



Universidade do Estado do Rio de Janeiro

Centro de Ciências Sociais

Faculdade de Ciências Econômicas

Luiz Carlos de Almeida Junior

**Assimetrias nas Respostas dos Estados Brasileiros aos Choques na
Política Monetária e no Câmbio**

Rio de Janeiro

2016

Luiz Carlos de Almeida Junior

**Assimetrias nas Respostas dos Estados Brasileiros aos Choques na Política
Monetária e no Câmbio**

Dissertação apresentada, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre, ao Programa de Pós-graduação em Ciências Econômicas, da Universidade do Estado do Rio de Janeiro.

Orientador: Prof. Dr. Eleyon Caiado Rocha Lima

Coorientador: Prof. Dr. Luiz Fernando Rodrigues de Paula

Rio de Janeiro

2016

Orientador: Prof. Dr. Elcyon Caiado Rocha Lima
Coorientador: Prof. Dr. Luiz Fernando Rodrigues de Paula

CATALOGAÇÃO NA FONTE
UERJ/REDE SIRIUS/BIBLIOTECA CCS/B

A447 Almeida Junior, Luiz Carlos de.
Assimetrias nas respostas dos Estados brasileiros aos choques na política monetária e no câmbio / Luiz Carlos de Almeida Junior. – 2016.
90 f.
Orientador: Prof. Dr. Elcyon Caiado Rocha Lima.
Coorientador: Prof. Dr. Luiz Fernando Rodrigues de Paula.
Dissertação (mestrado) – Universidade do Estado do Rio de Janeiro, Faculdade de Ciências Econômicas.
Bibliografia: f.67-72.
1. Economia – Brasil – Teses. 2. Política monetária – Brasil – Teses. 3. Câmbio – Teses. I. Lima, Elcyon Caiado Rocha. II. Paula, Luiz Fernando Rodrigues de. III. Universidade do Estado do Rio de Janeiro. Faculdade de Ciências Econômicas. IV. Título.
CDU 336.74(81)

Autorizo apenas para fins acadêmicos e científicos, a reprodução total ou parcial desta dissertação.

Assinatura

Data

Luiz Carlos de Almeida Junior

**Assimetrias nas Respostas dos Estados Brasileiros aos Choques na Política
Monetária e no Câmbio**

Dissertação apresentada, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre ao Programa de Pós-graduação em Ciências Econômicas, da Universidade do Estado do Rio de Janeiro. Área de concentração: Economia Aplicada.

Aprovada em 18 de agosto de 2016.

Banca Examinadora:

Prof. Dr. Elcyon Caiado Rocha Lima (Orientador)
Faculdade de Ciências Econômicas – UERJ

Prof. Dr. Luiz Fernando Rodrigues de Paula (Coorientador)
Faculdade de Ciências Econômicas – UERJ

Prof. Dr. Eduardo Pontual Ribeiro
Instituto de Economia–UFRJ

Rio de Janeiro

2016

DEDICATÓRIA

À minha família e todos os outros que me encorajaram ao longo deste processo.

AGRADECIMENTOS

Aos meus pais e minhas irmãs, por sempre respeitarem minhas escolhas, me incentivarem e proverem suporte. Por todas as alegrias que compartilhamos e o apoio em momentos difíceis. Mais que isso, por todo carinho e dedicação dispensados desde que nasci.

Ao meu orientador, Elcyon Caiado, pelo exemplo profissional, e imensa paciência e disposição ao repassar seus conhecimentos e sua vasta experiência. Faltam palavras para agradecer pela confiança em mim depositada, da qual serei eternamente grato.

Ao meu coorientador, Luiz Fernando de Paula, pelo essencial auxílio prestado durante a realização deste trabalho e ter aceitado dividir seu amplo conhecimento acadêmico, essencial na realização da presente dissertação.

Ao professor Eduardo Pontual Ribeiro, por aceitar participar minha banca de defesa de dissertação, fornecendo suas considerações que foram essenciais no progresso do trabalho.

Aos meus colegas de mestrado que considero minha segunda família no Rio de Janeiro. Amigos que espero levar para a vida toda. Obrigado por todos os momentos de estudo e descontração que me ajudaram a manter o entusiasmo até o final. Ana, Angélica, Felipe, Fernanda, Fernadinha, Kamila, Rodrigo, Suzane, Salatiel, Ruthiane, Juliana, Marco Antônio, Israel, Fernanda Milagres, Janine, Christian, Rodrigo Barcellos, Isadora Dias, Leonardo, Thiago Sayão, Vinicius, Mariana, Helena e Joel, muito obrigado por tudo. Não posso também deixar de agradecer especialmente ao Júlio César pelos dias e noites de discussões e a ajuda que me deu na realização do trabalho, bem como à Fernanda Rangel pelo apoio e fundamental suporte psicológico.

Aos membros da secretaria de Pós-Graduação de Ciências Econômicas da UERJ por toda a amizade e dedicação. A secretaria deve ser reconhecida pelo excelente trabalho que desempenha, sendo peças fundamentais no programa de pós-graduação, mesmo face aos desafios e injustiças que infelizmente afetaram os funcionários UERJ no período em que lá estive. Além disso, não posso deixar de agradecer a Rosângela por tamanho carinho e amizade a mim dispensados que eu, sem dúvida, nunca esquecerei.

À Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES) pelo suporte financeiro, sem o qual não seria possível finalizar o curso e conseqüentemente usufruído desenvolvimento intelectual, pessoal e profissional adquirido.

É preciso sentir a necessidade da experiência, da observação, ou seja, a necessidade de sair de nós próprios para aceder à escola das coisas, se as queremos conhecer e compreender.

Émile Durkheim

RESUMO

ALMEIDA, L. C. **Assimetrias nas Respostas dos Estados Brasileiros aos Choques na Política Monetária e no Câmbio**. 2016. 89 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Econômicas) – Universidade do Estado do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2016.

Esta dissertação procura detectar assimetrias nas respostas das taxas de crescimento trimestrais do nível de atividade econômica e dos preços estaduais aos choques na política monetária e no câmbio, bem como estimar a importância relativa das respostas das taxas de crescimento dos níveis de atividade econômica estaduais aos choques comuns e específicos identificados pelo modelo, com o objetivo de contribuir com a discussão acerca de se os estados brasileiros constituem ou não uma Área Monetária Ótima. O trabalho contribui com a literatura existente ao adotar neste tipo de análise um modelo de Vetores Autorregressivos Aumentados por Fatores Dinâmicos (FAVAR), com identificação via restrições de sinais. A metodologia *Nowcaste* um painel de dados não balanceados foram utilizados para superar os problemas de baixa qualidade e pouca extensão dos dados estaduais sobre o nível de atividade. Os resultados demonstram que os modelos com a amostra estendida dos níveis de atividade econômica estaduais são melhores no que diz respeito à identificação dos choques estruturais no âmbito estadual. Verificou-se a existência de uma expressiva simetria nas respostas dos preços e imprevisibilidade na resposta dos níveis de atividade estaduais aos choques na política monetária e no câmbio. Os dois estados com maior participação no PIB brasileiro, São Paulo e Rio de Janeiro, apresentam resposta ao choque comum elevada em relação à do específico (110,86% e 99,38% respectivamente). Há também dois estados com baixa participação no PIB brasileiro, Ceará e Pará, com grande importância relativa das respostas ao choque comum (109,27% e 92,84% respectivamente).

Palavras-chave: Assimetria de Choques. Vetores Autorregressivos Aumentados por Fatores Dinâmicos (FAVAR). Áreas Monetárias Ótimas (AMO).

ABSTRACT

ALMEIDA, L. C. **Asymmetries in the Brazilian States Responses to Monetary Policy and Exchange Rate Shocks**. 2016. 89 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Econômicas) – Universidade do Estado do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2016.

This paper seeks to detect asymmetries of the responses of quarterly growth rate of state's economic activity level and prices to monetary policy and exchange rate shocks. It also estimates the relative importance of the response of state's economic activity levels to common and specific shocks. The objective is to contribute on the investigation whether Brazilian states are an Optimum Currency Area. The study contributes to the literature by adopting, in this type of analysis, a model of Factor-Augmented Vector Autoregression (FAVAR), identified by signal restrictions. Nowcast methodology and an unbalanced data panel were used to overcome the problems of low quality and little extension of state's economic activity data. The results show that the model with the extended sample of state's economic activity levels is better with regard to the identification of structural shocks at the state level. It was found a significant symmetry in price responses and an unpredictability in the response of state's activity levels to monetary policy and exchange rate shocks. The two states with the highest participation in the Brazilian GDP, São Paulo and Rio de Janeiro, have response to common shocks relatively high in relation to the specific (110.86% and 99.38% respectively). There are also two states with low participation in the Brazilian GDP, Ceará and Pará, with high relative importance of common shocks responses (109.27% and 92.84% respectively).

Keywords: Shock Asymmetry. Factor-Augmented Vector Autoregression (FAVAR). Optimal Currency Area (OCA).

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 - Linha de Áreas Monetárias Ótimas	27
Figura 2 - Correlações regionais dinâmicas (Janela de 5 anos).....	38
Figura 3 - Fluxograma de aplicação do Gibbs Sampling	48
Figura 4 - Resposta das variáveis de Y_t aos choques	57
Figura 5 - Resposta dos níveis de preços estaduais aos choques de política monetária.....	59
Figura 6 - Resposta dos níveis de preços estaduais aos choques no câmbio.....	60
Figura 7 - Resposta dos níveis de atividade estaduais a choques específico e comum.....	62
Figura 8 - Resultado do VAR rodado no E-views.....	86
Figura 9 - Variação trimestral do PIB Brasileiro e do indicador de atividade ampliado pelo <i>Nowcast</i>	87
Figura 10 - Respostas dos níveis de atividade estaduais aos choques de política monetária e 88 no câmbio.....	88
Figura 11 - Respostas dos IBCRs aos choques de política monetária e no câmbio	89
Figura 12 - Respostas dos níveis de preços estaduais aos choques de política monetária e	90
no câmbio (modelo somente com IBCR)	90

LISTA DE QUADROS

Quadro 1 - Propriedades para definição de Áreas Monetárias Ótimas.....	20
Quadro 2 - Resumo dos modelos dos estudos de assimetria de choques brasileiros	32
Quadro 3 - Principais conclusões dos modelos de simetrias de choques regionais no Brasil..	73
Quadro 4 - Resumo dos resultados de simetria dos modelos da revisão de literatura.....	74
Quadro 5 - Variáveis utilizadas no <i>Nowcast</i>	80
Quadro 6 - Variáveis utilizadas nos modelos <i>Nowcast</i>	80

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Valores dos hiperparâmetros utilizados na extração de ψ e de H	52
Tabela 2 - Restrições de sinais utilizadas para identificação dos choques na política monetária	54
Tabela 3 - Restrições de sinais utilizadas para identificação dos choques no câmbio	54
Tabela 4 - Restrições de sinais utilizadas no modelo para identificação dos choques estaduais	55
Tabela 5 - Resultado do teste de seleção de defasagem do VAR.....	56
Tabela 6 - Importância do choque comum em relação aos choques específicos nos níveis de ... atividade estaduais e Participação no Produto Interno Bruto (IBGE 2013)	63
Tabela 7 - Variáveis, transformações, teste Phillips-Perron, período utilizado e fonte (X_t)....	75
Tabela 8 - Variáveis, transformações, teste Phillips- Perron período utilizado e fonte (Y_t)....	75
Tabela 9 - Diferenças, erros quadráticos médios e erros absolutos médios calculados entre estimativa do IBCR e PIB IBGE	79
Tabela 10 - EAM e EQM dos modelos <i>Nowcast</i> selecionados	84

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

AMO – Áreas Monetárias Ótimas
BCB – Banco Central do Brasil
EAM – Erro Absoluto Médio
EPE – Empresa de Pesquisa Energética
EQM – Erro Quadrado Médio
FAVAR - *Factor-Augmented Vector Autoregressive*
IBCR – Índice de Atividade Econômica Regional
IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
ICMS – Imposto Sobre Circulação de Mercadorias e
IPCA – Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo
MF – Ministério da Fazenda
MQO – Mínimos Quadrados Ordinários
MTE – Ministério do Trabalho e Emprego
MW/h – megawatt-hora
PIB – Produto Interno Bruto
SEADE – Fundação Sistema Estadual de Análise de Dados
STN - Secretaria do Tesouro Nacional
SVAR –*Structural Vector Autoregression*
VAR – Vetores Autorregressivos

SUMÁRIO

INTRODUÇÃO	13
1. REVISÃO DE LITERATURA	15
1.1 TEORIA DAS ÁREAS MONETÁRIAS ÓTIMAS.....	15
1.1.1 <u>Contribuições Iniciais</u>	15
1.1.2 <u>Desenvolvimentos Posteriores</u>	21
1.2 ASSIMETRIA DE CHOQUES.....	23
1.2.1 <u>Estudos de Assimetrias Regionais</u>	28
1.2.2 <u>Estudos no Brasil</u>	31
2. METODOLOGIA	41
2.1 VETORES AUTORREGRESSIVOS AUMENTADOS POR FATORES DINÂMICOS.....	41
2.1.1 <u>Modelo</u>	43
2.1.2 <u>Estimação</u>	45
2.1.3 <u>Identificação dos Choques</u>	54
2.1.4 <u>Dados</u>	55
3. RESULTADOS	57
4. CONSIDERAÇÕES FINAIS	65
5. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	67
APÊNDICE A – RESUMOS DA REVISÃO DE LITERATURA	73
APÊNDICE B – TESTE DAS VARIÁVEIS DO FAVAR	75
APÊNDICE C – MODELO <i>NOWCAST</i>	76
APÊNDICE D – TESTES COM OS DADOS OBTIDOS VIA <i>NOWCAST</i>	86
APÊNDICE E – RESULTADOS DO FAVAR	88
APÊNDICE F – RESULTADOS SEM A UTILIZAÇÃO DO <i>NOWCAST</i>	89

INTRODUÇÃO

Esta dissertação tem por objetivo contribuir com a discussão acerca de se os estados brasileiros constituem uma Área Monetária Ótima (AMO) através do estudo da assimetria das respostas dos estados aos choques na política monetária e no câmbio. O trabalho contribui com a literatura existente por adotar, em âmbito estadual, um modelo de Vetores Autorregressivos Aumentados por Fatores Dinâmicos (FAVAR)¹ com identificação, via restrições de sinais, dos choques na política monetária e no câmbio. Foi analisada também a importância relativa da resposta das taxas de crescimento dos níveis de atividade econômica estaduais aos choques comuns e específicos identificados pelo modelo.

Uma vantagem dos modelos FAVAR é possibilitar a inclusão de uma grande quantidade de variáveis, condensando a informação presente nelas em um pequeno número de fatores dinâmicos. Isto possibilita a análise em um único modelo dos efeitos dos choques nos estados brasileiros. Adicionalmente, buscou-se superar um problema recorrente em estudos que tratam do nível de atividade econômica regional: a baixa qualidade e extensão dos dados. Não raro os dados econômicos regionais e estaduais são divulgados com atraso e baixa frequência. Utilizou-se então o método de *Nowcast* para ampliar a extensão dos dados sobre o índice de atividade econômica estadual utilizado. Este método permite a estimativa de informações faltantes a partir de séries temporais de mesma ou maior frequência dispostas em um painel de dados não balanceados. Ainda assim, devido a limitações de disponibilidade de dados no âmbito estadual, tornou-se necessário restringir o número de estados incluídos nessa análise para dez, a saber: São Paulo, Paraná, Pará, Goiás, Rio de Janeiro, Rio Grande do Sul, Pernambuco, Minas Gerais, Bahia e Ceará.

Desde seu surgimento na década de 60, a teoria das Áreas Monetárias Ótimas (AMO) se tornou o foco de estudos dos mais variados autores e passou por um intenso processo de transformação e aperfeiçoamento. Ao longo dos anos, foram levantadas diversas propriedades consideradas fundamentais para que uma área monetária pudesse ser considerada ótima. Estes fatores perpassam por um escopo abrangente, que inclui questões desde a flexibilidade de preços e salários e credibilidade dos agentes econômicos à integração do mercado financeiro.

¹O termo em língua inglesa significa “*Factor-Augmented Vector Autoregressive*” e é comumente utilizado na literatura

Atualmente, a teoria ainda se faz muito presente e subsidia diversas análises com focos distintos. A criação da Zona do Euro mostrou ser um fator catalisador de estudos empíricos na área, suscitando a proliferação dos estudos acerca dos custos e benefícios potenciais em se fazer parte de uniões monetárias. Neste contexto, o avanço do instrumental econométrico viabilizou o surgimento de uma nova propriedade que visa resumir grande parte daquelas elencadas pela teoria das AMO até então: a assimetria de choques.

Os estudos de assimetrias de choques ganharam proeminência por sintetizar de maneira eficaz os custos envolvidos na perda do controle sobre a política monetária. As análises de assimetrias regionais se colocam sob o mesmo arcabouço e têm ganhado relevância. Estudos têm mostrado diferenças significativas nas respostas estaduais aos choques comuns, contestando a ideia de que a política monetária deva se basear apenas em indicadores econômicos agregados e assegurando um melhor entendimento dos problemas de política econômica regionais.

Alguns estudos acerca das respostas estaduais e regionais no Brasil a choques comuns também têm indicado a presença de assimetrias. Uma recorrente justificativa é a de que os estados brasileiros possuem estruturas produtivas e indicadores socioeconômicos muito heterogêneos. Os resultados, no entanto, não são conclusivos e, por vezes, divergem. Dessa forma, a identificação de tais assimetrias nas respostas estaduais e a análise de suas causas ainda se faz pertinente, uma vez que, sendo estes efeitos possivelmente contrários aos esperados, a política adotada em nível federal pode levar a problemas de ajustamento econômico e ampliar as desigualdades regionais.

Entre os principais resultados auferidos, destacam-se a expressiva simetria nas respostas aos choques analisados nos índices de preços estaduais e a imprevisibilidade da resposta auferida nos níveis de atividade. Além disso, a importância das respostas ao choque comum em relação à resposta dos choques específicos parece estar relacionada ao percentual de participação dos produtos estaduais no produto Nacional, com algumas exceções. Ademais, ao se comparar os resultados, notou-se que a inserção de informação via o *Nowcast* parece ter reduzido o problema de poucos graus de liberdade e tornado os resultados mais consistentes, particularmente no que se refere à identificação dos choques estruturais no âmbito estadual.

1.REVISÃO DE LITERATURA

O presente capítulo divide-se em duas seções. Na primeira seção serão apresentados os principais pontos da Teoria das Áreas Monetárias Ótimas, desde seu princípio até os desenvolvimentos mais recentes. A segunda seção faz um resumo dos principais estudos empíricos sobre assimetria de choques entre regiões e um levantamento amplo da literatura empírica brasileira sobre assimetria de choques.

1.1 Teoria das Áreas Monetárias Ótimas

Tendo como objetivo apresentar as principais contribuições teóricas e seus desdobramentos a presente seção subdivide-se em duas partes. A primeira busca apresentar os estudos iniciais que deram origem à Teoria, destacando os fatores apontados pelos autores pioneiros como os mais importantes para se verificar a adequação de regiões à integrem uniões monetárias. A segunda parte, por sua vez, apresenta os desenvolvimentos mais recentes da teoria, com foco nos avanços e novas interpretações que surgiram ao longo dos anos.

1.1.1 Contribuições Iniciais

A teoria de Áreas Monetárias Ótimas foi inicialmente sistematizada no artigo de Robert Mundell (1961, p.657) intitulado “*A Theory of Optimum Currency Areas*”. Neste artigo seminal, Mundell atribui às taxas de câmbio fixas e à rigidez de preços e salários as constantes crises de balanço de pagamentos observadas nos países do mundo à época. Em sua visão, tais mecanismos impediriam o processo de ajuste dos termos de troca, tornando essas crises inerentes ao sistema econômico internacional. O autor questiona se os países de mercados comuns deveriam ou não adotar uma moeda única e se algumas moedas deveriam permanecer indexadas.

A fim de responder aos questionamentos levantados, Mundell (1961, p.657) define área monetária como o território no qual as taxas de câmbio são fixas. A partir disto levanta a hipótese de que o território apropriado para uma área monetária pode não ser aquele definido pelas fronteiras territoriais. Ao fazer isto, segundo Broz (2005, p.54) ele se torna o primeiro a sugerir que uma área monetária poderia ser um território que não necessariamente coincide com a delimitação corrente dos países.

Apesar de achar improvável que um país fosse abandonar sua moeda nacional em troca de outro regime, Mundell (1961, p 657) defende que a resposta à esta pergunta é importante uma vez que certas áreas passavam por períodos de integração econômica enquanto outras estavam em meio à um processo de desintegração. Ainda mais importante do ponto de vista acadêmico seria a possibilidade de, a partir desta hipótese, elucidar algumas funções da moeda que vinham sido negligenciadas na literatura econômica até então. Um melhor entendimento destas relações permitiria então aprofundar a consideração de problemas de política econômica.

Um dos fatores destacados neste artigo seminal para a formação de uma AMO é a questão da flexibilidade de preços e salários. Mundell (1961, p.659) exemplifica a questão ao supor a existência de duas regiões distintas A e B. Se em determinado período, mudanças de preferência causam um desvio de demanda da região B para a região A (choque específico). Num contexto de preços e salários flexíveis, espera-se uma alteração os termos de troca que divida o ônus do ajuste entre as regiões. Caso contrário, a consequência esperada seria uma redução do produto, aumento do desemprego, deflação e déficit na balança de pagamentos em B; e um aumento do emprego, inflação e superávit na balança de pagamentos em A.

Num segundo momento, Mundell considera que ambas as regiões fizessem parte de um mesmo país, sobre uma mesma moeda nacional. Neste caso, a autoridade monetária poderia aumentar a oferta de moeda para reduzir o desemprego na região B, mas acabaria incorrendo num aumento ainda maior da pressão inflacionária sobre a região A. Do contrário, adotando uma política monetária contracionista, se diminuiriam as pressões inflacionárias de A, mas acarretaria num aprofundamento do problema do desemprego em B. Mundell busca demonstrar com estes exemplos que o câmbio flexível, a política monetária ou a flexibilidade de preços e salários pode não resolver o problema do desemprego e inflação simultaneamente quando países se confrontam com desvios de demanda entre suas regiões. Isto o faz concluir que “o problema não reside sobre o tipo de Área Monetária, mas sim sobre seu território”.

O que seria então necessário para otimizar a resposta à um desvio como o exemplificado? Para Mundell (1961, p. 661) a resposta à esta pergunta seria a mobilidade dos

fatores, mais especificamente a mobilidade interna do fator trabalho. Ele argumenta que assim como a teoria do comércio internacional, a teoria das taxas de câmbio flexíveis é apenas válida sobre o pressuposto Ricardiano de mobilidade de fatores de produção². Se há alta mobilidade de fatores de produção dentro de um determinado território e baixa mobilidade extraterritorial, então a adoção de uma moeda nacional e taxa de câmbio flexível internacionalmente é razoável. Já em países com regiões distintas e baixa mobilidade de fatores entre elas o argumento da adoção de taxas de câmbio flexíveis não é válido pois “[...] não se pode esperar que a flexibilidade do preço externo da moeda nacional desempenhe o papel estabilizador a que lhe atribuem, podendo esperar variações nas taxas de desemprego e inflação entre as regiões”³ (Mundell, 1961, p.664, tradução nossa).

Posteriormente, McKinnon (1963, p. 724) se propõe a desenvolver as ideias de Mundell (1961) acerca do papel da mobilidade de fatores na definição de AMO. Ele o faz por distinguir a mobilidade de fatores geográfica, enfatizada por Mundell, da mobilidade de fatores entre indústrias. A ideia é que os problemas de ajustamento à choques assimétricos levantados no exemplo utilizado por Mundell poderiam ser mitigados se houvesse mobilidade de fatores entre indústrias. O ajuste se daria então se a região B pudesse com relativa facilidade produzir bens das indústrias presentes em A.

Na concepção de McKinnon (1963, p.717), uma AMO deveria ser considerada ótima se, por meio de políticas monetárias/fiscais e taxa de câmbio flexível, pudessem atender da melhor maneira possível três objetivos considerados básicos, mas que por vezes mostram-se conflitantes. Seriam eles: “(1) a manutenção do pleno emprego; (2) a manutenção do balanço de pagamentos; (3) a manutenção de um nível geral de preços estável.”⁴(McKinnon, 1963, p. 717, tradução nossa).

A fim de alcançar os objetivos listados previamente e ser considerada uma AMO McKinnon enfatizar o fator que considera primordial: o grau de abertura da economia. Em suma, o argumento acerca da abertura econômica de McKinnon (1963, p.719) baseia-se em que quanto maior o grau de abertura econômica de um país, ou seja, quanto maior o percentual de bens transacionáveis produzidos, maior será o impacto nos preços internos

² O pressuposto Ricardiano de mobilidade de fatores de produção diz respeito à mobilidade interna de fatores enquanto há imobilidade entre países (Mundell, 1961, p.661)

³ O texto em língua estrangeira é: “[...]cannot be expected to perform the stabilization function attributed to it, and one could expect varying rates of unemployment or inflation in the different regions”

⁴ O texto em língua estrangeira é: “(1) the maintenance of full employment; (2) the maintenance of balanced international payments; (3) the maintenance of a stable internal average price level”.

devido a alterações nos preços internacionais. Esta análise decorre das ideias de Pearce (1961, p.2) onde mais importante que a mudança nos termos reais de troca na correção de um déficit comercial é a relação entre os preços dos produtos transacionáveis e não-transacionáveis. Sendo que tanto a quantidade de produtos exportáveis ou importáveis em relação à quantidade, respectivamente, de exportação ou importações dependerá do grau de especialização das economias em análise.

McKinnon, (1963, p. 719) exemplifica como alterações na taxa de câmbio em economias abertas podem não ser compatíveis com a estabilidade de preços interna o que faz com que o ajuste via taxa de câmbio nominal tenha eficácia reduzida. Por este motivo países pequenos e abertos prefeririam taxas de câmbio fixas enquanto países com menor abertura comercial tendem a adotar taxa de câmbios flexíveis, uma vez que, para países mais fechados a taxa de câmbio não tem, relativamente, tanta importância na definição dos preços domésticos (BROZ, 2005, p.57).

Outro autor pioneiro da teoria das AMOs é Kenen (1969), que em seu artigo “*The Theory of Optimum Currency Areas: An Eclectic View*” destaca a questão da diversificação da produção na definição identificação de AMO. Segundo Broz (2005, p.57), Kenen levanta algumas objeções sobre o artigo de Mundell questionando não só a capacidade de a mobilidade de fatores lidar com os problemas de balanço de pagamentos, mas também em relação ao fato de que o que as regiões definidas por Mundell “[...] não poderiam ser encontradas num mapa geográfico, mas dever-se-iam utilizar ao contrário, matrizes insumo-produto”⁵. Kenen destaca a importância da matriz insumo-produto pois países com uma economia diversificada possuem, conseqüentemente, um setor exportador diversificado, fazendo com que choques idiossincráticos pudessem se anular. A diversificação tornaria então estas economias mais estáveis que economias menores e especializadas uma vez que se ajustariam melhor à choques específicos em setores da economia. A adoção de uma moeda comum nestas circunstâncias torna-se mais vantajosa, uma vez que ao abrir mão de uma política cambial própria não seria tão oneroso tendo em vista a compensação entre setores.

Outro ponto destacado por Kenen diz respeito às transferências fiscais entre regiões. Elas podem mitigar diretamente os impactos de choques específicos (BROZ, 2005, p.58). A ideia é simples, uma região atingida por um choque específico pode receber transferências

⁵ O texto em língua estrangeira é: “[...] cannot be found on any geographic map, but instead one must use input-output tables” (BROZ, 2005, p.57).

ficiais das demais regiões a fim de contrapor seus impactos. Faz-se necessário, no entanto, a centralização dos gastos num só ente supra regional.

Apesar dos textos de Mundell (1961), McKinnon (1963) e Kenen (1969) serem sempre referências ao se abordar a fase inicial da Teoria das AMO, outros autores também se uniram posteriormente aos já mencionados no esforço de identificar os principais fatores envolvidos na caracterização do objeto de estudo. Mongelli (2002, p.5) destaca que talvez a característica mais importante destes autores foi o fato de que as propriedades começaram a ser pensadas face às demais, buscando analisar a sua importância relativa.

Corden (1972, p. 2), por exemplo, divide a união monetária em dois processos, um relativo à fixação das taxas de câmbio e outro relacionado à integração do mercado de capitais. Segundo o autor, uma união monetária completa prescinde dos de ambos processos ou a região invariavelmente perderia o controle direto sobre a taxa de câmbio e a política monetária. A perda de controle direto sobre a taxa de câmbio e a política monetária faz com que Corden (1972, p.16) enfatize a importância da flexibilidade de preços e salários como propriedade mais importante das Áreas Monetárias Ótimas, pois permitiria respostas mais rápidas à choques assimétricos, enquanto a mobilidade de fatores não poderia dar respostas aos problemas de curto prazo.

Outra contribuição de Corden (1972, p.9) diz respeito a preferências de cada país no que se refere à inflação e desemprego, ou às suas curvas de Phillips. Assim, se os países têm percepções distintas acerca da inflação e desemprego, pode ser mais difícil a formação de uma União Monetária. Este argumento de similaridade das taxas de inflação é também encontrado em outros autores. Fleming (1971, p.468) destaca, por exemplo, que se os países pudessem alterar sua taxa de câmbio eles fariam de forma com que pudessem equilibrar o balanço de pagamentos e preservar o nível de demanda agregada compatível com as preferências do país no que diz respeito ao desemprego e inflação. Assim, o diferencial de inflação pode fazer com que seja mais problemático a junção de regiões com diferentes preferências em uma união monetária.

Ingram (1962, p. 121), apesar de não tratar diretamente do tema de áreas monetárias ótimas, é citado por muitos pelo destaque a outra importante propriedade que contribuiria para os ajustes à choques específicos em áreas monetárias ótimas. O autor sugere que com a integração do mercado financeiro não haveria a necessidade de ajustes cambiais. Ingram destaca que na ausência de uma integração profunda dos mercados financeiros gera instabilidade nos balanços de pagamentos. Uma maior integração permitiria que os distúrbios

pudessem ser contornados pelo fluxo de capitais e ampliaria a convertibilidade dos instrumentos financeiros, aproximando as taxas de juros de longo prazo.

Vale salientar também uma diferenciação feita por Corden (1972, p.34) entre harmonização e integração fiscal. Enquanto a harmonização fiscal pode dizer respeito apenas à compatibilização dos sistemas de taxação e orçamento e possivelmente a harmonização das taxas entre as regiões (o que não significa a equalização de taxas), esta pode ser considerada uma integração fiscal completa apenas a partir do momento em que toda liberdade orçamentária seja perdida, o que por sua vez não se aplica à todas as uniões monetárias, assim, para o autor a integração fiscal não é imprescindível na formação de uma área monetária.

No quadro a seguir, encontram-se os fatores essenciais destacados por diversos autores na definição de Áreas Monetárias ótimas, o artigo do qual foram retirados e uma breve descrição de sua atuação.

Quadro 1 – Propriedades para definição de Áreas Monetárias Ótimas (continua)

Propriedade	Artigo	Autor (Ano)	Descrição
Flexibilidade de Preços e Salários	Monetary Integration	Corden (1972)	Quanto mais flexíveis forem preços e salários, maior a possibilidade de ajustamento à choques específicos dividindo o ônus do ajuste entre as regiões da Área Monetária
Mobilidade Interna do Fator Trabalho	A Theory of Optimum Currency Areas	Mundell (1961)	Quanto maior a mobilidade interna do fator trabalho, mais facilmente este pode se deslocar no território a fim de ajustar os efeitos de choques específicos
Grau de abertura da Economia	Optimum Currency Areas	McKinnon (1963)	Quanto maior o grau de abertura da economia, menor o peso do ajuste cambial para conter choques específicos
Mobilidade dos fatores entre indústrias	Optimum Currency Areas	McKinnon (1963)	Quanto maior a mobilidade de fatores entre indústrias, mais facilmente pode haver o redirecionamento da produção
Diversificação da produção	The Theory of Optimum Currency Areas: An Eclectic View	Kenen (1969)	Quanto mais diversificada a matriz produtiva do país, menor os impactos de choques específicos por contraposição dos impactos em outros setores
Transferências Fiscais	The Theory of Optimum Currency Areas: An Eclectic View	Kenen (1969)	Transferências fiscais podem servir para reduzir os impactos de choques por transferir recursos diretamente para as áreas afetadas

Quadro 1 – Propriedades para definição de Áreas Monetárias Ótimas (conclusão)

Semelhanças na Taxa de inflação	On Exchange Rate Unification	Fleming (1971)	A diferença nas taxas de inflação entre os países e suas preferências podem ser obstáculos na unificação monetária
Integração do Mercado Financeiro	Regional payments mechanisms: the case of Puerto Rico.	Ingram (1962)	A integração do mercado financeiro permite maior fluxo de capitais, equalizando as taxas de juros e suavizando os ajustes à choques específicos

Fonte: O autor, 2016.

1.1.2 Desenvolvimentos Posteriores

Ao longo dos anos, alguns dos pontos levantados pelos autores mencionados sofreram objeções, que influenciariam diretamente os estudos posteriores. Um estudo da Comissão Europeia (1990, p.46) resume algumas destas críticas. A primeira delas diz respeito ao fato de que os pressupostos de rigidez de preços e salários adotados por Mundell em sua análise serem muito mais fortes que seriam de fato no mundo real. Outro ponto, diz respeito a ausência da inclusão dos efeitos das questões de credibilidade das políticas governamentais nas análises, bem como dos possíveis impactos externos à união monetária. Além disso, não se considera as ineficiências da adoção de taxas de câmbio flexível, como a questão do risco cambial. De uma maneira mais ampla, o estudo condena a carência de detalhamento dos benefícios microeconômicos advindos das uniões monetárias. Acerca destes benefícios, Mundell (1961, p.662) chega a associar a adoção de uma moeda única como uma conveniência e reconhece a redução dos custos de conversão monetária (ainda mais proeminentes num contexto de câmbio flexível), mas não se aprofunda no tópico.

Ainda sobre as objeções levantadas, Mongelli (2002, pp. 13-17) também sublinha algumas reconsiderações acerca dos pressupostos utilizados pelos autores pioneiros da Teoria das AMOs. Entre os pontos de relevância são citados também a questão de credibilidade, destacando a possibilidade de países com histórico inflacionário baixo servirem como uma espécie de “âncora” que daria mais credibilidade às políticas econômicas da união monetária. Ademais, consideram-se também as questões da incerteza acerca da eficiência da política monetária no longo prazo e da eficácia da política cambial do mercado de trabalho.

Como forma de responder às discordâncias levantadas sobre a teoria, os trabalhos desenvolveram uma característica mais empírica. Bayoumi e Eichengreen (1999, p. 187), destacam que até então a teoria das Áreas Monetárias Ótimas sempre esteve à frente dos estudos empíricos, sendo as contribuições iniciais essencialmente teóricas. Segundo os autores, à exceção honrosa de algumas observações casuais, pouco foi feito para preencher o conteúdo analítico com fundamentação empírica e que, com o desenvolvimento de novas metodologias, houve uma conseqüente proliferação dos estudos empíricos na área. Adentra-se então numa nova fase onde os estudos empíricos buscam instrumentalizar a teoria existente. Mongelli (2002, p.17) atribui esta notória expansão dos estudos empíricos vista a partir dos anos 80 não somente aos avanços das técnicas econométricas, mas também ao aumento do interesse acerca da integração econômica e monetária da Europa. Os estudos nesta nova etapa buscam operacionalizar a Teoria das AMOs por aplicar diversas técnicas econométricas a fim de analisar, comparar, e testar várias das propriedades teóricas levantadas até então.

Outra característica importante dos estudos mais recentes, conforme salientado por Ishiyama (1975, p.345), é o fato de buscarem contrapor custos e benefícios de se pertencer a uma União Monetária. Neste ponto, nota-se uma diferença aos autores precursores da teoria que buscavam encontrar os fatores mais relevantes e se focar em pontos isolados.

It recognizes the shortcomings of theories based on a single facet of the economy and tries to evaluate costs and benefits of participating in a currency union from the point of view of the self-interested of a particular region or country. According to this approach, the optimum currency area is defined at the margin by the balance between the costs and benefits of having a common currency. Although this approach is more complex, this author finds it more useful and superior to the traditional approach. (ISHIYAMA, 1975, p.345)⁶

Desta forma busca-se cada vez mais uma visão dos abrangente dos custos e benefícios envolvidos em se pertencer à uma união monetária a fim de se determinar os efeitos marginais

⁶ O trecho correspondente na tradução é: “Ele reconhece as deficiências de teorias baseadas em uma única faceta da economia e tenta avaliar os custos e benefícios de participar de uma união monetária a partir do ponto de vista do auto interesse de uma determinada região ou país. De acordo com esta abordagem, a área monetária ótima é definido na margem saldo entre os custos e os benefícios de ter uma moeda comum. Embora esta abordagem seja mais complexa, este autor considera que é mais útil e superior à abordagem tradicional” (Tradução nossa)

de se possuir uma moeda comum. Esta abordagem, apesar de mais complexa, mostra-se superior.

Com relação aos custos envolvidos em se pertencer à uma União monetária Caporale (1993, p.95) indica que são oriundos da perda da capacidade de perseguir metas próprias de política monetária pelos governos locais e bancos centrais (no caso de países) para estabilizar a economia. Já enquanto aos benefícios, estes resultariam da diminuição dos custos de transação e do desaparecimento dos riscos cambiais. O relatório da Comissão Europeia (1990) busca ponderar sobre estes potenciais custos e benefícios de pertencer à uma união monetária. Examinando a questão da redução dos custos de conversão monetária obtidos com a adoção de uma moeda comum, notou-se essa se mostrou menor nos países cujas moedas não são utilizadas como meios de pagamento internacional, e que pequenas e médias empresas tendem a ser mais afetadas. Distinguem-se também os custos diretos, relacionados à diferença nas taxas de câmbio e comissões por transações; dos custos internos, associados à necessidade de alocação de pessoal e recursos para gerenciar transações em moeda estrangeira. Já no que diz respeito à supressão do risco cambial frisa-se a importância da diferenciação ao se considerar a volatilidade da taxa de câmbio nominal ou real e ressalta-se a importância de se verificar se esta variabilidade não é relacionada a um ajuste concernente aos fatores fundamentais da economia, uma vez que apenas variações inesperadas são consideradas fontes geradoras de incerteza e do conseqüente risco associado.

No tocante ao custo de perda de autonomia da política monetária a publicação da comissão Europeia (1990, p.146) insere a questão da natureza dos choques como peça crucial na análise da União Monetária Europeia uma vez que ela representa “a origem de seus potenciais custos”⁷. Cohen e Wyploz (1989, p.11) também destacam a importância de se auferir a simetria e duração dos choques pois as uniões monetárias não podem lidar de maneira apropriada (resposta ótima) à choques assimétricos ou choques simétricos transitórios.

1.2 Assimetria de Choques

⁷ “[...] present the origin of the potential cost.”

Antes de examinar os estudos existentes sobre a questão de assimetria de choques, é de grande importância a caracterização dos possíveis tipos de choques. Em seu relatório “*One market, one money*” a Comissão Europeia (1990, p. 140) distingue os choques por dois critérios. Um dos critérios diz respeito à questão espacial e o segundo à duração. Quanto à questão espacial os choques podem ser considerados *choques comuns* quando influenciam todas as regiões de maneira uniforme, ou *choques idiossincráticos* ao impactarem apenas uma região. Já a questão da duração diz respeito ao fato de serem choques temporários ou permanentes.

Além da distinção acerca dos choques, há uma distinção necessária acerca da resposta a estes. Desta forma, mesmo que as regiões sejam submetidas à um choque comum, de natureza simétrica, elas podem responder de maneira assimétrica a ele.

Common shocks affect all regions, while idiosyncratic shocks only affect one region. Similarly, a common response is a response to common shock that is the same across regions, while an idiosyncratic response is a response to a common shock that is region specific. (KOUPARITSAS, 2001, p.5)⁸

Voltando ao exemplo de Mundell (1961) citado inicialmente poderíamos dizer que o desvio de demanda da região B para a região A poderia ser considerado um choque idiossincrático uma vez que afeta as duas regiões de forma distinta. Já a resposta a ele poderia ser comum ou idiossincrática dependendo da similaridade nas respostas da atividade econômica nas regiões em análise.

Outra importante definição a fim de compreender alguns dos estudos empíricos no assunto é a de ciclos de negócios uma vez que a sincronia aos choques está relacionada diretamente à coordenação dos ciclos de negócios entre as regiões em análise.

The question of synchronization is of interest since many actions that are contemplated often require an answer as to whether it is present e.g. when countries are considering forming a monetary union the question of whether their business cycles are coordinated arises⁹. (Harding e Pagan, 2006, p.60)

⁸ O trecho correspondente na tradução é: “Choques comuns afetam todas as regiões, enquanto choques idiossincráticos afetam apenas uma região. Do mesmo modo, uma resposta comum é uma resposta à um choque comum que é a mesma em todas as regiões, enquanto uma resposta idiossincrática é uma resposta a um choque comum que é a região-específico” (tradução nossa)

⁹ O trecho correspondente na tradução é: “A questão de sincronização é de interesse uma vez que muitas ações que estão contempladas muitas vezes exigem uma resposta para saber se ela está presente, por exemplo,

Harding e Pagan (2005, p.151) destacam que as diferentes interpretações acerca do que são os ciclos e como medi-los têm causado confusão nos estudos na área, reforçando a necessidade de uma correta interpretação. A definição usual encontra-se em Burns e Mitchell (1946, p. 3), que diz:

Business cycles are a type of fluctuation found in the aggregate economic activity of nations that organize their work mainly in business enterprises: a cycle consists of expansions occurring at about the same time in many economic activities, followed by similarly general recessions, contractions, and revivals which merge into the expansion phase of the next cycle; this sequence of changes is recurrent but not periodic[...]; they are not divisible into shorter cycles of similar character with amplitudes approximating their own.¹⁰

Importante notar que a definição de ciclos de negócios está intimamente ligada a questão do movimento de diversas séries relacionadas à atividade econômica, a separação dos ciclos em contrações, retrações e retomadas, sua indivisibilidade e têm uma duração não definida.

Em geral, nos estudos empíricos realizados, conforme notado por Lucas (1977, p. 9) os ciclos de negócios são definidos como os movimentos do produto em torno de uma tendência. Há, no entanto, diversas formas para se extrair a tendência de uma série econômica, entre os métodos mais utilizados está a filtragem das séries temporais através da análise espectral através de filtros tais quais o filtro Hodrick-Prescott ou o filtro Band-Pass, segregando a série em um componente cíclico e uma tendência.

Feitas estas considerações iniciais, conforme visto na seção anterior, os estudos recentes relacionados à teoria das AMOs têm em comum o fato de buscarem uma maior base empírica para verificar as propriedades teóricas. Além disso, a discussão acerca das vertentes de análise distintas surgidas que têm como ponto focal a análise dos custos e benefícios de se pertencer à uma União Monetária. Estas características, por sua vez concederam ampla

quando os países estão considerando a formação de uma união monetária surge a questão de saber se os seus ciclos de negócios são coordenados” (tradução nossa)

¹⁰O trecho correspondente na tradução é: “Os ciclos de negócios são um tipo de flutuação encontrada na atividade econômica agregada das nações que organizam o seu trabalho principalmente em empresas: um ciclo consiste em expansões que ocorrem em quase ao mesmo tempo em muitas atividades econômicas, seguida por recessões similarmente gerais, contrações, e retomadas que se fundem a fase de expansão do ciclo seguinte; esta sequência de mudanças é recorrente, mas não periódica [...]; eles não são divisíveis em ciclos mais curtos de caráter similar com amplitudes próximas ao seu próprio” (tradução nossa)

projeção aos estudos de similaridade de choques, por permitirem tanto a aplicação de avançadas técnicas econométricas, bem como possibilitam condensar grande parte dos fatores levantados pela teoria das AMOs sumariando os custos e benefícios envolvidos em fazer parte de uma união monetária.

Quanto à capacidade de reproduzir de maneira condensada as diversas propriedades dos estudos no campo das AMOs, Mongelli (2002, p.12) compara o desenvolvimento dos estudos de similaridade de choques como o surgimento de uma nova “meta-property”. Esta nova propriedade, fundamentada em estudos empíricos, proveu maior solidez às análises dos custos e benefícios associados às áreas monetárias por possuir o poder capturar a interação dos diversos dos fatores desejáveis das AMO.

“The similarity of shocks, and policy responses to shocks, is almost a “catch all” OCA property, or “*meta*” property, capturing the interaction between several properties [...]” (MONGELLI2002, p. 25)¹¹

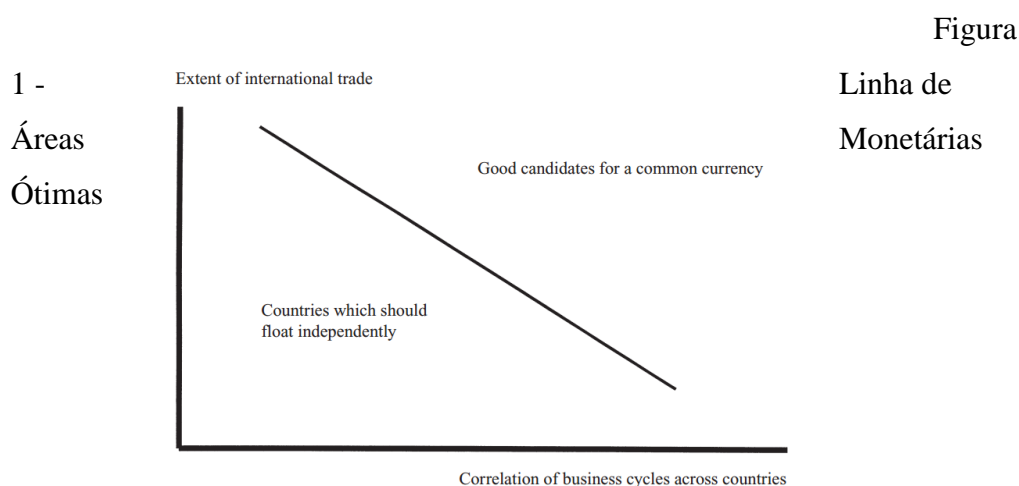
Para exemplificar estas interações entre as propriedades teóricas presentes nos estudos de assimetria de choques o autor dá um exemplo de uma economia mais aberta e diversificada. Podemos supor que uma economia com estas características estaria mais propensa a resistir a choques menores e mais diferenciados (propriedades de grau de abertura da economia e diversificação). Na medida em que o choque atue, a flexibilidade de preços e salários poderia imediatamente suavizar o ajuste (propriedade de flexibilidade de preços e salários). Se esta flexibilidade não é suficiente e ainda há recursos ociosos após o choque, uma maior mobilidade de fatores de produção também suavizaria o processo de ajuste, mesmo que levasse mais tempo (propriedade de mobilidade dos fatores de produção). Já no caso de um ajuste mais longo, enquanto a economia está caminhando para um novo equilíbrio, uma maior integração do mercado financeiro pode impulsionar o canal de riqueza e suavizar o ajuste mesmo que não integralmente (propriedade de integração do mercado financeiro), em conjunto a isso as políticas econômicas fiscais do governo central, que também têm um papel importante na resposta à choques, poderiam suavizar o ajuste (propriedade das transferências fiscais), mesmo que apresentem variação entre os países em respeito ao *timing*, força e execução.

Ainda sobre os estudos de assimetrias de choques, Mongelli (2002, p.26) salienta que apesar de não haver concordância em relação à alguns tópicos pontuais, eles proporcionam

¹¹ O trecho correspondente na tradução é: “A similaridade de choques, e as políticas de respostas aos choques, são quase uma propriedade ‘*catch all*’ das AMO, ou propriedade ‘*meta*’, capturando a interação entre várias propriedades” (tradução nossa)

uma referência para a comparação entre muitas regiões cujas estruturas econômica e financeira seriam muito difíceis de sumariar de outra forma. Entre as divergências levantadas está a falta de um consenso acerca da crítica de Lucas¹². A partir deste aspecto em específico, é importante salientar o surgimento de duas abordagens distintas a partir dos estudos de Frankel e Rose (1997, p. 754), que buscam aplicar diretamente a Crítica de Lucas em sua análise, levantando a hipótese de que há uma alteração da estrutura econômica após a integração monetária, que resultaria numa alteração estrutural, impactando diretamente a sincronização dos ciclos de negócios.

Em sua análise, Frankel e Rose (1998, p. 1010) optam por considerar dois fatores fundamentais: o grau de integração comercial e a sincronia do ciclo de negócios. A questão levantada pelos autores é a de que ambos os critérios seriam endógenos e correlacionados. Por conseguinte, a sincronização dos ciclos econômicos poderia ocorrer *ex-post*, não devendo então ser encarada como condição *ex-ante* para a integração monetária como vinha sendo até então. A ideia básica é de que uma maior integração comercial, incentivada a partir da formação da união monetária, levaria a uma maior integração dos ciclos de negócios dos países participantes. Isso se daria devido ao fato de que um maior comércio entre as regiões pertencentes à união monetária levaria maiores ganhos advindos da redução dos custos de transação e dos riscos cambiais. O mecanismo atuaria através da abertura econômica, agindo como um estabilizador automático do produto, incentivada pela alta propensão a importar e a redução de barreiras de comércio. Para ilustrar este pensamento, que ficou conhecido como critério de endogeneidade das Áreas Monetárias Ótimas, utiliza-se a figura a seguir:



Fonte: FRANKEL e ROSE (1998, p. 1012).

¹² A crítica de Lucas diz respeito à tentativa de se prever relações macroeconômicas a partir de dados históricos uma vez que mudanças na política macroeconômica afetariam a estrutura dos modelos.

A partir da análise de um painel bilateral de comércio e ciclos de negócios de 20 países ao longo de 30 anos Frankel e Rose (1998, p. 1023) concluem que, historicamente, uma maior integração resultou em ciclos de negócios mais correlatos.¹³ Assim, a ideia é que existiria uma linha com inclinação negativa que separa aqueles países cuja adoção de uma moeda única teria efeitos líquidos positivos. Sua inclinação se dá devido ao fato de que tanto a integração comercial quanto a correlação dos ciclos de negócios são positivamente relacionadas com as vantagens de se pertencer à uma união monetária. Países à direita e acima da linha teriam mais benefícios ao adotar uma moeda comum, enquanto países abaixo e à esquerda da linha seriam mais afetados negativamente pela formação de uma união monetária.

O outro critério que fica explicitado a partir da hipótese da endogeneidade (e que a ele se opõe) fica conhecido como o critério da especialização. Para autores que compartilham deste ponto de vista uma maior integração comercial, ao invés de aumentar a correlação dos ciclos de negócios, levaria à uma especialização das regiões e resultaria em respostas mais assimétricas aos choques. Krugman (1993, p. 260) aponta que a experiência americana sugere que uma maior integração comercial levaria aos países europeus se tornarem mais especializados e conseqüentemente mais vulneráveis a choques assimétricos.¹⁴

1.2.1 Estudos de Assimetrias Regionais

Feitas algumas definições importantes cabe salientar que grande parte dos estudos empíricos na área concentram-se na adequação de um determinado país a fazer parte de uma possível união monetária devido ao interesse na formação União Europeia. Sob o mesmo arcabouço teórico, no entanto, surgem pesquisas que têm como objetivo analisar a presença de assimetrias à choques de política econômica entre regiões de uniões monetária já solidificadas. Neste sentido, Fratantoni e Schuh (2003, p.1) chamam a atenção ao fato de que muitos estudos têm contestado a visão tradicional de que a política monetária deveria se focar nas condições econômicas agregadas. Segundo os autores, as respostas regionais deveriam

¹³ Entre estudos acerca da endogeneidade das AMO podemos citar Degrauwe e Mongelli (2005) e Babetskii (2005)

¹⁴ Entre estudos acerca da especialização das AMO podemos citar Bayoumi e Eichengreen (1996) e Nardis, Goglio e Malgarini (1996)

então ser levadas em consideração nas análises por ao menos duas razões. A primeira é a de que estudos têm mostrado que a sensibilidade regional à choques de política monetária variam significativamente entre as regiões; e a segunda é que as condições econômicas no momento de tomada de decisão da política monetária variam entre as regiões e causam disparidades na intensidade e duração das respostas ao longo do tempo.

Desta forma, buscar o entendimento pleno dos efeitos das políticas econômicas governamentais sobre as economias regionais pode subsidiar a formulação de políticas mais efetivas na resolução de problemas econômicos. Tendo em vista estes fatores, busca-se resumir nesta seção alguns trabalhos empíricos realizados acerca das assimetrias de choques regionais.

Chamie, DeSerres e Lalonde (1994) buscam comparar a assimetria dos choques observada nos países europeus com aquelas das regiões dos Estados Unidos da América. Para isso, adotam um modelo VAR Estrutural para identificar choques nominais, de oferta e de demanda, utilizando dados da atividade econômica, inflação e base monetária de onze países europeus e nove regiões estadunidenses. Numa segunda etapa, procura-se analisar cada um dos choques com um modelo espaço de estado a fim de separar os choques em um componente comum e específico. Os principais resultados obtidos foram de que as regiões americanas são afetadas por choques de oferta e demanda de forma mais simétrica que os países europeus. Além disso, constatou-se na análise dos resultados a divisão dos países europeus em grupos distintos de acordo com o grau com que se correlacionam com o componente comum. Contudo, observou-se que os países europeus que mostraram um elevado grau de assimetria de choques foram também aqueles com o maior grau de flexibilidade de preços.

Também se utilizando de um modelo VAR estrutural, Carlino e Defina (1998) objetivam examinar se a política monetária tem efeitos simétricos nos estados americanos. Ao analisar os resultados os autores identificam assimetrias significativas. Em alguns casos a diferença nas respostas dos estados chega a 2,73%. A fim de identificar possíveis causas destas assimetrias os autores fazem regressões das funções impulso-resposta acumuladas contra algumas variáveis relacionadas à composição da matriz industrial, tamanho das firmas e do setor bancário. Desta análise obtêm que a resposta estadual é relacionada positivamente ao percentual de manufaturas, que a concentração de pequenos negócios não demonstrou ser significativo às respostas e que a grande concentração de pequenos bancos parece diminuir a sensibilidade dos estados à choques monetários (indicando a pouca importância do canal de transmissão do crédito na resposta agregada estadual).

Buscando verificar se regiões americanas constituem uma AMO, Kouparitsas (2001) analisa seus ciclos de negócios. Para isto, o autor se vale de uma combinação da metodologia de componentes não observados e Vetores Autorregressivos a fim de verificar se as regiões americanas têm fontes semelhantes de choques e se respondem aos choques de maneira simétrica. O autor define quatro critérios que, de uma maneira geral, segundo ele, foram considerados por todos os economistas como relevantes na constituição de uma Área Monetária Ótima. Ao atender estes critérios a optimalidade da resposta à choques política monetária estaria garantida, pois as regiões teriam ciclos de negócios semelhantes. Os critérios definidos pelo autor seriam: “(i) as regiões deveriam estar expostas à fontes semelhantes de distúrbios econômicos (choques comuns); (ii) a importância relativa destes choques entre as regiões deveriam ser similares (choques simétricos); (iii) as regiões deveriam ter uma resposta similar aos choques comuns (resposta comum); e (iv) se as regiões estão submetidas à choques região-específicos (choques idiossincráticos), elas precisam ser capazes de se ajustar rapidamente”¹⁵(2001, p.1, tradução nossa). Seus resultados indicam que as regiões americanas não podem ser consideradas uma Área Monetária Ótima, uma vez que cinco regiões mostraram ter fontes de distúrbio similares e reagir de forma simétrica aos choques a que são submetidas, enquanto outras três regiões pesquisadas diferem de maneira significativa seja na fonte dos distúrbios ou em sua repostas.

Com um foco no mercado imobiliário, Fratantoni e Schuh (2003) buscam identificar a importância das disparidades nestes mercados à nível regional nos Estados Unidos na condução da política monetária. Os autores utilizam um modelo HVAR (*Heterogenous-agent VAR*) onde a política monetária é transmitida para os mercados imobiliários regionais pela taxa hipotecária. Entre os resultados obtidos os autores destacam que os efeitos da política monetária irão depender das heterogeneidades do mercado imobiliário, que muda ao longo do tempo.

Owyange Wall (2004) também buscam analisar os as flutuações dos ciclos de negócios dos estados americanos através de um modelo VAR Estrutural. Todavia, diferentemente de Carlino e DeFina, os autores não consideram um choque permanente de

¹⁵O texto em língua estrangeira é: “(i) regions should be exposed to similar sources of economic disturbance (common shocks); (ii) the relative importance of these shocks across regions should be similar (symmetric shocks); (iii) regions should have similar responses to common shocks (common responses); and (iv) if regions are subject to region-specific economic disturbances (idiosyncratic shocks), they need to be capable of quick adjustment.”

política monetária, mas sim um choque de um período. Além disso, em sua análise dividem o período em dois a fim de verificar se os efeitos se alteram ao longo do tempo com mudanças na forma de condução da política monetária. Os autores concluem que há grandes diferenças nos efeitos da política monetária entre as regiões americanas e que a escolha do período de análise afeta significativamente os resultados da análise. É construído também um modelo sub-regional com agrupamentos de estados americanos com base respostas mais correlatas verificadas anteriormente a fim de investigar os canais de transmissão da política monetária que gerariam as assimetrias nas respostas regionais. Nesta análise os autores usam OLS a fim de verificar a importância de variáveis relacionadas aos canais de transmissão da política monetária nos custos em termos de atividade econômica incorridos por estas sub-regiões.

Também a partir da análise dos ciclos de negócios das regiões americanas, Partridge e Rickman (2005) buscam verificar a existência de assimetrias nos ciclos de negócios ao longo do tempo. Para isso os autores verificam as correlações dos componentes cíclicos dos dados de emprego das regiões americanas entre os anos de 1971 e 1998. Para separar as séries em componentes tendência e ciclo utiliza-se o filtro HP e o filtro BP. Entre as principais conclusões dos autores destaca-se a de que os ciclos econômicos das regiões americanas, apesar de apresentarem uma sincronização ao se analisar o período de análise como um todo, estão se tornando menos sincronizados ao longo do tempo. Ao verificar a redução da sincronia dos ciclos de negócios das regiões americanas ao longo do tempo os autores recomendam cautela acerca do período escolhido para as análises de assimetrias de choques entre regiões.

1.2.2 Estudos no Brasil

No Brasil, alguns trabalhos anteriores buscaram, em consonância ao tema do presente trabalho, analisar a questão da assimetria de choques entre os estados brasileiros. A fim de sistematizar a revisão realizada foi elaborado um quadro com um resumo das características trabalhos, com destaque à abrangência geográfica, à metodologia empregada, aos dados utilizados e ao período de análise.

Quadro 2 -Resumo dos modelos dos estudos de assimetria de choques brasileiros (continua)

Autores (Ano)	Abrangência Geográfica	Metodologia	Dados	Período
Vasconcellos e Fonseca (2002)	Estados brasileiros e Regiões geográficas	Análise comparativa com base nos resultados obtidos nos estudos de Carlino e DeFina (1997)	Participação no PIB; Distribuição espacial da indústria de transformação; Participação da indústria da transformação no Valor Adicionado; Percentual de pequenas firmas em termos de pessoal ocupado na indústria de transformação; Presença de agências bancárias; Participação nas operações de crédito e depósitos.	Não se aplica
Araújo (2004)	Nordeste, Sul, Ceará, Bahia e Pernambuco, Rio Grande do Sul, Santa Catarina e Paraná	SVAR com decomposição de Cholesky	Atividade econômica (Índice de produção industrial); Preços (IPCA e IGP-M), juros (Selic-Over); Agregado monetário (M1)	Setembro de 1994 a junho de 2002 (Dados mensais)
Teles e Miranda (2006)	Regiões Brasileiras	DYMIMIC estimado usando o algoritmo recursivo EM	Atividade econômica (PIB), Agregado monetário (M1) e Preços (Petróleo)	1947 - 2000 (Dados Anuais)
Bertanha e Haddad (2008)	Estados Brasileiros	SVAR com restrições para identificação utilizando conceitos da econometria espacial	Atividade Econômica (emprego CLT); Preços (IPCA); Agregado Monetário (M1); Juros (Selic),	Janeiro de 1995 a dezembro de 2005 (Dados Mensais)
Ishii (2008)	Regiões Brasileiras	VAR estrutural com identificação de Cholesky	Atividade econômica (ICMS e Consumo de energia elétrica industrial); Juros (Selic); Produtividade (taxa de produtividade industrial)	1995 -2007 (Dados Mensais)
Banco Central do Brasil (2011)	Regiões Brasileiras	Filtro HP (Hodrick e Prescott)	Atividade Econômica (IBCR)	Janeiro de 2002 a outubro de 2010 (Dados mensais)
Rocha, Silva e Gomes (2011)	Estados Brasileiros à exceção do Amazonas, Goiás e Pará	SVAR com identificação através de decomposição de Cholesky e Regressões MQO	Atividade econômica (Índice de produção industrial); preços (IPCA); Juros (Selic-Over)	Janeiro de 1995 a novembro de 2010 (Dados mensais)

Quadro 2 -Resumo dos modelos dos estudos de assimetria de choques brasileiros (conclusão)

Amorim e Coronel (2012)	Bahia, Ceará, Pernambuco, Minas Gerais, Espírito Santo, Rio de Janeiro, São Paulo, Paraná, Santa Catarina e Rio Grande do Sul	VAR Estrutural	Atividade econômica (Produção física industrial); Preços (IPCA)	Agosto de 1994 a dezembro de 2008 (Dados mensais)
Guimarães (2012) e Guimarães e Monteiro (2014)	Regiões Brasileiras	VAR Estrutural (identificação por Cholesky) e Análise de Componente principal	Atividade econômica (IBCR); Preços (IPCA); Câmbio (dólar); Juros (Selic)	Janeiro de 2002 a dezembro de 2011 (Dados Mensais)
Braatz (2013)	Amazonas, Bahia, Ceará, Espírito Santo, Goiás, Minas Gerais, Pará, Pernambuco, Paraná, Rio de Janeiro, Rio Grande do Sul, Santa Catarina e São Paulo	VAR Estrutural	Atividade Econômica (IBCR e vendas no varejo); Juros (Selic); Câmbio (Dolar); Quantum de exportações e importações	Janeiro de 2000 a dezembro 2011
Silva (2014)	Regiões Brasileiras	VAR Bayesiano com restrição de sinais	Atividade econômica (IBCR); Gastos do Governo (gastos do Governo Federal em <i>funding</i> e capital); Índice de consumo de bens finais; Receitas do governo Federal; Juros (Selic-Over); Preços (IPCA); Agregado Monetário (M1), Câmbio (Taxa de câmbio efetiva), Crédito (Empréstimos ao setor privado)	Janeiro de 2003 a dezembro de 2012 (Dados Mensais)

Fonte: O autor, 2016

De maneira mais detalhada Vasconcellos e Fonseca (2002) buscam analisar os fatores que levariam à possíveis assimetrias nas respostas estaduais à choques de política monetária, com foco nos canais de transmissão da política monetária, principalmente do crédito e dos juros. Os autores tomam por base os resultados obtidos num estudo dos estados americanos que utilizou um SVAR. Alegando não possuir dados acerca da produção estadual no Brasil a fim de reproduzir o modelo, os autores resumem-se a analisar dados a fim de encontrar características que indicariam uma possível resposta diferente. Os dados utilizados dizem respeito à importância relativa da indústria em suas diferentes categorias, tamanho das firmas, difusão bancária, operações de crédito e participação relativa no PIB brasileiro. Os autores deduzem então que, de acordo com o canal de transmissão dos juros, os estados do Sudeste estariam mais sujeitos aos impactos por possuírem maior produção industrial, principalmente

na produção de bens de capital e bens de consumo duráveis. Já ao se levar em consideração os fatores ligados ao canal de transmissão via crédito, chega-se a conclusões opostas. Se por um lado deduz-se que a região Norte e Nordeste sofreria mais os efeitos da política monetária, uma vez que por apresentarem empresas de menor porte as quais, via de regra, não dispõem de formas alternativas à captação de recursos. Além disso, a menor presença de agências bancárias nesta região indica um mercado mais concentrado e, por conseguinte, desfavorável aos tomadores de empréstimo. Por outro lado, a maior presença de agências bancárias e a concentração de operações de crédito na Região Sudeste levariam a crer que esta seria mais dependente destas operações e, como consequência, seriam mais afetadas por choques de política monetária.

Araújo (2004), ao se referir ao estudo de Vasconcelos e Fonseca(2002), diz que por não ser “baseado numa metodologia econométrica ou estatística sólida”, não permite com que as conclusões desses autores sejam encaradas como algo mais que “conjecturas bem fundamentadas”. Assim, o autor busca avaliar o grau de assimetria na resposta do produto aos choques de política monetária analisando o impacto da política monetária brasileira nas regiões Nordeste e Sudeste após o Plano Real. Ao contrário do artigo anterior, não se busca explicar os as razões de possíveis assimetrias, mas apenas mensurá-las. Araújo se vale de um Modelo de Correção de Erros Vetoriais (VECM)¹⁶. Para especificação do modelo definiu-se que as regiões ou estados respondem aos choques de produção nacional contemporaneamente enquanto o produto nacional só responde à choques regionais ou estaduais específicos com defasagem. Analogamente as variáveis estaduais respondem contemporaneamente aos choques regionais e nacionais, enquanto estes últimos respondem com defasagem aos choques estaduais específicos. Foi também utilizada uma variável binária exógena para os regimes cambiais vigentes pós Plano real no período analisado, tendo os valores zero para o período de câmbio flexível após 1999. Além disso, os autores usaram variáveis *dummies* para os períodos da Crise Russa e Asiática.

Araújo (2004, p.20), recorrendo aos trabalhos de Carlino e DeFina (1998) e Vasconcelos e Fonseca (2002), conclui que a região Sul é a que possui choques mais persistentes e intensos, o que leva à conclusão de que o canal da taxa de juros e os efeitos da maior concentração bancária na região se sobressairiam sobre as demais possíveis causas levantadas por Vasconcelos e Fonseca. Destaca-se também que, apesar de menor, o efeito no

¹⁶ O modelo VECM permite analisar as relações de longo prazo entre as variáveis e considera a possibilidade de cointegração.

Nordeste não é desprezível (principalmente nos estados de Pernambuco e Bahia), o que corrobora com as sugestões anteriores que afirmavam que uma maior participação da produção de bens de consumo duráveis e bens de capital fariam com que os efeitos fossem maiores em alguns estados em relação ao resto da região Nordeste.

Teles e Miranda (2006) focam-se nas diferenças das condições monetárias e financeiras entre os estados e combinam técnicas de componentes não-observados e Vetores Autorregressivos. Os autores utilizam uma variação do modelo DYMIMIC¹⁷ (*General Dynamic Multiple Indicator-Multiple Cause*), estimado usando o algoritmo recursivo EM de Watson e Engle (1983) que, através de um modelo estado-espço constrói-se séries não-observadas que dos choques regionais comuns e idiossincráticos. Procurou-se assim separar os ciclos regionais em componentes comuns a todas as séries e em componentes idiossincráticos, analisando a resposta dos ciclos regionais a diferentes tipos de choques. Inicialmente os autores apresentam uma correlação contemporânea e defasada das séries de produtos regionais e nacional de 1946 a 2000 (em base anual devido à limitação dos dados) submetidas ao filtro Hodrick-Prescott¹⁸. Desta análise, mesmo que limitada, infere-se que as regiões brasileiras não apresentam indícios de respostas comuns à distúrbios.

A partir do modelo VAR utilizado, observando-se a volatilidade dos choques, os autores observaram que os choques idiossincráticos são mais voláteis que os comuns, constituindo-se um importante componente da variação do produto nas regiões, sendo este fenômeno mais intenso na região Sudeste. Assim, seguindo os critérios de identificação de Áreas Monetárias Ótimas de Kouparitsas (2001), constata-se que nem os estados são afetados por choques comuns (pela menor volatilidade destes) e que estes não são simétricos (pela diferente importância relativa dos choques observadas entre as regiões). Já para verificar o critério de todas as regiões respondam de forma similar aos choques comuns utilizou-se o teste de Wald, constatando-se que não se pode rejeitar a hipótese de que todas as regiões respondem de maneira semelhante. Por fim, para analisar o quarto critério levantado por Kouparitsas (2001), de um rápido ajustamento à choques idiossincráticos, os autores observam as funções de resposta a impulsos dos componentes idiossincráticos e observam uma persistência de 5 a 6 anos na maioria das regiões. Diante da análise destes quatro pontos

¹⁷ Modelos DYMIMIC permite associar variáveis não observáveis dinâmicas a variáveis observadas

¹⁸ O filtro de Hodrick-Prescott é utilizado para remover o componente cíclico de séries temporais, buscando estudar seu comportamento de longo prazo.

concluiu-se então que as respostas a choques variam drasticamente entre regiões e que cada uma delas deveria ter uma regra de política monetária distinta.

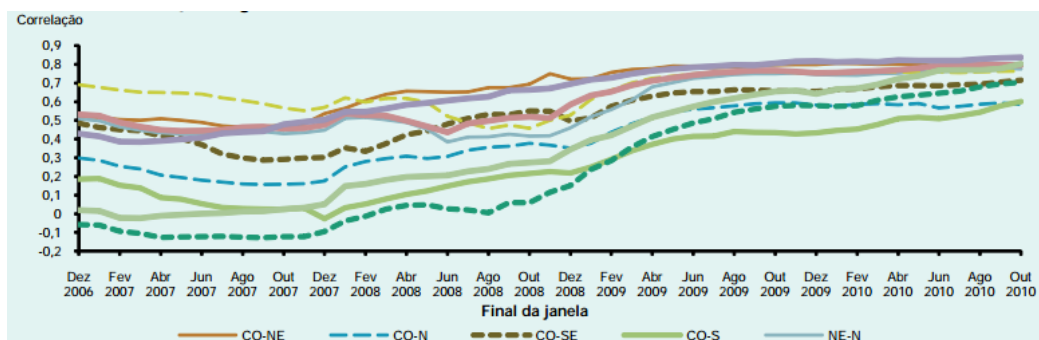
Bertanha e Haddad (2008) buscam estimar os impactos da política monetária na atividade dos estados do Brasil, e analisar as diferenças nos efeitos sobre os produtos estaduais através de um Modelo Estrutural Espacial de Vetores Auto-Regressivos (SVAR) baseado no modelo de Di Giacinto (2003), com a construção de restrições para identificação utilizando conceitos da econometria espacial. Os autores utilizam os dados de emprego da CLT como *Proxy* para o produto estadual. Uma matriz de vizinhança espacial é incluída a fim de passar informações de vizinhança, com zeros para o próprio estado ou estados que não façam fronteira e uns para os estados limítrofes. Além disso é utilizada uma matriz de vizinhança que pondera a proximidade dos estados a partir de seu fluxo de comércio. Assim, as restrições utilizadas fazem com que, contemporaneamente, a inflação e moeda não são afetadas umas pelas outras ou pelo emprego e pela taxa de juros. A taxa de juros depende do índice de preço e da moeda além do agregado do emprego dos estados (variáveis tidas como observáveis pela autoridade monetária). As variáveis de emprego não são afetadas pelas variáveis de informação e nem pela taxa de juros. Entretanto, permite-se que o emprego de cada estado afete o emprego dos outros. Já de forma defasada, o índice de preços, moeda e taxa de juros dependem apenas da média do emprego defasado, ponderada pela importância de cada estado, já o emprego de cada estado depende apenas dele mesmo defasado e da média defasada do emprego de seus estados limítrofes. Esta configuração faz com que os choques de juros afetem os empregos estaduais e transbordem para os estados vizinhos tanto contemporaneamente quanto com defasagem. Os autores concluem que os impactos são mais fortes e dispersos entre os estados quando não se leva em consideração o componente espacial, o que mostraria a importância de considerá-la na propagação dos choques.

Ishii (2008) utiliza um modelo VAR Estrutural a fim de observar se as regiões brasileiras são Áreas Monetárias Ótimas. As partir das variáveis utilizadas foram elaborados modelos com o ICMS e com o consumo de energia elétrica industrial como *proxies* do nível de atividade econômica, além de medidas de produtividade e taxa de juros. Do modelo que adota o ICMS como *proxy* de produto infere-se que a flutuação econômica regional possui um grande componente idiossincrático para Norte, Nordeste, Centro-Oeste e Sul; sendo menor na Região Sudeste pela grande concentração da atividade econômica na região. Com isso, a predominância de choques comuns e a importância relativa dos choques comuns, dois critérios adotados por Kouparitsas (2001) para a definição de Áreas Monetárias Ótimas, não são atendidos. Quanto ao critério de similaridade nas respostas aos choques observou-se em

geral semelhanças nas respostas aos choques comuns, contudo grandes diferenças foram observadas quanto à transitoriedade e permanência no choque de produtividade. Já quarto critério, de velocidade nas respostas à choques idiossincráticos, é atendido. No que se refere ao modelo que utiliza o consumo de energia elétrica industrial como *Proxy* do produto regional observa-se que mesmo quando se analisa a atividade industrial, onde esperava-se menores diferenças (por sua maior mobilidade geográfica que outros setores), o componente idiossincrático explica grande parte da atividade econômica regional. Há uma diferença para o Sudeste que tem maior participação do choque comum, contrariando o primeiro critério. O segundo critério também não é atendido uma vez que há uma grande diferença da variância da atividade regional explicada pela variância nacional. O terceiro critério não é atendido por observar-se respostas um pouco diferentes entre as regiões em relação aos choques comuns. O quarto critério é atendido pois as regiões ajustam-se aos choques idiossincráticos, em grande parte, de maneira rápida e similar. Assim, por não atender 3 dos 4 critérios de identificação de Áreas Monetárias Ótimas a autora conclui que o Brasil não pode ser considerado uma Área Monetária Ótima.

Já o Banco Central do Brasil (2011, p.88), em um box em seu boletim regional busca avaliar a simetria dos ciclos regionais e determinar a parcela de seus determinantes que pode ser explicada por choques nos agregados considerados nas decisões de política monetária. Os ciclos regionais são obtidos a partir da diferença do logaritmo do IBCR (Índice de Atividade Econômica Regional – Banco Central) e a tendência de longo prazo obtida pelo filtro. Interessante notar a interpretação feita de que esta pode ser considerada uma medida análoga ao hiato do produto ao considerarmos a tendência de longo prazo obtida como uma proxy do produto potencial das regiões em questão. Analisando-se as correlações entre os ciclos regionais obtidos observa-se que são relativamente altas e significativamente diferentes de zero, uma indicação de importância de choques comuns. As maiores correlações foram aquelas entre as regiões Norte e Sudeste, Nordeste e Sudeste e Sudeste e Sul; sugerindo uma maior integração econômica entre estas. Destaca-se também a importância relativa nas regiões Centro-Oeste e Sul do agronegócio, o que poderia influenciar o comportamento dos ciclos por sua sazonalidade e dependência climática. Outra análise interessante realizada pelo Banco Central diz respeito à correlação dinâmica entre as regiões com janelas móveis de 60 meses. A figura é reproduzida a seguir:

Figura 2 -Correlações regionais dinâmicas (Janela de 5 anos)



Fonte: Boletim Regional do Banco Central do Brasil, Janeiro de 2011, p.90.

O aumento da correlação dos ciclos ao longo do tempo sugere um aumento da importância de fatores comuns (correlacionados). O documento indica que parte deste aumento pode ser devido aos choques da crise de 2008, que teria atingido todas as regiões através do canal de transmissão do crédito. Para analisar se o co-movimento observado nos ciclos regionais se deve à choques comuns ou choques idiossincráticos correlacionados procedeu-se então uma análise de componentes principais, decompondo o hiato num componente cíclico comum e um idiossincrático. Com esta análise encontra-se que o componente comum explica grande parte do hiato do produto regional, em menor proporção nas regiões Sul e Centro-Oeste. Analisando a dinâmica deste indicador em janelas móveis de 5 anos verifica-se uma trajetória crescente. Calcula-se também persistência pela correlação serial de primeira ordem do indicador com todas as regiões apresentando ciclos persistentes. Diante dos resultados relatados infere-se que as transformações estruturais das economias regionais como a industrialização do Norte e Nordeste, bem como o aumento das relações comerciais e facilidade no acesso ao crédito têm induzido à sincronização da atividade econômica entre as regiões e, desta forma, as decisões da autoridade monetária não induziriam efeitos assimétricos.

Rocha, Silva e Gomes (2011) buscam a resposta à pergunta de “por que os estados brasileiros têm reações assimétricas a choques na política monetária?”. Para isso, utilizam-se de um modelo de vetor Auto Regressivo Estrutural (SVAR). A partir das funções impulso-resposta estaduais obtidas, verifica-se que os estados tendem a ter respostas assimétricas à choques de política monetária tanto no curto quanto no longo prazo. Os autores salientam que diferente do que ponderou Araújo (2004), não foi possível observar um padrão no que se refere aos estados pertencentes à determinada região. Numa segunda etapa do trabalho, os autores buscam identificar, através de variáveis indicativas de cada um dos canais de

transmissão, as causas das assimetrias verificadas nas respostas estaduais à choques de política monetária. Utilizam regressões *cross-section* para fatores selecionados de três canais de transmissão da política monetária (canal da taxa de juros, o canal do crédito e o canal socioeconômico). O valor absoluto da maior resposta negativa aos choques monetários em cada estado obtidas na etapa anterior é utilizado como variável dependente e variáveis selecionadas com base nos canais de transmissão de política monetária como variáveis independentes. Os autores encontram que, ao contrário do que preconiza o canal da taxa de juros, o coeficiente de participação de indústrias de transformação não se mostrou significativo. Também se verificou o contrário do esperado pela literatura sobre abertura comercial, uma vez que com os estados com maior abertura reagindo menos intensamente aos choques. Ao considerar o canal do crédito, o resultado foi de acordo com o esperado com aqueles estados com maior volume de operações de crédito sendo mais afetados. Já a relação com a presença de grandes empresas foi o contrário do esperado, com os estados com concentração de grandes empresas sendo menos afetados. Por último, no que tange ao esperado pelo canal sócio demográfico os resultados foram contraditórios, enquanto os estados com maior densidade demográfica, índice de diversidade e estoque de capital humano apresentaram menores impactos à um choque contracionista de política monetária, como esperado; os estados com um maior percentual de funcionários públicos responderam mais intensamente, diferentemente do previsto.

Amorim e Coronel (2012) têm por objetivo estimar as perdas na atividade econômica advindas das políticas de desinflação tanto para a economia brasileira quanto para alguns estados. Os autores utilizam-se de um modelo VAR estrutural aplicado às séries de produção física industrial e inflação, abrangendo o período de 1994 a 2008. Entre os resultados encontrados enfatiza-se a assimetria das respostas estaduais à choques de política monetária. Além disso, verificou-se que entre os estados da mesma região não há diferenças significativas, apenas quando se compara regiões diferentes observam-se maiores assimetrias. Diferenças estruturais entre as economias regionais poderiam explicar esta diferenciação. Os resultados indicam que os estados da Região Nordeste e Sul seriam os mais afetados por políticas monetárias restritivas. Ao olhar os resultados por regiões, no entanto, as perdas de Pernambuco seriam compensadas pelos ganhos de produto gerados no estado da Bahia e do Ceará. Assim, conclui-se que os impactos dos choques monetários diferem não somente em termos de intensidade entre os estados analisados, mas também no sentido do ajuste.

Já em Guimarães (2012) e Guimarães e Monteiro (2014) busca-se verificar se a política monetária brasileira causa efeitos simétricos sobre a atividade econômica das regiões

brasileiras. Os autores se utilizam de modelos VAR estrutural com decomposição de Cholesky e uma análise prévia de Componentes Principais. Analisando o resultado do VAR com variáveis nacionais os autores concluem que a política monetária brasileira afeta o produto real conforme esperado pela literatura econômica, sendo este passível de ser mensurado pelo componente comum. Além disso, considera-se um indício de assimetria o fato de política monetária afetar este componente comum à todas as regiões brasileiras. Já a partir da análise dos resultados auferidos com os modelos VAR regiões-específicos os autores concluem que, quando não consideraram no modelo a decomposição dos produtos regionais as respostas estaduais apresentaram assimetrias, já no modelo onde se decompôs os índices de atividade conforme realizado em Kouparitsas (2001) verifica-se que o componente comum responde aos choques de política monetária e o componente região-específico não apresenta respostas significativamente diferentes de zero.

Braatz (2013) busca analisar possíveis assimetrias nas respostas regionais à choques de política monetária e cambial nos estados brasileiros. Destaca-se neste sentido ser o único trabalho encontrado até então sobre os efeitos assimétricos dos choques cambiais sobre a atividade econômica nos estados brasileiros. Os resultados indicaram que os estados do Norte e Nordeste e Centro-Oeste mais afetados por choques de política monetária, em contraste com os estados do Sudeste e Sul do país, possivelmente por dificuldades de acesso à outras formas de financiamento, baixo nível de abertura e concentração setorial. Para a política cambial os estados do Norte, Nordeste e Centro-Oeste também são os mais afetados que os das regiões Sul e Sudeste. O autor sugere que isto se deve à pouca abertura comercial, pouca diversidade nas exportações. Já os estados com estrutura produtiva mais desenvolvida e diversa em maiores participações no PIB brasileiro possuem menor sensibilidade a mudanças cambiais.

Por fim, Silva (2014) busca examinar se as políticas monetária e fiscal têm efeitos simétricos entre as regiões brasileiras. Para isso o autor utiliza-se de um VAR estrutural com uma identificação com abordagem Bayesiana por restrições de sinais. O autor verifica através dos resultados que no caso de choques de política monetária a respostas estaduais não variam muito entre as regiões, com um aumento na taxa de juros, queda nos preços e na base monetária, apreciação do câmbio contemporaneamente e uma redução do crédito. À exceção da região centro-oeste, o consumo e a atividade regional tendem a crescer contemporaneamente, decaindo à valores negativos nos meses subsequentes. O autor conclui então que os efeitos dos choques de política monetária sobre os produtos regionais tendem a ser simétricos e mais importantes no curto prazo. Foi elaborada um quadro contendo as principais conclusões dos trabalhos apresentados a qual encontra-se presente no apêndice A.

2. METODOLOGIA

O presente capítulo busca apresentar a metodologia FAVAR, utilizada para obter uma estimativa das respostas estaduais a choques de política monetária e no câmbio, dando destaque às variáveis utilizadas, as especificidades do modelo como o método de estimação utilizado e as restrições impostas para identificação dos choques.

2.1 Vetores Autorregressivos Aumentados por Fatores Dinâmicos

Conforme visto na seção anterior, a maior parte dos estudos realizados no Brasil no sentido de identificar assimetrias nas respostas estaduais à choques de política monetária se utiliza da metodologia de Vetores Autorregressivos (VAR). Antes do desenvolvimento dos estudos da metodologia VAR a maioria dos trabalhos empíricos baseavam-se nos modelos de equações simultâneas. Em seu artigo seminal “*Macroeconomics and Reality*” Sims (1980) sumariza as críticas existentes a estes modelos e lança a base para o desenvolvimento dos modelos VAR. Uma das grandes vantagens destes modelos é que não é necessária a distinção prévia de variáveis endógenas e exógenas, havendo uma simultaneidade entre elas.

A metodologia VAR, no entanto, não é imune a discordâncias. Segundo Bernanke, Boivin e Elias (2004, p.2) uma das constantes críticas à metodologia é a pouca quantidade de informações utilizadas nos modelos. Busca-se utilizar modelos de baixa dimensão a fim de não se perder graus de liberdade. Por conta disto, “os modelos VAR padrão raramente apresentam mais de seis ou oito variáveis”¹⁹. Mesmo quando se utilizam de *prioris* bayesianas estes modelos comumente apresentam menos de 20 variáveis.

Stock e Watson (2002, p.147) nos lembram que mesmo que se utilizem procedimentos de escolha entre as variáveis disponíveis e que com isto estes modelos parcimoniosos em relação à quantidade de informações utilizadas obtenham resultados relativamente satisfatórios ao explicar e prever indicadores econômicos, em última instância, a performance destes indicadores dependerá ainda apenas das poucas variáveis que foram utilizadas. Além disso, algumas análises prescindem da utilização de um amplo conjunto de variáveis.

¹⁹ O texto em língua estrangeira é: “[...] standard VARs rarely employ more than six to eight variables.”

A utilização de uma quantidade limitada de informações nos modelos teóricos mostra-se ainda mais problemática quando se tem em mente que vivemos na chamada era da informação. O desenvolvimento tecnológico propiciou que os agentes econômicos, tais quais os Bancos Centrais, disponham de uma miríade de informações econômicas em seus mais diversos níveis de agregação e periodicidade de uma forma quase instantânea. Desta forma, não é sensato crer que estas informações não sejam utilizadas em suas tomadas de decisões. Pressuposto este que, conforme dito, faz parte dos modelos econométricos VAR desenvolvidos. Segundo Bernanke e Boivin (2003, p.526) por conta disso os modelos acadêmicos acabam por se tornarem menos precisos e informativos que poderiam ser.

A fim de transpor as dificuldades encontradas em ampliar o número de informações utilizadas nos modelos econométricos VAR, Stock e Watson (2002) desenvolveram um modelo combinando a metodologia VAR e a metodologia de fatores dinâmicos, com o qual possibilitam a inclusão de um vasto número de informações, com o objetivo de minimizar problemas tais quais o *price puzzle*²⁰.

Os chamados modelos FAVAR, segundo Bernanke e Boivin (2003, p.527) possuem algumas vantagens, entre elas, destacam-se as seguintes:

First, it is flexible, in the sense that it can potentially accommodate data of different vintages, at different frequencies, and of different spans, thus replicating the use of multiple data sources by central banks. Second, their methodology offers a data-analytic framework that is clearly specified and statistically rigorous but remains agnostic about the structure of the economy.²¹

Assim, torna-se possível a inclusão de uma imensa quantidade de dados provenientes de diversas fontes e épocas e com frequências e extensões distintas a fim de obter melhores resultados e ainda permanecer livre de assumir pressupostos sobre a estrutura econômica.

Segundo Bernanke, Boivin e Elias (2004, p.25) como consequência teríamos que:

²⁰O *Price Puzzle* se refere à presença de uma correlação positiva entre aumentos na taxa de juros e aumentos dos preços, possivelmente ocasionados pela resposta sistemática das autoridades monetárias a expectativa de inflação

²¹O trecho correspondente na tradução é: “Em primeiro lugar, é flexível, no sentido de que pode potencialmente acomodar dados de diferentes épocas, com diferentes frequências, e de diferentes extensões replicando assim a utilização de múltiplas fontes de dados feitas pelos bancos centrais. Em segundo lugar, a sua metodologia oferece uma estrutura analítica de dados que é claramente especificada e estatisticamente rigorosa, mas que se mantém agnóstica sobre a estrutura econômica” (tradução nossa)

[...]it permits us to obtain the responses of a large set of variables to monetary policy innovations, which provides both a more comprehensive picture of the effects of policy innovations as well as a more complete check of the empirical plausibility of the underlying specification.²²

Desta forma, os modelos FAVAR possibilitam maiores possibilidades de conferir os efeitos sobre uma gama maior de variáveis, possibilitando uma melhor compreensão do fenômeno analisado.

Outra crítica comum à metodologia VAR diz respeito à utilização da identificação através da decomposição de Cholesky. Cooley and Leroy (1985, p.306) destacam que a definição da ordem das variáveis pode ser interpretada como arbitrária e, assim sendo, necessitam de uma justificação teórica. Para contornar este problema surge com a imposição de restrições de sinais sobre as funções impulso resposta, o que elimina a necessidade de ordenar as variáveis por seu grau de endogeneidade.

2.1.1 Modelo

Seguindo a metodologia proposta por Bernanke, Boivin e Elias (2004 pp. 5-9), seja Y_t um vetor ($M \times 1$) de variáveis observáveis com efeito sobre a dinâmica econômica. Ao invés de utilizar a metodologia VAR padrão usando as informações apenas de Y_t , considera-se que informações adicionais, não presentes em Y_t , são relevantes para a dinâmica do modelo. Supõe-se então que estas informações adicionais podem ser sumariadas em F_t , um vetor de variáveis não-observadas ($K \times 1$), onde K é “pequeno”. A restrição de K confere graus de liberdade ao modelo. Assume-se então que a dinâmica conjunta de (F_t, Y_t) é dada pela seguinte equação de transição:

²²O trecho correspondente na tradução é: “[...] Permite-nos obter as respostas de um grande conjunto de variáveis para inovações de política monetária, que fornece tanto uma visão mais abrangente dos efeitos das inovações políticas, bem como uma verificação mais completa da plausibilidade empírica da especificação subjacente”. (tradução nossa)

$$\begin{bmatrix} F_t \\ Y_t \end{bmatrix} = \Phi(L) \begin{bmatrix} F_{t-1} \\ Y_{t-1} \end{bmatrix} + DJ + v_t \quad (1)$$

Onde:

$\Phi(L)$ é um polinômio do operador de defasagens L de ordem finita p ;

D é uma matriz $(M+K) \times h$ de parâmetros de variáveis exógenas;

J é um vetor $h \times 1$ de variáveis exógenas;

v_t é termo de erro tem média zero e matriz de covariância Q .

Segundo os autores a equação (1) se reduziria à um VAR padrão se os termos de $\Phi(L)$ que relacionam Y_t à F_{t-1} fossem iguais a zero, caso contrário, trata-se de um modelo FAVAR. No entanto, esta equação não pode ser estimada de forma direta, uma vez que os fatores contidos em F_t são não-observados. No entanto, ao interpretarmos estes fatores como forças que podem afetar diversas variáveis econômicas podemos esperar inferir algo sobre os fatores de observações sobre uma variedade de séries temporais econômicas.

Admita então que as séries de tempo informativas X_t estão relacionadas aos fatores dinâmicos não observáveis F_t , bem como às variáveis observáveis, Y_t , por meio da seguinte equação das observações:

$$X_t = \Lambda^f F_t + \Lambda^y Y_t + e_t \quad (2)$$

Onde:

Λ^f é uma matriz de cargas fatoriais $N \times K$;

Λ^y é uma matriz de cargas fatoriais $N \times M$;

e_t é um vetor de erros $N \times 1$, com média zero e não correlacionado contemporânea e serialmente.

A equação (2) captura a ideia de que ambos, Y_t e F_t , que em geral podem ser correlacionados, representam as forças comuns que impulsionam a dinâmica de X_t . Condicional em Y_t , os X_t são, portanto, medidas ruidosas dos fatores observados subjacentes F_t . Na prática, a implicação da equação (2) de que X_t depende apenas dos valores correntes e não dos valores defasados dos fatores não é restritiva, uma vez que F_t pode ser interpretado incluindo defasagens arbitrárias dos fatores fundamentais. Isto leva Stock e Watson (1999, p.6) referirem-se à equação (2) - sem as variáveis observáveis - como um *modelo de fator dinâmico*.

Seguindo o exposto em Bernanke, Boivin e Elias (2004 pp. 9-11) e detalhado em Almeida, Alves e Lima (2012, pp. 13-14), foram adotadas as restrições que permitem identificar os fatores dinâmicos e as cargas associadas na equação apresentada na equação (2). Os autores demonstram que se impomos as restrições de que o bloco superior $K \times K$ de Λ^f seja uma matriz identidade; e o bloco superior $K \times M$ de Λ^y composto por zeros não há rotação possível e os fatores da equação (2) são identificáveis. No entanto, salientam também que a identificação adotada suprime o impacto contemporâneo de Y_t sobre k variáveis pertencentes a X_t . Por consequência, as variáveis escolhidas para este bloco devem ser aquelas que se acredita que não respondam contemporaneamente às inovações de Y_t .

2.1.2 Estimação

Bernanke, Boivin e Elias (2004, p.7), apresentam duas abordagens de estimação. Uma abordagem não paramétrica em duas etapas relacionada ao componente principal e uma segunda abordagem em etapa única através do procedimento de estimação bayesiano por verossimilhança. A primeira abordagem, apesar de ser de mais fácil implementação, implica a presença de “regressores gerados” em seu segundo passo, pois utilizam-se os valores estimados dos fatores (\hat{F}).

Optou-se, no presente trabalho, por se utilizar da estimação com o método Bayesiano conhecido como multimovimento do amostrador de Gibbs. Este método se utiliza dos valores de \hat{F} apenas para compor $\tilde{F}^{(0)}$ e inicializar a iteração e obter uma aproximação de sua densidade marginal a posteriori. Para poder estimar o modelo conjuntamente, no entanto, é preciso apresentar as equações do modelo em espaço de estado, conforme segue:

$$\begin{bmatrix} X_t \\ Y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Lambda^f & \Lambda^y \\ 0 & I \end{bmatrix} \begin{bmatrix} F_t \\ Y_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_t \\ 0 \end{bmatrix} \quad (3)$$

$$\begin{bmatrix} F_t \\ Y_t \end{bmatrix} = \Phi(L) \begin{bmatrix} F_{t-1} \\ Y_{t-1} \end{bmatrix} + DJ + v_t \quad (4)$$

Onde, $t = (1, 2, \dots, T)$; Y_t é um vetor $M \times 1$ de variáveis econômicas observáveis; F_t é um vetor $K \times 1$ de fatores dinâmicos não observados; X_t é um vetor $N \times 1$ de séries temporais que contém informação sobre os fatores dinâmicos não observados; e as cargas Λ^f e Λ^y são restritas conforme especificado. O vetor de erros e_t e v_t têm dimensão $N \times 1$ e $[(K + M) \times 1]$, respectivamente, e têm as seguintes distribuições $e_t \sim N(0, R)$ e $v_t \sim N(0, Q)$, com e_t e v_t independentes e R diagonal.

Definindo $Z_t = [X_t, Y_t]'$, $\varepsilon_t = [e_t, 0]'$ e $G_t = [F_t, Y_t]'$, podemos reescrever as equações (3) e (4) da seguinte forma:

$$Z_t = \Lambda G_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$G_t = \phi(L)G_{t-1} + DJ + v_t \quad (6)$$

Onde Λ é matriz de cargas fatoriais da equação (5), composta por Λ^f e Λ^y e $P = \text{cov}(\varepsilon_t, \varepsilon_{t'})$.

Para esta exposição assume-se que a ordem de $\phi(L)$ seja igual a um. Isto pois, qualquer processo VAR(p) com $p > 1$ pode ser escrito como uma VAR(1) conforme o exposto em Lütkepohl (2005, p.15) adaptado para o presente caso, da seguinte forma:

$$\begin{bmatrix} G_t \\ G_{t-1} \\ \dots \\ G_{t-n} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Phi_1 & \Phi_2 & \dots & \Phi_{p-1} & \Phi_{p-2} \\ 1 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & 1 & \dots & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & 1 & 0 \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} G_{t-1} \\ G_{t-2} \\ \dots \\ G_{t-n-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} vt \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{bmatrix} \quad (7)$$

$$G_t^* = \phi(L)^* G_{t-1}^* + v_t^*$$

Com a matriz de variância de $v_t^*(\Xi)$ definida como:

$$\Xi = \begin{bmatrix} P & \dots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \dots & 0 \end{bmatrix}$$

A fim de reescrever a equação (6) em sua versão estrutural pré-multiplicamos a equação pela matriz de relações contemporâneas H , temos:

$$HG_t = H\Phi(L)G_{t-1} + HDJ + Hv_t \quad (8)$$

Onde a matriz H tem posto completo, é triangular inferior e é a inversa da transposta da decomposição de Cholesky da matriz Q, escolhida de tal forma que $cov(Hv_t) = I$. Ou seja, o desvio padrão dos resíduos na forma estrutural são padronizados para terem desvio padrão igual a 1 e não são contemporaneamente correlacionados.

Fazendo $H\Phi(L) = C_1L + \dots + C_pL^p$, $\psi = [C_1, \dots, C_p, D]$ e $x_t = [G_{t-1}, \dots, G_{t-p}, J]$ a forma estrutural da equação (8) se torna:

$$G_t'H' = x_t'\psi' + u_t' \quad (9)$$

Toma-se uma perspectiva Bayesiana por considerar os parâmetros $\theta = (\Lambda^f, \Lambda^y, R, Q, \Phi(L), D)$ do modelo como variáveis aleatórias. Assume-se também que $\tilde{X}_t = (X_1, X_2, \dots, X_T)$ seja a história de X entre o período 1 e o período T. Assim, pode-se definir da mesma forma $\tilde{G}_t = (G_1, G_2, \dots, G_T)$. O problema reside então em extrair valores da distribuição multivariada com densidade a posteriori $p(\tilde{G}_t, \theta)$. As densidades marginais a posteriori de \tilde{G}_t e θ , que são dadas, respectivamente por:

$$p(\tilde{G}_t) = \int p(\tilde{G}_t, \theta) d\theta \quad (10)$$

$$p(\theta) = \int p(\tilde{G}_t, \theta) d\tilde{G}_t \quad (11)$$

Onde $p(\tilde{G}_t, \theta)$ é a densidade *a posteriori* conjunta e as integrais são tomadas em relação a θ e \tilde{G}_t , respectivamente. Dadas estas densidades marginais *a posteriori*, a estimação de \tilde{G}_t e θ pode ser obtida pela moda destas densidades.

Uma vez que a amostragem direta seria muito difícil, foi utilizado o método do multimovimento do amostrador de Gibbs. Este processo permite obter uma aproximação empírica destas densidades. Conforme destacado por Kim e Nelson (1998, p.191) ele possui uma maior eficiência computacional e apresenta convergência mais rapidamente que o do amostrador de Gibbs por movimento único. Segundo Gamerman (1999, p. 142-3) o

amostrador de Gibbs é um método de Monte Carlo com Cadeias de Markov (MCMC), onde o kernel de transição são as distribuições condicionais completas.

Bernanke, Boivin e Elias (2004, p.29) descrevem de forma simplificada o passo-a-passo da metodologia em questão da seguinte forma:

Passo 01: Escolher um conjunto de valores iniciais para os parâmetros $\theta = (\Lambda f, \Lambda y, R, \Phi(L), Q, D)$, denominado $\theta^{(0)}$;

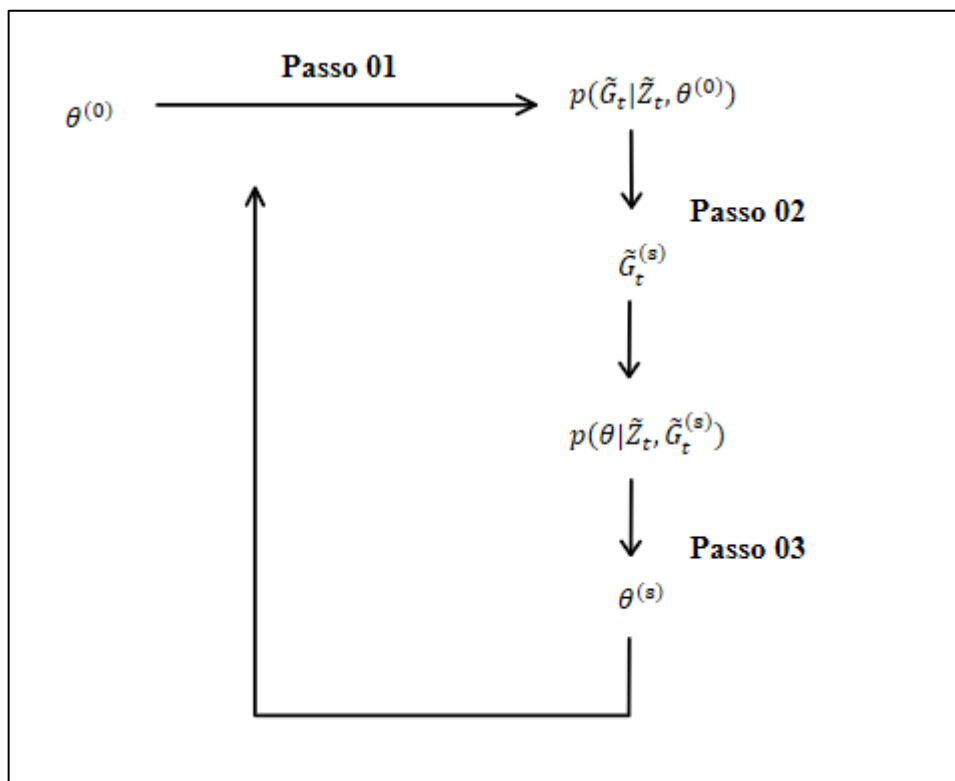
Passo 02: Condicionado no $\theta^{(0)}$ e nos dados Z_t extraí-se um conjunto de valores para \tilde{G}_t , digamos $\tilde{G}_t^{(1)}$ da densidade condicional $p(\tilde{G}_t | \tilde{Z}_t, \theta^{(0)})$;

Passo 03: Condicionado nos valores da amostra e em $\tilde{G}_t^{(s)}$, extraí-se um valor para o parâmetro θ , digamos $\theta^{(s)}$, a partir da distribuição condicional $p(\theta | \tilde{Z}_t, \tilde{G}_t^{(s)})$

Os dois últimos passos constituem uma iteração, e são repetidos até que as distribuições empíricas de $\tilde{G}_t^{(s)}$ e $\tilde{\theta}_t^{(s)}$ converjam. Onde s é o índice da iteração.

Para melhor visualização os passos são destacados na figura a seguir:

Figura 3 - Fluxograma de aplicação do Gibbs Sampling



Fonte: O autor, 2016.

Geman e Geman (1984, p.731) demonstram que à medida que o número de interações $s \rightarrow \infty$, as distribuições marginal e conjunta dos valores amostrados de $\tilde{G}_t^{(s)}$ e $\tilde{\theta}_t^{(s)}$ convergem

para as verdadeiras distribuições a uma taxa exponencial. Na prática, porém, a convergência pode ser lenta e deve ser cuidadosamente verificada, por exemplo, utilizando-se valores iniciais alternativos. Além disso, as amostras iniciais tendem a estar “contaminadas” com os valores dos valores iniciais utilizados, por isso usualmente descartam-se as primeiras iterações, no presente estudo foram descartados os 100 primeiros valores auferidos.

Dito isso, podemos apresentar cada etapa descrita de maneira mais detalhada, da forma como se segue:

Passo 01: Escolha de $\theta^{(0)}$

Gelman e Rubin (1991, p. 8) destaca que o amostrador de Gibbs pode ficar em um pequeno subconjunto do espaço por um longo período, sem evidências de que este comportamento possa ser evidenciado por uma simulação de uma série finita, dando uma “falsa sensação de segurança”. Seria aconselhável então a utilização de uma variedade de valores iniciais $\theta^{(0)}$ para os parâmetros. No entanto, ao se tratar de problemas de grande dimensão a capacidade computacional restringe a possibilidade de estimativas, tornando prudente uma escolha mais criteriosa dos valores de inicialização $\theta^{(0)}$.

Bernanke, Boivin e Elias (2004, p.30) destacam que uma escolha óbvia é a utilização das estimativas dos parâmetros obtidos a partir das estimativas dos componentes principais da equação de medida e dos parâmetros do VAR da equação de transição. Para obter estes regressores é preciso tornar única a identificação dos fatores e suas cargas associadas presentes na equação (2). Isto foi feito por restringir as cargas, fazendo $(\Lambda^f \cdot \Lambda'^f)/N = I$. Obtém-se então $\hat{F} = \sqrt{T}\hat{Z}$, onde \hat{Z} são os autovetores correspondentes aos K maiores autovalores da matriz $X'X$ dispostos em ordem decrescente. Escolher somente os K primeiros autovetores restringe a quantidade de fatores extraídos dos dados observados presentes em X_t . As estimativas para as cargas fatoriais foram obtidas impondo-se as restrições de identificação expostas anteriormente, onde o bloco superior $K \times (K + M)$ das cargas fatoriais foi restrito para satisfazer $[I_K \quad 0_{K \times M}]$. No presente estudo, também foram obtidas estimativas iniciais de $\phi(L)$ (matriz de coeficientes autorregressivos do FAVAR) e das matrizes Q e P .

Passo 02: Extração da distribuição condicional $p(\tilde{G}_t | \tilde{Z}_t, \theta^{(s)})$

Seguindo o exposto em Kim e Nelson (1998, pp. 191-192) a distribuição condicional toda a história de fatores, neste caso $p(\tilde{G}_t|\tilde{Z}_t, \theta)$ pode ser expressa como o produto das distribuições condicionais dos fatores em cada data t , como segue:

$$\begin{aligned} p(\tilde{G}_t|\tilde{Z}_t, \theta) &= p(G_T|\tilde{Z}_T) \cdot p(\tilde{G}_{T-1}|G_T, \tilde{Z}_T) \\ p(\tilde{G}_t|\tilde{Z}_t, \theta) &= p(G_T|\tilde{Z}_T) \cdot p(G_{T-1}|G_T, \tilde{Z}_T) \cdot p(\tilde{G}_{T-2}|G_{T-1}, G_T, \tilde{Z}_T) \\ p(\tilde{G}_t|\tilde{Z}_t, \theta) &= p(G_T|\tilde{Z}_T) \cdot p(G_{T-1}|G_T, \tilde{Z}_T) \cdot p(G_{T-2}|G_{T-1}, G_T, \tilde{Z}_T) \cdot p(\tilde{G}_{T-3}|G_{T-2}, G_{T-1}, G_T, \tilde{Z}_T) \end{aligned} \quad (12)$$

Onde $\tilde{Z}_t = (Z_1, Z_2, \dots, Z_T)$ baseia-se na propriedade Markoviana de G_t , o que implica que $p(G_T|G_{t+1}, G_{t+2}, \dots, G_T, Z_T, \theta) = p(G_t|G_{t+1}, Z_t, \theta)$. Portanto, temos que:

$$\begin{aligned} p(\tilde{G}_t|\tilde{Z}_t, \theta) &= p(G_T|\tilde{Z}_T) \cdot p(G_{T-1}|G_T, \tilde{Z}_T) \cdot p(G_{T-2}|G_{T-1}, G_T, \tilde{Z}_T) \dots p(G_1|G_2, \tilde{Z}_T) \\ p(\tilde{G}_t|\tilde{Z}_t, \theta) &= p(G_T|\tilde{Z}_T) \cdot p(G_{T-1}|G_T, \tilde{Z}_{T-1}) \cdot p(G_{T-2}|G_{T-1}, G_T, \tilde{Z}_{T-2}) \dots p(G_1|G_2, \tilde{Z}_1) \\ p(\tilde{G}_t|\tilde{Z}_t, \theta) &= p(G_t|\tilde{Z}_t, \theta) \prod_{t=1}^{T-1} p(G_t|G_{t+1}, \tilde{Z}_t, \theta) \end{aligned} \quad (13)$$

Como o modelo descrito nas equações (22) e (23) é linear e gaussiano, temos que a distribuição de G_T dado \tilde{Z}_T e de G_t dado G_{t+1} para $t = T-1, \dots, 1$ também são gaussianas, logo:

$$\begin{aligned} G_T|\tilde{Z}_T, \theta &\sim N(G_{T|T}, P_{T|T}) \\ G_t|G_{t+1}, \tilde{Z}_t, \theta &\sim N(G_{t|t, G_{t+1}}, P_{t|t, G_{t+1}}) \end{aligned} \quad (14)$$

Onde,

$$G_{T|T} = E(G_T|\tilde{Z}_T, \theta) \quad (15)$$

$$P_{T|T} = Cov(G_T|\tilde{Z}_T, \theta) \quad (16)$$

$$G_{t|t, G_{t+1}} = E(G_t|G_{t+1}, \tilde{Z}_t, \theta) = E(G_t|G_{t+1}, G_{t|t}, \theta) \quad (17)$$

$$P_{t|t, G_{t+1}} = Cov(G_t|G_{t+1}, \tilde{Z}_t, \theta) = Cov(G_t|G_{t+1}, G_{t|t}, \theta) \quad (18)$$

Onde a notação $G_{t|t}$ se refere a expectativa de G_t condicional a informação até a data t ou anterior. Bernanke, Boivin e Elias (2004, p.31) destacam que para obtê-la, primeiramente calcula-se $G_{t|t}$ e $P_{t|t}$ através do filtro de Kalman condicional a θ . A última iteração do filtro de Kalman dá os valores de $G_{t|t}$ e $P_{t|t}$, que permitem o cálculo de G_T . A partir deste valor é possível mover “para trás” no tempo através da amostra, utilizando o filtro de Kalman para

atualizar os valores de $G_{T-1|T-1,G_T}$ e $P_{T-1|T-1,G_T}$, obtendo então o valor de $G_{T-1}, G_{T-2}, \dots, G_t$, ou seja, os valores do vetor \tilde{G}_t .

Destaca-se, no entanto, que como o modelo proposto tem dois *lags* ao invés da matriz Q é utilizada a matriz Ξ que é singular, resultando numa matriz $P_{t|t,G_{t+1}}$ também singular. Sendo assim necessária uma modificação no algoritmo do filtro da forma que as extrações sejam feitas apenas nos primeiros d elementos de G_{t+1} . Kim e Nelson (1999, pp. 195-196) detalham o algoritmo utilizado para obter \tilde{G}_t a partir da distribuição conjunta, que se torna $p(\tilde{G}_t|\tilde{Z}_t, \theta) = p(G_t|\tilde{Z}_t, \theta) \prod_{t=1}^{T-1} p(G_t|G_{t+1}^*, \tilde{Z}_t, \theta)$.

Passo 03: Extração da distribuição condicional $p(\theta|\tilde{Z}_t, \tilde{G}_t)$

Inicia-se então uma nova iteração para extrair novos valores para os parâmetros θ condicional aos dados observados \tilde{Z}_t e aos dados observados \tilde{G}_t obtidos na iteração anterior. Além disto, as equações (24) e (25) especificam as distribuições de Λ e R , e de ψ e H , respectivamente. De posse destas informações a extração é feita em duas etapas, detalhadas a seguir:

Etapa 01: Extração de Λ e P :

Como os erros da equação (2) não são correlacionados e R é uma matriz diagonal ($R_{ij} = 0, i \neq j$). Desta forma, podemos aplicar OLS equação a equação (2), dados $\tilde{G}_T^{(s)}$ e \tilde{X}_T a fim de obter $\hat{\Lambda}$ e \hat{e} da seguinte maneira:

$$e_i^{(s)} = X_i - \tilde{G}_T^{(s)'} \cdot \hat{\Lambda}_i \quad (19)$$

Assim como Almeida, Alves e Lima(2012, p.18) consideram X_i as colunas de \tilde{X}_t e a função densidade *a priori* conjunta para R_{ii} e $\tilde{\Lambda}_i$ (cada linha i da matriz $\hat{\Lambda}$) uma densidade normal-gamma inversa como se segue:

$$\varphi(\tilde{\Lambda}_i, R_{ii}) = f_{ngi}(\tilde{\Lambda}_i, R_{ii}|\beta, \xi, s, v) \quad (20)$$

Onde:

$$\beta = 0; \xi = I_{K+M} \cdot \left(\frac{1}{4}\right); s = 0,02 \text{ e } v = 0,02$$

$$\bar{R}_{ii} = 0,02 + (e_i^{(s)'} \cdot e_i^{(s)}) + \hat{\Lambda}_i [\xi^{-1} + (\tilde{G}_T^{(s)} \tilde{G}_T^{(s)'})^{-1}] \hat{\Lambda}_i' \quad (21)$$

De acordo com Bauwens, Lubrano e Richard(1999, p. 58), adaptado em Assim como Almeida, Alves e Lima(2012, p.18) as funções *posteriori* condicionais seriam dadas por:

$$p(R_{ii}^{-1} | \tilde{X}_T, \tilde{G}_T^{(s)}, \beta, \xi, s, v) = G\left(\frac{\bar{R}_{ii}}{2}, \left(\frac{2}{0,02+T}\right)\right) \quad (22)$$

$$p(\tilde{\Lambda}_i | R_{ii}^{(s)}, \tilde{X}_T, \tilde{F}_T^{(s)}, \beta, \xi, s, v) = N\left(\left(\xi + \tilde{F}_T^{(s)} \tilde{F}_T^{(s)'}\right)^{-1} \tilde{F}_T^{(s)} X_j, R_{ii} \left(\xi + \tilde{F}_T^{(s)} \tilde{F}_T^{(s)'}\right)^{-1}\right) \quad (23)$$

Etapa 02: Extração de ψ e de H

Esta etapa compreende a utilização do algoritmo proposto por Waggoner e Zha (2003). O método utiliza o Amostrador de Gibbs em um modelo VAR Estrutural, para obter extrações $\psi^{(s)}$ e $H^{(s)}$ da distribuição *a priori* conjunta $p((\psi, H) | \tilde{Z}_T, \tilde{F}_T^{(s)})$ com *prioris* similares as de Litterman. Os autores seguem o exposto em Sims e Zha (1998, p.955). Os hiperparâmetros utilizados no presente estudo foram quatro, a saber: λ_1 que controla o aperto geral e também da matriz de relações contemporâneas; λ_2 , que controla o aperto relativo dos coeficientes defasados; λ_3 , que controla o aperto da variância com o aumento do *lag*; e λ_4 , que controla o aperto relativo do termo constante. Os valores para cada um dos hiperparâmetros são dados na tabela a seguir:

Tabela 1 - Valores dos hiperparâmetros utilizados na extração de ψ e de H

Hiperparâmetros	
λ_1	0,5
λ_2	0,25
λ_3	0,5
λ_4	1

Fonte: O autor, 2016.

Extração das Funções Impulso-Resposta (FIRs)

Por fim, resta obter as Funções Impulso-Resposta para o modelo a partir dos $\theta(s)$. Dado $\theta^{(s)}$ podemos obter uma extração da Função Impulso-Resposta (FIR) que satisfaça às restrições impostas pelo modelo. Isto é feito através da equação (8). Almeida, Alves e Lima (2012, p.20) descrevem esta simulação da função impulso-resposta com restrições de sinais da seguinte maneira:

1 - Dado $\theta^{(s)} = (\Phi(L)^{(s)}, \Lambda_f^{(s)}, \Lambda_y^{(s)}, R^{(s)}, Q^{(s)})$ obtenha $B^{(s)}$ (inversa da transposta da decomposição de Cholesky de $Q^{(s)}$)

2 - Obtenha uma extração $H^{(s)}$ de H seguindo o procedimento descrito a seguir.

Seja $\tilde{W}^{(s)}$ uma matriz $(M + K) \times (M + K)$ cujos elementos são números aleatórios extraídos de uma distribuição normal univariada padrão e seja $J^{(s)}$ uma decomposição QR da matriz $\tilde{W}^{(s)}$ normalizada para se ter todos os elementos da diagonal principal positivos. Ponha-se $J^{(s)}B^{(s)} = H^{(s)}$. Então $(H^{(s)})^{-1} \cdot (H^{(s)})^{-1} = Q^{(s)}$, já que $J^{(s)}J'^{(s)} = I$ e $H^{(s)}$ permite obter um VAR estrutural consistente com a forma reduzida estimada cuja matriz de covariância dos resíduos (extraída) é igual a $Q^{(s)}$.

3 - Dados $H^{(s)}$ e $\Phi(L)^{(s)}$ computem a função impulso-resposta do VAR estrutural, denominada aqui $FIR^{(s)}$

4 - Se a $FIR^{(s)}$ satisfizer as restrições de sinais impostas pelo modelo ela é mantida, caso contrário, descartada.

Os passos de 2 a 4 são então repetidos até que o número de $FIR^{(s)}$ aceitas após as restrições seja igual a 1000.

Extração da FIRs dos choques comuns e específicos

Assim como o exposto em Araújo, Lima e Paula (2015, p. 9) para obter as funções impulso-resposta aos choques comum e específicos para cada equação “ i ” do sistema de equações (2) é obtido $C_{i,t}^{(s)} = \Lambda_i^{f,(s)} F_t^{(s)} + \Lambda_i^{y,(s)} Y_t$ para cada simulação “ s ” do modelo e para $t=1, \dots, T$. Calcula-se também $e_{i,t}^{(s)} = C_{i,t}^{(s)} - X_t$, para $t=1, \dots, T$.

Para se obter uma extração da função impulso-resposta do choque comum para cada simulação “ s ” e para cada equação i é estimada uma autorregressão com os valores de $C_{i,t}^{(s)}$ ($t = 1, 2, \dots, T$), e obtida a função impulso-resposta para um choque igual a um desvio padrão no resíduo desta autorregressão.

Já para se obter uma extração da função impulso-resposta do choque específico, para cada simulação “s” e para cada equação i, é estimada uma autorregressão com os valores de $e_{i,t}^{(s)} (t = 1, 2, \dots, T)$, e obtida a função impulso-resposta para um choque igual a um desvio padrão no resíduo desta autorregressão.

2.1.3 Identificação dos Choques

Para a identificação dos choques foram utilizadas restrições de sinais extraídas do modelo Mundell-Flemming estocástico dinâmico²³. Dispõe-se na tabela a seguir as restrições impostas nas funções impulso-resposta para a identificação dos choques de política monetária:

Tabela 2 - Restrições de sinais utilizadas para identificação dos choques na política monetária

Tipo de Choque	Resposta das variáveis				
	SELIC	Câmbio	IPCA	Produção	M1
Política monetária	≥ 0	≤ 0	≤ 0	≤ 0	≤ 0

Fonte: O autor, 2016.

De acordo com as restrições sumariadas na tabela 02 após um choque de política monetária “contracionista”, a taxa de juros não cai, e o nível de preços, a produção, o estoque de M1 não aumentam (considerando uma janela de 4 passos à frente) e a taxa de câmbio não cai (considerando uma janela de 1 passos à frente).

Tabela 3 - Restrições de sinais utilizadas para identificação dos choques no câmbio

Tipo de Choque	Resposta das variáveis (Janela 1 a 4)			
	SELIC	Câmbio - IPCA	Produção	M1
Cambial	≥ 0	≥ 0	≥ 0	≥ 0

Fonte: O Autor, 2016.

²³ Para informações detalhadas consultar Lima, Maka e Alves (2009).

Já com relação ao choque no câmbio, analisando as restrições sumariadas na tabela 03, temos que, após choque na taxa de câmbio, os valores da taxa de juros, do nível de preços, da produção e do estoque de M1 não caem, e ocorre uma apreciação da taxa de câmbio real (a moeda doméstica deprecia) numa janela de 4 passos à frente do choque.

Além disto, foram testadas restrições nas funções impulso resposta dos estados a fim de identificar os choques a nível estadual. Após a utilização de diferentes restrições em diferentes períodos considerou-se como o modelo mais adequado aquele com restrições na função impulso resposta da variável IPCA do estado de Minas Gerais na janela 1 a 4. Esta restrição mostrou-se efetiva na identificação dos choques de política monetária e cambial nos IPCAs estaduais e é razoável ao considerarmos que o estado de Minas apresenta uma estrutura econômica similar a brasileira, com regiões diversificadas, além de representar parte considerável do produto nacional.

Tabela 4 - Restrições de sinais utilizadas no modelo para identificação dos choques estaduais

Tipo de Choque	Resposta das variáveis (Janela 1 a 4)
	IPCA MG
Política monetária	≤ 0
Cambial	≥ 0

Fonte: O Autor, 2016.

2.1.4 Dados

Os dados utilizados a fim de compor o vetor Y_t de variáveis observadas foram o índice PIB brasileiro trimestral divulgado pelo IBGE; o índice da série histórica do IPCA brasileiro nos últimos meses de cada trimestre, também disponível no IBGE; a taxa de câmbio R\$/US\$ (comercial/compra) média em reais, divulgada pelo Banco Central do Brasil e colhida no Ipeadata; a taxa de juros Selic, disponibilizada pelo BCB, acumulada no trimestre e anualizada na base 252; os meios de pagamento M1 no final do trimestre, disponibilizado pelo Banco Central; e taxa referencial de swaps DI pré-fixada média no trimestre, disponibilizada pela BM&F Bovespa (Prazo de 180 dias - % anual).

Já o vetor de variáveis observadas X_t é composto pelas variações trimestrais do IPCA das capitais (regiões metropolitanas, quando aplicável) dos estados analisados, como *proxy* do

índice de preços estadual e pela taxa de variação trimestral do IBCR, ampliada pela estimativa realizada pelo *Nowcast*. Assim, foi utilizada a taxa de variação trimestral do IBCR para o período em que este encontra-se disponível e, no período onde não há dados foi utilizado a estimativa realizada via o *Nowcast*, conforme detalhado no Apêndice C.

Tendo em vista a dificuldade em se obter dados confiáveis e de periodicidade trimestral a nível estadual foi necessário restringir o número de estados incluídos na análise para dez, a saber: São Paulo, Paraná, Pará, Goiás, Rio de Janeiro, Rio Grande do Sul, Pernambuco, Minas Gerais, Bahia e Ceará. O corte dos estados se deu pela disponibilidade de dados do Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) das capitais e regiões metropolitanas e disponibilidade de dados do Índice de Atividade Econômica Regional (IBCR).

As variáveis utilizadas em Y_t e X_t , o período, os resultados dos testes de estacionariedade e as transformações realizadas pelo modelo encontram-se no Apêndice B. Cabe também destacar que o teste de Johansen indicou a presença de ao menos duas relações de integração nas variáveis de Y_t . Além disso, foi realizado um teste a fim de avaliar o número de *lags* a serem utilizados na equação (4), para isso utilizou-se os fatores estimados (\hat{F}). Os resultados do teste encontram-se na tabela abaixo:

Tabela 5 - Resultado do teste de seleção de defasagem do VAR

<i>Lag</i>	AIC	SC	HQ
0	60.046	61.144	60.477
1	43.166	46.460*	44.459
2	42.412	47.901	44.567
3	41.843	49.528	44.860
4	40.696	50.577	44.576
5	37.941*	50.017	42.682*

Nota: AIC=Critério de informação de Akaike;

SC=Critério de informação de Schwarz;

HQ= Critério de informação de Hannan-Quinn.

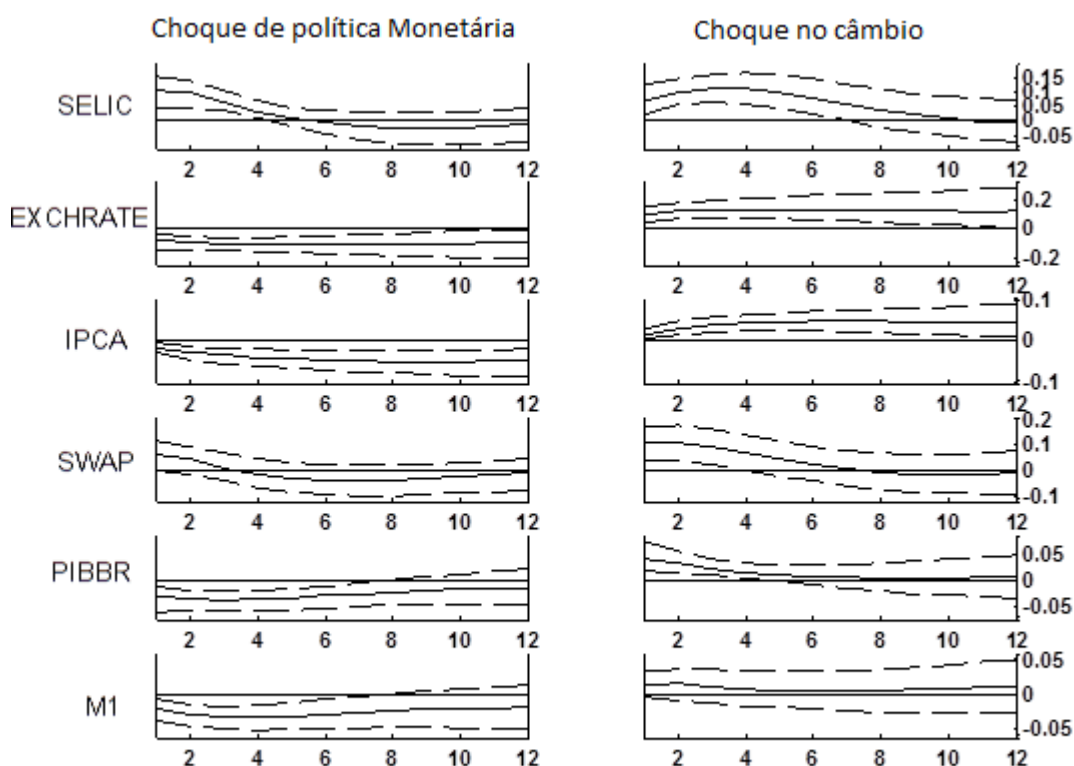
Fonte: O autor, 2016.

Optou-se, no entanto, pela utilização de dois *lags* tomando uma perspectiva de estimação bayesiana.

3. RESULTADOS

As respostas das variáveis nacionais aos choques de política monetária e cambial, estimadas com as restrições de sinais apresentadas, encontram-se na Figura 4. Nos gráficos são apresentados as medianas das respostas, bem como as bandas de probabilidade de 68% num horizonte de 12 trimestres após os choques, obtidos a partir do software *Matlab* versão R2010a.

Figura 4 - Resposta das variáveis de Y_t aos choques



Fonte: O autor, 2016

Destaca-se nos gráficos da Figura 4 que as restrições impostas sobre as funções impulso-resposta nacionais foram atendidas. As respostas tanto aos choques de política monetária quanto no câmbio ocorrem de acordo com o especificado pelo modelo adotado, identificando os choques de política monetária e no câmbio corretamente.

O foco do trabalho, no entanto, se dá na identificação das respostas das taxas de variação trimestrais nos níveis de atividade econômica e de preços em âmbito estadual aos

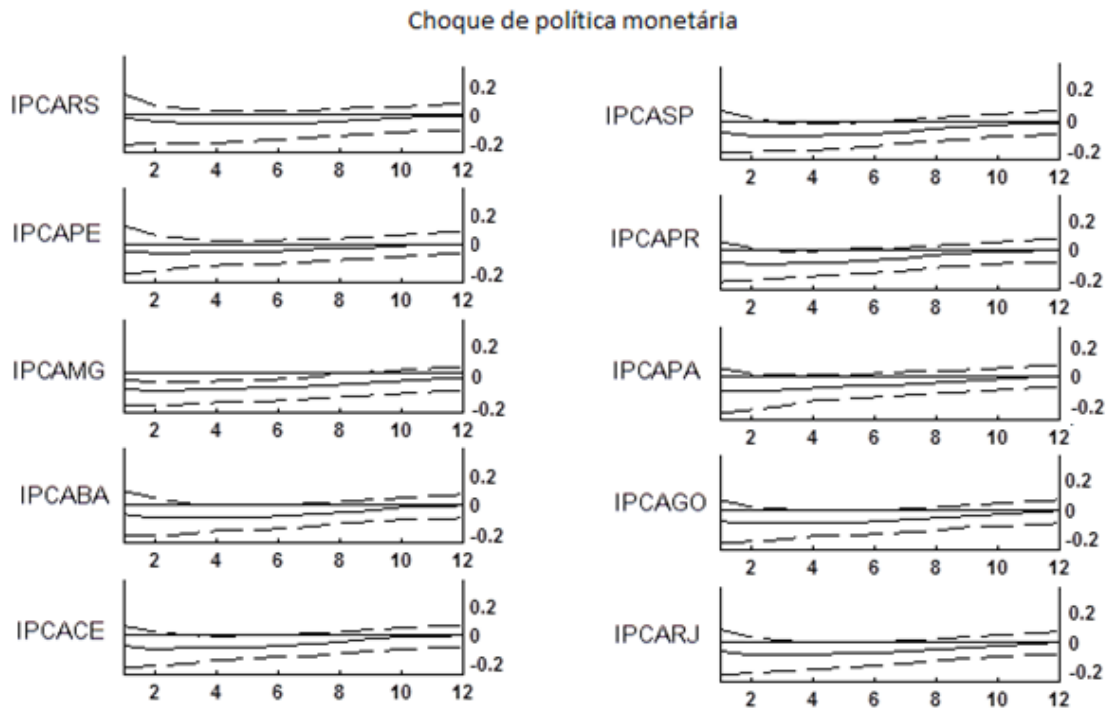
choques na política monetária e no câmbio. A fim de se obter a melhor forma de identificação desses choques foram testados modelos com diferentes restrições nas funções impulso-resposta estaduais. Inicialmente foram estimados 3 modelos, um sem restrições nas respostas das variáveis estaduais e dois modelos com restrições com uma janela de 4 períodos, um para os preços do estado de São Paulo e outro para os preços de Minas Gerais. Ao se analisar os resultados obtidos perceberam-se duas coisas. Primeiro que as respostas dos níveis de atividade estaduais se mostravam não significativas em todos os modelos e, segundo, que a restrição imposta sobre os preços de Minas Gerais mostrou-se mais efetiva na identificação dos choques nos níveis de preços, obtendo respostas com os sinais esperados e menores bandas de probabilidade.

Buscando identificar melhor os choques estaduais nos níveis de atividade foram rodados modelos com restrições de janela 4 apenas na variação dos níveis de atividade e modelos com restrições nas respostas nas variações dos níveis de atividade e dos preços nos estados de Minas Gerais e São Paulo com janela de 1, 2 e 3 períodos. Cabe evidenciar ao tentar rodar este último o modelo com restrição de janela 4, mas os custos de sua estimação o tornou inviável. Verificou-se então que, ao se tentar impor as mais diversas restrições nas respostas dos níveis de atividade estaduais aos choques analisados, além das respostas auferidas para os níveis de atividade não se tornarem mais significativas, estas restrições fizeram que a identificação dos choques nas respostas dos níveis de preços estaduais ficasse substancialmente comprometida.

Tendo em conta as ilações realizadas acerca dos resultados obtidos com os modelos descritos, considerou-se que a restrição de janela 4 apenas nas variações dos níveis de preços do estado de Minas Gerais mostrou-se mais eficaz, posto que, além de obter a melhor identificação nas respostas nos preços estaduais aos choques analisados, as inclusões de novas restrições fracassaram em identificar choques nos níveis de atividades e prejudicaram a identificação das respostas nos preços.

Os gráficos dispostos na Figura 5 apresentam as funções impulso-resposta das variações dos níveis de preços estaduais aos choques de política monetária do modelo escolhido. Salienta-se que as funções impulso resposta estaduais são apresentadas com as medianas das respostas, bem como as bandas de probabilidade de 68% num horizonte de 12 trimestres após os choques.

Figura5 - Resposta dos níveis de preços estaduais aos choques de política monetária



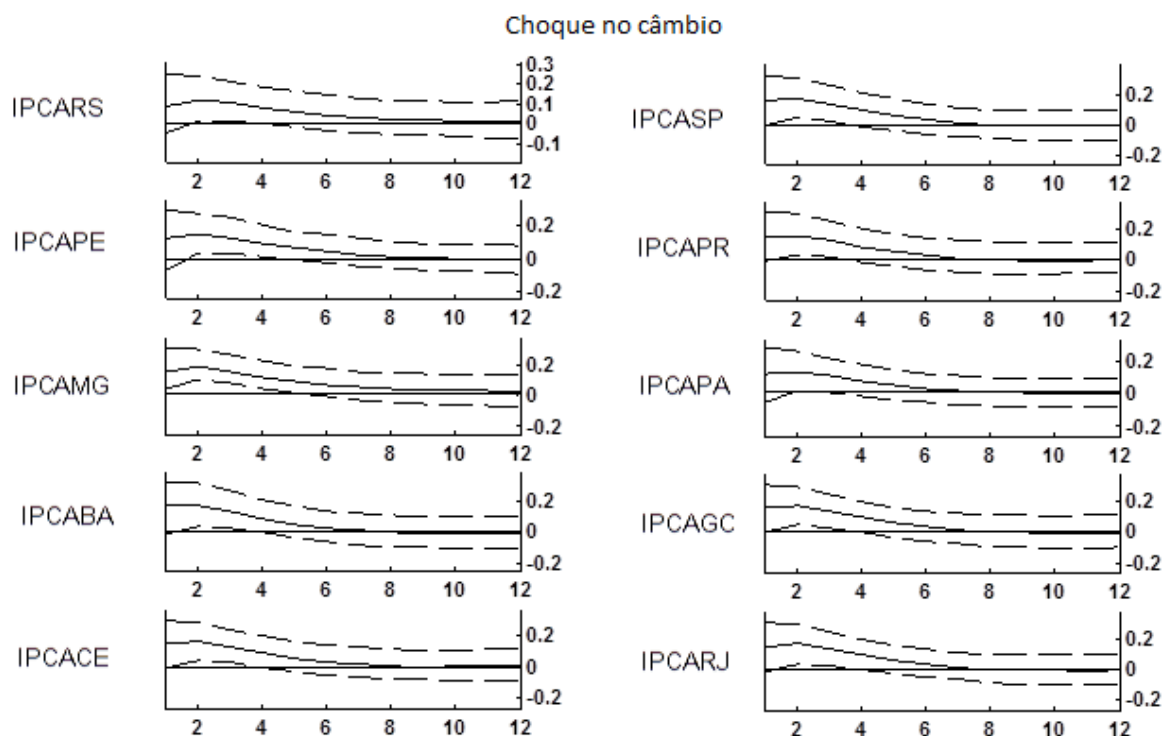
Fonte: O autor, 2016.

Da análise dos gráficos, sob uma perspectiva Bayesiana, verifica-se que a restrição imposta no estado de Minas Gerais fez com que a maioria dos estados apresentasse respostas significativas ao choque na política monetária. Nota-se ainda uma grande simetria nas respostas ao choque no que concerne à direção e intensidade.

Os gráficos presentes na Figura 6 exibem as funções impulso-respostas das taxas de variação trimestrais nos níveis de preços estaduais à choques no câmbio. Assim como o notado nas respostas aos choques de política monetária, verificou-se notável simetria ao se analisar o sentido e intensidade da resposta aos choques e, neste caso, todos os estados apresentaram respostas significativas.

Recordando o terceiro critério considerado relevante por Kouparitsas(2001) na identificação de uma AMO, segundo o qual as regiões devem apresentar respostas comuns aos choques comuns, a análise das funções impulso-respostas das variações dos níveis de preços estaduais aos choques de política monetária e no câmbio indica que os estados analisados atendem a este critério ao menos nessas respostas.

Figura 6 - Resposta dos níveis de preços estaduais aos choques no câmbio



Fonte: O autor, 2016.

Ao analisarmos as respostas dos níveis de atividade estaduais aos choques de política monetária e no câmbio, no entanto, não foram encontradas respostas significativas (Apêndice E). Conforme discutido, buscou-se contornar o problema por inserir restrições nos produtos de São Paulo e Minas Gerais, tomando como pressuposto que as características do estado de Minas se assemelham, guardadas as devidas proporções, a diversidade encontrada no âmbito nacional. No entanto, ao tentar se obter uma melhor identificação os resultados ainda não foram satisfatórios e houve piora significativa nas respostas nos níveis de preços.

Tendo em vista os resultados aparentemente incongruentes encontrados para as respostas dos níveis de atividades estaduais, possíveis discordâncias nos dados foram avaliadas. Num primeiro momento, foi realizada a comparação entre os modelos rodados os dados obtidos via o *Nowcast* com aqueles rodados apenas com os dados do IBCR (Apêndice F). O resultado foi que os modelos rodados com os dados estimados obtiveram resultados mais significativos no que tange à identificação dos choques estruturais no âmbito estadual. Desta forma, a estimativa do *Nowcast* foi considerada essencial para melhorar os resultados do modelo.

Num segundo momento, buscou-se a existência de discrepâncias entre os movimentos das taxas de variação dos níveis de atividades econômica estadual obtida via *Nowcast* com a taxa de variação do PIB brasileiro. Conforme exemplificado na Figura 9 (Apêndice D) verificou-se movimentos semelhantes. A fim de aprofundar a avaliação, utilizou-se o software *E-views8*. Para se estimar um VAR com identificação de Cholesky tendo como variáveis os níveis de atividades utilizados no modelo FAVAR. As funções impulso-resposta para os níveis de atividade estaduais dado um choque no PIB brasileiro encontram-se na Figura 8 (Apêndice D). Destaca-se que as respostas de todos os estados foram positivas e significativas, demonstrando variações similares àquelas verificadas no PIB brasileiro.

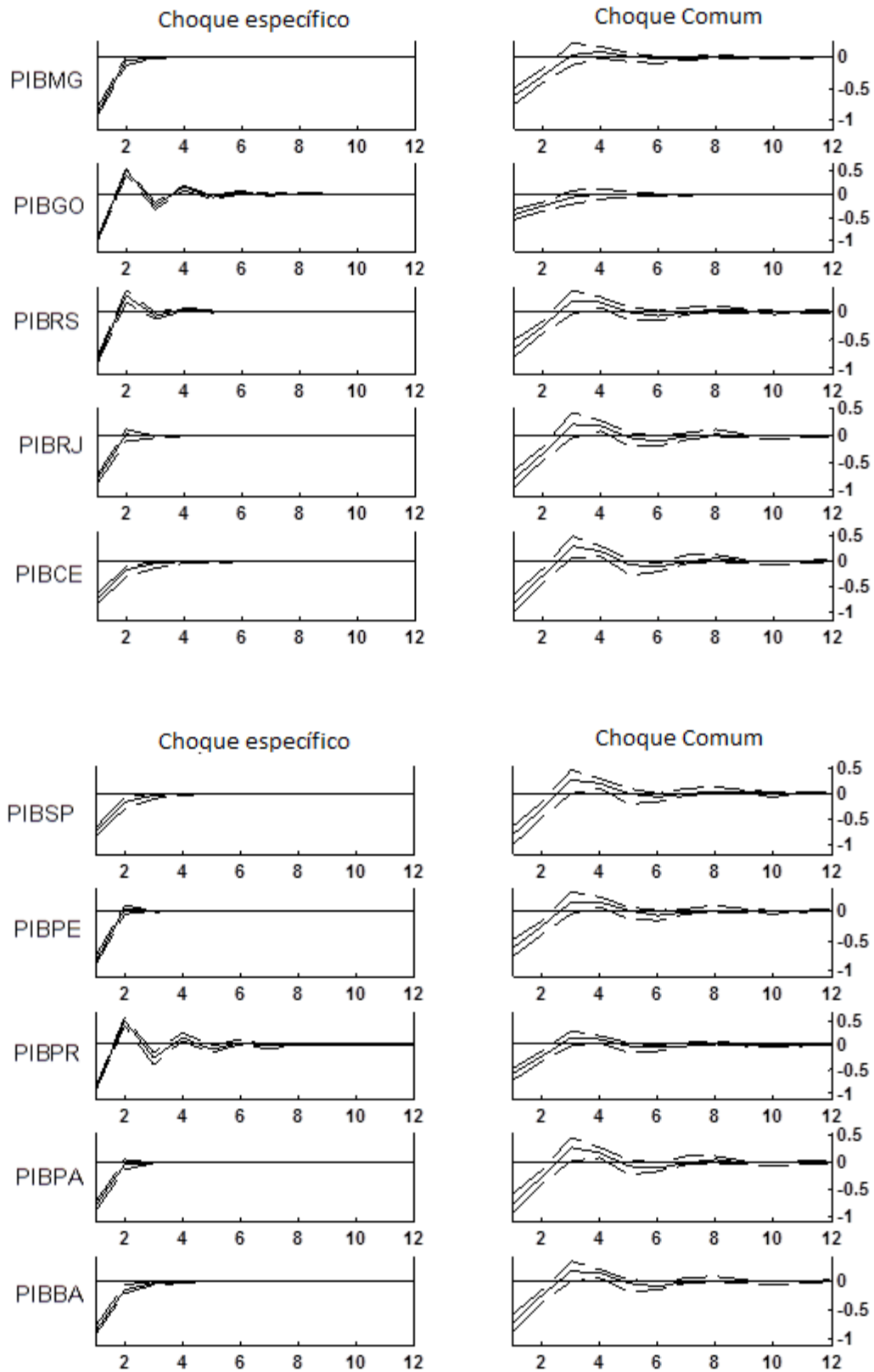
Fundamentando-se nos resultados do modelo e nas análises supracitadas, concluiu-se que apesar das variações nos níveis de atividades estaduais acompanharem as variações no PIB nacional, ao se analisar as respostas destas variáveis estaduais aos choques considerados, elas não são significativas. Desta maneira, não se pode dizer que há previsibilidade quanto às respostas no nível de atividade estaduais aos choques na política monetária e no câmbio.

Em suma, se por um lado as respostas nas variações do nível de preços estaduais indicam que as regiões respondem aos choques na política monetária e no câmbio de maneira comum, as respostas nos níveis de atividade sugerem que não há previsibilidade na resposta aos choques considerados.

O modelo permite ainda identificar as respostas nos níveis de atividade estaduais aos choques específicos e o comum. Isto nos permite inferir se os estados estão expostos a fontes de distúrbios comuns, se esses choques são simétricos e a velocidade de ajustamento aos choques idiossincráticos, respectivamente o primeiro, segundo e quarto critérios apontados por Kouparitsas (2001).

Nos gráficos dispostos na Figura 7 apresentam-se as respostas nas variações da atividade estadual aos choques específico e comum:

Figura 7 - Resposta dos níveis de atividade estaduais a choques específico e comum.



Fonte: O autor, 2016.

Atentando-nos para a coluna que apresenta as respostas a um choque região-específico (Figura 7), vemos que o ajustamento dos estados analisados a este tipo de choque possui durações relativamente semelhantes, com convergência em torno de dois ou três trimestres após o choque. Interessante notar que, dentre os estados da amostra, apenas Goiás e Paraná parecem se ajustar de maneira relativamente mais vagarosa ao choque idiossincrático, sugerindo que estas regiões sejam mais afetadas quando atingidas por choques específicos. Este resultado parece indicar que os estados com maior participação da agricultura em sua atividade econômica são mais vulneráveis à choques idiossincráticos.

A fim de analisar melhor a simetria da fonte dos distúrbios, apresenta-se na Tabela 6 a importância relativa dos choques comuns em relação aos choques específicos no passo 1 (trimestre imediatamente posterior ao choque) e a participação dos estados analisados no PIB brasileiro do ano de 2013.

Tabela 6 - Importância do choque comum em relação aos choques específicos nos níveis de atividade estaduais e Participação no Produto Interno Bruto (IBGE 2013)

Estado	Importância relativa	Participação no PIB brasileiro
São Paulo	110,86%	32,1 %
Ceará	109,27%	2,0 %
Rio de Janeiro	99,38%	11,8 %
Pará	92,84%	2,3 %
Bahia	81,16%	3,8 %
Rio Grande do Sul	74,86%	6,2 %
Pernambuco	72,55%	2,6 %
Minas Gerais	70,35%	9,2 %
Paraná	65,30%	6,3 %
Goiás	43,18%	2,8 %

Fonte: O autor, 2016.

Os estados foram listados daqueles onde as respostas ao choque comum têm maior importância em relação aos choques específicos, para aqueles cuja importância é menor. Lembra-se que, quanto maior a importância relativa da resposta ao choque comum mais integrado é o estado e maior a semelhança no movimento do produto.

Apenas em São Paulo e Ceará os choques comuns se mostram maiores quando comparados aos choques idiossincráticos. No outro extremo, Goiás e Paraná apresentam os menores valores, indicando menor integração. Este resultado ratifica aquele encontrado ao se

analisar a demora no ajustamento a choques específicos, nos quais os mesmos estados apresentaram ajustamento mais demorado aos choques idiossincráticos.

Ao analisar os dados de participação no PIB nacional, alguns resultados obtidos na análise da importância relativa dos choques comuns se destacam. Podemos notar, que estados que têm grande participação no PIB nacional tendem a apresentar respostas importantes ao choque comum. No entanto, alguns estados parecem fugir à regra. Este seria o caso do estado do Ceará e Pará, que apresentaram importantes respostas ao choque comum, apesar da pouca participação no produto nacional.

Buscando compararmos os resultados auferidos por estudos anteriores com os resultados obtidos com a presente análise, foi elaborado um quadro que buscou sintetizar a principal conclusão dos trabalhos já realizados, presente no Quadro 04 do Apêndice A.

4. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Nessa dissertação foi analisado se os estados brasileiros constituem uma Área Monetária Ótima (AMO) por examinar a existência de possíveis assimetrias nas respostas estaduais aos choques na política monetária e no câmbio além de comparar a resposta aos choques comum e idiossincrático. O foco no estudo de assimetrias se deu uma vez que os estudos empíricos na área mostram-se capazes de agregar diversas das propriedades evidenciadas ao longo do desenvolvimento da teoria das AMO. O estudo de tais assimetrias nas respostas estaduais e a análise de suas causas é importante, pois políticas econômicas que não levem as assimetrias regionais em consideração podem levar a problemas de ajustamento e econômico e aumentar as desigualdades regionais.

A fim de se expandir a quantidade de observações estaduais do indicador de nível de atividade escolhido utilizou-se o modelo *Nowcast*. O modelo, aplicado a um painel de dados não balanceados permitiu a expansão do indicador e melhorou os resultados obtidos no modelo FAVAR. A inclusão das estimativas permitiu a obtenção de respostas mais significativas e consistentes com a teoria no que tange à identificação dos choques estruturais no âmbito estadual.

Observou-se que a restrição imposta na resposta da taxa de variação do nível de preços do estado de Minas Gerais aos choques analisados melhorou significativamente a identificação dos choques nos demais estados analisados. Quanto as respostas dos preços à choques na política monetária no câmbio observou-se considerável concordância no sentido e intensidade entre as respostas estaduais, indicando respostas simétricas nos preços em relação aos dois choques analisados.

Já ao se considerar a resposta na variação dos níveis de atividade econômica estaduais, os resultados mostraram-se não significativos. Testes realizados mostraram que, apesar das variações nos níveis de atividade econômica estaduais acompanharem as variações do PIB brasileiro, ao se considerar a resposta destes aos choques de política monetária e no câmbio esta mesma relação não se mantém. Isto sugere que não há previsibilidade nestas respostas.

Por fim, ao se analisar as respostas da atividade econômica estadual à choques específicos e comuns, observou-se que a maioria dos estados apresentam importância relativa do choque comum menor em relação ao específico. Com exceção dos de São Paulo e Ceará, todos os demais estados em análise mostraram um impacto maior de choques idiossincráticos vis a vis os choques comuns. Além disso, Paraná e Goiás além de serem os dois estados onde

as respostas aos choques específicos têm os maiores pesos, ainda apresentam maior persistência. Estes resultados indicam que os estados são pouco integrados e têm maior dificuldade em se recuperar de choques assimétricos.

Assim, buscando responder a pergunta que motivou a presente pesquisa, podemos dizer que os resultados auferidos nas respostas das taxas de variação nos níveis de preços estaduais aos choques analisados apontam a presença de evidente simetria. Apesar disso, as respostas na taxa de variação nos níveis de atividade econômica se mostraram não significativas. A velocidade de ajuste a choques idiossincráticos mostrou-se em média de três trimestres, com os estados de Paraná e Goiás apresentando ajustamento mais longo, além de apresentarem as menores respostas ao choque comum em relação aos idiossincráticos. Além disso, notou-se que estados que possuem grande participação no PIB nacional, tendem a apresentar respostas importantes ao choque comum.

Como sugestão para trabalhos futuros destaca-se a possibilidade de inclusão de outras variáveis no modelo a fim de buscar identificar os fatores determinantes das assimetrias encontradas e analisar fatores específicos da teoria das AMO, a despeito da dificuldade de se encontrar dados a nível estadual com periodicidade trimestral. Também pode-se buscar segmentar a amostra a fim de analisar comparativamente as assimetrias em diferentes períodos amostrais. Outra sugestão se refere à melhoria e ampliação do indicador *Nowcast*. Além disso, pode-se realizar a análise de decomposição de variância a fim de analisar a importância relativa de cada um dos choques.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AHMADI, A. P.; UHLIG, H. *Measuring the effects of a shock to monetary policy: a bayesian factor-augmented VAR approach with sign restrictions*. In: Annual meeting of the Society for Economic Dynamics, 2012, Limassol, Meeting papers 1060, Society for Economic Dynamics, 2012. Disponível em: <https://economicdynamics.org/meetpapers/2012/paper_1060.pdf>. Acesso em: 08 ago. 2015.

ALMEIDA, G.; ALVES, P.; LIMA, E. (2012). *Impactos dos choques na política monetária e no câmbio no Brasil: um modelo de autorregressão vetorial estrutural aumentada por fatores dinâmicos*. Texto para Discussão do IPEA, Brasília, n.1711, fev. 2012.

AMORIM, A. L. M.; CORONEL, D. A., Desinflação e atividade econômica nos estados brasileiros: algumas evidências empíricas. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA ANPEC, 40., 2012, Porto de Galinhas. *Anais...*Porto de Galinhas: ANPEC, 2012, Disponível em: <http://www.anpec.org.br/encontro/2012/inscricao/files_/i92fc99de8890bc93823dfbd4a83ef891f.doc>. Acesso em: 07/10/2015.

ANDO, A.; MODIGLIANI, F., The "Life Cycle" Hypothesis of Saving: aggregate implications and tests. *The American Economic Review*, Pittsburgh, v. 53, n. 1, Part 1, p. 55-84, Mar. 1963.

ARAÚJO, J. M. S.; LIMA, E. C. R.; PAULA, L. F. Avaliação Empírica da Semelhança de Choques e Simetria na Flutuação Econômica na Zona do Euro: uma análise utilizando um Vetor Autorregressivo Aumentado por Fatores Dinâmicos (FAVAR). In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL, 53., 2015, João Pessoa. *Anais...*João Pessoa: SOBER, 2015.

ARAÚJO JUNIOR, E. A., Medindo o Impacto Regional da Política Monetária Brasileira: Uma comparação entre as regiões Nordeste e Sul. *Revista Econômica do Nordeste*, Fortaleza, v.35, n.03, p.356-393, jul.-set. 2004.

BANCO CENTRAL DO BRASIL, Sincronização dos Ciclos Econômicos Regionais, *Boletim Regional*, Brasília, v.5, n.1, p.88-93, jan. 2011.

BAUWENS, L.; LUBRANO, M.; RICHARD, J. F. *Bayesian inference in dynamic econometrics models: Advanced texts in econometrics*. Oxford: Oxford University Press, 1999.

BAYOUMI, T.; EICHENGREEN, B., Operationalising the theory of optimum currency areas, In: BALDWIN, R., COHEN, D.; SAPIR, A.; VENABLES, A., (editors) *Market Integration, Regionalism and the Global Economy*, Centre for Economic Policy Research, Cambridge: Cambridge University Press, 1999, p. 187- 216.

BERNANKE, B. S.; GERTLER, M., Inside the Black Box: the credit channel of monetary policy transmission, *Journal of Economic Perspectives*, v. 9, n.4, p. 27-48, 1995.

BERNANKE, B.S.; BOIVIN, J. Monetary policy in a data-rich environment. *Journal of Monetary Economics*, v.50, p. 525-546, Apr. 2003.

BERNANKE, B.S.; BOIVIN, J. (2006), Has monetary policy become more effective? *Review of Economics and Statistics*, v. 88, n. 3, p. 445-462, 2006.

BERNANKE, B.S.; BOIVIN, J.; ELIASZ, P. (2004). Measuring monetary policy: a Factor Augmented Vector Autoregressive (FAVAR) approach, *Working Paper*, n.10220, National Bureau of Economic Research (NBER), Cambridge, Jan. 2004.

BERTANHA, M.; HADDAD, E. A., Efeitos regionais da política monetária no Brasil: impactos e transbordamentos espaciais. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, v.62, n.1, p. 3-29, jan.-mar. 2008.

BOIVIN, J.; KILEY, M. T.; MISHKIN, F. S., How has the monetary transmission mechanism evolved over time? *Working Paper*, n.15879, National Bureau of Economic Research (NBER), Cambridge, Apr. 2010.

BRAATZ, J., *Impactos regionais assimétricos das políticas monetária e cambial no Brasil: uma abordagem com o método VAR*. 2013. 90f. Dissertação (Mestrado em Economia) - Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2013.

BROZ, T., The theory of optimum currency areas: a literature review, *Economic Trends and Economic Policy*, Zagreb: v.15, n.104, Oct. 2005.

BURNS, A. F.; MITCHELL, W. C., *Measuring business cycles*. Nova York: NBER, 1946, 560p.

CAPORALE, G. M. Is Europe an Optimum Currency Area? symmetric versus asymmetric shocks in the EC. London: *National Institute Economic Review*, n. 144, p. 95-103, May. 1993.

CARLINO, G.; DEFINA, R., The differential regional effects of monetary policy: evidence from the U.S. states, *Working Paper*, n.97-12/R, Philadelphia: Federal Reserve Bank of Philadelphia, Sep. 1998.

CARTER, C. K.; KOHN, R., Gibbs sampling for state space models. *Biometrika*, v. 81, n.3, p.541-53, Aug. 1994.

CHAMIE, N; DESERRES, A.; LALONDE, R., Optimum currency areas and shock asymmetry: a comparison of Europe and the United States. *Working Paper*, n. 94-1, Bank of Canada, Jan. 1994, 39p.

COHEN, D.; WYPLOSZ, C., The European Monetary Union: an agnostic evaluation, *Discussion Paper*, n. 306, London: CEPR, Apr. 1989.

COMMISSION ON EUROPEAN COMMUNITIES, One market, one money: An evaluation of the potential benefits and costs of forming an economic and monetary union, *European Economy*, n. 44, Belgium, Oct. 1990.

COOLEY, T. F.; LEROY, S. F., A theoretical macroeconometrics: a critique. *Journal of Monetary Economics*, v.16, p.283-308, 1985.

CORDEN, W. M., Monetary Integration, n.93, Princeton: *International Finance Section / Princeton University*, Apr. 1972, 46p.

DOZ, C.; GIANNONE, D.; REICHLIN, L., A two-step estimator for large approximate dynamic factor models based on Kalman filtering. *Journal of Econometrics*, v.164, p.188-205, 2011.

FLEMING, M. J., On exchange rate unification. *The Economic Journal*, v. 81, n. 323, p.467-88, 1971.

FRANKEL, J. E A. ROSE (1997), Is EMU more justifiable ex post than ex ante? *European Economic Review*, n. 41, p. 753-760, 1997.

FRANKEL, J. E A. ROSE, A. K., The endogeneity of the Optimum Currency Area criteria, *Economic Journal*, n.108, p.1009-1025, 1998.

GELMAN, A.; RUBIN, D. B. A single sequence from the Gibbs sampler gives a false sense of security. *Technical Report*, n. 305, Berkley: University of California, Jul. 1991.

GEMAN, S.; GEMAN, D. Stochastic relaxation, Gibbs distributions and the Bayesian restoration of images. *IEEE Transactions on Pattern Analysis and Machine Intelligence*, v. 6, p. 721-741, 1984.

GIANNONE, D.; REICHLIN, L.; SMALL D. H., Nowcasting GDP and Inflation: The real-time informational content of macroeconomic data releases. *Working Paper Series*, n.633, European Central Bank, May. 2006.

GIANNONE, D.; REICHLIN, L.; SMALL D. H., Nowcasting: The real-time informational content of macroeconomic data. *Journal of Monetary Economics*, v.55, p. 665– 676, 2008.

GUIMARÃES, R. R. S., *Política Monetária e Produto Regional no Brasil (2002-2011)*. 71f. Dissertação (Mestrado em Economia) - Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2012.

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

HARDING D.; PAGAN, A., Synchronization of cycles, *Journal of Econometrics*, n. 127, v. 1, p. 59-79, 2006.

HARVEY, A., *Time Series Models*. 2. ed., Cambridge: MIT Press, 1994.

HUH, H. S., KIM, D., KIM, W. J., & PARK, C. Y., A Factor-Augmented Vector Autoregression analysis of business cycle synchronization in east Asia and implications for a regional currency union. *Economics Working Paper Series*, v.385, Asian Development Bank, 2014.

INGRAM, J. C., *Regional payments mechanisms: the case of Puerto Rico*, Chapel Hill: Univ. of North Carolina Press, 1962.

ISHII, Karlin Saori. *Área Monetária Ótima para o Brasil: análise das diferenças regionais*. 2008. 147f. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2009.

KADIYALA, R.; KARLSSON, S., Numerical methods for estimation and inference in Bayesian VAR – Models. *Journal of Applied Econometrics*, v. 12, p. 99-132, 1997.

KENEN, P., The Theory of Optimum Currency Areas: An Eclectic View, In: *Monetary Problems of the International Economy*, R. Mundell e A. K. Swoboda (editors), Chicago: University of Chicago Press, p.41-60, 1969.

KENEN, P., *The theory of Optimum Currency Areas: an eclectic view*, Chicago: University of Chicago Press, 1969

KIM, C.; NELSON, C.R., *State-space models with regime switching: classical and gibbs-sampling approaches with applications*. Cambridge: MIT Press, 1991.

KOUPARITSAS, M. A., Is the United States an Optimum Currency Area? An empirical analysis of regional business cycles, *Working Papers*, n.22, Chicago: Federal Reserve Bank of Chicago, 2001.

KRUGMAN, P. (1993), Lessons from Massachusetts for EMU, In: *Adjustment and Growth in the European Monetary Union*, F. Torres e F. Giavazzi (editors), Cambridge: Cambridge University Press, p. 241-260, 1993.

LIMA, E.; MAKI, A.; ALVES, P. Monetary policy and exchange rate shocks in Brazil: sign restrictions versus a new hybrid identification approach. In: Encontro Brasileiro De Econometria, 31, 2009, Foz do Iguaçu. *Anais...* Paraná: SBE, 2009. Disponível em: <<http://virtualbib.fgv.br/ocs/index.php/sbe/EBE09/paper/viewFile/934/327>> Acesso em: 07 set. 2015.

LUCAS, R. E., Understanding business cycles, In: *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, v. 5, issue 1, p.7-29, 1977.

MCKINNON, R. I., Optimum Currency Area, *The American Economic Review*, Pittsburgh, v. 53, n. 4, p. 717-725, Sep. 1963.

MISHKIN F. S., Symposium on the monetary transmission mechanism, *The Journal of Economic Perspectives*, Pittsburgh, v. 9, n.4, p. 3-10, Fall 1995.

MONGELLI, F. P.; ‘New’ views on the Optimum Currency Area theory: what is EMU telling us”, *Working Paper*, n.138, European Central Bank, Apr. 2002.

MUNDELL, R. A., A Theory of Optimum Currency Areas, *The American Economic Review*, v. 51, n. 4, p.657-665, Sep. 1961.

OWYANG, M. T.; WALL, H. J., Structural breaks and regional disparities in the transmission of monetary policy, *Working Paper*, n. 2008-008C, St. Louis: Federal Reserve Bank of St. Louis, Feb. 2005.

PARTRIDGE, M. D.; RICKMAN, D. S., Regional cyclical asymmetries in an optimal currency area: an analysis using US state data, *Oxford Economic Papers*, n. 57, p. 373–397, 2005.

PEARCE, I. F., The problem of the Balance of Payments. *International Economic Review*, v. 2, n. 1, p. 1–28, jan. 1961.

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

FRATANTONI, M.; SCHUH, S.; Monetary policy, housing, and heterogeneous regional markets, *Working Paper*, v. 35, n. 4, Federal Reserve Bank of Boston, Sep. 2003.

SILVA, I. É. M., The differential regional effects of monetary and fiscal policies in Brazil. Trabalho In: Encontro Nacional de Economia ANPEC, 42º, 2014, Natal, *Anais...* Natal: ANPEC, 2014, Disponível em: <https://www.anpec.org.br/encontro/2014/submissao/files_I/i4092fe1c5a7b9cb3fadec24cabb751eb4.pdf> Acesso em: 02 jun. 2016.

SIMS, C.A, Macroeconomics and Reality, *Econometrica*, v.48, n.1, p.1-48, Jan.1980.

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

STOCK, J. H.; WATSON, M. W. Forecasting inflation. *Journal of Monetary Economics*, v. 44, p. 293-335, 1999.

STOCK, J.H., WATSON, M.W., Macroeconomic forecasting using diffusion indexes. *Journal of Business & Economic Statistics*, v. 20, n. 2, p. 147–162, 2002.

TAVLAS, G. S., The ‘New’ Theory of Optimum Currency Areas, *The World Economy*, v. 16, p. 663-685, 1993.

TAYLOR, J. B., The monetary transmission mechanism: an empirical framework, *The Journal of Economic Perspectives*, v. 9, n.4, p. 11-26, Fall 1995.

TELES, V. K., MIRANDA M. C., Política monetária e ciclos regionais no Brasil: uma investigação das condições para uma Área Monetária Ótima, *Estudos Econômicos*, São Paulo: v. 36, n.2, p.263-291, abr.-jun. 2006.

TOBIN, J., A general equilibrium approach to monetary theory. *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 1, n.1, p. 15-29, Feb. 1969.

VASCONCELOS, M. R.; FONSECA, M. W. Política Monetária no Brasil: mecanismos de transmissão e impactos diferenciados nas regiões e estados da federação. In: ENCONTRO

REGIONAL DE ECONOMIA ANPEC- Nordeste, 7., 2002, Fortaleza, *Anais ...* Fortaleza: ANPEC, 2002.

WAGGONER, D e ZHA, T., A Gibbs simulator for restricted VAR models. *Journal of Economic Dynamics and Control*, v. 26, p. 349-366, 2003.

WATSON, M.W., *Macroeconomic forecasting using many predictors*. Princeton: Princeton University, 2000.

APÊNDICE A – Resumos da Revisão de Literatura

Quadro 3 -Principais conclusões dos modelos de simetrias de choques regionais no Brasil

Autores (Ano)	Conclusão
Vasconcellos e Fonseca (2002)	Espera-se a assimetria com estados com maior proporção da produção industrial (Sudeste e Sul) sujeitos aos maiores impactos, com destaque aos que produzem bens de consumo duráveis e bens de capital. A região Norte e Nordeste, por terem empresas menores e menor acesso à agências sofreria mais impacto da política monetária
Araújo (2004)	Os estados do Sul tendem a reagir mais fortemente à choques, sendo também estes mais permanentes. Pernambuco e Bahia são afetados mais intensamente que o Nordeste como um todo, podendo indicar que a estrutura produtiva mais baseada em bens de capital os tornam mais vulneráveis a choques de política monetária que o Nordeste em geral.
Teles e Miranda (2006)	Como as regiões têm os choques idiossincráticos persistentes como fator importante na variação do produto cada uma delas deveria ter uma regra de política monetária distinta
Bertanha e Haddad (2008)	Os impactos sobre o emprego são mais fortes e dispersos entre os estados quando não se leva em consideração o componente espacial, o que mostraria a importância de considera-la na propagação dos choques.
Ishii (2008)	Por não atender 3 dos 4 critérios de identificação de Áreas Monetárias Ótimas levantados por Kouparitsas (2001) em ambos os modelos utilizados a autora conclui que o Brasil não pode ser considerado uma Área Monetária Ótima
Banco Central do Brasil (2011)	Uma vez que as correlações regionais são relativamente elevadas e aumentam ao longo do tempo, o papel dos choques específicos parece limitado e, por conseguinte, as decisões de política monetária que procuram responder a choques agregados para assegurar o cumprimento da meta de inflação não tendem a induzir efeitos assimétricos na atividade econômica regional no Brasil
Rocha, Silva e Gomes (2011)	Verificou-se a existência de impactos diferenciados em termos de intensidade das respostas dos produtos estaduais a choques monetários, com alguns estados respondendo com maior intensidade do que outros
Amorim e Coronel (2012)	Conclui que os impactos dos choques monetários diferem não somente em termos de intensidade entre os estados analisados, mas também no sentido do ajuste
Guimarães (2012) / Guimarães e Monteiro (2014)	A política monetária brasileira pode ser considerada simétrica uma vez que o componente comum responde conforme o esperado e os componentes idiossincráticos indicaram ausência de impacto da política monetária
Braatz (2013)	Assimetrias nas respostas estaduais à choques de política monetária e cambial com maior impacto nos estados pertencentes às regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste.
Silva (2014)	Verificou-se efeitos simétricos nos produtos regionais à choques de política monetária e assimétricos em relação à choques fiscais, com maior influência dos choques monetários.

Fonte: O autor, 2016.

Quadro 4 -Resumo dos resultados de simetria dos modelos da revisão de literatura

Autor (Ano)	Abrangência	Período	Metodologia	Política Monetária	Política Fiscal	Choque no Câmbio
Vasconcellos e Fonseca (2002)	Estados e Regiões	N/A	Análise comparativa	Assimétrica	N/A	N/A
Araújo (2004)	Nordeste e Sul (Estados)	1994/09 a 2002/06	SVAR	Assimétrica	N/A	N/A
Teles e Miranda (2006)	Regiões Brasileiras	1947 a 2000	DYMIMIC	Assimétrica	N/A	N/A
Bertanha e Haddad (2008)	Estados Brasileiros	1995/01 a 2005/12	SVAR	Assimétrica	N/A	N/A
Ishii (2008)	Regiões Brasileiras	1995 a 2007	SVAR	Assimétrica	N/A	N/A
Banco Central do Brasil (2011)	Regiões Brasileiras	2002/01 a 2010/10	Filtro HP	Simétrica	N/A	N/A
Rocha, et al (2011)	Estados Selecionados	1995/01 a 2010/11	SVAR e MQO	Assimétrica	N/A	N/A
Amorim e Coronel (2012)	Estados Selecionados	1994/08 a 2008/12	SVAR	Assimétrica	N/A	N/A
Guimarães (2012)	Regiões Brasileiras	2002/01 a 2011/12	SVAR e Componente Principal	Simétrica	N/A	N/A
Braatz (2013)	Estados Selecionados	2000/01 a 2011/12	SVAR	Assimétrica	N/A	Assimétrico
Silva (2014)	Regiões Brasileiras	2003/01 a 2012/12	VAR Bayesiano com restrição de sinais	Simétrico	Assimétrico	N/A

Fonte: O autor, 2016.

APÊNDICE B – Teste das variáveis do FAVAR

Tabela7 -Variáveis, transformações, teste Phillips-Perron, período utilizado e fonte (X_t).

Variável	Transformação	Teste PP	Período	Fonte
IPCARS	(1)	I(0)	4º trimestre de1999 ao 2º trimestre de2016	IBGE
IPCAPE	(1)	I(0)		IBGE
IPCAMG	(1)	I(0)		IBGE
IPCABA	(1)	I(0)		IBGE
IPCACE	(1)	I(0)		IBGE
IPCASP	(1)	I(0)		IBGE
IPCAPR	(1)	I(0)		IBGE
IPCAPA	(1)	I(0)		IBGE
IPCAGO	(1)	I(0)		IBGE
IPCARJ	(1)	I(0)		IBGE
PIBRS	(2)	I(0)		BCB + Nowcast
PIBPE	(2)	I(0)		BCB + Nowcast
PIBMG	(2)	I(0)		BCB + Nowcast
PIBBA	(2)	I(0)		BCB + Nowcast
PIBCE	(2)	I(0)		BCB + Nowcast
PIBSP	(2)	I(0)		BCB + Nowcast
PIBPR	(2)	I(0)		BCB + Nowcast
PIBPA	(2)	I(0)		BCB + Nowcast
PIBGO	(2)	I(0)		BCB + Nowcast

Notas: Testes realizados considerando $\alpha = 1\%$; (1) e (2) Taxas de variação trimestrais

Fonte: O autor, 2016

Tabela8 -Variáveis, transformações, teste Phillips- Perron período utilizado e fonte (Y_t).

Variável	Transformação	Teste PP	Período	Fonte
SELIC	(3)	I(1)	4º trimestre de1999 ao 2º trimestre de 2016	BCB
EXCHRATE	(4)	I(1)		BCB
IPCA	(5)	I(1)		IBGE
SWAP	(6)	I(1)		BM&F Bovespa
PIBBR	(7)	I(1)		IBGE
M1	(8)	I(1)		BCB

Notas: Testes realizados considerando $\alpha = 1\%$; (3) $\log(\text{eval}('SELIC')/100+1)$; (4) $\log(\text{eval}('EXCHRATE'))$; (5) $\log(\text{eval}('IPCA')/1000)$; (6) $\log(\text{eval}('SWAP')/100+1)$; (7) $\log(\text{eval}('PIBBR')/100)$; (8) $\log(\text{eval}('M1')/10000)$

Fonte: O Autor, 2016

APÊNDICE C – Modelo *Nowcast*

Um dos maiores problemas ao se tratar de estudos regionais no Brasil no campo da macroeconomia é a disponibilidade de dados. A frequência, disponibilidade e atualização dos dados regionais são por muitas vezes deficitários. Assim, de forma a tentar contornar estes problemas e obter uma amostra maior do índice do nível de atividade econômica estadual utilizada optou-se pela utilização prévia do modelo *Nowcast*.

Este modelo proposto por Giannone, Reichlin e Small (2008, pp. 667-670 e 2006, pp. 8-14) tinha originalmente por objetivo prever o PIB trimestral americano antes de sua divulgação oficial. A estimativa era baseada numa série de informações acerca da economia americana agregadas em componentes comuns. Ele funciona no presente estudo uma vez que permite a utilização de dados com diferentes cortes temporais para gerar uma estimativa do indicador almejado. Estas características tornam-no adaptável à realidade dos dados brasileiros, principalmente no que se refere aos dados estaduais. Tendo em vista a seu curto histórico, a periodicidade e o atraso verificado na divulgação das estatísticas econômicas oficiais. Assim, a estimativa do índice estadual de produção para os períodos em que não há dados é feita a partir de diversas séries informativas dispostas num painel não balanceado²⁴.

Descrição do modelo

Seguindo a exposição de Giannone, Reichlin e Small (2006, p.8), modificada para atender o objetivo proposto pelo presente trabalho, pode-se descrever o problema enfrentado pelo procedimento do *Nowcast* da seguinte maneira. O valor dos índices de atividade estaduais não está estimado dentro do período analisado. No entanto, ele pode ser estimado utilizando-se variáveis de maior ou igual frequência que se relacionam com a variável que se deseja estimar. No presente estudo optou-se por se trabalhar com séries mensais. Assim, define-se o conjunto das informações mensais relevantes Ω_v^n como o que contém todas as séries temporais mensais disponíveis até o mês v de todas as “ n ” variáveis consideradas relevantes. Computa-se então a seguinte projeção:

²⁴Por painel não-balanceado entende-se aqueles em que se verifica a ausência de observações em alguns períodos de tempo.

$$Proj [PIB_t | \Omega_v^n] \quad (24)$$

Onde, PIB_t é o nível de atividade estadual no mês “ t ”, cuja série desejamos estimar. Assumindo que Ω_v^n seja composto por dois blocos $[\Omega_v^{n1} \quad \Omega_v^{n2}]$ e que as variáveis em Ω_v^{n2} são tornadas públicas, a fim de exposição, um mês após aquelas encontradas em Ω_v^{n1} . Isto quer dizer que dado mês “ v ”, as variáveis em Ω_v^{n1} estão disponíveis até mesmo mês “ v ” e que os valores das variáveis contidas em Ω_v^{n2} , por sua vez, estão disponíveis até o mês “ $v - 1$ ”. Ou, de maneira alternativa, os valores das variáveis contidas em Ω_v^{n2} só estarão disponíveis no mês “ $v + 1$ ”, com defasagem em sua liberação. Isto quer dizer que o conjunto das informações contidas em Ω_v^n é um painel de dados não balanceados (com dados terminando em tempos diferentes). Assim, para não perder a informação “adicional” disponível em Ω_v^{n2} apenas porque não há temporariamente a informação de algumas variáveis no mês “ v ”, precisamos que a projeção realizada seja com base em um painel de dados não balanceados.

Para estabelecer uma notação para a descrição do problema, define-se o conjunto de informação anterior da seguinte maneira:

$$\Omega_v = \{ X_{it} | v; i = 1, \dots, n; t = 1, \dots, T_{iv} \} \quad (25)$$

O painel de dados não-balanceado Ω_v é composto por “ n ” variáveis, $X_{it|v}$, onde oi ($i = 1, \dots, n$) identifica a série de tempo individuais e t ($t = 1, \dots, T_{iv}$) indica o tempo em meses. T_{iv} indica, para cada uma das “ i ” séries, qual o último período para a qual há valores observados.

Apesar de tanto as informações da variável de interesse (IBCR) quanto a as informações contidas o painel de dados não-balanceados terem periodicidade mensal, o modelo foi estimado utilizando a taxa de variação trimestral das variáveis a fim de relacionar o resultado obtido com a frequência disponível do produto nacional.

Há valores para o índice acumulado nos últimos 3 meses apenas no último mês do dos trimestres com informação disponível. Se k ($k=1, 2, 3, \dots$) indica os trimestres com informação sobre índice mensal, então $q = 3k$ indica os meses de cada ano (março, junho, setembro e dezembro) para os quais há informação sobre índice acumulado nos últimos 3 meses. Assim, ao invés do índice do produto estadual o modelo irá projetar a taxa de crescimento trimestral do produto. Seja Y_{3k} as taxas dos produtos estaduais acumuladas trimestralmente no mês $3k$. Logo:

$$\hat{Y}_{3k|v} = E(Y_{3k}/\Omega_v; M), \quad v = 3k - h \quad (26)$$

Onde, h indica quantos passos à frente foi realizada a previsão e M indica o modelo utilizado para se obter a esperança da taxa anual de crescimento do produto.

A esta equação dá-se o nome de “equação ponte”, pois faz o link entre as informações contidas no painel de dados para a obtenção de previsões para a taxa de variação do índice de produção. A incerteza a respeito das previsões é obtida por:

$$VY_{3k-h} = E[(\hat{Y}_{3k-h|v} - Y_{3k})^2] \quad (27)$$

Espera-se que a incerteza diminua com a liberação de novos dados dentro do trimestre. Computar a projeção do modelo, no entanto, não é uma tarefa fácil, uma vez que Ω_v é grande. O modelo busca resolver este problema por explorar a colinearidade das séries de tempo mensais, que compõem o painel com dados mensais, sumariando toda a informação disponível através da estimação de poucos fatores comuns F_t . Este fator comum é capaz de capturar grande parte da variância dos dados permitindo maior parcimônia e uma melhor projeção.

Dados Nowcast

Conforme salientado há uma grande dificuldade em se obter os valores dos produtos estaduais brasileiros. O IBGE os divulga com um *lag* considerável, com periodicidade anual e com um curto histórico de divulgação. Estas características acabam por dificultar a realização de estudos na área. Cabe salientar, no entanto, que este tipo de dificuldade mostra-se recorrente nos estudos de outros países, conforme também destacado por Kouparitsas (2001, p.4):

Gross state product (GSP) is an alternative measure of regional activity. The main drawback of GSP is that it is collected annually, which makes it less able to pick business cycle turning points with any precision (KOUPARITSAS, 2001, p.4)²⁵

Tendo em vista esta defasagem na liberação dos dados pelo IBGE, o Banco Central disponibiliza um indicador de referência para o nível de produto estadual, o Índice de Atividade Econômica Regional (IBCR). O índice, disponível para as regiões brasileiras e para os estados de Amazonas, do Pará, do Ceará, de Pernambuco, da Bahia, de Minas Gerais, do Espírito Santo, do Rio de Janeiro, de São Paulo, do Rio Grande do Sul, de Santa Catarina, do Paraná e de Goiás. Ele busca ser uma *proxy* da evolução da atividade produtiva dos estados brasileiros e se baseia numa série de indicadores nas diversas áreas. Entre as variáveis consideradas, estão indicadores de construção civil, comércio, consumo, dos mercados financeiro e agropecuário.

Apesar de suas limitações, o IBCR se destaca como um indicador abrangente e de ampla utilização como *proxy* da atividade econômica regional. A fim de identificar sua concordância com o PIB estadual anual divulgado pelo IBGE, foi realizado um exercício de anualizar o IBCR mensal e tirar sua diferença com os valores divulgados para o produto estadual. Os valores obtidos, bem como os erros quadráticos médios (EQM) e os erros absolutos médios (EAM) para o período analisado encontram-se a seguir:

Tabela 9 - Diferenças, erros quadráticos médios e erros absolutos médios calculados entre estimativa do IBCR e PIB IBGE

	PA	CE	PE	BA	MG	RJ	SP	PR	RS	GO
2004	2.66%	2.71%	0.99%	4.08%	-0.14%	1.06%	-1.28%	0.92%	0.43%	2.14%
2005	-1.24%	-0.03%	-0.46%	-0.11%	1.32%	-0.78%	-0.32%	-0.90%	-0.24%	-1.09%
2006	-0.92%	0.45%	0.42%	-0.40%	-1.29%	0.52%	-0.75%	0.72%	1.40%	0.21%
2007	-2.64%	0.44%	-0.31%	1.07%	-0.55%	0.23%	-0.24%	-0.47%	0.05%	-0.87%
2008	0.64%	2.03%	-0.28%	-0.12%	-0.07%	0.33%	-0.59%	-1.73%	-0.72%	0.28%
2009	-2.76%	-1.05%	-0.54%	-0.79%	-2.30%	-1.19%	-0.75%	0.42%	-1.39%	-1.75%
2010	0.96%	1.07%	-0.66%	-0.70%	0.33%	-0.91%	0.50%	-0.44%	0.34%	1.37%
2011	0.33%	-0.79%	-0.50%	-0.96%	-0.85%	0.82%	1.34%	-0.57%	-0.01%	0.89%
2012	0.52%	2.16%	1.04%	1.37%	0.00%	0.69%	-0.78%	-1.30%	-1.26%	0.79%
2013	0.47%	2.60%	0.63%	-2.31%	-0.41%	0.24%	0.30%	0.90%	0.73%	-0.65%
EQM	0.026%	0.026%	0.004%	0.027%	0.010%	0.006%	0.006%	0.009%	0.007%	0.026%
EAM	1.31%	1.33%	0.58%	1.19%	0.73%	0.68%	0.68%	0.84%	1.31%	1.33%

Fonte: O autor, 2016.

Conforme visto, a metodologia *Nowcast* permitiu-nos a ampliar o período disponível das variáveis de interesse através da estimativa realizada dispondo de séries de periodicidades

distintas e diferentes defasagens, através de um painel não balanceado de dados. Desta forma, além do IBCR como variável de interesse, apresentam-se no quadro a seguir as variáveis informativas presentes em Ω_v , bem como o período e a fonte da qual foram retiradas. Salienta-se que a escolha dos estados incluídos na análise se deu com base na disponibilidade de dados do IBCR e dados do IPCA, necessários para a etapa posterior.

Quadro 5 - Variáveis utilizadas no *Nowcast*

Variável	Estados	Período	Fonte
Índice de volume de vendas no varejo	Bahia, Ceará, Goiás, Minas Gerais, Pará, Pernambuco, Paraná, Rio de Janeiro, Rio Grande do Sul e São Paulo.	2000.01 a 2016.06	IBGE
Índice de estoque do emprego formal		1999.01 a 2016.06	MTE
Índice de produção industrial		2002.01 a 2016.06	IBGE
Receita de ICMS de estados e municípios		1995.01 a 2016.05	MF-STN
Consumo de energia elétrica (MW/h)		2004.01 a 2015.12	EPE
Transferências da União para estados e municípios		1995.01 a 2015.12	MF-Cotepe
PIB SEADE	São Paulo	2010.01 a 2016.04	SEADE

Fonte: O autor, 2016.

Para o trabalho em questão foram testados diversos modelos com as variáveis utilizadas, dentre os quais dois foram selecionados. Os modelos diferem pelas variáveis presentes em Ω_v . No quadro a seguir apresenta-se as variáveis utilizadas em cada um dos modelos testados.

Quadro 6 - Variáveis utilizadas nos modelos *Nowcast*

Modelo 01	Modelo 02
Varejo	Varejo
Emprego	Emprego
Transferências	Prod. Industrial
Prod. Industrial	ICMS
ICMS	Eletricidade
Inadimplência	IBCR
Eletricidade	
IBCR	

Fonte: O autor, 2016.

Diferentemente do nível de atividade Estadual, o PIB brasileiro tem a vantagem de estar disponível em base trimestral e ser atualizado com menor defasagem. Assim, optou-se pela utilização dos valores trimestrais divulgados pelo IBGE para o modelo FAVAR o que, conseqüentemente, exige a obtenção do índice de atividade estadual também em base trimestral. Sendo assim, a fim de compatibilizar os dados de produção estaduais aos dados de produção nacionais utilizados e buscando garantir a estacionariedade das variáveis utilizadas, cada variável mensal descrita foi transformada em termos de sua taxa de variação acumulada trimestralmente. A transformação foi feita da seguinte forma:

- i) Para cada mês t , obteve-se a razão entre a soma das últimas 3 observações mensais (incluindo o mês t em questão) e a soma das 3 observações mensais imediatamente anteriores às 3 mais recentes;
- ii) Multiplicou-se a razão menos 1 foi multiplicada por cem.

Com esta transformação a amostra é conseqüentemente reduzida em 5 observações e passa a se iniciar em junho de 1995, com o valor da variação trimestral do segundo trimestre de 1995.

Cabe sublinhar aqui que se optou pela não realização de testes de raiz unitária nas taxas obtidas, pois os dados apresentam sazonalidade e quebras estruturais consideradas importantes para auferir seus efeitos sobre a atividade econômica e, por serem testes de baixa potência, tenderiam então rejeitar a hipótese de não-estacionariedade.

O Modelo e o Método de Estimação

É necessário que se especifique um modelo para computar as expectativas condicionais expostas $E(Y_{12k}/\Omega_v; M)$. Como estas estimativas baseiam-se num conjunto amplo de séries, é necessária uma alternativa para lidar com a limitação dos graus de liberdade. Assim, o método de estimação proposto é o presente em Doz, Giannone, Reichlin (2011) na identificação de choques macroeconômicos em tempo real. Esta abordagem combina a técnica de componentes principais com o filtro de Kalman. A técnica de componentes principais permite que se explore a colinearidade das séries do painel por sumarizar estas informações em poucos fatores comuns. Já a suavização do filtro de Kalman é utilizada para computar recursivamente o valor esperado dos fatores comuns. Para aplicar o filtro é necessário, no entanto, especificar a estrutura do modelo em espaço de estados como se segue.

Seja $X_{it|v}$ uma observação disponível para o mês t , para a série de tempo i transformada para mostrar a variação anual quando $q=12k$, para o conjunto de dados v . Admite-se então a seguinte estrutura dos fatores para as séries de tempo mensais com as devidas alterações:

$$X_{it|v} = \mu_i + \lambda_{ir}f_{r,t} + \dots + \lambda_{i1}f_{1,t} + \xi_{i,t|v} \text{ onde, } i = 1, \dots, n \quad (28)$$

Onde, μ_i é uma constante; $X_{it|v} = \lambda_{ir}f_{r,t} + \dots + \lambda_{i1}f_{1,t}$ e $\xi_{i,t|v}$ são dois processos estocásticos estacionários e ortogonais. Assume-se que os processos $X_{it|v}$ (os componentes comuns) são funções lineares de poucos $r \ll n$ fatores comuns não-observáveis (f_{it}) que capturam “quase todos” os co-movimentos na economia, enquanto que os processos lineares $\xi_{i,t|v}$ (os componentes idiossincráticos) são afetados por choques específicos nas variáveis.

Reescrevendo o modelo descrito na forma matricial, temos:

$$X_{t|v} = \mu + \Lambda F_t + \xi_{t|v} = \mu + \chi_t + \xi_{t|v} \quad (29)$$

Onde, $X_{t|v} = (X_{1t|v}, \dots, X_{nt|v})'$, $\xi_{t|v} = (\xi_{1t|v}, \dots, \xi_{nt|v})'$, $F_t = (f_{1t}, \dots, f_{rt})'$ e Λ é uma matriz $n \times r$ dos pesos dos fatores com entrada genérica λ_{ij} .

Assumindo que o PIB não depende da dinâmica específica das variáveis, projetá-lo nos fatores comuns e não em todas as variáveis torna o modelo parcimonioso e dá uma boa aproximação projeção sobre todas as variáveis. Sob a hipótese de que a taxa de crescimento do índice de produção e das variáveis indicadoras têm uma distribuição normal conjunta, obtém-se previsões da taxa de crescimento índice de produção pelo *Nowcast* através de uma função linear dos fatores comuns esperados:

$$\hat{Y}_{3k|v} = \alpha + \beta' \hat{F}_{3k|v} \quad (30)$$

$$\hat{F}_{3k|v} = E[F_{3k} | \Omega_v; M], \text{ para } v = (3k), (3k - 1), (3k - 2).$$

Para aplicar o filtro de Kalman para se extrair os fatores comuns primeiramente devemos parametrizar a dinâmica dos fatores comuns como um vetor autorregressivo:

$$F_t = AF_{t-1} + Bu_t \quad (31)$$

Onde $u_t \sim WN(0, I_q)$, B é uma matriz rxq de posto completo q , A é uma matriz rxr com todas as raízes do $\det(Ir - Az)$ fora do círculo unitário e u_t tem dimensão q e é um processo ruído branco dos choques dos fatores comuns. Em um modelo como este, r é relativamente maior que q , ou seja, o número de fatores comuns supera o número de choques comuns, buscando capturar assim as relações antecedentes e defasadas entre as variáveis no decorrer do ciclo de negócios.

Parametriza-se também os componentes idiossincráticos por levantar a hipótese de que esses sejam ruídos brancos ortogonais, de forma que:

$$E(\xi_{t|v} \cdot \xi_{t|v}') = \Psi_{t|v} = \text{diag}(\Psi_{1t|v}, \dots, \Psi_{nt|v}) \quad (32)$$

$$E(\xi_{t|v} \cdot \xi_{t-s|v}') = 0, s > 0 \text{ para todo } v \quad (33)$$

Supõe-se também que $\xi_{t|v}$ seja ortogonal ao choque comum u_t

$$E(\xi_{t|v} \cdot u'_{t-s|v}) = 0, \text{ para todo } s \text{ e } v \quad (34)$$

A fim de lidar com as observações faltantes na amostra a variância dos componentes idiossincráticos é parametrizada da seguinte forma:

$$\tilde{\Psi}_{it|v} = \begin{cases} \psi_i, \text{ se } X_{it|v} \text{ é observável;} \\ \infty, \text{ se } X_{it|v} \text{ não é observável.} \end{cases} \quad (35)$$

Supondo que todos os erros sejam gaussianos, as equações (29 – 35) caracterizam completamente o modelo.

De acordo com Giannone, Reichlin e Small (2006, p.12) os parâmetros iniciais do modelo ($\theta = \mu, \Lambda, A, B, \psi$) são obtidos²⁶ através do painel de dados Ω_v truncados até a data onde todas as variáveis são observadas, ou seja, até $T_{iv} = \min\{T_{1v}, \dots, T_{nv}\}$.

²⁶ Para uma demonstração detalhada da obtenção dos parâmetros verificar Giannone, Reichlin e Small (2006, pp. 30-32)

Posteriormente podemos estimar os fatores comuns através do Filtro de Kalman²⁷:

$$\hat{F}_{t|v} = Proj[F_t | \Omega_v; \hat{\mu}, \hat{A}, \hat{B}, \hat{\psi}, \hat{\Lambda}] \quad (36)$$

Dada as estimativas dos fatores comuns o Nowcast do PIB estadual pode também ser computado por se estimar os coeficientes α e β da equação (30) por MQO nos fatores trimestrais estimados $\hat{F}_{3k|v}$ usando a amostra para a qual o PIB estadual está disponível. A “equação ponte” que dá a estimativa da taxa de variação trimestral do índice de produção será dada então por:

$$\hat{Y}_{3k|v} = \gamma_0 + \hat{\gamma} \hat{F}_{3k|v} \quad (37)$$

Os autores salientam que a especificação não inclui o próprio regressor defasado no modelo pois considera-se que os fatores comuns conseguem não só capturar grande parte da dinâmica de interação entre as “ n ” variáveis mensais, mas também a maior parte da dinâmica da produção pois as fontes de dinamismo são as mesmas.

Resultados Nowcast

Quanto à qualidade dos resultados encontrados com os Modelos rodados para os 10 estados em análise, buscou-se sumariar o erro quadrático médio (EQM) e erro absoluto médio (EAM) para cada um dos modelos rodados. Foram escolhidos 2 períodos de comparação. O primeiro, de 1999 a 2013 e o segundo de 1999 a 2003, período utilizado para ampliar a variação trimestral do IBCR.

Tabela10 -EAM e EQM dos modelos *Nowcast* selecionados (continua)

		MEDIDA	Modelo 01	Modelo 02
BAHIA	1999 - 2013	EAM	1,764%	1,782%
		EQM	0,053%	0,062%
	1999 - 2003	EAM	2,913%	2,968%
		EQM	0,103%	0,133%
CEARÁ	1999 - 2013	EAM	1,799%	1,730%
		EQM	0,062%	0,048%

²⁷ O procedimento é detalhado em Doz, Giannone e Reichlin (2011)

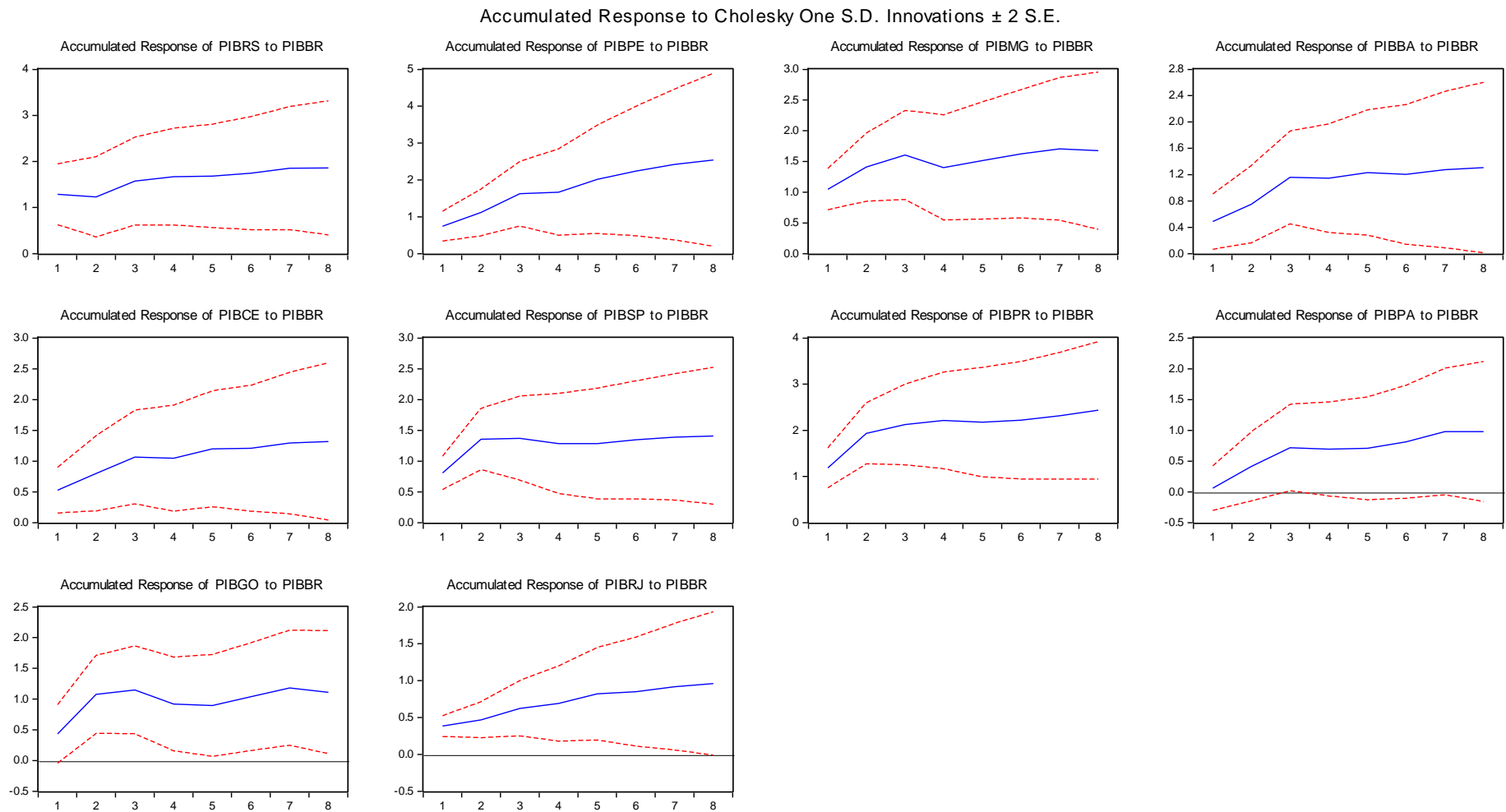
Tabela10 -EAM e EQM dos modelos *Nowcast* selecionados (conclusão)

		EAM	2,731%	2,525%
	1999 - 2003	EQM	0,132%	0,091%
GOIÁS	1999 - 2013	EAM	1,130%	1,109%
		EQM	0,018%	0,018%
	1999 - 2003	EAM	1,380%	1,317%
		EQM	0,027%	0,028%
MINAS GERAIS	1999 - 2013	EAM	1,262%	1,322%
		EQM	0,035%	0,036%
	1999 - 2003	EAM	2,335%	2,514%
		EQM	0,085%	0,089%
PARÁ	1999 - 2013	EAM	0,999%	1,340%
		EQM	0,021%	0,035%
	1999 - 2003	EAM	0,970%	2,197%
		EQM	0,011%	0,054%
PERNAMBUCO	1999 - 2013	EAM	2,106%	1,661%
		EQM	0,110%	0,061%
	1999 - 2003	EAM	5,149%	3,814%
		EQM	0,321%	0,175%
PARANÁ	1999 - 2013	EAM	1,534%	1,520%
		EQM	0,087%	0,084%
	1999 - 2003	EAM	3,849%	3,797%
		EQM	0,243%	0,234%
RIO DE JANEIRO	1999 - 2013	EAM	1,005%	1,041%
		EQM	0,016%	0,019%
	1999 - 2003	EAM	1,660%	1,767%
		EQM	0,037%	0,045%
RIO GRANDE DO SUL	1999 - 2013	EAM	0,785%	0,864%
		EQM	0,009%	0,010%
	1999 - 2003	EAM	1,041%	1,277%
		EQM	0,013%	0,017%
SÃO PAULO	1999 - 2013	EAM	1,847%	1,694%
		EQM	0,089%	0,068%
	1999 - 2003	EAM	4,170%	3,713%
		EQM	0,254%	0,192%

Fonte: O autor, 2016.

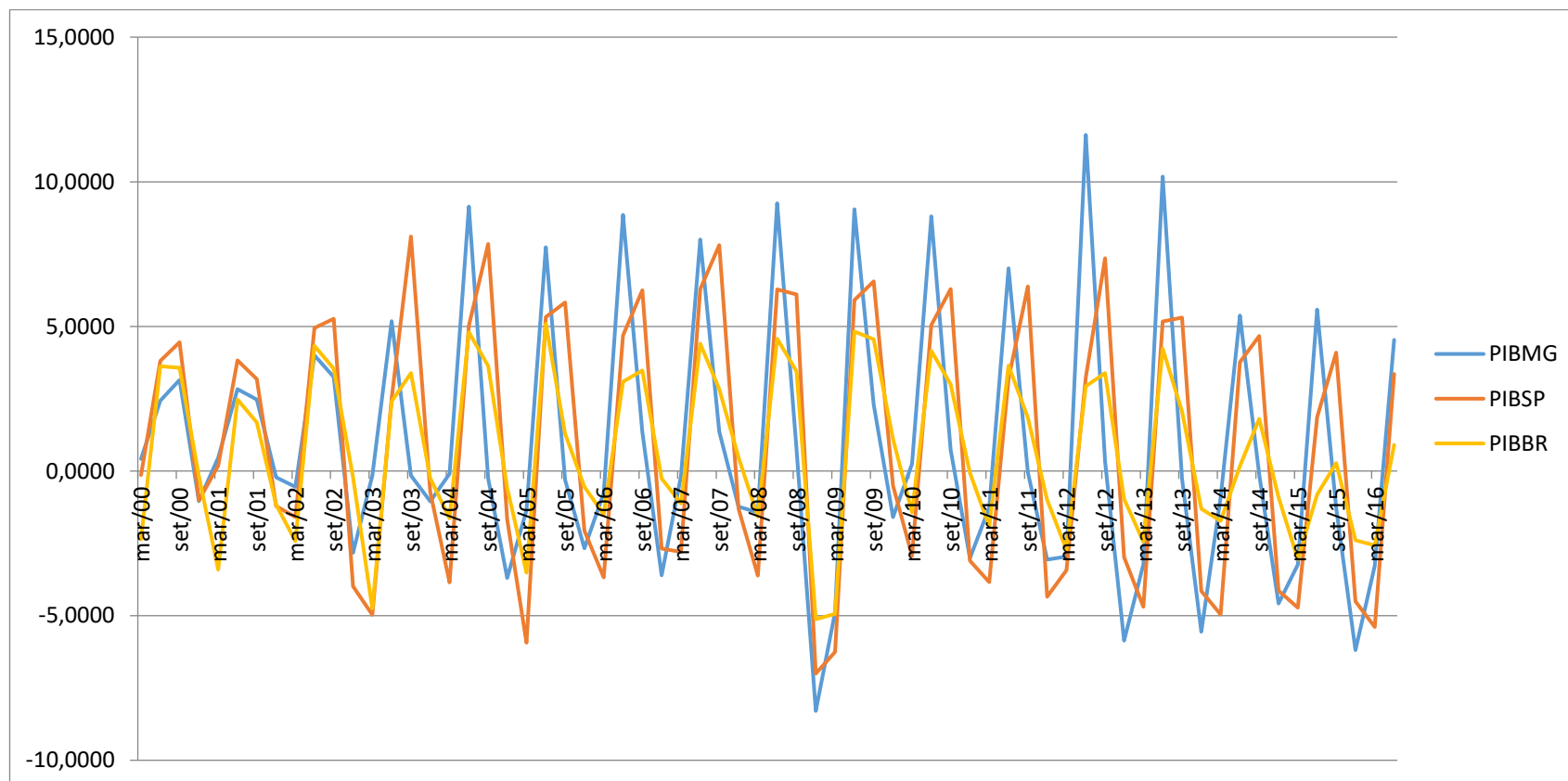
APÊNDICED – Testes com os dados obtidos via *Nowcast*

Figura 8 -Resultado do VAR rodado no E-views



Fonte: O autor, 2016

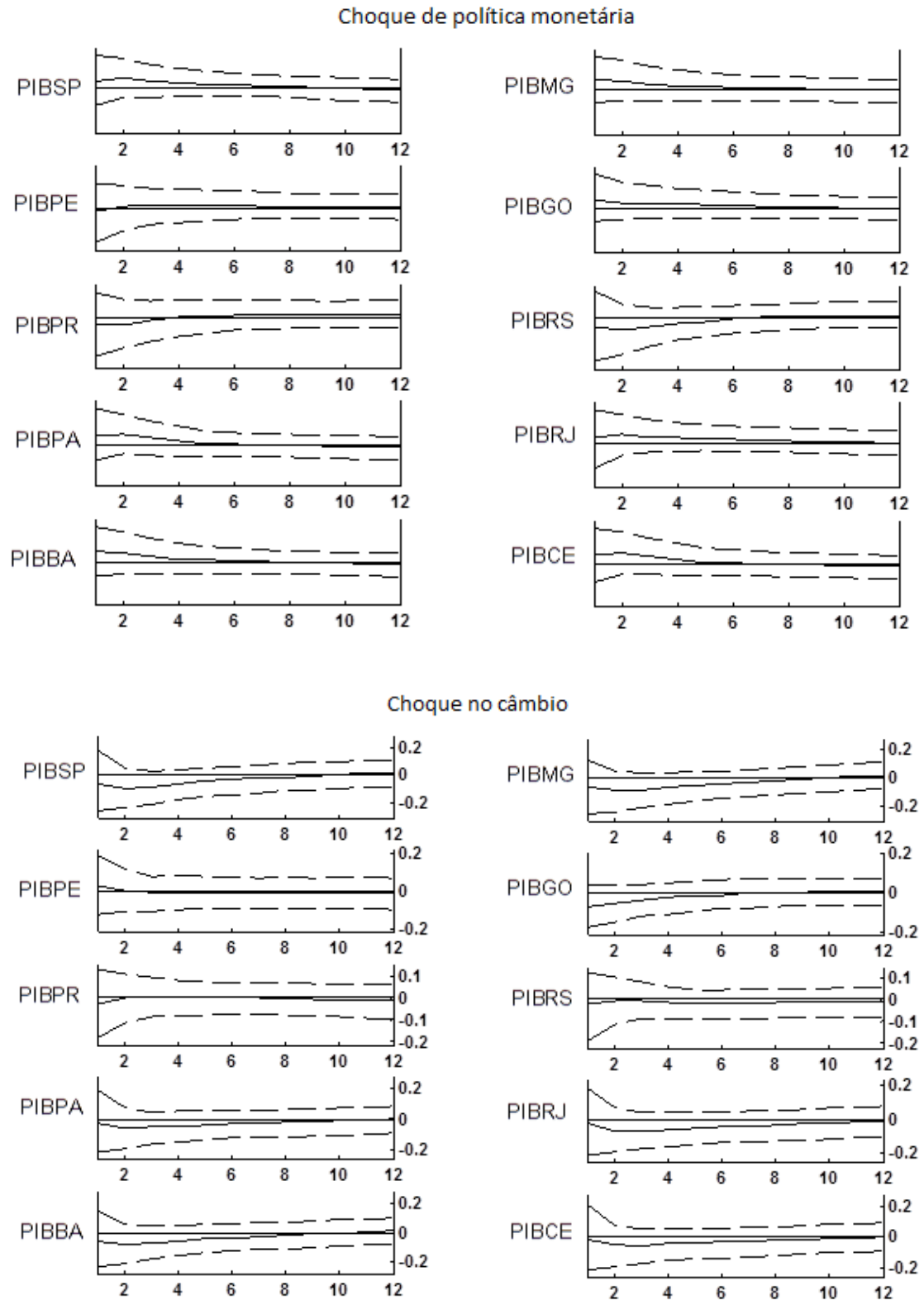
Figura 9 - Variação trimestral do PIB Brasileiro e do indicador de atividade ampliado pelo *Nowcast*



Fonte: O autor, 2016.

APÊNDICE E – Resultados do FAVAR

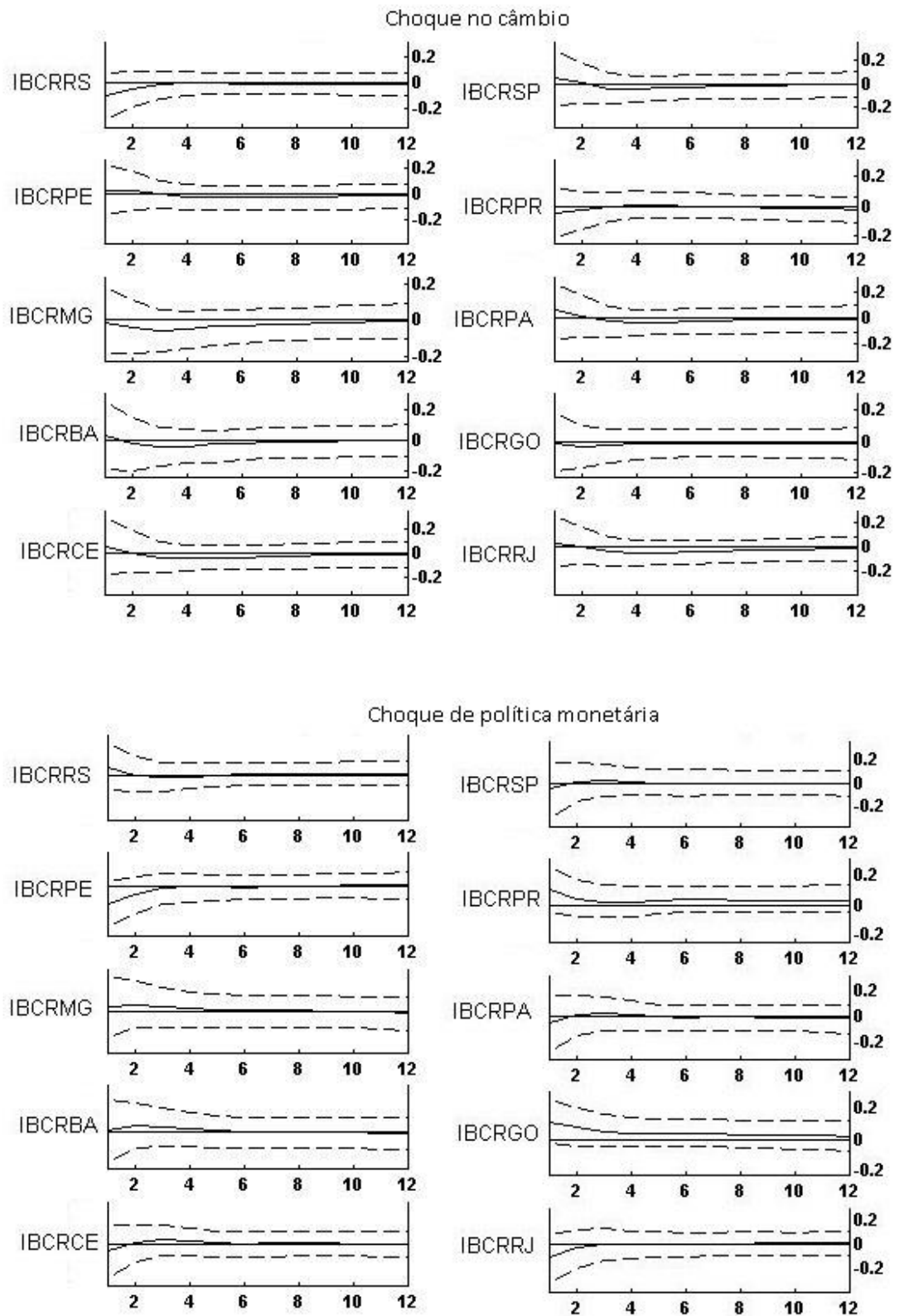
Figura10 - Respostas dos níveis de atividade estaduais aos choques de política monetária e no câmbio



Fonte: O autor, 2016.

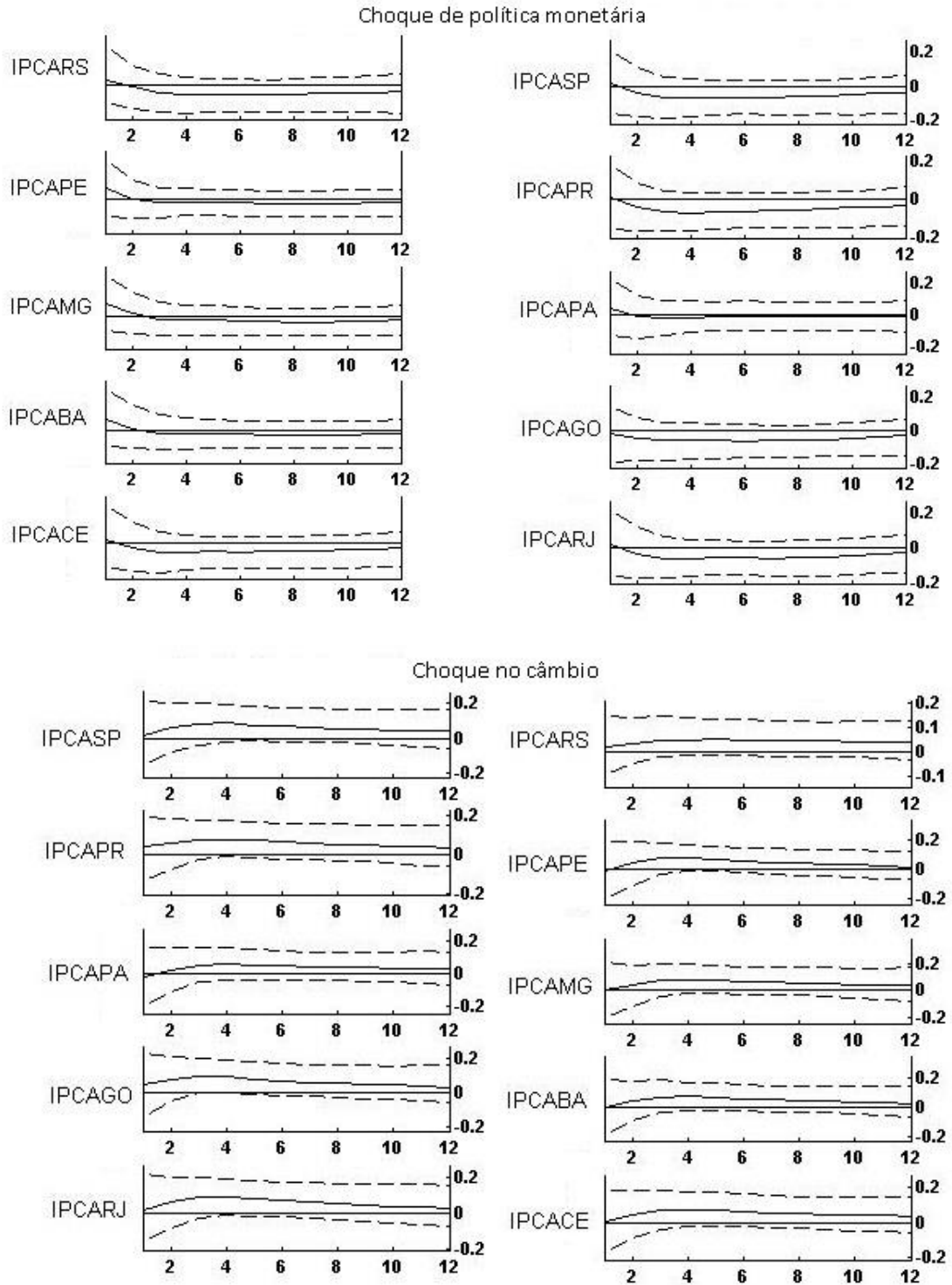
APÊNDICE F – Resultados sem a utilização do Nowcast

Figura 11 - Respostas dos IBCRs aos choques de política monetária e no câmbio



Fonte: O autor, 2016.

Figura 12 - Respostas dos níveis de preços estaduais aos choques de política monetária e no câmbio (modelo somente com IBCR)



Fonte: O autor, 2016.