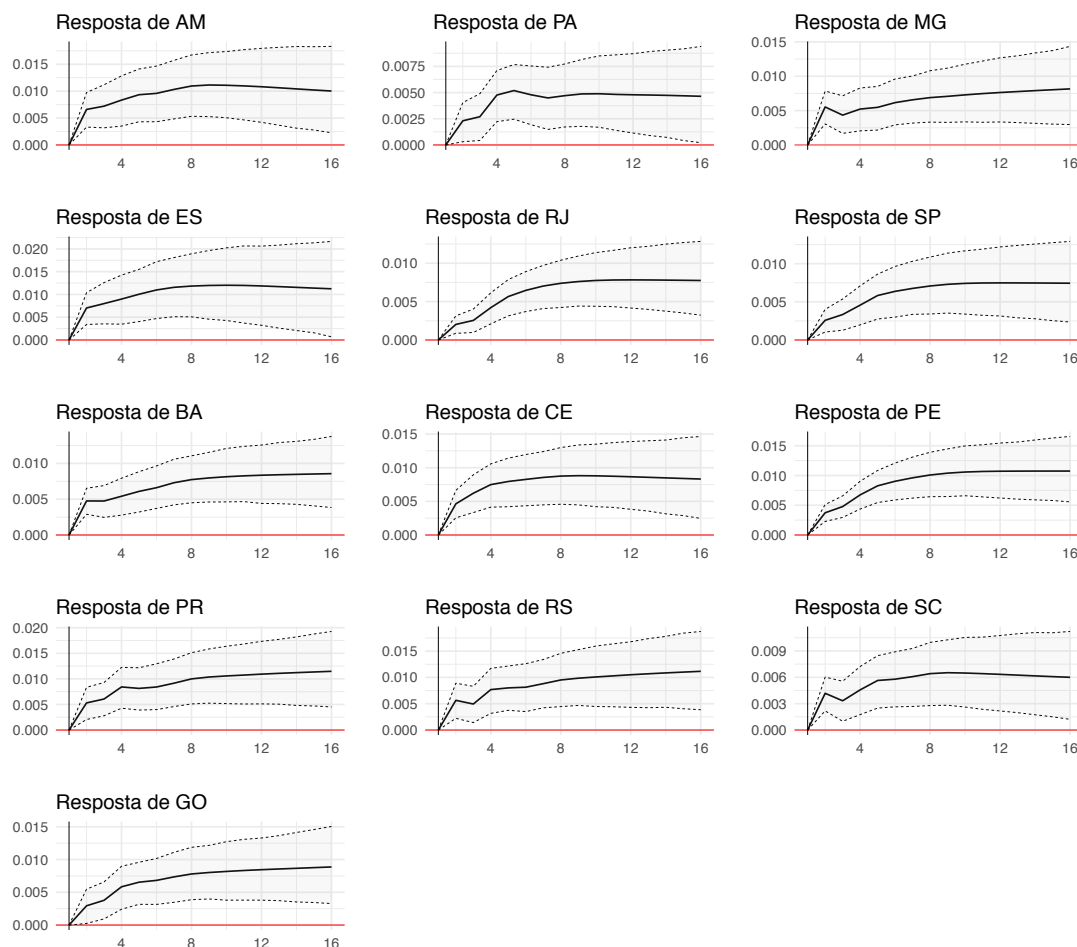
(1) O p-valor é obtido a partir da regressão linear simples da resposta acumulada contra a característica econômica.

A Tabela 13 apresenta o resultado da verificação da significância das correlações. Para o ICMS, as características econômicas selecionadas não apresentaram correlação significativa, mesmo ao nível de significância de 10%. Além disso, a maioria das correlações entre as respostas acumuladas e as características não foi maior que 0,25.

5.3.3. Respostas estaduais a um choque adverso de oferta agregada mundial

A resposta do IBCR ao choque foi positiva e bastante persistente em todos estados, como mostra a Figura 17. Ocorreu, contudo, certa heterogeneidade em relação à magnitude da resposta acumulada um ano após o choque. Na Tabela 27 são apresentados esses valores, enquanto os mesmos podem ser visualizados no mapa da Figura 18, no qual estados com resposta mais intensa aparecem com cores mais escuras.

Figura 17 – Resposta do IBCR a um choque adverso de oferta agregada mundial



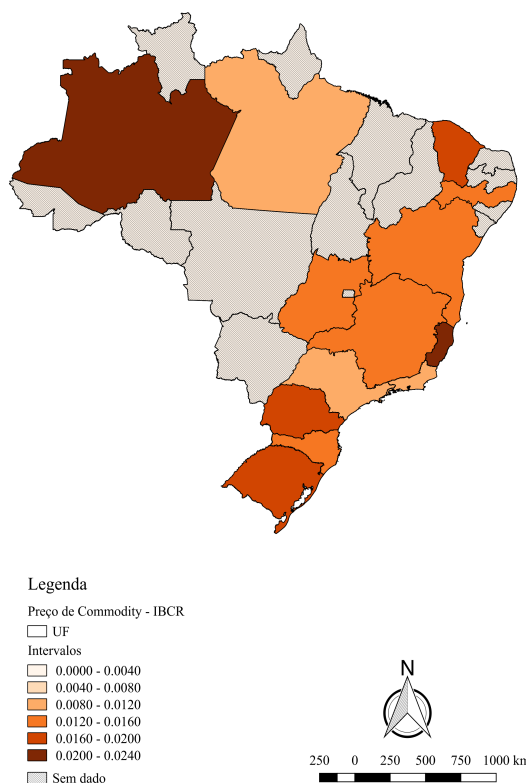
Fonte: Elaboração própria.

Notas:

- (1) As linhas pretas sólidas e pretas tracejadas correspondem, respectivamente, à mediana e ao intervalo de confiança de 68% da função de resposta ao impulso.
- (2) A amostra de cada uma das unidades federativas abrange o período 2003:T1 a 2017:T2.

A magnitude do aumento é maior no Amazonas e Espírito Santo, com o IBCR expandindo entre 2 e 2,4% nesses estados. Rio Grande do Sul, Paraná e Ceará também apresentaram intensa resposta positiva, embora em menor magnitude. Os estados menos sensíveis ao choque foram São Paulo e Rio de Janeiro, cujo aumento no IBCR em relação à sua tendência regular esteve entre 0,8% e 1,2% (Figura 18) ainda assim valores bem expressivos.

Figura 18 – Mapa: resposta acumulada do IBCR frente ao choque de oferta mundial



Fonte: Elaboração própria.

Nota:

(1) As estimativas das respostas acumuladas no horizonte de um ano para cada Unidade Federativa são reportadas com cores mais escuras refletindo uma resposta positiva mais sensível, enquanto aquelas menos sensíveis ou até mesmo negativas são representadas por cores mais claras.

Em média, estados com maior participação do PIB industrial respondem mais fortemente ao choque de oferta agregada mundial. Apesar de várias correlações relativamente elevadas terem sido observadas, como no caso da exportação de produtos básicos (-0,39), do setor de construção (-0,39) e da indústria agregada (0,31), estas não foram estatisticamente significativas. Por outro lado, o IBCR reagiu menos naqueles estados com maior peso de atividades imobiliárias no PIB. Tais resultados são expostos na Tabela 14.

Tabela 14 - Correlação entre resposta acumulada do IBCR ao choque de oferta mundial e características estaduais

Características estaduais	IBCR	
	Correlação	p-valor
Exportações de Produtos Básicos	-0,392	(0,186)
Agropecuária	-	-
Indústria	0,309	(0,305)
Indústrias extrativas	-	-
Indústrias de transformação	0,310	(0,303)
Eletricidade e gás, água, etc.	-	-
Construção	-0,394	(0,182)
Serviços	-0,319	(0,289)
Comércio e reparação de veículos automotores e motocicletas	-	-
Transporte, armazenagem e correios	-	-
Alojamento e alimentação	-	-
Informação e comunicação	-0,416	(0,157)
Atividades financeiras	-0,338	(0,258)
Atividades imobiliárias	-0,513	(0,073)
Atividades profissionais, científicas e técnicas, etc	-0,313	(0,299)
Serviços Públicos	-	-
Educação e saúde privadas	-	-
Artes, cultura, esporte e recreação e outros serviços	-0,635	(0,020)
Serviços domésticos	-0,263	(0,384)

Fonte: Elaboração própria.

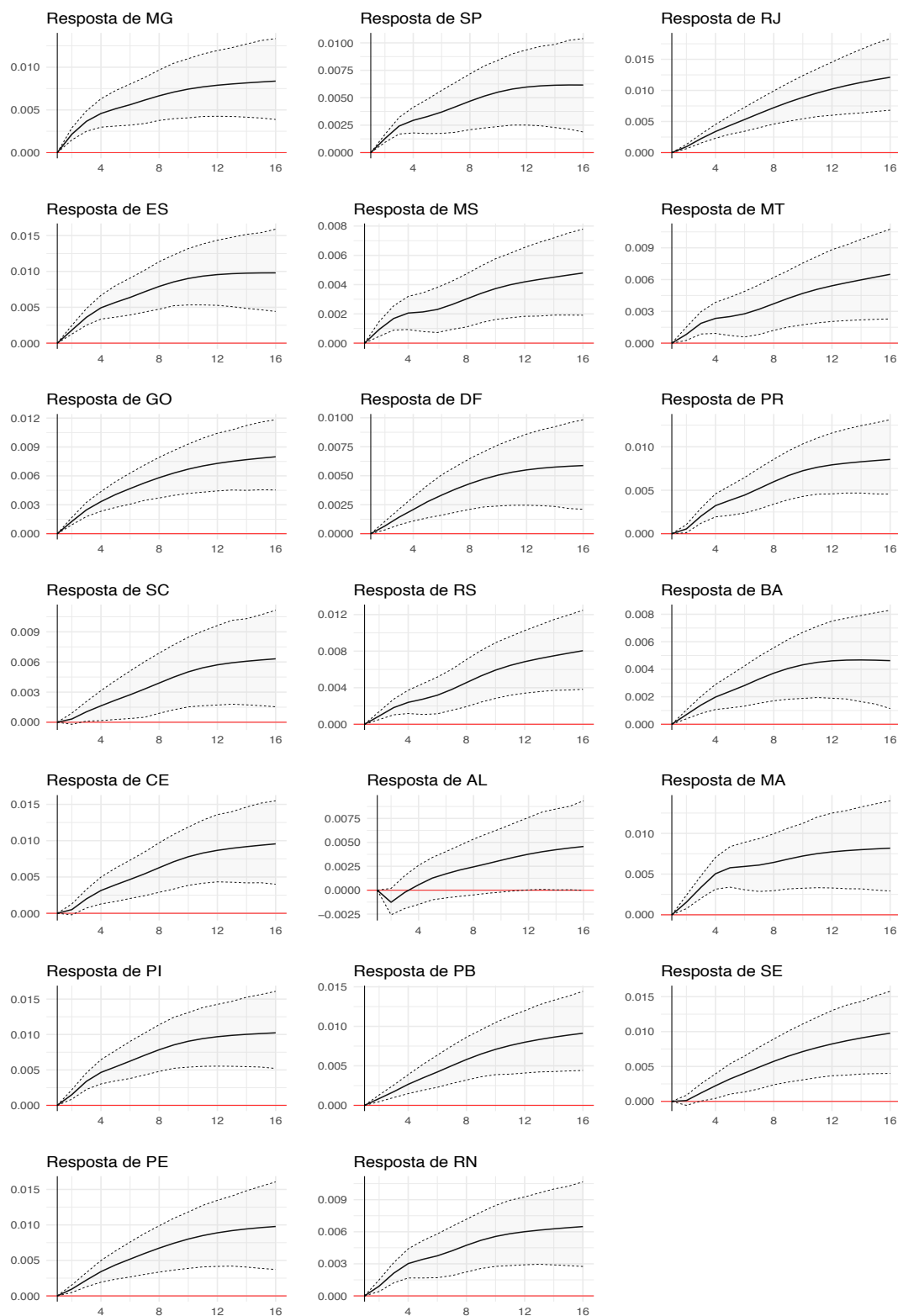
Nota:

(1) O p-valor é obtido a partir da regressão linear simples da resposta acumulada contra a característica econômica.

Na Figura 19 são apresentados os resultados nas Unidades Federativas das regiões Nordeste, Sudeste, Sul e Centro-Oeste ao choque de oferta agregada mundial. Já a Figura 20 mostra as respostas do emprego formal para os estados da região Norte.

Em linhas gerais, as respostas estaduais do emprego foram significativas, persistentes e positivas, em consonância com as respostas analisadas para o IBCR. Além disso, a reação da atividade econômica estadual medida pelo IBCR e pelo emprego está em acordo com o efeito do choque adverso de oferta agregada mundial sobre o PIB nacional.

Figura 19 - Resposta do Emprego a um choque adverso de oferta agregada mundial

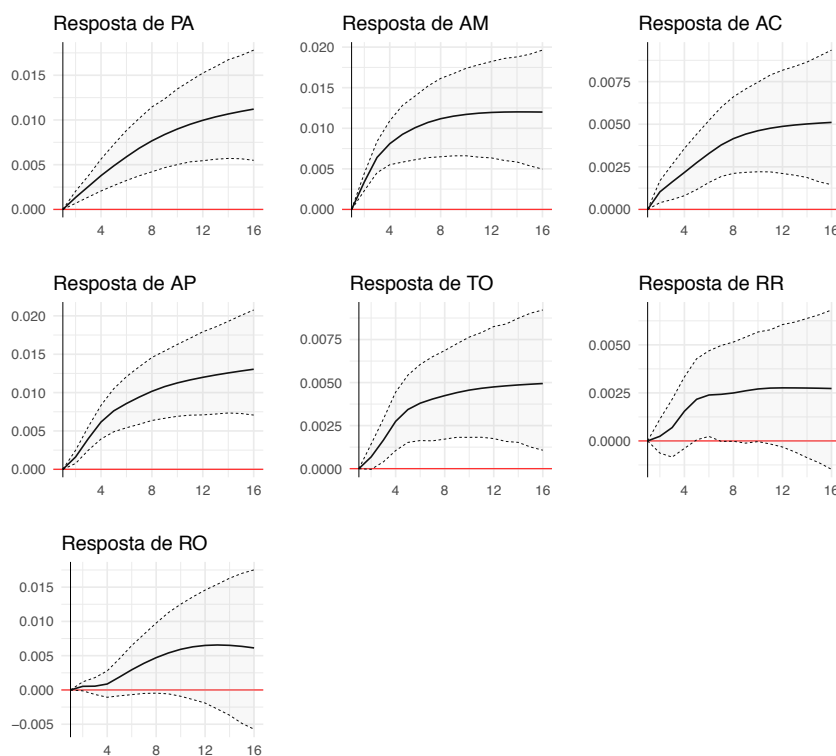


Fonte: Elaboração própria.

Notas:

- (1) As linhas pretas sólidas e pretas tracejadas correspondem, respectivamente, à mediana e ao intervalo de confiança de 68% da função de resposta ao impulso.
- (2) A amostra de cada uma das unidades federativas abrange o período 2000:T1 a 2017:T2

Figura 20 - Resposta do Emprego nos estados da região Norte a um choque adverso de oferta agregada mundial



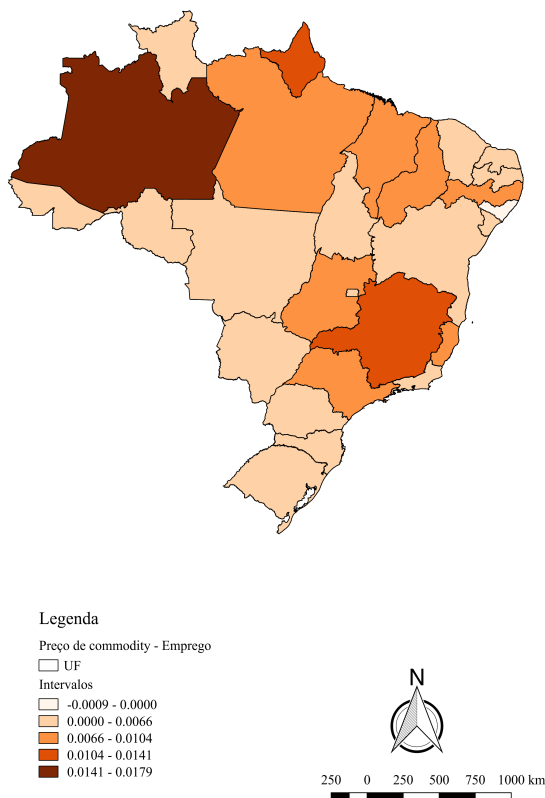
Fonte: Elaboração própria.

Notas:

- (1) As linhas pretas sólidas e pretas tracejadas correspondem, respectivamente, à mediana e ao intervalo de confiança de 68% da função de resposta ao impulso.
- (2) A amostra de cada uma das unidades federativas abrange o período 2004:T1 a 2017:T2.

Os estados com o emprego mais sensível ao choque de oferta agregada mundial foram Amazonas, Minas Gerais e Amapá. No Amazonas, o aumento inicial de 9% nos preços mundiais de *commodities* conduziu a uma expansão de quase 1,8% no emprego acima de sua tendência regular um ano após o choque. A maioria dos estados teve reação positiva menos sensível ao choque, com respostas de até 0,66% maior que o equilíbrio estacionário. Tais resultados são observados no mapa da Figura 21, que apresenta as resposta acumuladas do emprego após um ano do choque de oferta agregada mundial.

Figura 21 – Mapa: resposta acumulada do emprego frente ao choque de oferta mundial



Fonte: Elaboração própria.

Nota:

(1) As estimativas das respostas acumuladas no horizonte de um ano para cada Unidade Federativa são reportadas com cores mais escuras refletindo uma resposta positiva mais sensível, enquanto aquelas menos sensíveis ou até mesmo negativas são representadas por cores mais claras.

Em média, estados com maior participação do PIB industrial agregado reagem mais intensamente ao choque de oferta agregada mundial. Apesar da forte correlação positiva entre a indústria de transformação e o impacto acumulado do emprego (0,30) após um ano do choque, a mesma não foi significativa. A Tabela 15 expõe esse resultado. Cabe destacar também que as exportações de produtos básicos e a participação do setor agropecuário no PIB não apresentaram correlação significativa com as respostas acumuladas do emprego frente ao choque nos preços agregados de *commodities* (Tabela 29).

Tabela 15 - Correlação entre resposta acumulada do emprego ao choque de oferta mundial e características estaduais

Características estaduais	Emprego	
	Correlação	p-valor
Exportações de Produtos Básicos	-	-
Agropecuária	-	-
Indústria	0,407	(0,035)
Indústrias extrativas	0,263	(0,184)
Indústrias de transformação	0,304	(0,123)
Eletricidade e gás, água, etc.	-	-
Construção	-	-
Serviços	-	-
Comércio e reparação de veículos automotores e motocicletas	-	-
Transporte, armazenagem e correios	0,310	(0,116)
Alojamento e alimentação	-	-
Informação e comunicação	-	-
Atividades financeiras	-	-
Atividades imobiliárias	-0,297	(0,133)
Atividades profissionais, científicas e técnicas, etc	-	-
Serviços Públicos	-	-
Educação e saúde privadas	-	-
Artes, cultura, esporte e recreação e outros serviços	-	-
Serviços domésticos	-	-

Fonte: Elaboração própria.

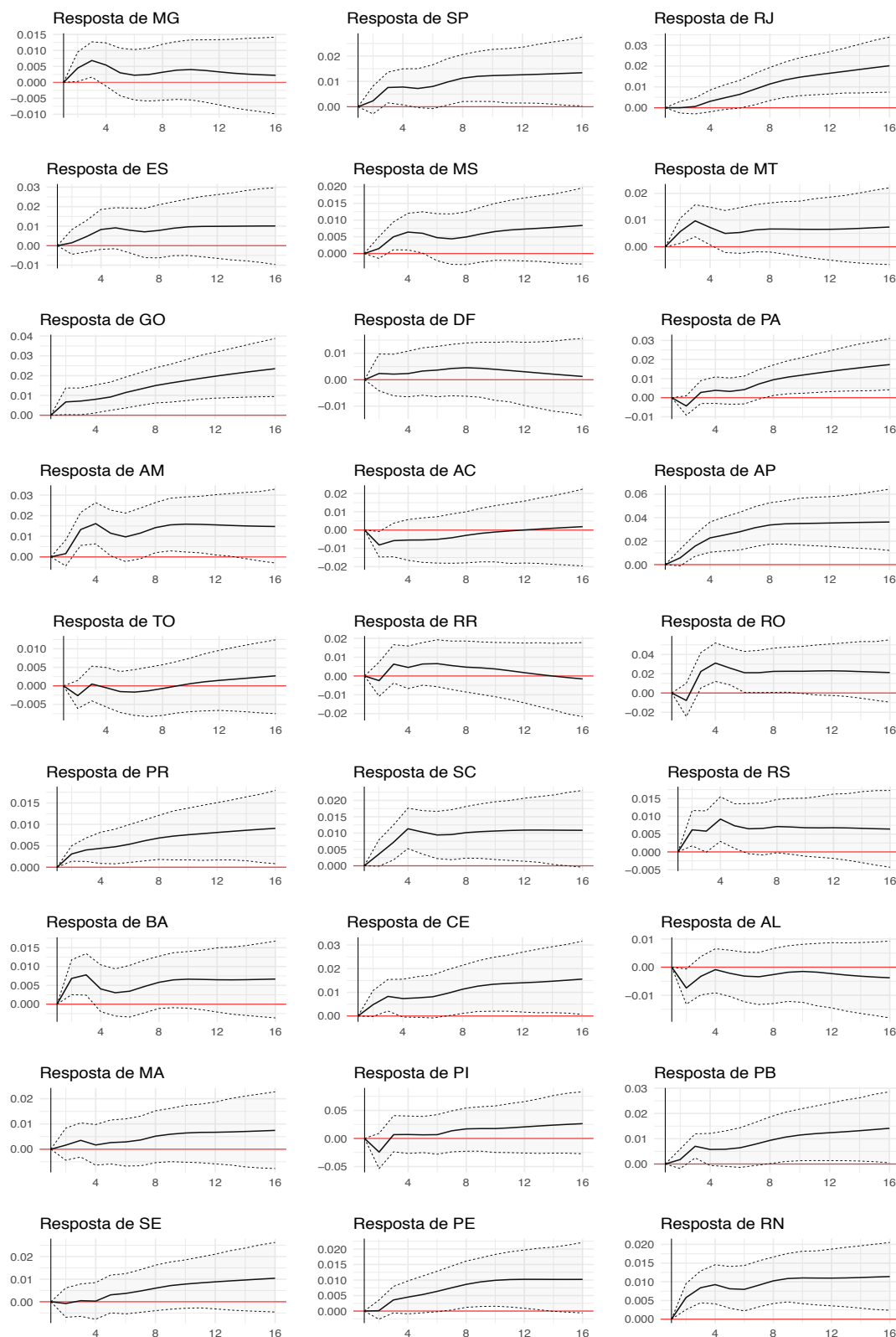
Nota:

(1) O p-valor é obtido a partir da regressão linear simples da resposta acumulada contra a característica econômica.

Por fim, as reações estaduais de um choque adverso de oferta mundial sobre a arrecadação do ICMS são apresentadas na Figura 22. O choque conduz a respostas regionais mais heterogêneas tanto entre as Unidades Federativas quanto em comparação com os efeitos sobre o emprego e IBCR.

Observa-se divergências acerca do sinal e magnitude no primeiro ano após o choque nas respostas regionais. Entretanto, de forma geral, a maioria das Unidades Federativas respondeu positivamente ao choque, embora em algumas esta resposta não tenha sido estatisticamente significativa. As reações negativas, pelo menos no primeiro ano após o choque, ocorreram em Sergipe, Alagoas, Tocantins e Piauí.

Figura 22 – Resposta do ICMS a um choque adverso de oferta agregada mundial



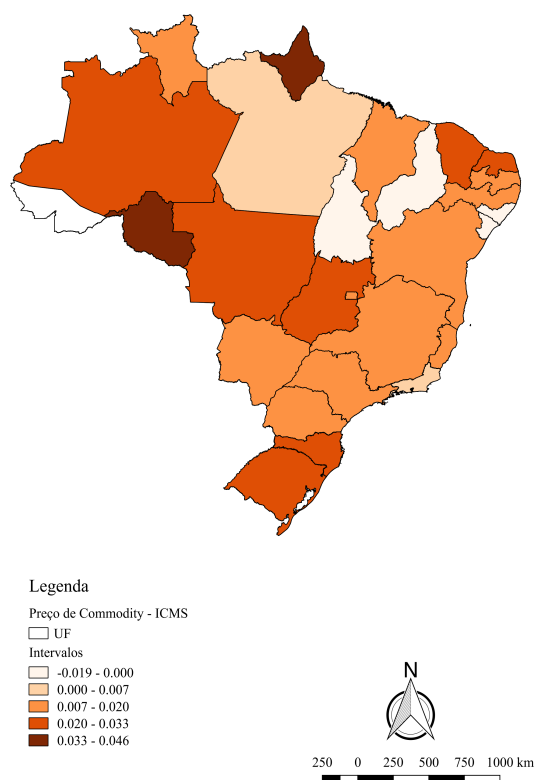
Fonte: Elaboração própria.

Notas:

- (1) As linhas pretas sólidas e pretas tracejadas correspondem, respectivamente, à mediana e ao intervalo de confiança de 68% da função de resposta ao impulso.
- (2) A amostra de cada uma das unidades federativas abrange o período 2004:T1 a 2017:T2.

O mapa na Figura 23 evidencia a distribuição regional dos estados segundo a sensibilidade das respostas acumuladas após um ano do choque de oferta agregada mundial. As reações positivas mais intensas são reportadas por cores mais escuras. A resposta da maioria das Unidades Federativas situa-se no intervalo entre 0,7% e 2%, cuja concentração ocorre nas regiões Sudeste e Nordeste. Contudo, o padrão regional das unidades mais sensíveis é menos claro, sendo pouco mais disperso.

Figura 23 – Mapa: resposta acumulada do ICMS frente ao choque de oferta mundial



Fonte: Elaboração própria.

Nota:

(1) As estimativas das respostas acumuladas no horizonte de um ano para cada Unidade Federativa são reportadas com cores mais escuras refletindo uma resposta positiva mais sensível, enquanto aquelas menos sensíveis ou até mesmo negativas são representadas por cores mais claras.

Nota-se que os estados mais sensíveis foram Rondônia e Amapá, cuja arrecadação com ICMS aumentou entre 3,3% e 4,6% em relação à tendência normal. Embora em menor magnitude, as respostas no Rio Grande do Sul, Santa Catarina, Goiás, Mato Grosso, Amazonas, Ceará e Rio Grande do Norte também foram sensíveis, atingindo 3,11% acima da trajetória de equilíbrio estacionário em Amazonas (Tabela 27).

Em média, a arrecadação com ICMS reagiu mais intensamente nos estados com maior participação da indústria de transformação. Contudo, ao contrário do que foi observado no

choque de demanda mundial, a correlação entre a participação do PIB de transporte, armazenagem e correios e a resposta acumulada do ICMS frente ao choque de oferta agregada mundial não se mostrou significante estatisticamente, como apresentado na Tabela 16. Poucas características econômicas demonstram alta correlação com a resposta acumulada do ICMS em relação ao choque nos preços agregados de *commodities*.

Tabela 16 - Correlação entre resposta acumulada do ICMS ao choque de oferta mundial e características estaduais

Características estaduais	ICMS	
	Correlação	p-valor
Exportações de Produtos Básicos	-	-
Agropecuária	-	-
Indústria	-	-
Indústrias extrativas	-	-
Indústrias de transformação	0,345	(0,078)
Eletricidade e gás, água, etc.	-	-
Construção	-	-
Serviços	-	-
Comércio e reparação de veículos automotores e motocicletas	-	-
Transporte, armazenagem e correios	0,235	(0,238)
Alojamento e alimentação	-	-
Informação e comunicação	-	-
Atividades financeiras	-	-
Atividades imobiliárias	-	-
Atividades profissionais, científicas e técnicas, etc	-	-
Serviços Públicos	-	-
Educação e saúde privadas	-	-
Artes, cultura, esporte e recreação e outros serviços	-	-
Serviços domésticos	-0,308	(0,118)

Fonte: Elaboração própria.

Nota:

(1) O p-valor é obtido a partir da regressão linear simples da resposta acumulada contra a característica econômica.

A análise dos efeitos de um choque adverso de oferta agregada mundial que aumente os preços de *commodities* sobre o ICMS sugere conclusão similar à obtida com os resultados do nível de emprego formal. O efeito expansivo na atividade econômica agregada tende a aquecer todos os setores da economia, principalmente setores industriais não relacionados às *commodities* primárias.

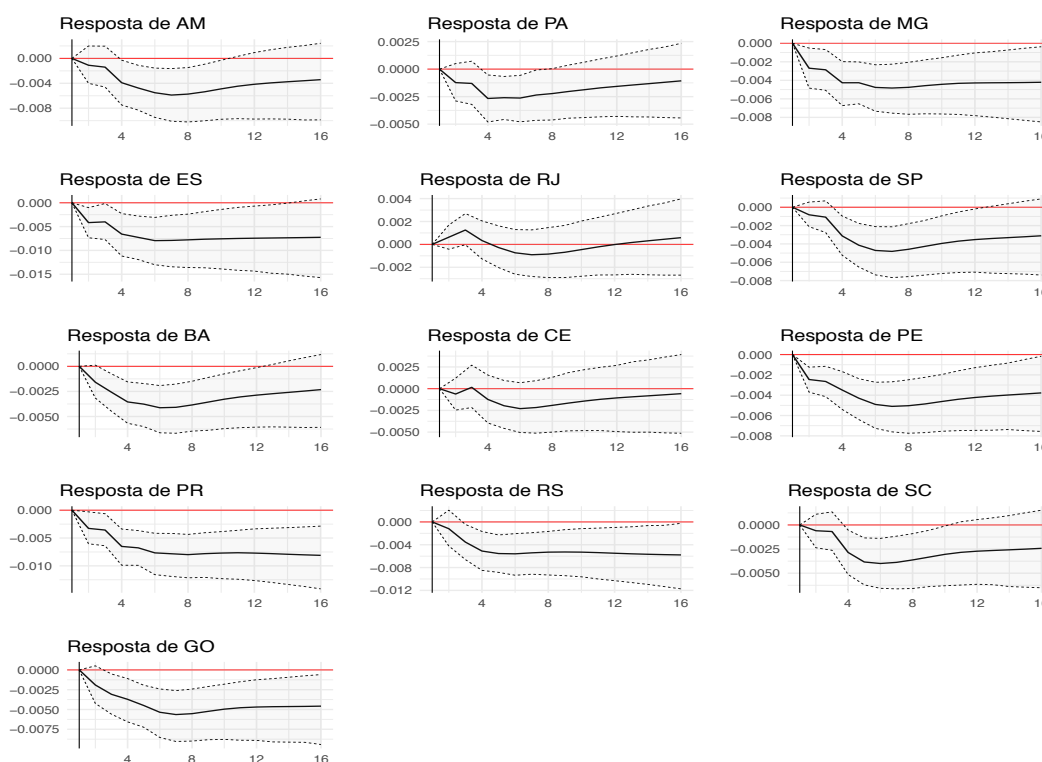
A forte persistência do efeito de um choque externo cujo impulso é dado sobre o preço mundial de *commodities* é observada no IBCR de todos estados e no nível de emprego formal da maioria das Unidades Federativas brasileiras. Contudo, tal persistência é verificada em menor grau na resposta do ICMS. Assim, a característica de longa memória de um choque nos

preços mundiais de *commodities*, identificada por Fernández, González e Rodríguez (2018), pode ser válida para atividade econômica agregada, mas não pode ser estendida ao nível regional quando são considerados efeitos sobre ICMS.

5.3.4. Respostas estaduais a um choque de incerteza local positivo

Sob um aumento de, aproximadamente, 15% no EMBI, há queda estatisticamente significativa no IBCR da maioria dos estados analisados. Como apresentado na Figura 24, Rio de Janeiro e Ceará são os únicos estados cuja resposta não foi significativa, sugerindo uma base produtiva menos sensível ao choque. Similar ao resultado encontrado para o IBCR frente ao choque de incerteza mundial, a resposta positiva, embora não significativa, do Rio de Janeiro chama a atenção.

Figura 24 - Resposta do IBCR a um choque positivo de incerteza local



Fonte: Elaboração própria.

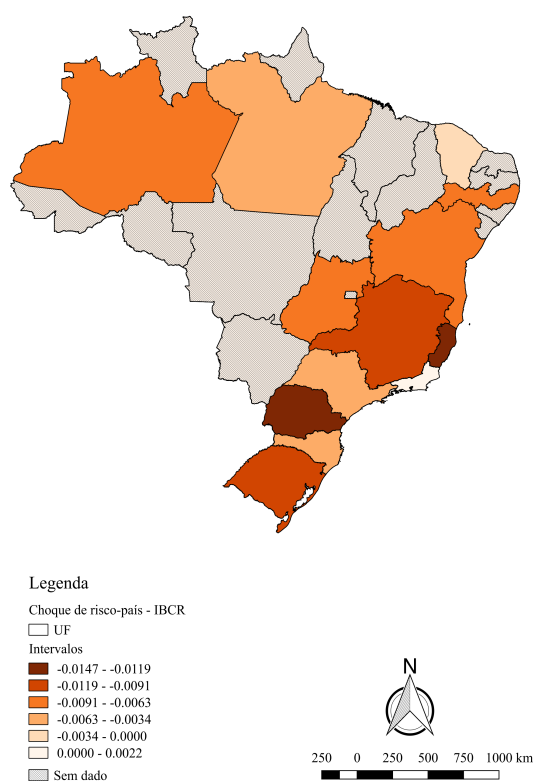
Notas:

- (1) As linhas pretas sólidas e pretas tracejadas correspondem, respectivamente, à mediana e ao intervalo de confiança de 68% da função de resposta ao impulso.
- (2) A amostra de cada uma das unidades federativas abrange o período 2003:T1 a 2017:T2.

Ao se analisar as respostas acumuladas do IBCR dos estados no horizonte de um ano após o choque, o padrão regional que emerge das reações negativas mais sensíveis é pouco disperso, embora as quatro Unidades Federativas com a maior redução no IBCR no período estejam nas regiões Sudeste e Sul. O mapa da Figura 25 permite visualizar esses resultados. As respostas consideradas mais sensíveis são aquelas nas quais houve a maior queda no IBCR e são representadas por cores mais escuras.

A magnitude da redução no IBCR foi maior nos estados do Espírito Santo e Paraná, seguidos de Minas Gerais e Rio Grande do Sul. À despeito da reação positiva do IBCR no Rio de Janeiro, o estado com a menor resposta negativa foi Ceará (Figura 25).

Figura 25 – Mapa: resposta acumulada do IBCR frente ao choque de incerteza local



Fonte: Elaboração própria.

Nota:

(1) As estimativas das respostas acumuladas no horizonte de um ano para cada Unidade Federativa são reportadas com cores mais escuras refletindo uma resposta negativa mais sensível, enquanto aquelas menos sensíveis ou até mesmo positivas são representadas por cores mais claras.

A resposta acumulada do IBCR após um ano do impacto no EMBI apresentou-se correlacionada positivamente com a participação do setor de serviços e negativamente com a

parcela do setor agropecuário no PIB estadual. No entanto, tais correlações não foram significativas. Os resultados são apresentados na Tabela 17.

De forma semelhante ao observado para as respostas do IBCR nos choques de incerteza mundial e nos preços agregados de *commodities*, as correlações são relativamente elevadas para a maioria das características econômicas consideradas, mas, ao mesmo tempo, não são significativas (Tabela 17).

Tabela 17 - Correlação entre resposta acumulada do IBCR ao choque de incerteza local e características estaduais

Características estaduais	IBCR	
	Correlação	p-valor
Exportações de Produtos Básicos	-	-
Agropecuária	-0,344	(0,250)
Indústria	-	-
Indústrias extrativas	-	-
Indústrias de transformação	-	-
Eletricidade e gás, água, etc.	-	-
Construção	-	-
Serviços	0,343	(0,252)
Comércio e reparação de veículos automotores e motocicletas	-0,389	(0,189)
Transporte, armazenagem e correios	-	-
Alojamento e alimentação	0,421	(0,152)
Informação e comunicação	0,402	(0,174)
Atividades financeiras	-	-
Atividades imobiliárias	0,290	(0,336)
Atividades profissionais, científicas e técnicas, etc	0,361	(0,226)
Serviços Públicos	0,289	(0,338)
Educação e saúde privadas	-	-
Artes, cultura, esporte e recreação e outros serviços	0,560	(0,047)
Serviços domésticos	-	-

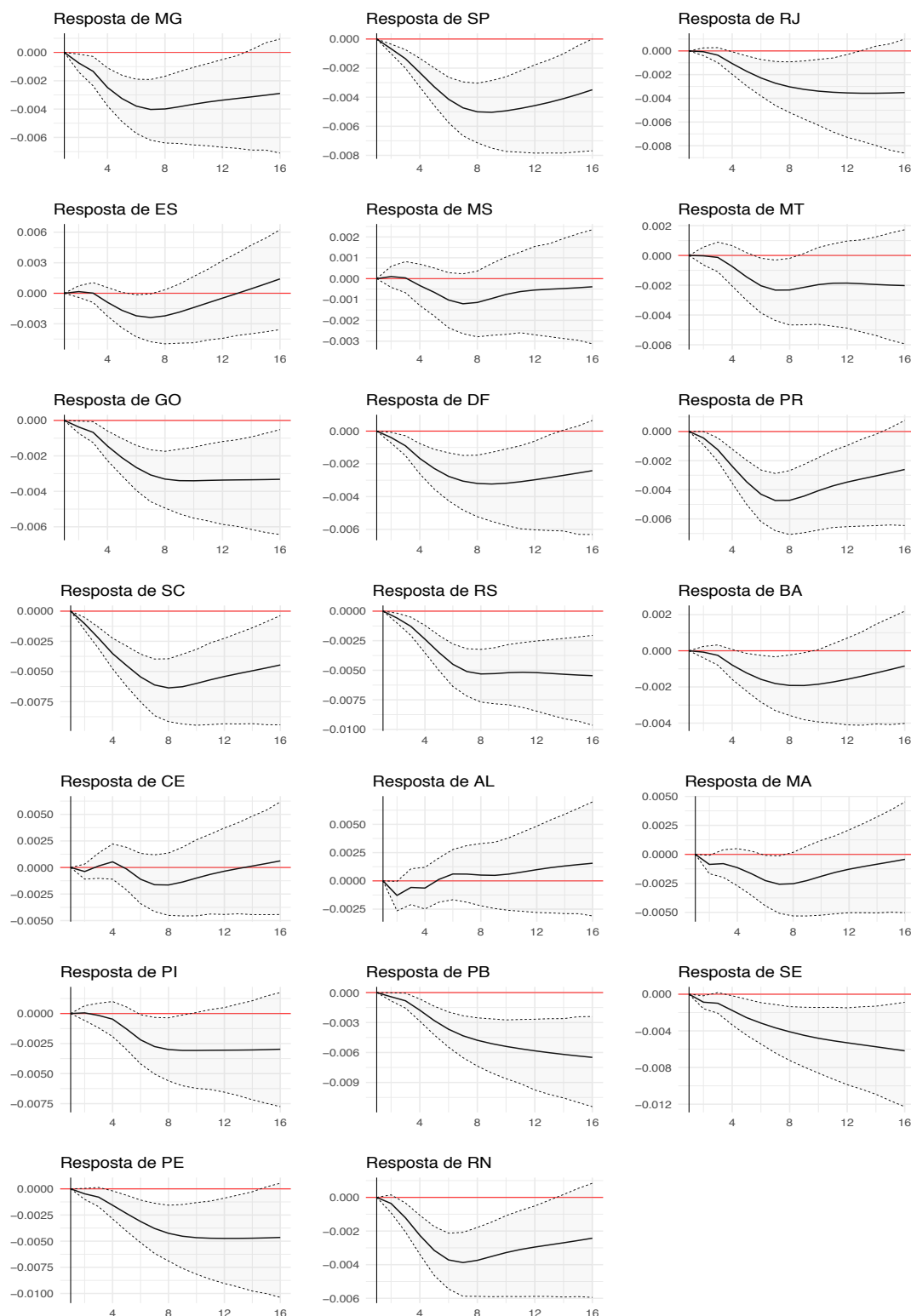
Fonte: Elaboração própria.

Nota:

(1) O p-valor é obtido a partir da regressão linear simples da resposta acumulada contra a característica econômica.

Os efeitos do choque de risco-país sobre os níveis de emprego formal estaduais são retratados na Figura 26 para as Unidades Federativas das regiões brasileiras, com exceção da região Norte, cujos resultados são apresentados na Figura 27.

Figura 26 - Resposta do Emprego a um choque positivo de incerteza local

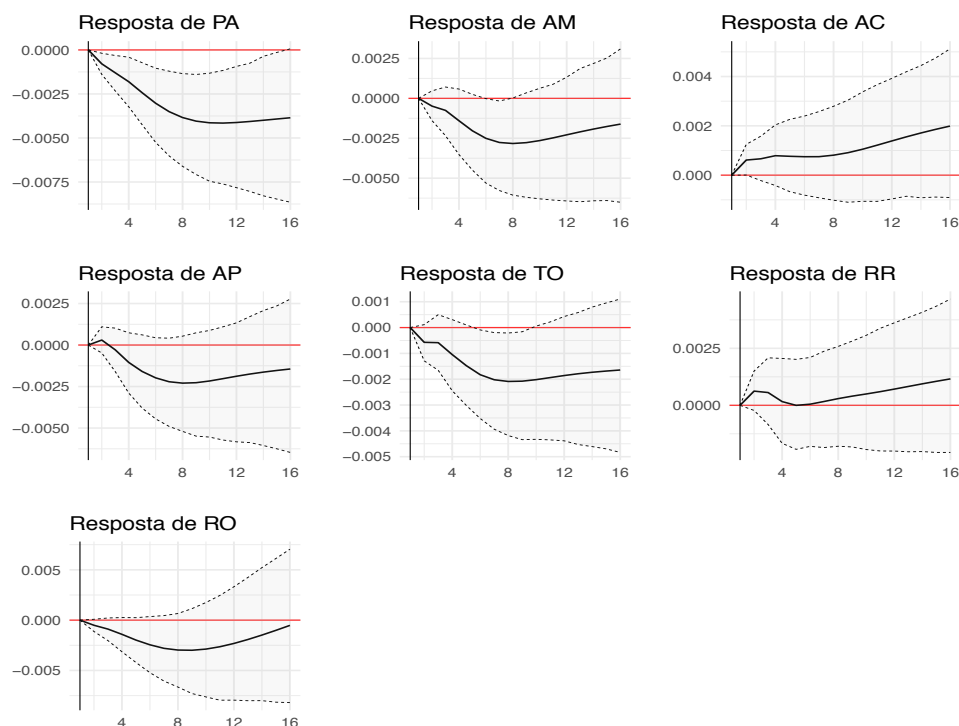


Fonte: Elaboração própria.

Notas:

- (1) As linhas pretas sólidas e pretas tracejadas correspondem, respectivamente, à mediana e ao intervalo de confiança de 68% da função de resposta ao impulso.
- (2) A amostra de cada uma das unidades federativas abrange o período 2000:T1 a 2017:T2.

Figura 27 - Resposta do Emprego nos estados da região Norte a um choque positivo de incerteza local



Fonte: Elaboração própria.

Notas:

- (1) As linhas pretas sólidas e pretas tracejadas correspondem, respectivamente, à mediana e ao intervalo de confiança de 68% da função de resposta ao impulso.
- (2) A amostra de cada uma das unidades federativas abrange o período 2004:T1 a 2017:T2.

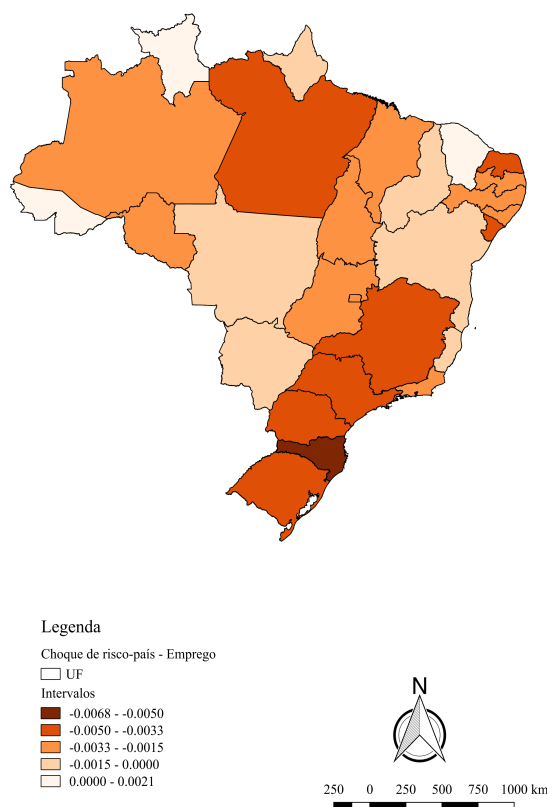
Houve declínio significativo do emprego em relação à tendência regular na maioria das Unidades Federativas. Em alguns casos, a redução foi persistente, enquanto em outros, as funções de impulso resposta apresentaram valores negativos alguns trimestres e valores positivos nos demais, como no Ceará. Apenas os estados do Acre e de Roraima apresentaram respostas positivas, embora não significativas estatisticamente durante todo o período analisado.

Em contraste com o observado para o IBCR, um padrão mais claro emerge da análise dos efeitos do choque de risco-país sobre o nível de emprego formal. Os cinco estados com as respostas negativas mais intensas foram Santa Catarina, Minas Gerais, São Paulo, Rio Grande do Sul e Paraná, Sergipe, Rio Grande do Norte e Pará (Figura 26, Figura 27).

Verifica-se, portanto, relativa concentração regional desses estados na região Sul e, em menor grau, na região Sudeste. Tal resultado pode ser observado no mapa da Figura 28, que reporta as respostas mais sensíveis como aquelas com a maior queda no nível de emprego formal. Os

estados com a menor redução foram Espírito Santo, Bahia, Piauí, Amapá, Mato Grosso do Sul e Mato Grosso. Neles, o declínio do emprego formal foi, no máximo, 0,15% menor que o equilíbrio estacionário no horizonte de 4 trimestres.

Figura 28 – Mapa: resposta acumulada do emprego frente ao choque de incerteza local



Fonte: Elaboração própria.

Nota:

(1) As estimativas das respostas acumuladas no horizonte de um ano para cada Unidade Federativa são reportadas com cores mais escuras refletindo uma resposta negativa mais sensível, enquanto aquelas menos sensíveis ou até mesmo positivas são representadas por cores mais claras.

Além da concentração espacial, observa-se uma característica comum aos estados mais sensíveis ao choque de risco-país nas regiões analisadas: são também os estados com a maior participação da indústria de transformação em seus respectivos PIB. De fato, a participação dessa indústria no PIB apresenta alta correlação com as respostas acumuladas do emprego, que é significativa ao nível de 5%. A Tabela 18 apresenta as correlações mais significativas entre as características econômicas estaduais selecionadas e o impacto acumulado em 4 trimestres para o emprego formal.

Em consonância com o resultado obtido para o choque de incerteza mundial, os estados nos quais o setor industrial como um todo, a indústria de transformação e o setor de transporte, armazenagem e correios possuem maior participação no PIB sofreram impacto negativo mais acentuado no emprego. Tal resultado sugere que atividades industriais e serviços ligados a elas são mais sensíveis aos choques de incerteza tanto no mercado financeiro internacional quanto no mercado nacional. Em contraste, quanto maior a proporção de serviços públicos no PIB estadual, menos adversa foi a reação do emprego formal ao choque de risco-país (Tabela 18).

Tabela 18 - Correlação entre resposta acumulada do emprego ao choque de incerteza local e características estaduais

Características estaduais	Emprego	
	Correlação	p-valor
Exportações de Produtos Básicos	-	-
Agropecuária	-	-
Indústria	-0,401	(0,038)
Indústrias extrativas	-	-
Indústrias de transformação	-0,552	(0,003)
Eletricidade e gás, água, etc.	-	-
Construção	-	-
Serviços	0,255	(0,200)
Comércio e reparação de veículos automotores e motocicletas	-	-
Transporte, armazenagem e correios	-0,374	(0,055)
Alojamento e alimentação	-	-
Informação e comunicação	-0,344	(0,079)
Atividades financeiras	-0,258	(0,194)
Atividades imobiliárias	-	-
Atividades profissionais, científicas e técnicas, etc	-	-
Serviços Públicos	0,445	(0,020)
Educação e saúde privadas	-0,264	(0,183)
Artes, cultura, esporte e recreação e outros serviços	-	-
Serviços domésticos	0,341	(0,082)

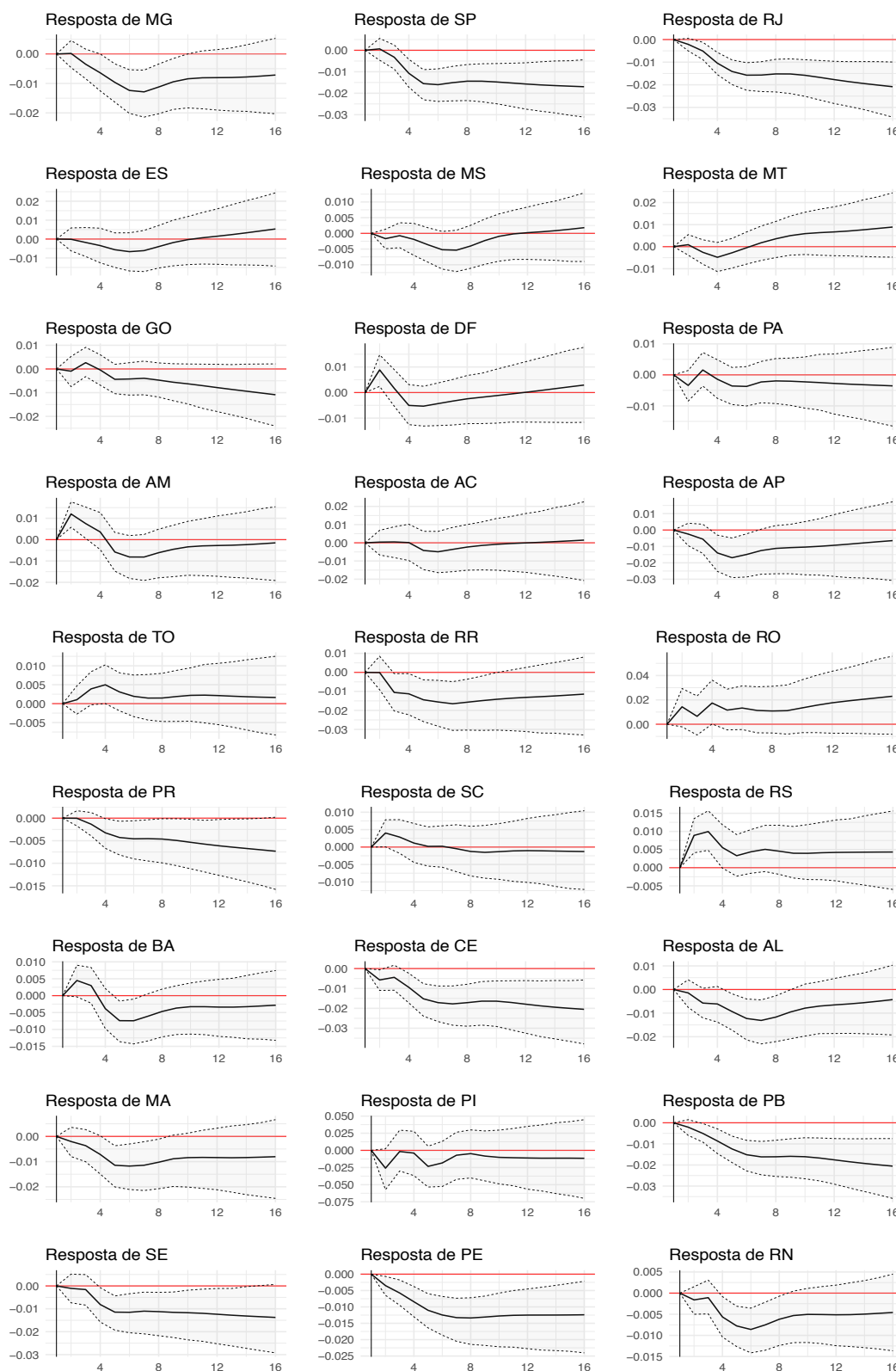
Fonte: Elaboração própria.

Nota:

(1) O p-valor é obtido a partir da regressão linear simples da resposta acumulada contra a característica econômica.

Para o ICMS, as respostas a um choque de aumento no risco-país podem ser observadas na Figura 29. As funções de resposta ao impulso do ICMS de algumas unidades federativas são menos comportadas, assumindo valores positivos para os primeiros períodos de tempo após o impulso no EMBI, embora em alguns casos a resposta não tenha sido estatisticamente significativa.

Figura 29 – Resposta do ICMS a um choque positivo de incerteza local



Fonte: Elaboração própria.

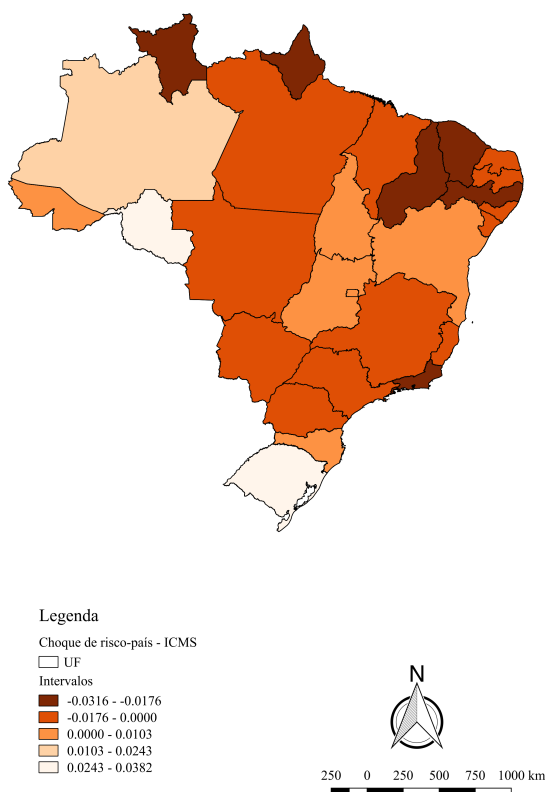
Notas:

- (1) As linhas pretas sólidas e pretas tracejadas correspondem, respectivamente, à mediana e ao intervalo de confiança de 68% da função de resposta ao impulso.
- (2) A amostra de cada uma das Unidades Federativas abrange o período 2000:T1 a 2017:T2.

Em algumas Unidades Federativas, a arrecadação de ICMS reagiu positivamente. Particularmente, chama a atenção as reações de Amazonas e Rio Grande do Sul, cujo aumento na arrecadação do ICMS em relação à tendência regular foi significativo durante algum trimestre.

Entretanto, de forma geral, as respostas do ICMS no primeiro ano após o choque foram negativas. O mapa na Figura 30 mostra que o impacto mais adverso sobre a arrecadação foi sentido nos estados de Piauí, Ceará, Pernambuco, Rio de Janeiro, Roraima e Amazonas, com um declínio de mais de 3% na arrecadação com o ICMS em relação ao equilíbrio estacionário. A resposta na maioria dos estados brasileiros permaneceu dentro do intervalo de -1,76% a 0. Nota-se relativo padrão regional no grupo dos estados com as respostas negativas mais sensíveis, uma vez que a maioria dos estados das regiões Sudeste e Nordeste apresentaram forte reação negativa após o choque (Figura 30).

Figura 30 – Mapa: resposta acumulada do ICMS frente ao choque de incerteza local



Fonte: Elaboração própria.

Nota:

(1) As estimativas das respostas acumuladas no horizonte de um ano para cada Unidade Federativa são reportadas com cores mais escuras refletindo uma resposta negativa mais sensível, enquanto aquelas menos sensíveis ou até mesmo positivas são representadas por cores mais claras.

Em média, estados em que o setor agropecuário e a indústria de transformação têm maior participação no PIB experimentaram uma queda menor na arrecadação com ICMS em face do choque de risco-país. Em direção oposta, a correlação significativa e negativa do setor de serviços indica que, nos estados onde a participação desse setor é maior, a resposta do ICMS foi mais sensível, apresentando uma queda mais intensa na arrecadação. Esses resultados são apontados na Tabela 19. Note que, pelos sinais e significâncias, os resultados para o ICMS são opostos aos obtidos na análise do IBCR e Emprego. Nesse caso, o setor de serviços parece constituir em base mais relevante para o ICMS.

Tabela 19 - Correlação entre resposta acumulada do ICMS ao choque de incerteza local e características estaduais

Características estaduais	ICMS	
	Correlação	p-valor
Exportações de Produtos Básicos	-	-
Agropecuária	0,327	(0,096)
Indústria	-	-
Indústrias extrativas	-	-
Indústrias de transformação	0,377	(0,052)
Eletricidade e gás, água, etc.	-	-
Construção	-	-
Serviços	-0,360	(0,065)
Comércio e reparação de veículos automotores e motocicletas	-	-
Transporte, armazenagem e correios	-	-
Alojamento e alimentação	-0,573	(0,002)
Informação e comunicação	-	-
Atividades financeiras	-	-
Atividades imobiliárias	-	-
Atividades profissionais, científicas e técnicas, etc	-	-
Serviços Públicos	-	-
Educação e saúde privadas	-	-
Artes, cultura, esporte e recreação e outros serviços	-	-
Serviços domésticos	-0,309	(0,117)

Fonte: Elaboração própria.

Nota:

(1) O p-valor é obtido a partir da regressão linear simples da resposta acumulada contra a característica econômica.

5.4. Síntese: o padrão regional nas respostas acumuladas

Entende-se que o choque de demanda mundial gerou uma resposta acumulada positiva da arrecadação com ICMS maior nas regiões Sudeste e Norte. Embora os estados nos quais o

emprego tenha reagido mais fortemente foram Amazonas e Maranhão, as respostas dos estados das regiões Sudeste, Norte e Sul também foram sensíveis, demonstrando relativo grau de concentração regional. A reação positiva do IBCR mais sensível ao choque de demanda mundial ocorreu nos estados de Minas Gerais, Espírito Santo e Paraná.

De forma similar ao choque de demanda mundial, as respostas dos empregos estaduais frente ao choque de oferta agregada mundial concentraram-se nas regiões Norte e Sudeste. A reação positiva do emprego foi mais sensível em Minas Gerais, Amazonas e Amapá. Alguns dos estados das regiões Norte, Centro-Oeste, Nordeste e Sul apresentaram maior sensibilidade na arrecadação com ICMS. Contudo, o padrão regional mostrou-se menos claro. Já o IBCR respondeu mais positivamente ao choque de oferta mundial no Espírito Santo e Amazonas e a menor sensibilidade foi verificada em São Paulo e Rio de Janeiro.

Amazonas, Rio Grande do Sul e Paraná foram os estados mais sensíveis ao choque de incerteza mundial em termos de redução no IBCR. Já no nível de emprego formal, a reação adversa ao choque ocorreu mais fortemente nos estados de Amazonas, Santa Catarina, Rio Grande do Norte e Amapá. Embora não se verifique um padrão regional claro nas Unidades Federativas mais sensíveis, não se pode deixar de mencionar as respostas negativas e fortes concentradas nos estados da região Sudeste e Sul. As respostas do ICMS ao choque de incerteza mundial foram mais dispersas geograficamente. Contudo, os estados mais prejudicados em termos de arrecadação com o ICMS- Amazonas, Rondônia e Amapá- concentraram-se na região Norte do país.

O choque de incerteza local parece ter afetado mais os níveis de empregos formais nos estados das regiões Sudeste e, principalmente, Sul. Já a arrecadação com ICMS apresentou maior sensibilidade ao choque nas regiões Sudeste e Nordeste. Espírito Santo, Paraná, Minas Gerais e Rio Grande do Sul foram os estados mais sensíveis em termos do impacto acumulado adverso de um choque de incerteza local sobre o IBCR.

De forma geral, os resultados confirmam as reações assimétricas em termos de respostas acumuladas das Unidades Federativas brasileiras para todos os choques analisados. Em alguns casos, um mesmo choque produziu reações divergentes nas diferentes variáveis estaduais. Além disso, o padrão regional (quando há) das respostas acumuladas não foi homogêneo entre as variáveis e entre os choques.

6. CONCLUSÃO

Tanto para o Brasil como para outros países, a análise dos efeitos regionais de choques macroeconômicos tem focado principalmente nos efeitos da política monetária. Contudo, como mostram Valério e Ferreira (2018), a taxa de juros da política monetária brasileira oscila mais em virtude de choques internacionais e de risco-Brasil do que em função de choques de política monetária, evidenciando o caráter endógeno da taxa de juros.

Mas não é apenas esta taxa que é influenciada pelos choques citados. Estudos recentes, como de Fernández, González e Rodríguez (2018) e, principalmente, de Valério e Ferreira (2018) mostram a importância do risco-país e de choques externos para as flutuações econômicas no Brasil. Mais ainda, este último mostra a importância de analisar esses choques numa estrutura conjunta, permitindo a interação entre as variáveis globais a fim de melhor captar os efeitos de choques globais nas economias locais.

Diante da carência da literatura de estudos regionais que abarquem os efeitos desses choques, este trabalho teve o objetivo de analisar as reações em agregados macroeconômicos de estados brasileiros quando expostos a choques mundiais de demanda, oferta e incerteza financeira, além de choques de risco-Brasil. No âmbito regional, seguiu-se o trabalho de Serrano (2014) e, no âmbito dos choques considerados, o estudo de Valério e Ferreira (2018). O método SVAR bayesiano foi utilizado para estimar as funções de reposta ao impulso em três variáveis regionais: ICMS, IBCR e nível de emprego formal.

As conclusões acerca dos efeitos de choques externos sobre as variáveis internacionais e domésticas foram consistentes com as conclusões de Valério e Ferreira (2018). Nos estados, apesar das diferenciações nas magnitudes, as respostas foram coerentes com a reação do PIB brasileiro.

Sobre as diferentes magnitudes, foram analisadas correlações entre as respostas acumuladas 1 ano após os choques com características econômicas segundo o perfil exportador e o valor adicionado bruto. Concluiu-se que a participação das atividades financeiras no PIB estadual não foi significativa estatisticamente para explicar as variáveis regionais em todos os choques. Ao contrário do esperado, a participação dos produtos básicos no total exportado teve correlação forte e significativa apenas com a resposta acumulada do emprego após o choque de incerteza global. A participação dos serviços públicos no PIB mostrou-se pouco

correlacionada com as respostas acumuladas, em geral. Contudo, nos casos em que a correlação foi significativa, seu sinal indicou menor sensibilidade estadual ao choque quanto maior for a participação do PIB do setor público no total do PIB estadual.

De forma geral, a participação da indústria agregada e, particularmente, da indústria de transformação apresentaram-se significativas com a dispersão das respostas acumuladas regionais. Esse resultado está de acordo com as conclusões de Vasconcelos e Fonseca (2002) e de Serrano (2014) sobre as assimetrias regionais provocadas pelo choque de política monetária e diferente dos achados de Rocha, Silva e Gomes (2011) para o mesmo choque. A parcela do PIB de serviços também demonstrou ser relevante para explicar as diferenças nas magnitudes das respostas acumuladas estaduais. Portanto, concluiu-se que as diferenças nas magnitudes das respostas acumuladas após um ano dos choques estão relacionadas às bases produtivas estaduais, muito caracterizadas pelo PIB de serviços e industrial, com destaque para a indústria de transformação.

A heterogeneidade nas reações acumuladas do ICMS, nível de emprego formal e IBCR dos estados brasileiros revela a necessidade de maior atenção às especificidades locais. Assim, pesquisas futuras devem expandir o escopo investigativo a fim de compreender de forma mais profunda os determinantes das assimetrias regionais. Além disso, este estudo reconhece suas limitações ao considerar a estimação separada de cada Unidade Federativa, o que pode impedir de captar as inter-relações entre as regiões. Como destacado por Serrano (2014), trabalhos futuros podem tentar associar a metodologia bayesiana à econometria espacial do trabalho de Bertanha e Haddad (2008).

7. REFERÊNCIAS

- ALQUIST, R.; COIBION, O. Commodity-price comovement and global economic activity. **NBER Working Paper**, n. 20003, mar. 2014.
- ARAÚJO, E. A. Medindo o impacto regional da política monetária brasileira: Uma comparação entre as regiões Nordeste e Sul. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 35, n. 3, p. 356-393, 2004.
- BANBURA, M.; GIANNONE, D.; REICHLIN, L. Large Bayesian vector auto regressions. **Journal of Applied Econometrics**, v. 25, n. 1, p. 71-92, 2010.
- BEKAERT, G.; HOEROVA, M.; DUCA, M. Risk, uncertainty and monetary policy. **Journal of Monetary Economics**, v. 60, n. 7, p. 771-788, 2013.
- BENETTI, M. D. O agronegócio gaúcho entre os anos de 1980 e 2008. *in* **Três décadas de economia gaúcha: o movimento da produção**. Porto Alegre: FEE, 2010, p. 75-102.
- BERTANHA, M.; HADDAD, E. A. Efeitos regionais da política monetária no Brasil: impactos e transbordamentos espaciais. **Revista Brasileira de Economia**, v. 62, n. 1, p. 3-29, mar. 2008.
- BLAKE, A.; MUMTAZ, L. **Applied Bayesian econometrics for central bankers**. Reino Unido: Bank of England, 2012.
- BLOOM, N. The impact of uncertainty shocks. **Econometrica**, v. 77, n. 3, p. 623-685, 2009.
- BOCOLA, L. The pass-through of sovereign risk. **Journal of Political Economy**, v.124, n.4, p. 879-926, ago. 2016.
- CALVO, G. A.; LEIDERMAN, L.; REINHART, C. M. Capital inflows and real exchange rate appreciation in Latin America: the role of external factors. **Staff Papers-International Monetary Fund**, p. 108-151, 1993.
- CANOVA, F. The transmission of U.S. shocks to Latin America. **Journal of Applied Econometrics**, v. 20, n. 2, p. 229-251, 2005.
- CARLINO, G.; DEFINA, R. The differential regional effects of monetary policy: evidence from the US states. **Journal of Regional Science**, v. 39, n. 2, p. 339-358, 1999.
- CARRIÈRE-SWALLOW, Y.; CÉSPEDES, L. F. The impact of uncertainty shocks in emerging economies. **Journal of International Economics**, v. 90, n. 2, p. 316-325, 2013.
- CASHIN, P.; CÉSPEDES, L. F.; SAHAY, R. Commodity currencies and the real exchange rate. **Journal of Development Economics**, v. 75, n. 1, p. 239-268, 2004.
- CASTRO, C. N. de. A agricultura no nordeste brasileiro: oportunidades e limitações ao desenvolvimento. **Boletim regional, urbano e ambiental- IPEA**, p. 77-89, jul-dez. 2013

CESA-BIANCHI, A.; PESARAN, H.; REBUCCI, A. **Uncertainty and economic activity: a global perspective**. Cambridge Working Papers in Economics, 2014.

CÉSPEDES, L. F.; GOLDFAJN, I.; LOWE, P.; VALDÉS, R. O. **Policy responses to external shocks: the experiences of Australia, Brazil and Chile**. Central Bank of Chile, Working Papers, n. 321, mai. 2005.

CÉSPEDES, L. F.; VELASCO, A. Macroeconomic performance during commodity price booms and busts. **NBER Working Papers**, n. 18569, nov. 2012.

CHARNAVOKI, V.; DOLADO, J. J. The effects of global shocks on small commodity-exporting economies: lessons from Canada. **American Economic Journal: Macroeconomics**, v. 6, n. 2, p. 207-237, 2014.

CHEN, Y.; ROGOFF, K. Commodity currencies. **Journal of International Economics**, v. 60, n. 1, p. 133-160, 2003.

COSTA, R. P. da. Política regional na Amazônia: a PNDR II. In: NETO, A. M.; CASTRO, C. N. de.; BRANDÃO, C. A. (Org.). **Desenvolvimento regional no Brasil: políticas, estratégias e perspectivas**. Rio de Janeiro: IPEA. cap. 3, p. 99-125, 2017.

CUSHMAN, D.; ZHA, T. Identifying monetary policy in a small open economy under flexible exchange rates. **Journal of Monetary Economics**, v. 39, n. 3, p. 433-448, 1997.

DE GREGORIO, J. Commodity prices, monetary policy and inflation. **IMF Economic Review**, v. 60, n. 4, 2012.

DORNBUSH, R. Exchange rate and prices. **American Economic Review**, v. 77, n. 1, 1987.

DI GIACINTO, V. Differential regional effects of monetary policy: a geographical SVAR approach. **International Regional Science Review**, v. 26, n. 3, p. 313-341, 2003.

DRECHSEL, T.; TENREYRO, S. Commodity booms and busts in emerging economies. **Journal of International Economics**, v. 112, p. 200-218, mai. 2018.

ENDERS, W. **Applied Econometric Time Series: Wiley Series in Probability and Mathematical Statistics**. John Wiley & Sons, 1995.

FERNÁNDEZ-VILLAYERDE, J. et al. The real effects of volatility shocks. **American Economic Review**, v. 101, n. 6, p. 2530-2561, 2011.

FERNÁNDEZ, A.; SCHMITT-GROHÉ, S.; URIBE, M. World shocks, world prices, and business cycles: an empirical investigation. **Journal of International Economics**, v. 108, p. S2-S-14, mai. 2017.

FERNÁNDEZ, A.; GONZÁLEZ, A.; RODRÍGUEZ, D. Sharing a ride on the commodities roller coaster: common factors in business cycles of emerging economies. **Journal of International Economics**, v. 111, p. 99-121, mar. 2018.

FIORI, T. P. Economia e política do desenvolvimento regional no Rio Grande do Sul. In: NETO, A. M.; CASTRO, C. N. de.; BRANDÃO, C. A. (Org.). **Desenvolvimento regional no Brasil: políticas, estratégias e perspectivas**. Rio de Janeiro: IPEA. cap. 10, p. 307-346, 2017.

FMI- Fundo Monetário Internacional. Global prospects and policies. **World Economic Outlook**, abr. 2017.

FMI- Fundo Monetário Internacional. **IMF Primary Commodity Prices: prices & forecasts**. 2017. Disponível em: <<http://www.imf.org/external/np/res/commod/index.aspx>>. Acesso em: 01 out. 2018.

FRANCIS, N.; OWYANG, M.T.; SEKHPOSYAN, T. The local effects of monetary policy. **The B.E. Journal of Macroeconomics**, v. 12, n. 2, p. 1-38, 2012.

GUIMARÃES, R. R. S.; MONTEIRO, S. M. M. Monetary policy and regional output in Brazil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 68, n. 1, p. 73-101, jan-mar. 2014.

HAMILTON, J. D. What is an oil shock? **Journal of econometrics**, v. 113, n. 2, p. 363-398, 2003.

IBGE- Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Sistema de contas regionais**. Rio de Janeiro, 2014. Disponível em: <www.ibge.gov.br>. Acesso em: 02 out. 2018.

KILIAN, L. Exogenous oil supply shocks: how big are they and how much do they matter for the U.S economy? **The Review of Economics and Statistics**, v. 90, n. 2, p. 216-240, 2008.

KILIAN, L. Not all oil price shocks are alike: Disentangling demand and supply shocks in the crude oil market. **The American Economic Review**, v. 99, n. 3, p. 1053-1069, jun. 2009.

LEEPER, E. M.; SIMS, C. A.; ZHA, T. What does monetary policy do? **Brookings papers on economic activity**, p. 1-78, 1996.

LIBANIO, G. A. Quem tem medo da China?: análise e implicações para os principais estados brasileiros. **Revista de Economia Contemporânea**, Rio de Janeiro, v. 16, n. 2, p. 259-286, ago. 2012a.

LIBANIO, G. A. O comércio Brasil-China em perspectiva regional: análise e implicações para o desenvolvimento. in: XL Encontro Nacional de Economia - ANPEC, 2012, Porto de Galinhas. **Anais...** ANPEC, 2012b.

LITTERMAN, R. B. Forecasting with Bayesian vector autoregressions: five years of experience. **Journal of Business & Economic Statistics**, v. 4, n. 1, p. 25-38, 1986.

MACEDO, F. C. de. **Inserção comercial externa e dinâmica territorial no Brasil**. Santa Cruz do Sul: Redes, v. 15, n. 3, p. 89-114, 2010.

MDIC/SECEX,- Ministério da Indústria, Comércio Exterior e Serviços Brasília, 2018. **ComexStat, Balança comercial brasileira: estados**. Disponível em: <<http://www.mdic.gov.br>>. Acesso em: 02 out. 2018.

MINELLA, A., FREITAS, P. S., GOLDFAJN, I., MUINHOS, M. K. **Inflation Targeting in Brazil: Lessons and Challenges**, Working Paper 53, Working Paper Series, Banco Central do Brasil, nov. 2002.

MIRAGAYA, J. F. G. O desempenho da economia na Região Centro-Oeste. In: CAVALCANTI, I. M. et al. (Org.). **Um olhar territorial para o desenvolvimento: Centro-Oeste**. Rio de Janeiro: Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social, 2014, p. [424]-452.

MTE- Ministério do Trabalho e Emprego. **Relação Anual de Informações Sociais – RAIS**. Brasília, 2018. Disponível em: <<http://bi.mte.gov.br>>. Acesso em: 02 out. 2018.

MUMTAZ, H.; SUNDER-PLASSMANN, L.; THEOPHILOPOULOU, A. **The State Level Impact of Uncertainty Shocks**. Working Papers 793, Queen Mary University of London, School of Economics and Finance, 2016.

NEUMEYER, P. A.; PERRI, F. Business cycles in emerging economies: the role of interest rates. **Journal of Monetary Economics**, v. 52, n. 2, p. 345-380, 2005.

NOGUEIRA Jr., R. P. Inflation targeting and Exchange rate pass-through. **Economia Aplicada**, v. 11, n. 2, jun. 2007.

ÖSTERHOLM, P.; ZETTELMEYER, J. The effect of external conditions on growth in Latin America. **IMF Staff Papers**, v. 55, n. 4, p. 595-623, 2008.

OWYANG, M. T.; WALL, H. J. **Regional disparities in the transmission of monetary policy**. Federal Reserve Bank of St. Louis, 2003.

OWYANG, M. T.; PIGER, J.; WALL, H. J. Business cycle phases in U.S. states. **The Review of Economics and Statistics**, vol. 87, n. 4, p. 604-616, nov. 2005.

ROCHA, R. M.; SILVA, M. E. A. da; GOMES, S. M. F. P. O. Por que os estados brasileiros têm reações assimétricas a choques na política monetária? **Revista Brasileira de Economia**, vol. 65, n. 4, p. 413-441, dez. 2011.

SANTOS, V. M. dos. A economia do sudeste paraense: evidências das transformações estruturais. In: NETO, A. M.; CASTRO, C. N. de.; BRANDÃO, C. A. (Org.). **Desenvolvimento regional no Brasil: políticas, estratégias e perspectivas**. Rio de Janeiro: IPEA. cap. 4, p. 127-155, 2017.

SCHMITT-GROHÉ, S.; URIBE, M. How importante are terms-of-trade shocks? **International Economic Review**, v. 59, n. 1, p. 85-111, fev. 2018.

SERRANO, F. M. **Impacto regional da política monetária no Brasil: uma abordagem Bayesiana**. 88 f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade de São Paulo, São Paulo, 2014.

SHEPHERD, D.; TORRES, R. I. M.; MENDOZA, M. A. Regional output growth and the impacto f macroeconomic shocks in Mexico. **International Review of Applied Economics**, v. 28, n. 3, p. 293-310, jan. 2014.

SHOUSHA, S. **Macroeconomic effects of commodity booms and busts: the role of financial frictions**, Mimeo, Columbia University, 2016.

SILVA, F. F.; REZENDE, L. P. F. de.; CROCCO, M. **Impactos regionais de política monetária- uma investigação para os estados brasileiros**. XXXIX Encontro Nacional de Economia - Anpec, 2011.

SILVA, I. E. M. The differential regional effects of monetary and fiscal policies in Brazil. **Anais...** Natal: ANPEC, 2014.

SILVA, R. D. da. Royalties e desenvolvimento regional: uma reflexão sobre os desafios do Rio de Janeiro. *in*: NETO, A. M.; CASTRO, C. N. de.; BRANDÃO, C. A. (Org.). **Desenvolvimento regional no Brasil: políticas, estratégias e perspectivas**. Rio de Janeiro: IPEA. cap. 11, p. 347-366, 2017.

SILVEIRA, J. W.; GADELHA, S. R. de B. **Estimular o nível de atividade econômica ou aumentar alíquota tributária?** Uma investigação empírica sobre os determinantes da arrecadação do ICMS. Brasília: Tesouro Nacional, 34 p., 2018. (Texto para discussão, 28).

SIMS, C. A. Macroeconomics and reality. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, p. 1-48, 1980.

SIMS, C.; ZHA, T. Bayesian methods for dynamic multivariate models. **International Economic Review**, v. 39, n. 4, p. 949-968, 1998.

VALÉRIO, A. C. **The impact of uncertainty and commodity prices on emerging economies**. 96 f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2016.

VALÉRIO, A. C.; FERREIRA, M. S. **The role of global activity, uncertainty and commodity price in the determination of emerging countries' business cycle**. SBE, 2018. No prelo.

VASCONCELOS, M. R.; FONSECA, M. W. da. Política monetária no Brasil: mecanismos de transmissão e impactos diferenciados nas regiões e estados da federação. **Anais...** Fortaleza: ANPEC, 2002.

WAGGONER, D.; ZHA, T. A gibbs sampler for structural vector autoregressions. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 28, n. 2, p. 349-366, 2003.

WHALEY, R. Understanding the VIX. **Journal of Portfolio Management**, v. 35, n. 3, p. 98-105, 2009.

WTO- World Trade Organization. **World Trade Statistical Review**. 2017. Disponível em: <https://www.wto.org/english/res_e/statis_e/wts2017_e/wts2017_e.pdf>. Acesso em: 02 out. 2018.

ZHA, T. Block recursion and structural vector autoregressions. **Journal of Econometrics**, v. 90, n. 2, p. 291-316, 1999.

APÊNDICE

APÊNDICE A – Principais produtos exportados pelos estados brasileiros em 2017

Tabela 20 – Participação dos principais produtos exportados pelos estados da região Centro-Oeste (jan-jun 2017)

UF	Principais produtos exportados	Participação no total exportado (%)
Mato Grosso	Soja, mesmo triturada, exceto para semeadura	67,77
	Bagaços e outros resíduos sólidos, da extr.do óleo de soja	11,00
	Carnes desossadas de bovino, congeladas	4,96
	Milho em grão, exceto para semeadura	3,49
	Farinhas e "pellets", da extração do óleo de soja	2,82
Goiás	Soja, mesmo triturada, exceto para semeadura	37,85
	Bagaços e outros resíduos sólidos, da extr.do óleo de soja	9,76
	Carnes desossadas de bovino, congeladas	8,55
	Sulfetos de minérios de cobre	5,28
	Ferroníquel	3,86
Distrito Federal	Soja, mesmo triturada, exceto para semeadura	54,13
	Carnes de galos/galinhas, n /cortadas em pedaços, congelados	15,65
	Pedaços e miudezas, comest.de galos/ galinhas, congelados	9,90
	Ouro em barras, frios e perfis de seção maciça	7,15
	Consumo de bordo - combustíveis e lubrificantes para aeronaves	5,81
Mato Grosso do Sul	Soja, mesmo triturada, exceto para semeadura	41,15
	Pasta quim.madeira de n/conif.a soda/ sulfato, semi/branq	19,94
	Outros açúcares de cana	8,71
	Carnes desossadas de bovino, congeladas	7,13
	Pedaços e miudezas, comest.de galos/ galinhas, congelados	5,78

Fonte: Elaboração própria, a partir de dados do ComexStat/MDIC.

Tabela 21 – Participação dos principais produtos exportados pelos estados da região Sudeste (jan-jun 2017)

UF	Principais produtos exportados	Participação no total exportado (%)
Minas Gerais	Minérios de ferro não aglomerados e seus concentrados	36,33
	Café não torrado, não descafeinado, em grão	12,83
	Soja, mesmo triturada, exceto para semeadura	5,18
	Ferroníquel	4,85
	Outros açúcares de cana	3,67
São Paulo	Outros açúcares de cana	11,34
	Outros aviões/veículos aéreos, peso>15000kg, vazios	5,74
	Óleos brutos de petróleo	4,88
	Soja, mesmo triturada, exceto para semeadura	4,17
	Outros açúcares de cana, beterraba, sacarose quim.pura, sol.	4,01
Rio de Janeiro	Óleos brutos de petróleo	67,42
	Automóveis c/motor explosão, 1500<cm3<=3000, até 6 passageiros	3,74
	Outros tubos flexíveis de ferro ou aço	3,50
	Produtos semimanufaturados, de outras ligas de aços	3,19
	Outros produtos semimanufaturados de ferro/aço, c<0.25%, sec. transv. Ret	2,80
Espírito Santo	Minérios de ferro aglomerado p/ processo de peletização	24,42
	Óleos brutos de petróleo	13,52
	Pasta Quim. Madeira de n/conif.a soda/sulfato, semi/branq	12,14
	Outros produtos semimanufaturados de ferro/aço, c<0.25%,sec.transv.ret	10,24
	Outros granitos trabalhados de outro modo e suas obras	8,15

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do ComexStat/MDIC.

Tabela 22 - Participação dos principais produtos exportados pelos estados da região Sul (jan-jun 2017)

UF	Principais produtos exportados	Participação no total exportado (%)
Rio Grande do Sul	Soja, mesmo triturada, exceto para semeadura	25,21
	Fumo n/manuf. Total/parc. Destal.fl.s.secas, etc.	4,13
	Bagaços e outros resíduos sólidos, da extr.do óleo de soja	4,08
	Automóveis c/motor explosão, 1000<cm3<=1500, até 6 passageiros	3,55
	Carnes de galos/galinhas, n/cortadas em pedaços, congelados	3,37
Santa Catarina	Pedaços e miudezas, comestíveis de galos/galinhas, congelados	14,09
	Soja, mesmo triturada, exceto para semeadura	11,29
	Outras carnes de suíno, congeladas	7,16
	Blocos de cilindros, cabeçotes, etc. para motores diesel/...	3,78
	Fumo n/manuf. Total/parc. Destal.fl.s.secas, etc.	3,67
Paraná	Soja, mesmo triturada, exceto para semeadura	27,08
	Pedaços e miudezas, comestíveis de galos/galinhas, congelados	8,80
	Automóveis com motor explosão, 1500<cm3<=3000, até 6 passageiros	5,70
	Bagaços e outros resíduos sólidos, da extr.do óleo de soja	5,30
	Outros açúcares de cana	4,10

Fonte: Elaboração própria, a partir de dados do ComexStat/MDIC.

**Tabela 23 - Participação dos principais produtos exportados pelos estados da região
Norte (jan-jun 2017)**

UF	Principais produtos exportados	Participação no total exportado (%)
Acre	Castanha-do-pará, fresca ou seca, com casca	29,19
	Outras miudezas comestíveis de bovino, congeladas	14,80
	Bexigas e estômagos, de animais, exc.peixes, frescas, etc.	12,07
	Outras madeiras perf. Etc., não coníferas	9,55
	Outras madeiras tropicais, serradas/cort. fls.etc. esp>6mm	9,04
Amapá	Ouro em barras, fios e perfis de seção maciça	69,33
	Madeira de não coníferas, em estilhas ou em partículas	17,64
	Minérios de ferro não aglomerados e seus concentrados	2,87
	Outs. frutas, partes de plantas, preparos/conservs. out.modos	2,86
	Ouro em outs. formas brutas, para uso não monetário	2,83
Amazonas	Outras preparações para elaboração de bebidas	29,60
	Motocicletas c/motor pistão alternat. 125cm ³ <cil<=250cm ³	16,59
	Lâminas de barbear, de segurança, de metais comuns	6,55
	Aparelhos de barbear, não elétricos	4,80
	Distribuidores automat. papel-moeda, incl.efet.outs.oper.	3,43
Pará	Minérios de ferro não aglomerados e seus concentrados	56,41
	Outros minérios de cobre e seus concentrados	12,33
	Alumina calcinada	9,25
	Soja, mesmo triturada, exceto para semeadura	3,54
	Alumínio não ligado em forma bruta	2,55
Rondônia	Soja, mesmo triturada, exceto para semeadura	48,38
	Carnes desossadas de bovino, congeladas	32,41
	Carnes desossadas de bovino, frescas ou refrigeradas	4,76
	Outras miudezas comestíveis de bovino, congeladas	2,50
	Bexigas e estômagos, de animais, exc.peixes, frescas, etc.	1,49
Roraima	Outros tipos de arroz semibranqueado, etc.n/parboilizado	16,55
	Arroz semibranqueado, etc.n/parboilizado, polido, brunido	16,16
	Outros açúcares de cana, beterraba, com aromatiz. Corante	13,01
	Outras madeiras serradas/cortadas em folhas, etc. esp>6mm	8,82
	Outs. açúcares de cana, beterraba, sacarose quim.pura, sol.	6,65
Tocantins	Soja, mesmo triturada, exceto para semeadura	84,91
	Carnes desossadas de bovino, congeladas	8,14
	Carnes desossadas de bovino, frescas ou refrigeradas	2,11
	Outras miudezas comestíveis de bovino, congeladas	0,87
	Pedaços e miudezas, comest.de galos/galinhas, congelados	0,82

Fonte: Elaboração própria, a partir de dados do ComexStat/MDIC.

Tabela 24 - Participação dos principais produtos exportados pelos estados da região Nordeste (jan-jun 2017)

UF	Principais produtos exportados	Participação no total exportado (%)
Alagoas	Outros açúcares de cana	57,57
	Outros aparelhos p/filtrar ou depurar líquidos	34,00
	Outs. açúcares de cana, beterraba, sacarose quim.pura,sol.	2,50
	Policloreto de vinila, obt. proc. suspensão, forma primária	2,31
	Hidróxido de sódio em sol. aquosa (lixiv. soda cáustica)	0,97
Bahia	Soja, mesmo triturada, exceto para semeadura	12,66
	Pasta quim. madeira de n/conif. a soda/sulfato, semi/branq	13,49
	Fuel-oil	8,71
	Pasta química de madeira, para dissolução	3,46
	Automóveis c/motor explosão, 1000<cm3<=1500, até 6 passageiros	3,30
Ceará	Outros prods. Semimanufaturados de ferro/aço, c<0.25%, sec.transv.ret	49,99
	Castanha de caju ,fresca ou seca, sem casca	4,88
	Calçados de borracha/plast. c/parte super. em tiras, etc.	4,34
	Sucos (sumo) de outras frutas, n/fermen. s/adição de açú.	3,47
	Outros calçados. cobr. tornoz .part. sup. borr., plást.	3,36
Maranhão	Alumina calcinada	40,48
	Soja, mesmo triturada, exceto para semeadura	27,40
	Pasta quim. madeira de n/conif. a soda/sulfato, semi/branq	22,90
	Ferro fundido bruto não ligado, c/peso<=0.5% de fósforo	4,95
	Prods. semimanufaturados de ferro/aço, n/ligados, carbono>=0.25%	0,94
Paraíba	Calçados de borracha/plast. c/parte super. em tiras ,etc.	42,60
	Outros açúcares de cana	25,16
	Ilmenita (minérios de titânio)	6,10
	Sucos (sumo) de outras frutas, n/fermen. s/ adição de açú.	6,00
	Outs. calçados de matéria têxtil, sola de borracha/plast.	2,17
Pernambuco	Outros veículos automóveis c/motor diesel, p/carga<=5t	20,91
	Automóveis c/motor explosão, 1500<cm3<=3000, até 6 passageiros	13,17
	Poli(tereftalato de etileno), de um índice de viscosidade	11,75
	Fuel-oil	11,15
	Gasóleo (óleo diesel)	10,13
Piauí	Soja, mesmo triturada, exceto para semeadura	77,62
	Ceras vegetais	10,52
	Mel natural	6,58
	Pilocarpina, seu nitrato e seu cloridrato	1,96
	Bagaços e outs. resíduos sólidos, da extr. do óleo de soja	1,82

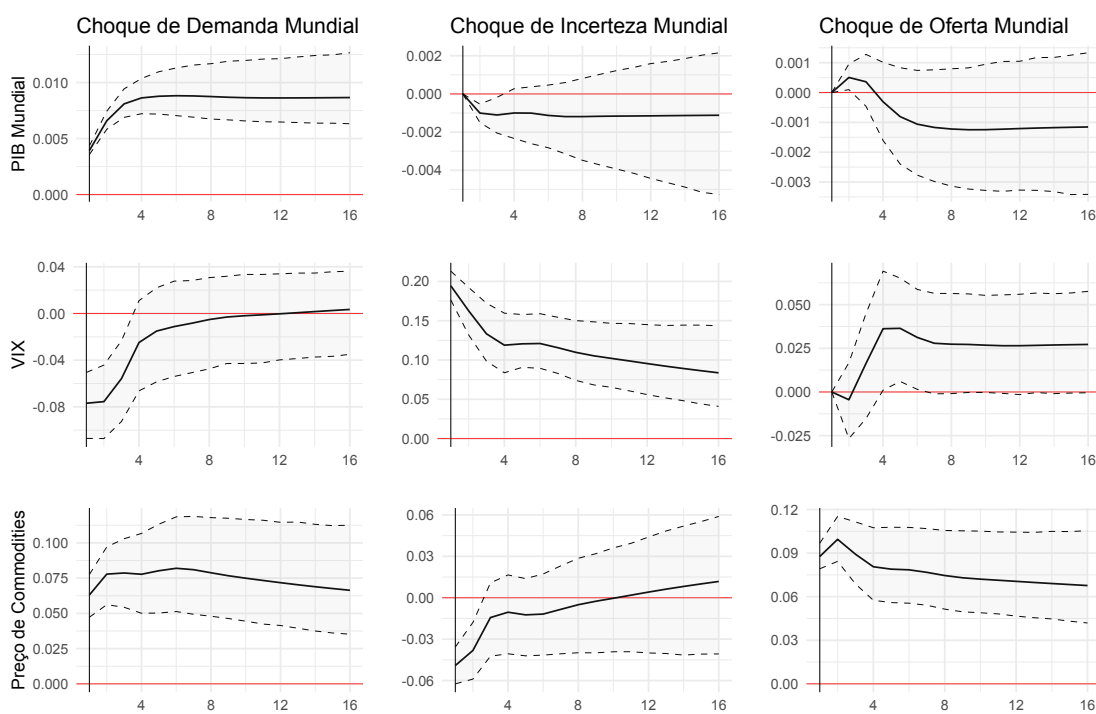
UF	Principais produtos exportados	Participação no total exportado (%)
Rio Grande do Norte	Melões frescos	29,94
	Sal marinho, a granel, sem agregados	9,90
	Castanha de caju, fresca ou seca, sem casca	8,47
	Melancias frescas	5,50
	Mamões (papaia) frescos	4,39
Sergipe	Outs. calçados. sol. ext. borr./plást. couro/nat.	33,26
	Sucos de laranjas, congelados, não fermentados	28,05
	Outs. açúcares de cana, beterraba, sacarose quim. pura, sol.	5,54
	Outros óleos essenciais, de laranja	5,20
	Outs. calçados. cobr. tornoz. part. sup. borr., plást.	3,85

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do ComexStat/MDIC.

APÊNDICE B – Funções de Resposta ao Impulso das variáveis internacionais e agregadas para as amostras que se iniciam em 2003 e 2004

B.1. Resposta das variáveis internacionais

Figura 31 – Resposta das variáveis internacionais aos choques externos (2003)

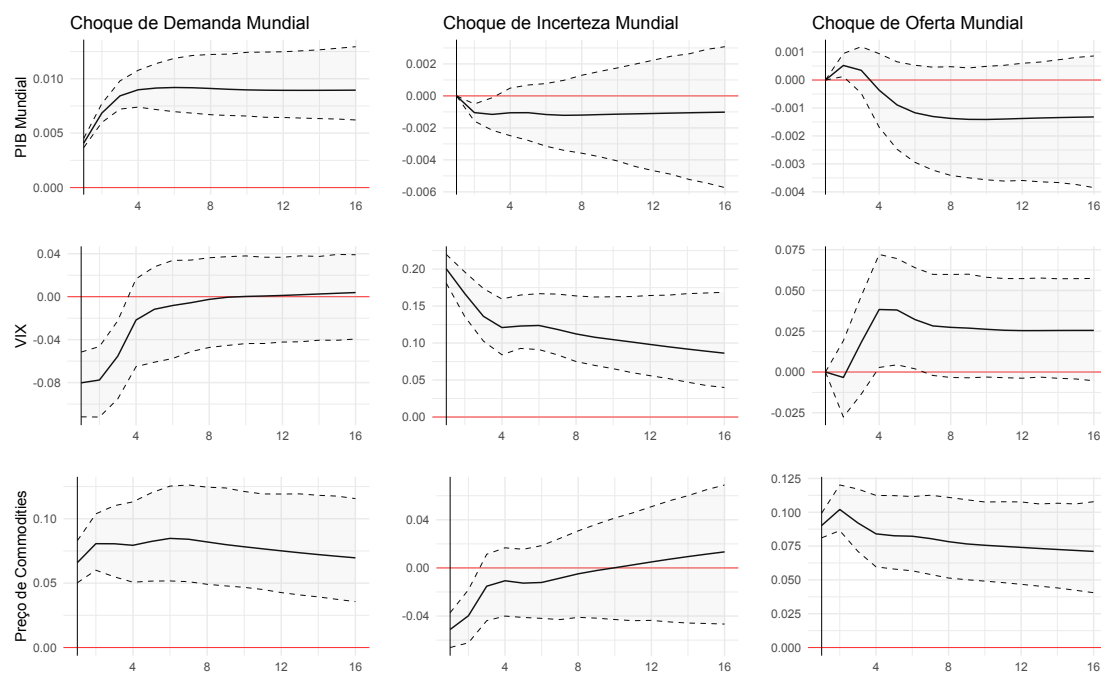


Fonte: Elaboração própria.

Notas:

- (1) As linhas pretas sólidas e pretas tracejadas correspondem, respectivamente, à mediana e ao intervalo de confiança de 68% da função de resposta ao impulso.
- (2) Resultados obtidos a partir da amostra que abrange o primeiro trimestre de 2003 e o segundo trimestre de 2017.

Figura 32 – Resposta das variáveis internacionais aos choques externos (2004)



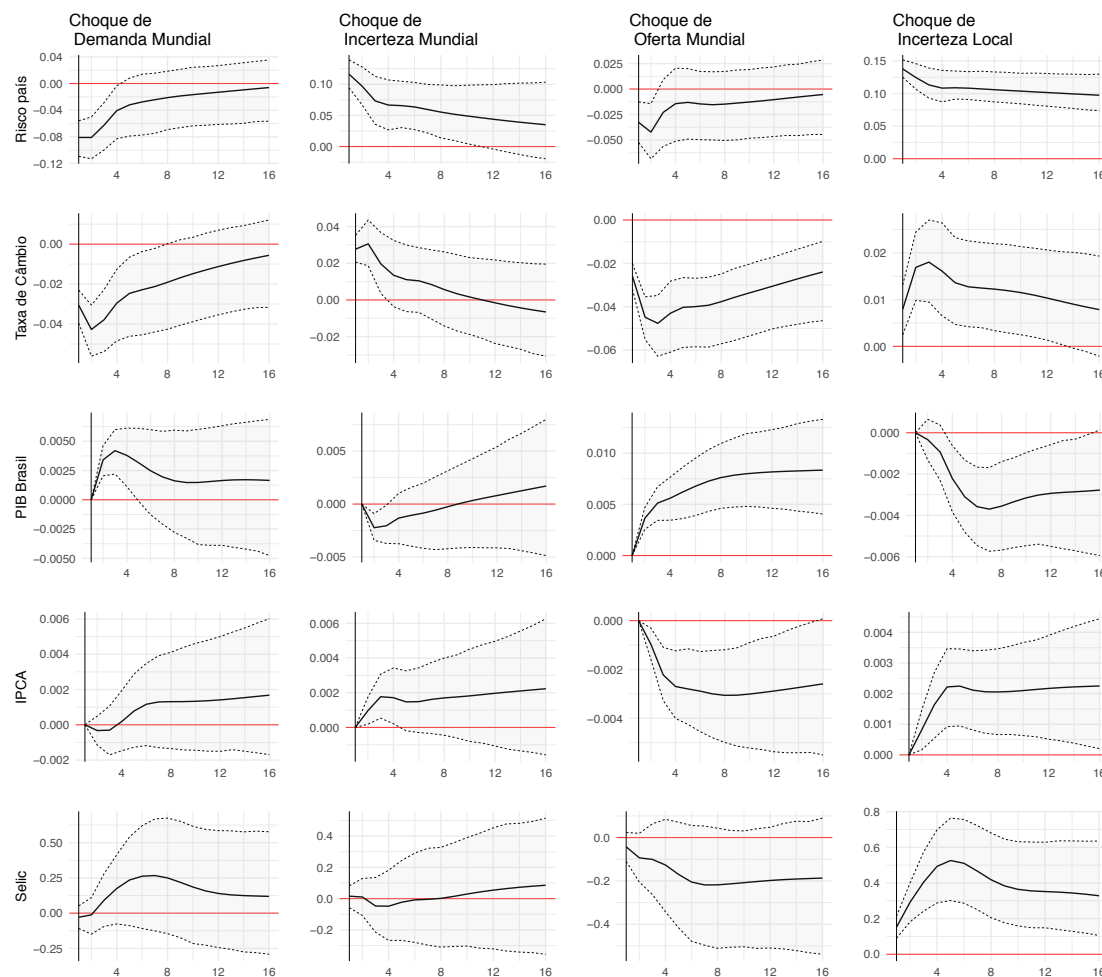
Fonte: Elaboração própria.

Notas:

- (1) As linhas pretas sólidas e pretas tracejadas correspondem, respectivamente, à mediana e ao intervalo de confiança de 68% da função de resposta ao impulso.
- (2) Resultados obtidos a partir da amostra com dados que se iniciam no primeiro trimestre de 2004 e terminam no segundo trimestre de 2017.

B.2. Resposta das variáveis nacionais

Figura 33 – Resposta das variáveis nacionais aos choques externos e de incerteza local (2003)

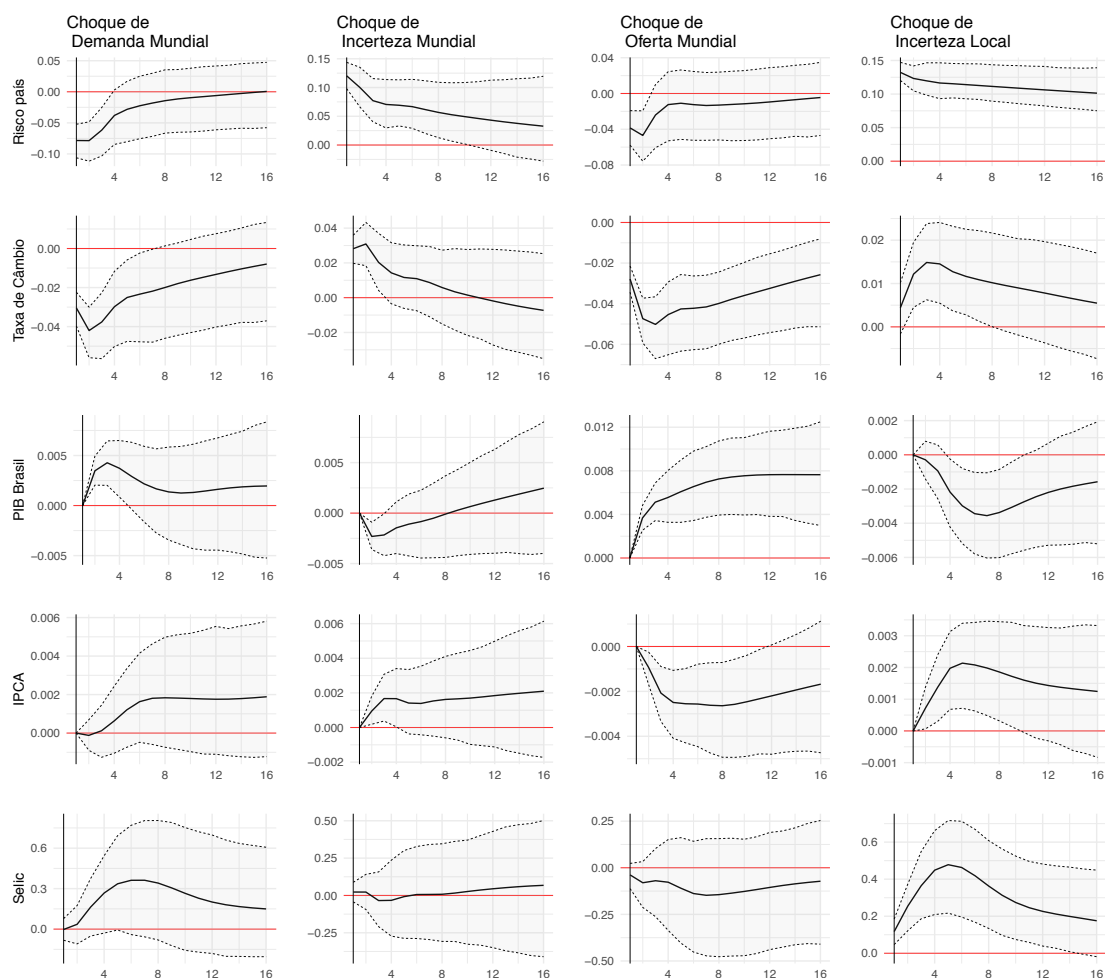


Fonte: Elaboração própria.

Notas:

- (1) As linhas pretas sólidas e pretas tracejadas correspondem, respectivamente, à mediana e ao intervalo de confiança de 68% da função de resposta ao impulso.
- (2) Resultados obtidos a partir da amostra que abrange o primeiro trimestre de 2003 e o segundo trimestre de 2017.

**Figura 34 – Resposta das variáveis nacionais aos choques externos e de incerteza local
(2004)**



Fonte: Elaboração própria.

Notas:

- (1) As linhas pretas sólidas e pretas tracejadas correspondem, respectivamente, à mediana e ao intervalo de confiança de 68% da função de resposta ao impulso.
- (2) Resultados obtidos a partir da amostra que abrange o primeiro trimestre de 2003 e o segundo trimestre de 2017.

APÊNDICE C – Resposta Acumulada das variáveis regionais após 4 trimestres e correlação

Tabela 25 – Resposta acumulada das variáveis regionais após 4 trimestres de um choque de demanda agregada mundial

UF	Resposta Acumulada			Posição Relativa		
	ICMS	Emprego	IBCR	ICMS	Emprego	IBCR
Norte						
Acre	2,35	0,19	-	7	6	-
Amapá	-0,03	0,26	-	24	5	-
Amazonas	4,01	1,68	1,45	2	1	4
Pará	2,73	0,84	1,09	6	2	5
Rondônia	-1,59	-1,25	-	27	7	-
Roraima	-1,33	0,29	-	26	4	-
Tocantins	1,24	0,67	-	17	3	-
Nordeste						
Alagoas	-0,36	0,38	-	25	12	-
Bahia	2,15	0,06	0,63	9	19	10
Ceará	1,10	-0,28	0,75	19	20	8
Maranhão	1,72	1,24	-	12	1	-
Paraíba	1,43	0,32	-	15	15	-
Pernambuco	1,17	0,46	0,24	18	10	11
Piauí	4,07	0,10	-	1	17	-
Rio Grande do Norte	1,07	0,86	-	22	3	-
Sergipe	2,28	0,54	-	8	7	-
Sudeste						
Espírito Santo	3,59	0,60	2,83	3	5	1
Minas Gerais	3,11	0,96	2,20	4	2	2
Rio de Janeiro	1,54	0,47	-0,39	14	9	13
São Paulo	3,03	0,70	0,83	5	4	7
Sul						
Paraná	1,30	0,34	1,78	16	14	3
Rio Grande do Sul	1,70	0,55	0,98	13	6	6
Santa Catarina	1,10	0,51	0,67	20	8	9
Centro-Oeste						
Distrito Federal	1,08	0,09	-	21	18	-
Goiás	2,05	0,30	0,14	11	16	12
Mato Grosso	0,95	0,43	-	23	11	-
Mato Grosso do Sul	2,13	0,36	-	10	13	-

Fonte: Elaboração própria.

Notas:

(1) Valores da resposta acumulada em pontos percentuais (p.p.).

(2) A variável “Emprego” para os estados da região Norte é ordenada separadamente devido ao tamanho diferenciado da amostra para estes estados.

Tabela 26 - Resposta acumulada das variáveis regionais após 4 trimestres de um choque de incerteza mundial

UF	Resposta Acumulada			Posição Relativa		
	ICMS	Emprego	IBCR	ICMS	Emprego	IBCR
Norte						
Acre	-0,73	-0,09	-	13	3	-
Amapá	-3,33	-0,53	-	26	6	-
Amazonas	-3,10	-0,84	-1,92	25	7	13
Pará	-2,49	-0,31	-0,57	23	5	9
Rondônia	-5,88	0,10	-	27	2	-
Roraima	2,07	-0,26	-	1	4	-
Tocantins	1,22	0,17	-	2	1	-
Nordeste						
Alagoas	0,56	-0,23	-	4	11	-
Bahia	-0,52	-0,14	-0,53	11	6	8
Ceará	0,76	0,28	-0,38	3	1	7
Maranhão	-0,10	-0,28	-	10	16	-
Paraíba	-1,18	-0,26	-	17	13	-
Pernambuco	-2,08	-0,06	-0,11	22	4	4
Piauí	0,21	0,05	-	8	2	-
Rio Grande do Norte	-0,78	-0,41	-	14	20	-
Sergipe	-0,79	-0,28	-	15	15	-
Sudeste						
Espírito Santo	-1,29	-0,31	-0,21	18	18	6
Minas Gerais	0,43	-0,23	0,09	6	10	3
Rio de Janeiro	-1,86	-0,20	0,63	20	8	1
São Paulo	-1,93	-0,24	-0,21	21	12	5
Sul						
Paraná	-0,56	-0,26	-1,32	12	14	11
Rio Grande do Sul	0,51	-0,29	-1,85	5	17	12
Santa Catarina	-0,91	-0,40	-0,57	16	19	10
Centro-Oeste						
Distrito Federal	-2,69	-0,01	-	24	3	-
Goiás	-1,68	-0,21	0,45	19	9	2
Mato Grosso	0,32	-0,11	-	7	5	-
Mato Grosso do Sul	0,18	-0,19	-	9	7	-

Fonte: Elaboração própria.

Notas:

(1) Valores da resposta acumulada em pontos percentuais (p.p.).

(2) A variável “Emprego” para os estados da região Norte é ordenada separadamente devido ao tamanho diferenciado da amostra para estes estados.

Tabela 27 - Resposta acumulada das variáveis regionais após 4 trimestres de um choque de oferta agregada mundial

UF	Resposta Acumulada			Posição Relativa		
	ICMS	Emprego	IBCR	ICMS	Emprego	IBCR
Norte						
Acre	-1,94	0,48	-	27	5	-
Amapá	4,43	1,18	-	2	2	-
Amazonas	3,11	1,79	2,21	3	1	2
Pará	0,22	0,77	0,98	22	3	12
Rondônia	4,57	0,19	-	1	7	-
Roraima	0,84	0,25	-	17	6	-
Tocantins	-0,26	0,51	-	24	4	-
Nordeste						
Alagoas	-1,16	-0,09	-	26	20	-
Bahia	1,87	0,41	1,49	10	17	8
Ceará	2,04	0,56	1,83	9	11	4
Maranhão	0,68	1,00	-	20	3	-
Paraíba	1,46	0,52	-	13	12	-
Pernambuco	0,82	0,66	1,53	18	7	6
Piauí	-1,04	0,95	-	25	4	-
Rio Grande do Norte	2,34	0,61	-	4	9	-
Sergipe	0,00	0,36	-	23	18	-
Sudeste						
Espírito Santo	1,44	1,04	2,40	14	2	1
Minas Gerais	1,68	1,04	1,51	12	1	7
Rio de Janeiro	0,37	0,66	0,88	21	8	13
São Paulo	1,77	0,66	1,05	11	6	11
Sul						
Paraná	1,15	0,58	1,98	16	10	3
Rio Grande do Sul	2,13	0,51	1,83	8	13	5
Santa Catarina	2,20	0,30	1,21	6	19	10
Centro-Oeste						
Distrito Federal	0,68	0,42	-	19	16	-
Goiás	2,19	0,71	1,26	7	5	9
Mato Grosso	2,26	0,50	-	5	14	-
Mato Grosso do Sul	1,29	0,47	-	15	15	-

Fonte: Elaboração própria.

Notas:

(1) Valores da resposta acumulada em pontos percentuais (p.p.).

(2) A variável “Emprego” para os estados da região Norte é ordenada separadamente devido ao tamanho diferenciado da amostra para estes estados.

Tabela 28 - Resposta acumulada das variáveis regionais após 4 trimestres de um choque de incerteza local

UF	Resposta Acumulada			Posição Relativa		
	ICMS	Emprego	IBCR	ICMS	Emprego	IBCR
Norte						
Acre	0,10	0,21	-	9	1	-
Amapá	-2,20	-0,10	-	26	3	-
Amazonas	2,32	-0,26	-0,64	3	5	6
Pará	-0,32	-0,39	-0,52	10	7	5
Rondônia	3,82	-0,28	-	1	6	-
Roraima	-2,20	0,13	-	25	2	-
Tocantins	0,99	-0,22	-	4	4	-
Nordeste						
Alagoas	-1,33	-0,25	-	21	9	-
Bahia	0,36	-0,11	-0,77	7	6	7
Ceará	-1,96	0,03	-0,17	24	1	2
Maranhão	-1,29	-0,28	-	19	10	-
Paraíba	-0,71	-0,30	-	15	13	-
Pernambuco	-1,77	-0,28	-0,86	23	11	8
Piauí	-3,16	-0,06	-	27	3	-
Rio Grande do Norte	-0,83	-0,38	-	16	15	-
Sergipe	-1,08	-0,36	-	18	14	-
Sudeste						
Espírito Santo	-0,54	-0,07	-1,47	13	4	13
Minas Gerais	-0,97	-0,46	-0,98	17	19	10
Rio de Janeiro	-1,76	-0,15	0,22	22	7	1
São Paulo	-1,33	-0,43	-0,50	20	18	4
Sul						
Paraná	-0,46	-0,41	-1,33	12	16	12
Rio Grande do Sul	2,44	-0,42	-0,98	2	17	11
Santa Catarina	0,80	-0,68	-0,41	5	20	3
Centro-Oeste						
Distrito Federal	0,55	-0,30	-	6	12	-
Goiás	0,13	-0,25	-0,87	8	8	9
Mato Grosso	-0,65	-0,09	-	14	5	-
Mato Grosso do Sul	-0,43	-0,02	-	11	2	-

Fonte: Elaboração própria.

Notas:

(1) Valores da resposta acumulada em pontos percentuais (p.p.).

(2) A variável “Emprego” para os estados da região Norte é ordenada separadamente devido ao tamanho diferenciado da amostra para estes estados.

Tabela 29 – Matriz de correlação entre as características econômicas estaduais e as respostas acumuladas por variável regional e choque

Características estaduais	Demanda Mundial			Incerteza Mundial			Oferta Mundial			Incerteza Local		
	ICMS	Emprego	IBCR	ICMS	Emprego	IBCR	ICMS	Emprego	IBCR	ICMS	Emprego	IBCR
Exportações de Produtos Básicos	-0,10	-0,25	0,00	0,05	0,38	0,30	-0,08	-0,18	-0,39	0,23	0,12	-0,06
AGROPECUÁRIA	-0,07	-0,06	0,12	0,21	0,21	-0,44	-0,07	-0,20	0,09	0,33	0,15	-0,34
INDÚSTRIA	0,54	0,47	0,56	-0,12	-0,44	-0,10	0,18	0,41	0,31	0,20	-0,40	-0,19
Indústrias extrativas	0,36	0,24	0,36	-0,14	-0,23	0,33	-0,08	0,26	0,08	-0,11	-0,02	-0,05
Indústrias de transformação	0,37	0,42	0,20	-0,05	-0,45	-0,62	0,35	0,30	0,31	0,38	-0,55	-0,15
Eletricidade e gás, água etc.	0,28	0,19	0,03	0,23	0,10	-0,11	-0,16	-0,03	0,06	0,20	-0,12	-0,09
Construção	-0,23	-0,27	-0,35	-0,08	0,22	0,43	0,02	-0,05	-0,39	-0,13	0,20	0,12
SERVIÇOS	-0,42	-0,37	-0,56	-0,02	0,26	0,32	-0,11	-0,23	-0,32	-0,36	0,25	0,34
Comércio e reparação de veículos automotores e motocicletas	-0,13	-0,19	-0,01	0,27	0,18	-0,03	0,06	-0,16	0,17	-0,12	0,05	-0,39
Transporte, armazenagem e correios	0,41	0,38	0,32	-0,11	-0,32	0,04	0,23	0,31	0,09	0,09	-0,37	-0,13
Alojamento e alimentação	-0,01	0,12	-0,43	0,06	-0,17	0,39	0,12	0,23	-0,14	-0,57	0,13	0,42
Informação e comunicação	0,17	0,03	-0,34	-0,09	0,04	0,28	0,02	-0,04	-0,42	-0,10	-0,34	0,40
Atividades financeiras	0,03	-0,12	-0,16	-0,14	0,19	0,15	-0,02	-0,17	-0,34	0,03	-0,26	0,10
Atividades imobiliárias	-0,31	-0,19	-0,60	0,16	0,24	0,26	-0,07	-0,30	-0,51	-0,14	-0,22	0,29
Atividades profissionais, científicas e técnicas etc	0,19	0,04	-0,41	-0,15	0,01	0,33	0,11	0,09	-0,31	-0,21	-0,24	0,36
Serviços Públicos	-0,46	-0,27	-0,30	-0,03	0,13	0,03	-0,15	-0,14	0,05	-0,20	0,45	0,29
Educação e saúde privadas	0,31	-0,12	-0,23	0,08	0,17	0,08	-0,16	-0,19	-0,15	-0,06	-0,26	0,03
Artes, cultura, esporte e recreação e outros serviços	0,19	-0,14	-0,67	-0,05	0,11	0,57	0,11	-0,10	-0,64	-0,05	-0,19	0,56
Serviços domésticos	0,14	-0,19	-0,32	0,31	0,23	0,28	-0,31	-0,03	-0,26	-0,31	0,34	0,14

Fonte: Elaboração própria.

Nota:

(1) Na tabela, a parte de cima do cabeçalho refere-se ao choque, enquanto a parte de baixo representa a variável regional que recebe o choque.

APÊNDICE D - Dados

Tabela 30 – Descrição e fonte dos dados

Variável	Fonte	Abreviatura
Produto Interno Bruto Mundial	Global Economic Monitor- Banco Mundial	PIBM
Índice de Volatilidade	Federal Reserve of St.Louis	VIX
Índice agregado de preços de <i>commodities</i>	Fundo Monetário Internacional	PCOM
Produto Interno Bruto- Brasil	Banco Central do Brasil	PIB
Índice de Preço ao Consumidor Amplo	Banco Central do Brasil	IPCA
Risco-Brasil	Banco Central de Chile	EMBI
Taxa de câmbio nominal	Banco Central do Brasil	-
Taxa de juros – Selic	Banco Central do Brasil	-
Nível de Emprego Formal	Banco Central do Brasil	-
Imposto sobre a Circulação de Mercadorias e Serviços	Banco Central do Brasil	ICMS
Índice de Atividade Econômica Regional	Banco Central do Brasil	IBCR

Fonte: Elaboração própria.