

Impactos regionais assimétricos da política monetária no Brasil: uma abordagem com o método VAR para o período 2002-11*

Jacó Braatz**


*Doutorando em Economia na Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul (PUCRS) e Auditor Fiscal da Receita Estadual do Rio Grande do Sul
Doutor em Economia e Professor Adjunto do Programa de Pós-Graduação em Economia da PUCRS*

Gustavo Inácio de Moraes***

Resumo

Neste artigo, apresenta-se uma discussão sobre a política monetária e seus potenciais efeitos assimétricos, em termos regionais, para o Brasil. O foco principal é analisar de que modo as economias regionais são afetadas pelas variações no nível da taxa de juros. A estratégia metodológica é baseada na modelagem de Vetores Autorregressivos (VAR) para dados mensais, entre 2002 e 2011, disponíveis para os 13 principais estados brasileiros. Os resultados apontam a confirmação de que há assimetrias nas respostas dos estados brasileiros frente a choques macroeconômicos, já que foram encontrados impactos regionalmente diferenciados na amostra utilizada. Assim, demonstra-se que características como estrutura produtiva e inserção no comércio internacional das economias regionais são de suma importância para explicar os diferentes níveis de impactos, com diferenças bastante acentuadas na intensidade e na temporariedade das respostas.

* Artigo recebido em abr. 2014 e aceito para publicação em abr. 2016.

 Este trabalho está licenciado sob uma Licença Creative Commons Atribuição-NãoComercial 4.0 Internacional.

Open Acces (Acesso Aberto)

Revisor de Língua Portuguesa: Breno Camargo Serafini

** E-mail: jacobraatz@hotmail.com

*** E-mail: gustavo.moraes@pucls.br

Palavras-chave

Política monetária; economia regional; impactos regionais

Abstract

This paper presents a discussion on the monetary policy and its potential asymmetric effects in regional terms for Brazil. The main focus is to analyze how regional economies are affected by variations in the level of interest rates. The methodological strategy is based on Vector Autoregressive (VAR) modeling for monthly data between 2002 and 2011, available for the 13 major Brazilian states. The results confirm that there is asymmetry in the responses of Brazilian states considering common macroeconomic shocks, since regionally differentiated impacts were found in the sample used. Thus, it is shown that characteristics such as production structure and involvement in international trade of regional economies are of paramount importance to explain the different levels of impacts, with very marked differences in the intensity and timing of responses.

Keywords

Monetary policy; regional economics; regional impacts

Classificação JEL: E17, E43, R11

1 Introdução

Desde Myrdal (1968), reconhece-se o crescimento econômico como um processo essencialmente divergente e concentrador, que leva a desequilíbrios regionais e assimetrias entre as regiões de um mesmo país. Essa assimetria de desenvolvimento entre as regiões pode trazer problemas socioeconômicos de difícil resolução para o Estado, como os relacionados a federalismo fiscal, guerras fiscais ou mesmo a riqueza em um polo de desenvolvimento e pobreza no estado ou na região vizinha. No Brasil, em especial pelas suas heterogeneidades produtivas, esses efeitos podem ser maiores, em virtude da diversidade de situações de cada região.

Em geral, quando o governo age através da política econômica, atua com modelos que consideram uniformes as regiões, preferindo paliativos para atenuar as distinções regionais, já que um só modelo será aplicado para todo o país, como na política monetária (uma taxa de juros nacional) e na política cambial (um câmbio único para todo o país). Entretanto, cada região possui especificidades que podem levar a resultados nem sempre esperados pela teoria econômica. Para Boisier (1989), as políticas macroeconômicas são consideradas neutras, sendo uniformes seus impactos regionais. Contudo, quanto maior a diferença entre as estruturas regionais e a nacional, maior será o impacto de uma política econômica sobre uma referida região.

Dado esse fato, cabe ao analista a determinação do grau de desigualdade entre a estrutura econômica de cada região analisada e a estrutura nacional, para se chegar a um termo de impactos assimétricos sobre aquela região, pois, como observou Bonelli (2005), embora mudanças na política macroeconômica afetem todas as regiões, é de se esperar que o desempenho econômico dessas regiões difira por várias razões, em especial: (a) diferenças nas estruturas produtivas locais; (b) distintas formas de inserção e estratégias de penetração de mercados internacionais das empresas ali localizadas; (c) características da demanda dos setores em que se inserem; (d) comportamento macroeconômico e política comercial dos países de destino das exportações; (e) adoção de inovações; e (f) eficiência produtiva local, dentre outras.

Neste artigo, procurar-se-á abordar a política monetária e seus potenciais efeitos assimétricos regionais, ou seja, dada uma modificação nas variáveis macroeconômicas, investigar-se-á em que medida essas mudanças afetam as diversas regiões do país. A pergunta principal a ser respondida será: de que maneira as economias regionais são afetadas pelas variações no nível da taxa básica de juros? Em especial, qual o impacto regional de variações na taxa do Sistema Especial de Liquidação e de Custódia (Selic)? Aprofundando o estudo: por quanto tempo as economias regionais são afetadas? Qual a intensidade e a repercussão desses efeitos? Quais são as possíveis causas desses potenciais efeitos assimétricos?

A hipótese central a ser estudada é a de que variações uniformes na taxa de juros nacional têm efeitos assimétricos, distintos, sobre cada unidade da Federação estudada, dependendo da sua estrutura produtiva local e de sua inserção no comércio internacional. Especificamente, será testada a hipótese de que uma variação na taxa Selic produz efeitos diferenciados sobre as variáveis vendas no varejo e sobre o Índice de Atividade Econômica do Banco Central-Brasil (IBC-BR), entre os estados, através do uso da metodologia de Vetores Autorregressivos (VAR). Essa metodologia

foi escolhida por permitir avaliar o impacto dinâmico das perturbações aleatórias sobre o sistema de variáveis, o que a torna particularmente útil e eficiente na previsão do comportamento futuro de séries temporais inter-relacionadas.

Com base nos resultados, as assimetrias nas respostas dos estados brasileiros frente a choques monetários comuns foram confirmadas, já que se constataram impactos regionalmente diferenciados na amostra utilizada, com diferenças bastante acentuadas na intensidade e na temporariedade das respostas. Esses resultados contribuem com essa frente de pesquisa, que são os impactos assimétricos da política monetária, tendo como nexos causal as heterogeneidades geográficas, além de trazer novos dados e conclusões sobre a área.

Assim, o artigo foi dividido em seis seções, incluindo esta Introdução. Na segunda, será discutido o referencial teórico, com a apresentação de análises que buscam explicar os efeitos assimétricos das políticas macroeconômicas sobre as estruturas produtivas locais e sobre as distintas regiões de um país. Na terceira, descrevem-se os dados e o tratamento das variáveis. Na quarta seção, apresentam-se a estratégia metodológica, a modelagem de estudo e os procedimentos tomados para se chegar aos resultados. Na quinta, apresentam-se os resultados do trabalho, com as estimações do modelo, a análise das funções impulso-resposta (FIR) e os efeitos dinâmicos dos choques monetários sobre as variáveis de estudo. Finalmente, na sexta seção são apresentadas as Considerações finais.

2 Efeitos regionais da política monetária

Carlino e Defina (1997) são os autores do artigo que inicia a investigação sobre os efeitos da condução única, ou nacional, de política monetária sobre as regiões norte-americanas, analisando, com dados trimestrais de 1958 a 1992, a resposta sobre a renda pessoal de variações na taxa de juros americana em 48 estados da Federação, utilizando-se da modelagem de Vetores Autorregressivos. Conforme o trabalho, aceita-se a hipótese de que existem impactos assimétricos regionais na política monetária norte-americana, com distâncias significativas entre os estados. Unidades da Federação com maior percentual de seu Produto Interno Bruto (PIB) ligado à manufatura e à construção civil serão mais afetados pela política monetária, por esses setores serem mais sensíveis à taxa de juros, enquanto as regiões de pequena participação na produção dessa indústria sofrem menor impacto.

Concomitantemente, outro estudo avaliou os impactos assimétricos da política monetária, porém sobre diferentes setores industriais (GANLEY; SALMON, 1997). Os autores utilizam a modelagem VAR para analisar 14 setores industriais da Inglaterra, por meio de decomposição do PIB desse país. As conclusões apontam resultados muito diferentes para os 14 setores, tanto em termos de redução do produto quanto na duração dos efeitos de uma elevação de 1% na taxa de juros básica da Inglaterra. Dentre os segmentos, a indústria da borracha apresentou a maior redução do produto, 3,6%, com 10 trimestres para atingir tal nível. Os menores impactos ficaram na indústria de alimentos, bebidas e fumo, com redução de 0,4% em 13 trimestres.

Subsequentemente, Carlino e Defina (1998) também aplicaram a mesma metodologia para os países da área do euro. Nesse artigo, os países foram divididos em três grupos, conforme o grau de sensibilidade a mudanças na política monetária, mais uma vez se comprovando a hipótese de efeitos assimétricos. O grupo de maior sensibilidade foi composto por Finlândia, Irlanda e Espanha; o que apresentou baixa sensibilidade foi composto por França, Itália e Holanda; e o que ficou na média foi composto por Áustria, Bélgica, Portugal, Alemanha e Luxemburgo. Ao analisar os dados, as conclusões são ainda mais fortes para a Zona do Euro do que aquelas encontradas para os EUA. O canal da taxa de juros explica melhor a ocorrência de diferentes impactos da política monetária na Europa e nos EUA, pois, entre o grupo de países de maior sensibilidade à taxa de juros, verifica-se elevada participação da indústria de manufaturas ou de construção civil no PIB.

Também se confirmam os efeitos heterogêneos a partir da política monetária para as regiões espanholas, em trabalho conduzido por De Lucio e Izquierdo (1999). Usando dados trimestrais de 1978 a 1998, em modelagem VAR, os autores analisaram a existência de diferentes efeitos regionais de uma política monetária comum e as características locais que podem estar por trás dessas respostas diferenciadas para essas regiões. Tal como já se percebera para EUA e União Europeia, os autores confirmaram que a intensidade de uma resposta regional a um choque está positivamente relacionada a uma maior percentagem de atividade concentrada no setor industrial, à maior proporção dos trabalhadores afetados por negociação coletiva de salários e ao grau de abertura daquela região ao comércio internacional; já, negativamente, é relacionada ao tamanho das empresas.

No Brasil, alguns autores abordaram o mesmo tema, tendo como inspiração os trabalhos realizados internacionalmente. Dentre eles, Fonseca (2003) analisa os potenciais impactos diferenciados da política monetária sobre as regiões e os estados do Brasil, valendo-se de vetores autorregres-

sivos na construção de duas funções impulso-resposta: a primeira tenta identificar como a modificação na taxa Selic influencia a produção industrial em cada estado; e a segunda, verificar o impacto nas operações de crédito; ambas com informações mensais, no período de agosto de 1994 a dezembro de 2000, em estados selecionados. O resultado mostrou que a transmissão via canal da taxa de juros¹ não demonstrou consistência para o Brasil e também para os estados e nem se encontrou indicação que os impactos possam ser diferenciados. Em sentido oposto, a estimação da relação entre taxa Selic e crédito apresentou resultado que permite a sustentação de que há impactos diferenciados entre as regiões brasileiras. Assim, os estados mais afetados pela condução da política monetária seriam os estados das Regiões Norte, Centro-Oeste e Nordeste, pois essas regiões possuem maior proporção de pequenas empresas, sendo estas mais dependentes de empréstimos bancários do que as grandes empresas localizadas nas Regiões Sul e Sudeste.

Ampliando a investigação no Brasil, Bertanha e Haddad (2006) analisam os impactos regionais da política monetária, utilizando-se de uma modelagem Estrutural Espacial de Vetores Autorregressivos, no período de 1995 a 2005, para medir os impactos regionais de um choque de política monetária, utilizando dados mensais de emprego das 27 unidades da Federação. De forma geral, os resultados indicam a presença de efeitos assimétricos da política monetária sobre a variável nível de emprego, entre os 27 estados brasileiros. Os estados das Regiões Norte e Nordeste são fortemente afetados pelo aumento da taxa básica de juros, enquanto os estados mais ao sul seriam os menos afetados, sendo que, na opinião dos autores, o acesso precário ao crédito dos setores produtivos dessas regiões poderia explicar as assimetrias ao choque, em consonância com o resultado de Fonseca (2003).

Araújo (2004) analisa o impacto da política monetária brasileira após o Plano Real nas Regiões Nordeste e Sul, avaliando, quantitativamente, o grau de assimetria em termos das respostas dos índices de produção industrial das respectivas regiões a um choque de política monetária. O pressuposto básico seria que os ciclos de negócio em níveis regional e estadual são diferenciados, com especificidades próprias, devido às diferenças estruturais de cada economia. Através da construção de um VAR, com dados mensais de 1994 a 2002, constata-se que as respostas dos índices de produção ao impulso, associadas ao choque de política

¹ Segundo Mishkin (2000), o canal da taxa de juros é o mais tradicional canal de transmissão da política monetária. Pela sistematização de Hicks, um aumento na oferta de moeda reduz a taxa de juros real, afetando decisões de investimento das empresas, tornando viáveis investimentos antes não rentáveis e afetando a disposição de gastar dos consumidores.

monetária para as duas regiões, em termos agregados, são bastante assimétricas. A Região Sul tende a reagir mais fortemente ao choque que a Nordeste, e os efeitos dos choques também são mais permanentes. O impacto, em nível estadual, é também bastante assimétrico, sendo Pernambuco, na Nordeste, e Rio Grande do Sul, na Sul, os estados mais afetados.

Através de um Modelo de Fatores Generalizados, com dados mensais de 1995 a 2003, Rocha e Nakane (2008) procuram estabelecer uma análise do canal de transmissão da política monetária praticada pelo Banco Central e do impacto desta sobre os estados brasileiros. Os resultados mostram que, após um choque de política monetária, há uma queda na produção, com duração aproximada de seis meses, que desaparece ao longo do tempo, indicando uma possível neutralidade da política monetária no longo prazo, respostas estas compatíveis com a literatura existente. Bahia e Paraná aparecem como os estados mais vulneráveis, enquanto São Paulo, Pernambuco e Minas Gerais seriam os menos afetados pela política monetária, o que poderia evidenciar a existência de um canal de crédito mais ativo nos estados mais afetados pela política monetária, devido a uma estrutura bancária mais restrita quanto à oferta de crédito e concentração de firmas mais sujeitas a problemas de assimetria de informação.

Neste trabalho, serão avaliados os efeitos assimétricos sobre os estados brasileiros, produzidos pela variação comum na taxa básica de juros da economia, utilizando-se a metodologia VAR. Entretanto, diferentemente dos estudos já citados, serão utilizadas como variáveis de estudo as vendas no varejo e o Índice de Atividade Econômica do Banco Central, tendo como objetivo ter uma visão mais sistêmica sobre os efeitos dessas variações sobre toda a economia.

3 Descrição dos dados e tratamento das variáveis

Com o objetivo de analisar como o setor real da economia é afetado pela volatilidade monetária, selecionaram-se dados mensais para as séries apresentadas no Quadro 1, no período de janeiro de 2002 a dezembro de 2011, para o Índice de Atividade Econômica do Banco Central e da Selic, e de janeiro de 2003 a dezembro de 2011 para a série de vendas no varejo². Tais períodos foram escolhidos pela disponibilidade de dados.

² Pesquisa mensal de comércio, IBGE.

Optou-se pela utilização dessas variáveis, tendo em vista que os demais trabalhos na área ainda não as haviam utilizado e pelo seu valor intrínseco, haja vista que vendas no varejo é uma variável que responde, rapidamente, à ação da autoridade monetária em casos de contração ou expansão monetária, bem como que o IBC-BR é um índice que abarca toda a economia e é considerado *proxy* do PIB. Espera-se que, em havendo uma contração monetária, as variáveis apresentadas respondam negativamente, pela contração da demanda.

As séries de tempo foram dessazonalizadas, utilizando-se o método de médias móveis multiplicativo, presente no programa econométrico utilizado³, com o objetivo de filtrar a série de perturbações aleatórias, e, após isso, partiu-se para os testes do modelo propriamente ditos.

Quadro 1

Detalhamento das variáveis incluídas nos modelos

VARIÁVEL	FONTE	PERIODICIDADE
- Pesquisa Mensal de Comércio	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE)	- jan./03 a dez./11
- Taxa Selic - Índice Agregado de Atividade Econômica (IBC)	Banco Central do Brasil (Bacen)	- jan./02 a dez./11

4 Metodologia

No início dos anos 80, novas técnicas estatísticas surgiram, com o intuito de analisar um tipo especial de série de dados, as séries temporais. Esses novos modelos foram chamados, por Sims (1980), de Vetores Autor-regressivos. A característica marcante desse tipo de modelagem é considerar todas as variáveis endógenas e estas em função de seus valores defasados.

Essa modelagem emergiu como resposta às críticas ao grande número de restrições impostas às estimações pelos modelos estruturais utilizados até então, classificando, *a priori*, as variáveis em endógenas e exógenas e impondo restrições nos parâmetros. A ideia era desenvolver modelos dinâmicos com o mínimo de restrições, nos quais todas as variáveis fossem tratadas como endógenas. Para Enders (1995), a modelagem VAR pode ser definida como um vetor Z_t com n variáveis endógenas potenciais, sendo o

³ Foi utilizado o pacote econométrico Eviews 5.0, para a realização de todos os testes e demais componentes da modelagem do problema descrito.

processo gerador para modelar Z_t um vetor autorregressivo, sem restrições, envolvendo k defasagens de Z_t :

$$Z_t = A_1.Z_{t-1} + \dots + A_k.Z_{t-k} + \phi D_t + u_t \quad (1),$$

sendo que $u \sim N(0, \infty)$, Z_t é um vetor ($n \times 1$), cada elemento A_i é uma matriz de parâmetros de ordem ($n \times n$), e D_t representa termos determinísticos, tais como constantes, tendência linear, *dummies*, ou qualquer outro tipo de regressor fixo e não estocástico.

Assim, os modelos VAR examinam relações lineares entre cada variável e seus valores defasados e de todas as demais variáveis; eles tomam em consideração a existência de relações de interdependência entre as variáveis e permitem avaliar o impacto dinâmico das perturbações aleatórias sobre o sistema de variáveis, o que os tornam particularmente úteis e eficientes na previsão do comportamento futuro de séries temporais inter-relacionadas (CAIADO, 2002).

O uso dessa metodologia, amplamente utilizada em estudos sobre política monetária, é a base metodológica deste trabalho. Em especial, o estudo de Carlino e Defina (1997), em que os autores fazem uso do VAR para avaliar os potenciais impactos assimétricos da política monetária sobre variáveis-chaves da economia, nas diferentes regiões dos Estados Unidos.

Assim, a metodologia consistirá na utilização de modelos VAR, pois estes permitem analisar a importância relativa de cada inovação sobre as variáveis do sistema macroeconômico e descobrir como as variáveis respondem a esse choque simultaneamente, o que nos será de grande valia na busca de conhecer as possíveis respostas assimétricas dos estados brasileiros em relação à política monetária.

Serão estimados 26 modelos VAR, dois modelos para cada um dos 13 estados analisados, sendo *Selic versus vendas* e *Selic versus IBC-BR*. A partir da estimação, serão avaliados os comportamentos das funções impulso-resposta, as quais permitem que se destaque a resposta de uma dada variável a um impulso em qualquer outra variável do sistema, ou seja, investigar-se-á a resposta das variáveis-chaves às variações monetárias e seus efeitos no tempo e no espaço.

Para construir o modelo, seguir-se-ão os seguintes passos⁴: teste de estacionariedade, teste de cointegração, teste de causalidade, determinação do número de defasagens necessárias, análise dos resíduos e correção da eventual presença de autocorrelação serial e, por fim, ajuste do modelo de previsão e da função impulso-resposta a ser usada.

⁴ Baseado em Enders (1995).

4.1 Estacionariedade e testes de raiz unitária

Uma condição básica para a aplicação da metodologia VAR é que a série temporal a ser estudada seja estacionária, ou seja, não apresente tendência ou sazonalidade. Segundo Enders (1995), uma série temporal estacionária é aquela que possui média e variância constantes ao longo do tempo, e o valor da covariância entre dois períodos de tempo depende apenas da distância entre os dois períodos.

Apesar da importância dada à estacionariedade das séries temporais, há controvérsias na literatura dos modelos VAR acerca da transformação das séries, de modo que estas se tornem estacionárias. Por um lado, a estimação a partir de séries estacionárias reduz a possibilidade de ocorrência de regressões espúrias e torna as estimações mais eficientes. De outro lado, argumenta-se que diferenciar uma série faz com que informações acerca de seu comportamento de longo prazo sejam perdidas.

Há, assim, um *trade-off* entre eficiência estatística, obtida a partir da utilização de séries estacionárias, e perda de informações de longo prazo das variáveis, fato gerado pela diferenciação das séries⁵ (DILL, 2012), o que levou a, neste artigo, serem utilizados os dados em nível, com o intuito de não haver tal perda, já que houve cointegração entre as variáveis, como visto a seguir.

4.2 Cointegração e o teste de Johansen

O teste de cointegração visa determinar se há influências mútuas nas trajetórias de longo prazo de duas ou mais séries temporais e qual o número de vetores de cointegração que serão necessários ao sistema. Mais especificamente, esse teste permite determinar se as variáveis de interesse possuem, ou não, um relacionamento, um equilíbrio de longo prazo.⁶

Dentre os testes de cointegração, cujo objetivo é determinar se um grupo de variáveis não estacionárias são cointegradas e se a combinação linear entre elas gera uma variável estacionária, o teste de Johansen é o mais utilizado. Esse teste foi apresentado por Johansen (1988) e, desde então, passou a ser incorporado a diversos *softwares* econométricos.

Esse predomínio se dá, basicamente, pela capacidade que o teste de Johansen tem de, além de retornar se as variáveis são, ou não,

⁵ Uma discussão mais detalhada sobre esse *trade-off* pode ser vista em Ramaswamy e Slok (1998 *apud* DILL, 2012).

⁶ A definição formal de cointegração encontra-se em Engle e Granger (1987).

cointegradas, identificar o número de vetores cointegrantes, enquanto os demais testes existentes, como o de Engle-Granger ou o de Phillips-Ouliaris, permitem apenas o primeiro procedimento.

Para identificar o número de vetores de cointegração, Johansen (1988) propõe duas estatísticas. A primeira (do Traço) testa a hipótese nula de que o número de vetores de cointegração distintos é menor ou igual a r , contra a hipótese alternativa de que ele é maior que r . A segunda estatística (do Máximo Autovalor) testa a hipótese nula de que o número de vetores de cointegração é r , contra a hipótese alternativa de que o número de vetores é $r + 1$.

Geralmente, adota-se apenas uma dessas estatísticas. Os resultados do teste dependem do número de *lags* da equação. Para a escolha do número de *lags*, Enders (1995) propõe que sejam estimados modelos VAR de diferentes ordens para as variáveis em nível objeto do teste e que seja escolhido o número de defasagens igual à ordem do modelo com os menores valores para os critérios Akaike e Schwarz.

Para os dados em análise, após a aplicação do teste, como já definido, houve cointegração entre IBC e Selic e entre vendas e Selic para todas as séries (para todos os estados), como mostra a Tabela 1, o que faz com que a análise em nível, para a construção dos modelos VAR, seja possível para essas variáveis.

Tabela 1

Testes de cointegração de Johansen

VARIÁVEIS	ESTATÍSTICA DO TRAÇO	VALOR CRÍTICO A 5%	P-VALOR (1)
IBCRAM2	58,17625	15,49471	0,0000
IBCRBA2	58,47591	15,49471	0,0000
IBCRCE2	53,03452	15,49471	0,0000
IBCRRES2	43,08453	15,49471	0,0000
IBCRGO2	61,24219	15,49471	0,0000
IBCRMG2	53,61216	15,49471	0,0000
IBCRPA2	72,02802	15,49471	0,0000
IBCRPE2	52,15102	15,49471	0,0000
IBCRPR2	56,09981	15,49471	0,0000
IBCRPJ2	60,92119	15,49471	0,0000
IBCRRS2	56,65034	15,49471	0,0000
IBCRSC2	49,97694	15,49471	0,0000
IBCRSP2	59,09416	15,49471	0,0000
VENDASAM2	74,74537	15,49471	0,0000
VENDASBA2	50,03571	15,49471	0,0000
VENDASCE2	59,91256	15,49471	0,0000
VENDASES2	49,46650	15,49471	0,0000
VENDASGO2	49,42398	15,49471	0,0000
VENDASMG2	60,34330	15,49471	0,0000
VENDASPA2	59,77883	15,49471	0,0000
VENDASPE2	62,16720	15,49471	0,0000
VENDASPR2	62,31189	15,49471	0,0000
VENDASRJ2	64,02871	15,49471	0,0000
VENDASRS2	50,16695	15,49471	0,0000
VENDASSC2	65,67783	15,49471	0,0000
VENDASSP2	53,74312	15,49471	0,0000

FONTE: Pesquisa de campo.

NOTA: 1. Variável definida contra Selic.

2. A hipótese nula significa ausência de cointegração.

(1) Denota rejeição da hipótese nula a 5% de significância.

4.3 Causalidade e o teste de Granger

O teste de causalidade proposto por Granger (1969) visa superar as limitações do uso de simples correlações entre variáveis, pois correlação não implica, por si só, causalidade (relação de causa e efeito). Assim, uma variável X causa outra variável Z no sentido de Granger, se a observação de X no presente ou no passado ajuda a prever os valores futuros de Z para algum horizonte de tempo.

A esse respeito, Carneiro (1997) afirma que a identificação de uma relação estatística entre duas ou mais variáveis, por mais forte que seja, não pode estabelecer uma relação causal entre elas. Para ele, qualquer relação de causalidade deve se originar de fora da estatística, baseando-se, fundamentalmente, em alguma teoria já estabelecida ou até mesmo no senso comum.

A relação de causalidade entre as variáveis é fundamental dentro da análise de séries temporais, pois, apesar de a análise de regressão lidar com dependência de uma variável em relação a outras, essa dependência não implica relação de causalidade. Como o futuro não pode prever o passado, se a variável X causa (no sentido Granger) a variável Y , então mudanças em X devem preceder mudanças em Y .

Em termos formais, o teste envolve estimar as seguintes regressões⁷:

$$X_t = \sum a_i Y_{t-i} + \sum b_i X_{t-i} + u_{1t} \quad (5)$$

$$Y_t = \sum c_i Y_{t-i} + \sum d_i X_{t-i} + u_{2t} \quad (6),$$

em que u_{it} são os resíduos que se assume serem não correlacionados.

A primeira equação postula que valores correntes de X estão relacionados a valores passados do próprio X assim como a valores defasados de Y ; a segunda equação postula um comportamento similar para a variável Y . Nada impede que as variáveis X e Y sejam representadas na forma de taxas de crescimento, o que, aliás, tem sido quase a regra geral na literatura, uma vez que é difícil achar variáveis que sejam estacionárias em seus níveis (CARNEIRO, 1997).

Além de ter permitido definir a presença, ou não, de causalidade entre as variáveis dos modelos, o teste de Granger foi um primeiro indicativo do número de defasagens para a estimação do VAR e das funções impulso-resposta. O número de defasagens será definido pelo teste de Schwarz, como apresentado posteriormente.

Os resultados para o teste de causalidade de Granger estão apresentados na Tabela 2. Houve causalidade no sentido de Granger para todas as variáveis, com significância de 5%, à exceção do IBC dos Estados de Pará e Goiás, que não são causados no sentido de Granger pela taxa Selic, e para o índice de vendas no varejo, dos Estados de Ceará e Goiás, que não são causados no sentido de Granger pela taxa Selic, para uma significância de até 20%.

⁷ Baseado em Carneiro (1997) e Enders (1995).

Tabela 2

Testes de causalidade de Granger

HIPÓTESE NULA	ESTATÍSTICA F	P-VALOR	LAGs
Selic não Granger causa IBCRAM2	7,30740	(1) 0,0079	1
Selic não Granger causa IBCRBA2	5,76693	(1) 0,0179	1
Selic não Granger causa IBCRCE2	4,20044	(1) 0,0426	1
Selic não Granger causa IBCRES2	7,20591	(1) 0,0083	1
Selic não Granger causa IBCRGO2	0,95631	0,3301	1
Selic não Granger causa IBCRMG2	5,24696	(1) 0,0237	1
Selic não Granger causa IBCRPA2	1,31181	0,2544	1
Selic não Granger causa IBCRPE2	5,58619	(1) 0,0197	1
Selic não Granger causa IBCRPR2	1,79045	(3) 0,1834	1
Selic não Granger causa IBCRRJ2	2,87034	(2) 0,0929	1
Selic não Granger causa IBCRRS2	3,82715	(2) 0,0528	1
Selic não Granger causa IBCRSC2	4,50749	(1) 0,0358	1
Selic não Granger causa IBCRSP2	7,22594	(1) 0,0082	1
Selic não Granger causa VENDASAM2	2,91905	(2) 0,0907	1
Selic não Granger causa VENDASBA2	2,31396	(3) 0,1315	1
Selic não Granger causa VENDASCE2	1,14082	0,2881	1
Selic não Granger causa VENDASES2	2,31737	(3) 0,1312	1
Selic não Granger causa VENDASGO2	1,05776	0,3063	1
Selic não Granger causa VENDASMG2	2,05512	(3) 0,1549	1
Selic não Granger causa VENDASPA2	1,71379	(3) 0,1936	1
Selic não Granger causa VENDASPE2	4,64611	(1) 0,0336	1
Selic não Granger causa VENDASPR2	3,78839	(1) 0,0006	9
Selic não Granger causa VENDASRJ2	1,65977	(3) 0,1907	1
Selic não Granger causa VENDASRS2	2,32762	(1) 0,0496	5
Selic não Granger causa VENDASSC2	1,95337	(2) 0,0576	9
Selic não Granger causa VENDASSP2	2,82977	(2) 0,0428	3

FONTE: Pesquisa de campo.

(1) Houve causalidade a 5%. (2) Houve causalidade a 10%. (3) Houve causalidade a 20%.

4.4 Seleção de defasagens do modelo e análise dos resíduos

Quanto ao número de defasagens a serem aplicadas ao modelo, utilizar-se-á como critério o Schwarz Bayesian Criterion (SBC). Como a escolha da ordem de defasagem do VAR é arbitrária, o desejável é incluir o maior número de defasagens, de modo a evitar a imposição de restrições falsas sobre sua dinâmica. Entretanto a parcimônia se coloca como fator fundamental nessa escolha, à medida que, quanto maior o LAG utilizado, maiores os graus de liberdade consumidos.

Todos os critérios utilizam o mesmo método de seleção, com algumas diferenças entre si: minimizar a soma dos quadrados dos resíduos (SQR). Como ressaltado por Enders (1995) e Bueno (2008), o SBC possui propriedades assintóticas superiores aos demais critérios, tendendo a selecionar um modelo mais parcimonioso.

O Critério de Schwarz tem como pressuposto a existência de um “modelo verdadeiro”, que descreve a relação entre a variável dependente e as diversas variáveis explanatórias entre os diversos modelos sob seleção. Assim, o critério é definido como a estatística que maximiza a probabilidade de se identificar o verdadeiro modelo dentre os avaliados. Os resultados dos testes encontram-se na Tabela 3:

Tabela 3

Seleção de defasagens do modelo segundo o Critério Schwarz

MODELO	CRITÉRIO SCHWARZ	LAGs
Selic IBCRAM2	6.004209	2
Selic IBCRBA2	4.688750	2
Selic IBCRCE2	3.533510	2
Selic IBCRES2	4.606851	2
Selic IBCRGO2	4.561614	2
Selic IBCRMG2	3.495342	2
Selic IBCRPA2	4.199352	2
Selic IBCRPE2	3.468994	2
Selic IBCRPR2	4.978206	2
Selic IBCRRJ2	3.167870	2
Selic IBCRRS2	4.237605	3
Selic IBCRSC2	4.002842	3
Selic IBCRSP2	3.750283	2
Selic VENDASAM2	6.494226	2
Selic VENDASBA2	5.233763	2
Selic VENDASCE2	5.792074	2
Selic VENDASES2	5.442489	2
Selic VENDASGO2	5.593156	2
Selic VENDASMG2	5.346848	3
Selic VENDASPA2	5.562260	2
Selic VENDASPE2	5.522827	2
Selic VENDASPR2	5.195328	4
Selic VENDASRJ2	5.046386	3
Selic VENDASRS2	4.839983	3
Selic VENDASSC2	5.194472	4
Selic VENDASSP2	4.826165	3

FONTE: Pesquisa de campo.

A análise dos resíduos, e eventual correção de autocorrelação serial, foi feita nessa fase do trabalho, utilizando-se o teste de Autocorrelação Serial LM⁸. Naqueles modelos em que houve evidência de autocorrelação, estimou-se um VAR de ordem (LAG) superior, até que a autocorrelação fosse eliminada⁹.

5 Exercício empírico, aplicações e resultados

Nesta seção, apresentar-se-ão os resultados das estimações dos 26 modelos VAR, 2 para cada unidade da Federação, divididos em blocos por variável.

Genericamente, os modelos de estudo são os seguintes:

$$\text{Vendas: } V_t = A_1.V_{t-1} + \dots + A_k.V_{t-k} + \phi D_t + u_t \quad (7)$$

$$\text{IBC: } I_t = A_1.I_{t-1} + \dots + A_k.I_{t-k} + \phi D_t + u_t \quad (8),$$

sendo que $u \sim N(0, \infty)$, V_t, I_t é um vetor ($n \times 1$), cada elemento A_i é uma matriz de parâmetros de ordem ($n \times n$), e D_t representa termos determinísticos, tais como constantes, tendência linear, *dummies*, ou qualquer outro tipo de regressor fixo e não estocástico.

A análise dos modelos VAR estimados para as variáveis vendas e IBC mostrou as significâncias estatísticas, conforme as Tabelas 4 e 5.

⁸ Teste do multiplicador de Lagrange, usado para detectar a autocorrelação nos resíduos.

⁹ Além do teste LM, verificou-se também a estabilidade dos modelos. Como resultado, tem-se que todas as raízes têm módulo menor que a unidade, encontrando-se dentro do círculo unitário.

Tabela 4

Resultados para os parâmetros do modelo VAR, para as variáveis vendas e Selic

VARIÁVEIS	AM	BA	CE	ES
Vendas (-1)	(1) 0,655171	(1) 0,464950	(1) 0,664465	(1) 0,618527
Erro-padrão	0,09984	0,09146	0,09920	0,09891
Estatística t	6,56229	5,08374	6,69827	6,25319
Vendas (-2)	0,279764	(1) 0,510263	(1) 0,329843	(1) 0,341330
Erro-padrão	0,09893	0,09035	0,10111	0,09756
Estatística t	(1) 2,82792	5,64741	3,26231	3,49875
Vendas (-3)	-	-	-	-
Vendas (-4)	-	-	-	-
Selic (-1)	-0,449083	-0,238008	0,192378	-0,230078
Erro-padrão	1,13923	0,60958	0,80215	0,74172
Estatística t	-0,39420	-0,39044	0,23983	-0,31019
Selic (-2)	0,106714	-0,000638	-0,342021	0,007693
Erro-padrão	1,14225	0,61454	0,80313	0,75491
Estatística t	0,09342	-0,00104	-0,42586	0,01019
Selic (-3)	-	-	-	-
Selic (-4)	-	-	-	-
Intercepto	16,35907	8,185050	4,748506	10,47992
Erro-padrão	9,50162	4,92734	5,45792	7,21512
Estatística t	(3) 1,72171	(3) 1,66115	0,87002	1,45249
VARIÁVEIS	RJ	RS	SC	SP
Vendas (-1)	(1) 0,489128	(1) 0,433073	(1) 0,351786	(1) 1,558956
Erro-padrão	0,09513	0,09968	0,10074	0,10300
Estatística t	5,14189	4,34463	3,49203	15,1350
Vendas (-2)	0,151013	0,167751	-0,037713	(2) -0,463801
Erro-padrão	0,10397	0,11132	0,11163	0,18697
Estatística t	1,45248	1,50690	-0,33784	-2,48068
Vendas (-3)	(1) 0,366801	(1) 0,372476	(1) 0,290182	-0,155265
Erro-padrão	0,09846	0,10261	0,10614	0,09998
Estatística t	3,72523	3,62989	2,73406	-1,55300
Vendas (-4)	-	-	(1) 0,387977	(2) -0,025789
Erro-padrão	-	-	0,10432	0,01312
Estatística t	-	-	3,71911	-1,96549
Selic (-1)	0,247988	-0,258004	-0,284397	0,011693
Erro-padrão	0,88208	0,77986	0,96774	0,01347
Estatística t	0,28114	-0,33083	-0,29388	0,86789
Selic (-2)	-0,595671	-0,083173	-0,110581	0,008286
Erro-padrão	1,60999	1,42599	1,77993	0,01288
Estatística t	-0,36998	-0,05833	-0,06213	0,64337
Selic (-3)	0,286727	0,173356	-0,664363	-
Erro-padrão	0,86125	0,76649	1,84867	-
Estatística t	0,33292	0,22617	-0,35937	-
Selic (-4)	-	-	1,247158	-
Erro-padrão	-	-	1,76358	-
Estatística t	-	-	0,70718	-
Intercepto	1,359684	6,391294	(1) 10,90129	(1) 1,633975
Erro-padrão	5,02836	5,32160	7,34422	0,50391
Estatística t	0,27040	1,20101	1,48434	3,24258

FONTE: Pesquisa de campo.

(1) Significante a 1% (2,576). (2) Significante a 5% (1,960). (3) Significante a 10% (1,645).

Tabela 5

Resultados para os parâmetros do modelo VAR, para as variáveis IBCR e Selic

VARIÁVEIS	AM	BA	CE	ES
IBCR (-1)	(1) 0,484723	(1) 0,722828	(1) 0,565649	(1) 0,822802
Erro-padrão	0,08523	0,09159	0,08600	0,09331
Estatística <i>t</i>	5,68713	7,89215	6,57761	8,81834
IBCR (-2)	(1) 0,417379	-0,003461	(1) 0,417236	0,129893
Erro-padrão	0,08359	0,11443	0,08516	0,09109
Estatística <i>t</i>	4,99317	-0,03025	4,89920	1,42599
IBCR (-3)	-	(1) 0,237585	-	-
Erro-padrão	-	0,09014	-	-
Estatística <i>t</i>	-	2,63562	-	-
SELIC (-1)	-0,533632	-0,603400	-0,243534	-0,340519
Erro-padrão	0,69744	0,40127	0,19993	0,35479
Estatística <i>t</i>	-0,76512	-1,50372	-1,21807	-0,95978
SELIC (-2)	0,193440	0,863417	0,125306	0,118588
Erro-padrão	0,71060	0,75646	0,20421	0,36651
Estatística <i>t</i>	0,27222	1,14139	0,61362	0,32356
SELIC (-3)	-	-0,439955	-	-
Erro-padrão	-	0,41391	-	-
Estatística <i>t</i>	-	-1,06293	-	-
INTERCEPTO	(2) 18,14700	(1) 8,378765	(2) 4,444057	(1) 9,802352
Erro-padrão	7,55799	3,08087	2,13693	3,75080
Estatística <i>t</i>	2,40103	2,71961	2,07964	2,61340
VARIÁVEIS	RJ	RS	SC	SP
IBCR (-1)	(1) 0,490448	(1) 0,714543	(1) 0,442732	(1) 0,773059
Erro-padrão	0,08136	0,09463	0,09232	0,09463
Estatística <i>t</i>	6,02796	7,55095	4,79583	8,16922
IBCR (-2)	(1) 0,495918	(1) 0,251081	0,108850	(2) 0,201266
Erro-padrão	0,08136	0,09397	0,10068	0,09238
Estatística <i>t</i>	6,09511	2,67202	1,08111	2,17857
IBCR (-3)	-	-	(1) 0,410764	-
Erro-padrão	-	-	0,09211	-
Estatística <i>t</i>	-	-	4,45969	-
SELIC (-1)	-0,080490	-0,385770	-0,276175	(2) -0,542729
Erro-padrão	0,16764	0,28959	0,41664	0,22419
Estatística <i>t</i>	-0,48015	-1,33211	-0,66286	-2,42089
SELIC (-2)	0,007499	0,283719	-0,301699	(3) 0,397301
Erro-padrão	0,17113	0,29853	0,77989	0,23084
Estatística <i>t</i>	0,04382	0,95040	-0,38685	1,72112
SELIC (-3)	-	-	0,433785	-
Erro-padrão	-	-	0,42774	-
Estatística <i>t</i>	-	-	1,01413	-
INTERCEPTO	3,068769	5,635335	(3) 7,217865	(2) 5,840937
Erro-padrão	2,36594	4,55082	3,89336	2,60303
Estatística <i>t</i>	1,29706	1,23831	1,85389	2,24390

FONTE: Pesquisa de campo.

(1) Significante a 1% (2,576). (2) Significante a 5% (1,960). (3) Significante a 10% (1,645).

5.1 Análise das funções impulso-resposta

Com o objetivo de simular o comportamento ao longo do tempo das variáveis envolvidas no modelo, analisar-se-ão as funções impulso-resposta (FIR) subjacentes a cada um dos modelo VAR estimados. Buscar-se-á, com isso, apresentar o comportamento das variáveis frente a choques exógenos na taxa Selic, no caso de vendas e IBC, por estado da Federação.

A FIR parte do princípio de que choque na *i*-ésima variável não apenas afeta diretamente os valores da *i*-ésima variável, mas também é transmitido para todas as outras variáveis endógenas através de uma estrutura dinâmica (defasada) dentro do sistema VAR. Em outras palavras, a FIR mostra qual será o comportamento das variáveis ao longo do tempo, quando algum dos resíduos sofrer uma modificação no seu valor (choques exógenos, conhecidos como inovações). Portanto, a FIR pode ser considerada uma simulação para o comportamento de um VAR ao longo do tempo, diante de um choque em algum dos resíduos (ANDRADE, 2006).

De forma geral, pode-se observar que vendas responde, de forma convencional, a um choque expansionista na política monetária para todos os estados, havendo queda nas vendas do varejo, frente a elevações na Selic. O Índice de Atividade Econômica do Banco Central (IBC), no geral, também responde, negativamente, a elevações na taxa Selic, como já era esperado.

Na próxima seção, abordar-se-ão os efeitos em cada unidade federativa, analisando, assim, as possíveis respostas assimétricas nas vendas e no IBC de cada estado, frente a um choque comum no nível da taxa de juros, em nível nacional.

5.2 Efeitos dinâmicos dos choques monetários nos estados brasileiros

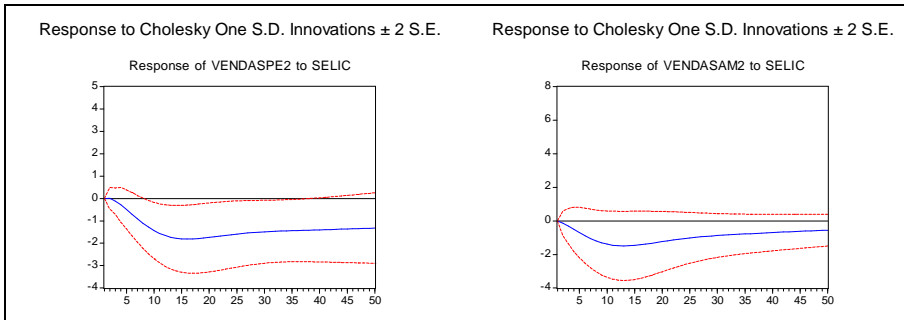
As funções impulso-resposta apresentadas nas Figuras 1, 2, 3, 4, 5 e 6 representam as respostas das vendas em cada estado para um choque positivo na política monetária. Pode-se observar que há, no geral, um padrão de comportamento em todos os estados: as vendas caem quando sobe a taxa de juros.

Contudo, ao se avaliar a resposta de cada estado, percebe-se que os efeitos são bastante diferenciados na sua intensidade e em sua temporariedade. Amazonas e Pernambuco são os que apresentam maior intensidade em suas respostas, chegando a uma queda de 2% nas vendas,

no seu vale, aproximadamente 12 e 15 meses, respectivamente, até seu retorno ao nível original, como pode ser visto na Figura 1:

Figura 1

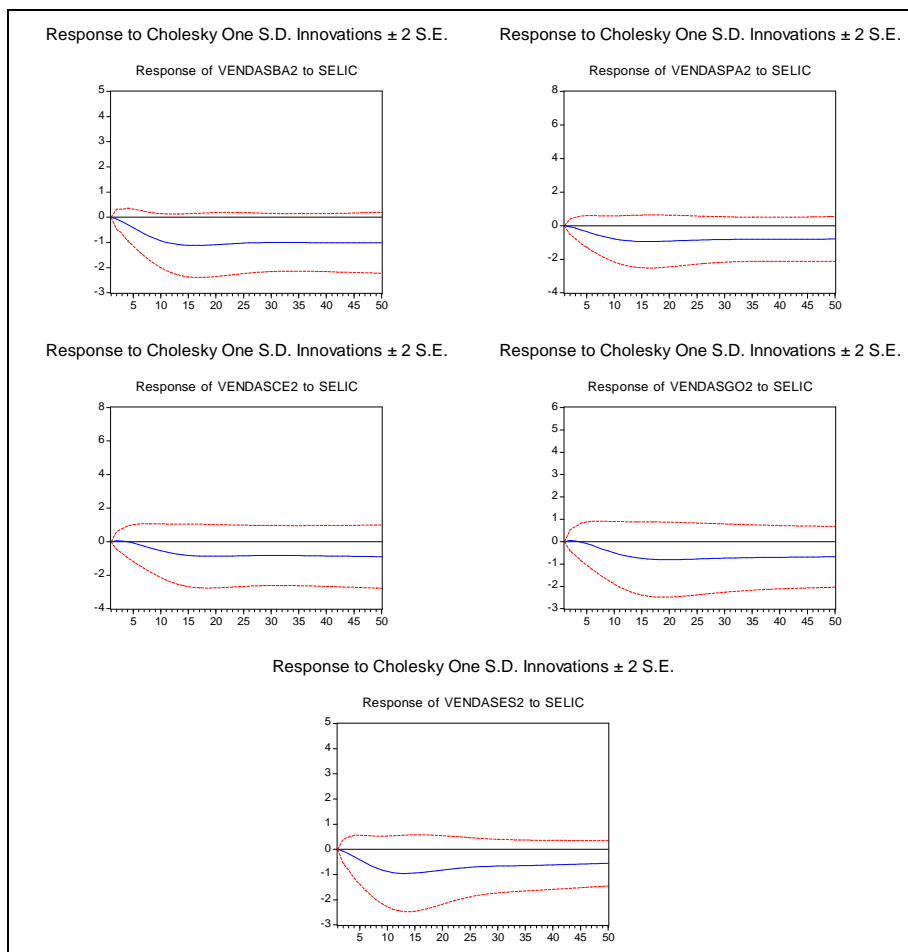
Função impulso-resposta dos Estados de Pernambuco e Amazonas



Bahia, Ceará, Espírito Santo, Goiás e Pará apresentam respostas em torno de queda de 1% nas vendas para elevação de um desvio-padrão na taxa de juros, com seu vale sendo atingido entre 12 meses, no caso do Pará, e 16 meses, no caso de Goiás, até seu retorno ao nível pré-choque, como pode ser visto na Figura 2:

Figura 2

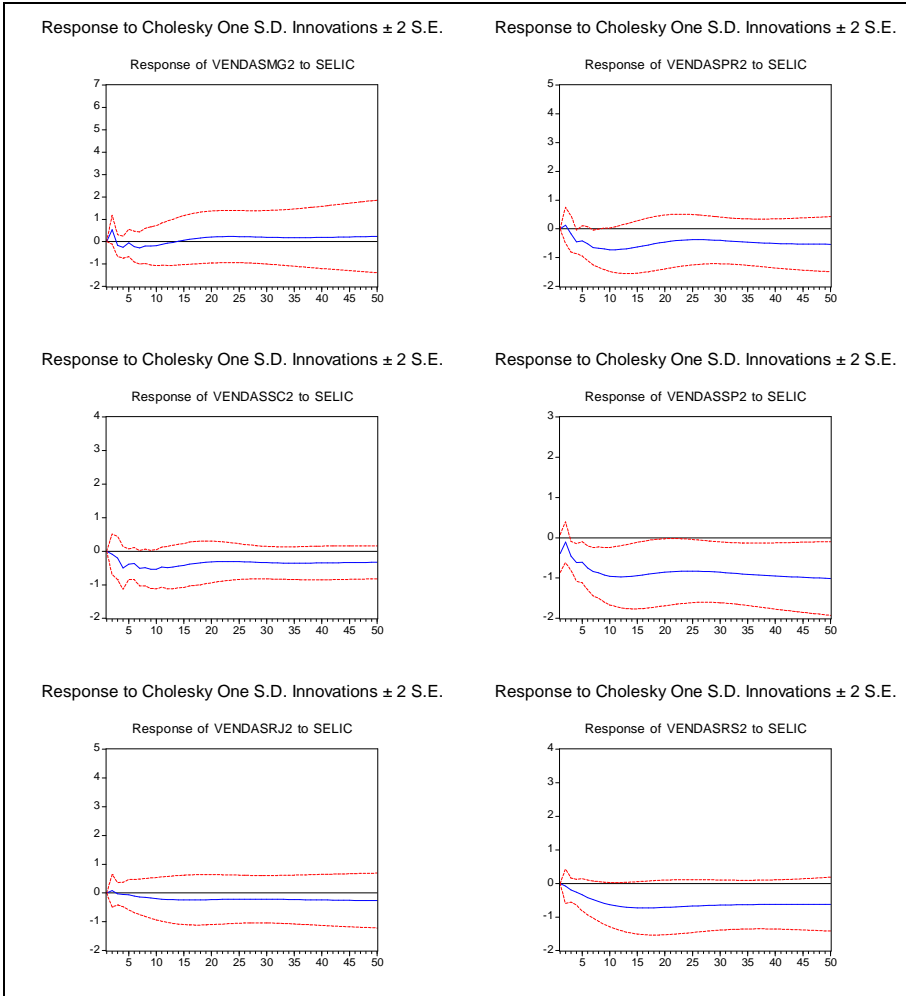
Função impulso-resposta dos Estados de Bahia, Pará, Ceará, Goiás e Espírito Santo



No terceiro grupo de estados, Minas Gerais, Paraná, Rio de Janeiro, Rio Grande do Sul, Santa Catarina e São Paulo apresentam respostas bastante fracas às variações na taxa Selic, em torno de 0,5% de queda nas vendas com a expansão monetária. O vale também é atingido nesses estados de forma díspar, sendo para Rio de Janeiro e Santa Catarina em torno do décimo mês, e Minas Gerais apresenta um efeito errático, entre o quarto e o sétimo mês, após o choque, como pode ser visto na Figura 3:

Figura 3

Função impulso-resposta dos Estados de Minas Gerais, Paraná, Santa Catarina, São Paulo, Rio de Janeiro e Rio Grande do Sul



Quanto ao porquê de os estados responderem de forma assimétrica em vendas para um mesmo choque de política monetária, pode-se notar que, de forma geral, os estados respondem, positivamente, à participação do comércio varejista no seu Valor Adicionado Bruto (VAB) e, negativamente, à abertura da economia ao comércio internacional. As unidades federativas que possuem grande parte do seu VAB produzido no comércio varejista acabam sofrendo mais com os efeitos desse choque

monetário. Do mesmo modo, os estados que pouco participam do comércio internacional são mais afetados.

A exceção a essa primeira hipótese é o Amazonas, que mostrou grande resposta, porém possui VAB no comércio varejista menor que a média nacional, provável resultado de ser esse estado um grande fornecedor de mercadorias para as demais unidades da Federação, haja vista ter grande produção de manufaturados em sua Zona Franca, mas com uma das menores participações no total das exportações do País.

Na outra ponta, em relação aos estados menos afetados — Minas Gerais, Rio de Janeiro, Paraná, São Paulo, Rio Grande do Sul e Santa Catarina —, pode-se notar uma baixa resposta das vendas à elevação na taxa Selic, decorrência provável de participação do comércio varejista no VAB estadual abaixo da média nacional. Santa Catarina, nesse caso, é a exceção, apresentando baixa intensidade e curta duração em sua resposta, apesar de possuir considerável VAB no comércio varejista. Supõe-se tal indicador ser resultado da alta participação da indústria de transformação no VAB estadual, que teria compensado os efeitos do choque monetário.

Como conclusão para a variável vendas, pode-se fazer uma divisão em três grupos: de resposta mais intensa, Amazonas e Pernambuco (2%); com respostas intermediárias, Bahia, Ceará, Goiás, Espírito Santo e Pará; e Minas Gerais, Paraná, Rio de Janeiro, Rio Grande do Sul, Santa Catarina e São Paulo, com menos de 1%, o grupo dos menos afetados.

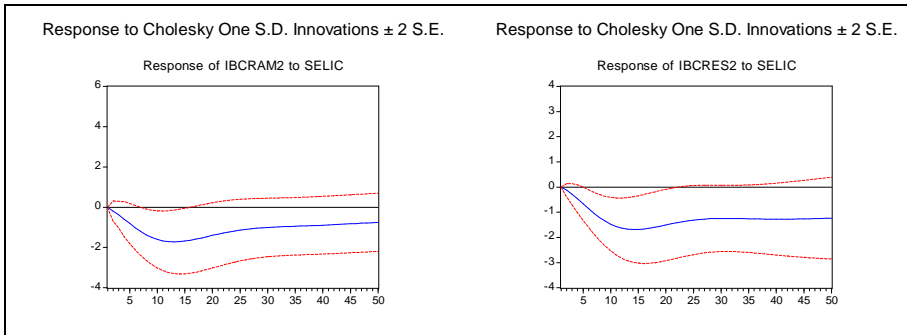
Esses agrupamentos poderiam estar indicando uma forma de dependência espacial, com respostas que levam a crer que haveria uma regionalização dos efeitos assimétricos da política monetária sobre a variável vendas, com os estados das Regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste apresentando alta sensibilidade à taxa de juros, enquanto os das Regiões Sul e Sudeste apresentam baixa sensibilidade a essa variável.

No que tange às respostas do IBC aos choques monetários, tem-se também um comportamento coerente com a teoria econômica: o Índice reage, negativamente, a choques positivos na taxa básica de juros, no entanto, com diferenças muito acentuadas entre os 13 estados. As respostas do Índice a um choque positivo na taxa básica de juros variam de quedas de 0,5% a 2%, com o vale sendo atingido em 11 a 20 meses, até reestabelecer o nível pré-choque.

Como pode ser observado na Figuras 4, Amazonas e Espírito Santo são os estados que apresentam a maior resposta ao choque em termos de intensidade. A queda no Índice fica em torno dos 2% em ambos os estados, com os vales sendo atingidos em 12 e 13 meses, respectivamente, até o retorno ao nível original:

Figura 4

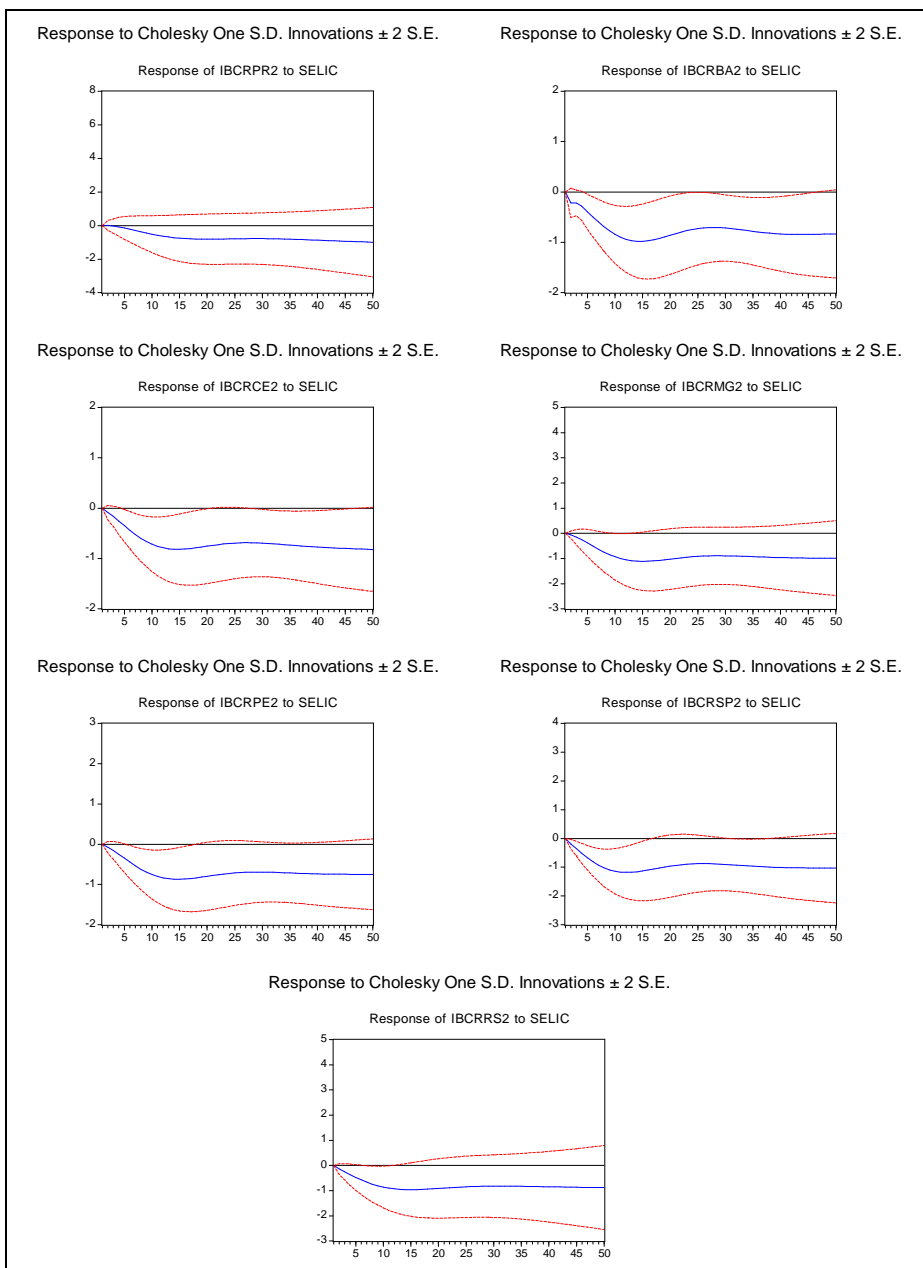
Função impulso-resposta dos Estados de Amazonas e Espírito Santo



Os Estados da Bahia, Ceará, Minas Gerais, Pernambuco, Paraná, Rio Grande do Sul e São Paulo apresentam quedas ainda grandes, entre 1% e 1,5%, para choques de um desvio-padrão na taxa de juros, com seus vales sendo atingidos em períodos que variam de 11 meses para SP até 20 meses para o PR, até o retorno ao seu nível pré-choque, como pode ser visto na Figura 5:

Figura 5

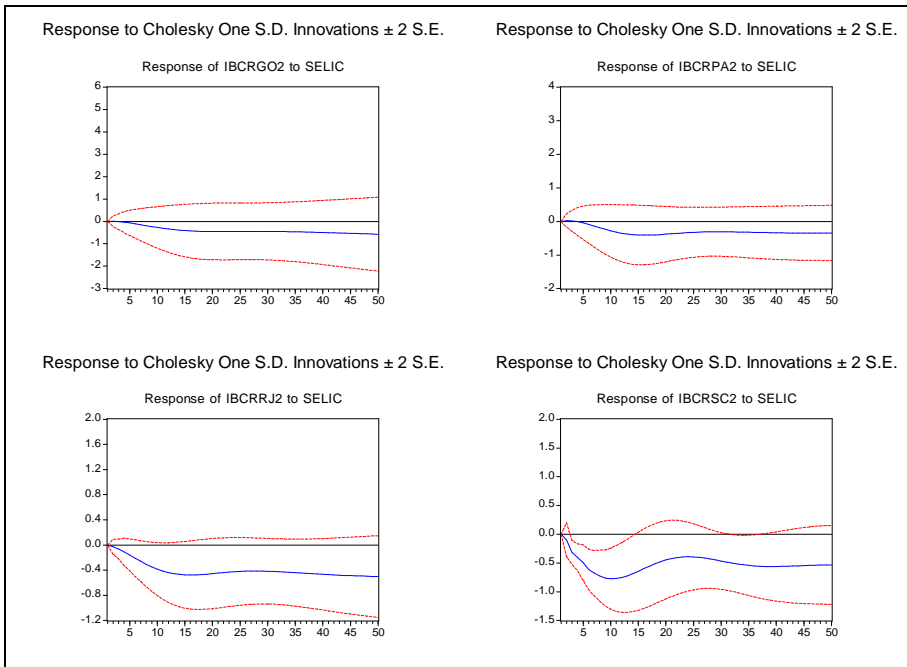
Função impulso-resposta dos Estados de Paraná, Bahia, Ceará, Minas Gerais, Pernambuco, Rio Grande do Sul e São Paulo



Os estados que menos sofreram impactos na atividade econômica para choques na taxa básica de juros foram Goiás, Pará, Rio de Janeiro e Santa Catarina, com quedas de, aproximadamente, 0,5%, e vales sendo atingidos em períodos que variam de 11 meses para Santa Catarina a 17 meses para Goiás, enquanto Pará e Rio de Janeiro começavam a reagir com 13 meses.

Figura 6

Função impulso-resposta dos Estados de Goiás, Pará, Rio de Janeiro e Santa Catarina



Quanto aos motivos que levam às diferentes respostas apresentadas pelos estados, no caso do IBC, a um choque comum de política monetária, de um lado, tem-se Amazonas e Espírito Santo, que mostraram as maiores respostas, possivelmente resultado de haver grande concentração do VAB em algum setor da sua economia, nesse caso, a indústria de transformação e de extração e, novamente, a baixa exposição ao comércio internacional.

Os estados que apresentaram comportamento mediano — Bahia, Ceará, Minas Gerais, Pernambuco, Paraná, São Paulo e Rio Grande do Sul — possuem algum nível de concentração no setor serviços, praticamente todos acima da média nacional, e, ao contrário daqueles que

reagiram, mais fortemente, ao choque monetário, possuem alta participação no comércio internacional do País.

Na outra ponta, os estados com menor resposta aos choques de política monetária — Goiás, Pará, Santa Catarina e Rio de Janeiro — possuem uma estrutura produtiva mais equilibrada, mais diversificada, o que faz com que esses eventuais choques não sejam sentidos com tanta força quanto naqueles que dependem, mais fortemente, de algum setor específico, como é o caso do Amazonas. O Rio de Janeiro, nesse caso, é a exceção, pois tem participação alta do setor serviços no seu PIB. A alta exposição ao comércio internacional desses estados também é uma característica.

Interessante notar que Amazonas novamente aparece como estado fortemente afetado pela política monetária, como já havia ocorrido nos resultados de vendas. Bahia, Ceará e Espírito Santo também repetem o comportamento, com respostas ainda significativas do IBC para variações na taxa de juros, apesar de Espírito Santo e Pernambuco terem trocado de posições no comparativo com vendas: nesse caso, Amazonas e Pernambuco apresentaram o maior impacto, e Espírito Santo estaria no grupo intermediário. Para o IBC, Amazonas e Espírito Santo apresentaram o maior impacto, enquanto Pernambuco ficou no grupo intermediário.

6 Considerações finais

O objetivo geral do artigo foi averiguar se as políticas macroeconômicas, em especial a política monetária, produzem resultados assimétricos sobre os diferentes estados brasileiros.

Com base nos resultados, as assimetrias nas respostas dos estados brasileiros frente a choques macroeconômicos comuns foram confirmadas, já que foram constatados impactos regionalmente diferenciados na amostra utilizada, comprovando que características como estrutura produtiva e inserção no comércio internacional das economias regionais são de suma importância para explicar os diferentes níveis de impactos, com diferenças, bastante acentuadas, na intensidade e na temporariedade das respostas.

Os resultados mostram os estados ao sul menos afetados, e os estados ao norte mais afetados pela política monetária, um possível resultado da dificuldade de acesso a outras formas de financiamento que não o crédito interno, da baixa exposição desses estados ao comércio internacional e de uma concentração acentuada em algum setor da economia, como é o caso de Amazonas, Espírito Santo e Pernambuco, em

constraste com estados mais abertos ao comércio internacional e com estrutura produtiva mais diversificada, como no Sul e Sudeste.

Esses resultados já haviam sido encontrados por outros autores, como Fonseca (2003), que concluiu que os estados mais afetados pela política monetária são os das Regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste, pois eles possuem maior proporção de pequenas empresas, sendo estas mais dependentes de empréstimos bancários e sem acesso aos mercados de capitais internacionais. Rocha e Nakane (2008) mostram resultados também nesse sentido, na medida em que um choque monetário afeta a produção industrial com evidências de assimetrias ao choque comum. Segundo os autores, Bahia e Paraná aparecem como os estados mais vulneráveis, enquanto São Paulo, Pernambuco e Minas Gerais seriam os menos afetados por choques monetários. Para eles, isso demonstra um canal de crédito mais ativo entre os estados mais afetados, devido a uma estrutura bancária mais restrita e à concentração de firmas sujeitas a problemas de assimetria de informação.

Em contraste, os resultados deste trabalho para a política monetária foram de encontro aos resultados da literatura internacional, como o de Carlino e Defina (1997), que constataram, para os EUA, maiores impactos dos choques monetários nos estados com alto percentual de participação da indústria de transformação e construção no PIB total; e De Lucio e Izquierdo (1999), que constataram que a intensidade da resposta dos estados a um choque monetário estaria positivamente relacionada com maior concentração do PIB na indústria e maior grau de abertura ao comércio internacional.

Os resultados demonstrados na pesquisa revelam que, em face de um choque comum, as economias regionais respondem assimetricamente, ou seja, para um mesmo choque monetário, os estados têm respostas diferentes. Politicamente, isso sugere que haveria motivos fortes para que houvesse tratamentos diferenciados para as regiões mais afetadas pelos choques, de modo a amenizar seus efeitos no tempo e no espaço.

Ainda que com a série de dados reduzida, devido a dificuldades na sua obtenção, os resultados podem colaborar com essa frente de pesquisa, que são os efeitos assimétricos de choques com perspectiva regional, mas, além disso, suas consequências e possíveis medidas para amenizar tais efeitos, além de trazer novas conclusões sobre uma área já bastante estudada, que são os impactos assimétricos da política monetária, tendo como nexos causais as heterogeneidades geográficas.

Como trabalhos futuros, sugere-se a extrapolação dos dados até períodos mais recentes, bem como a utilização de outras variáveis de estudo, além de vendas no varejo e IBC-BR, como efeitos sobre

arrecadação de impostos em geral, ou mesmo efeitos setoriais do choque de juros, como, por exemplo, analisar o efeito sobre diferentes setores da economia de um estado ou mesmo do País como um todo.

Apêndice

Figura A.1

Variáveis em nível - IBC

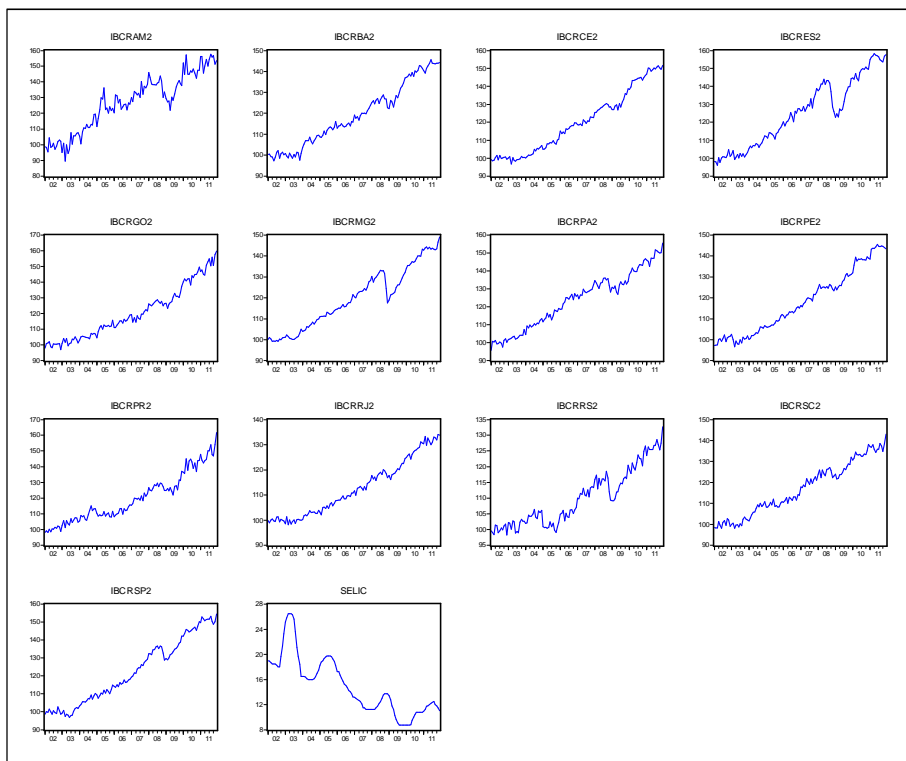
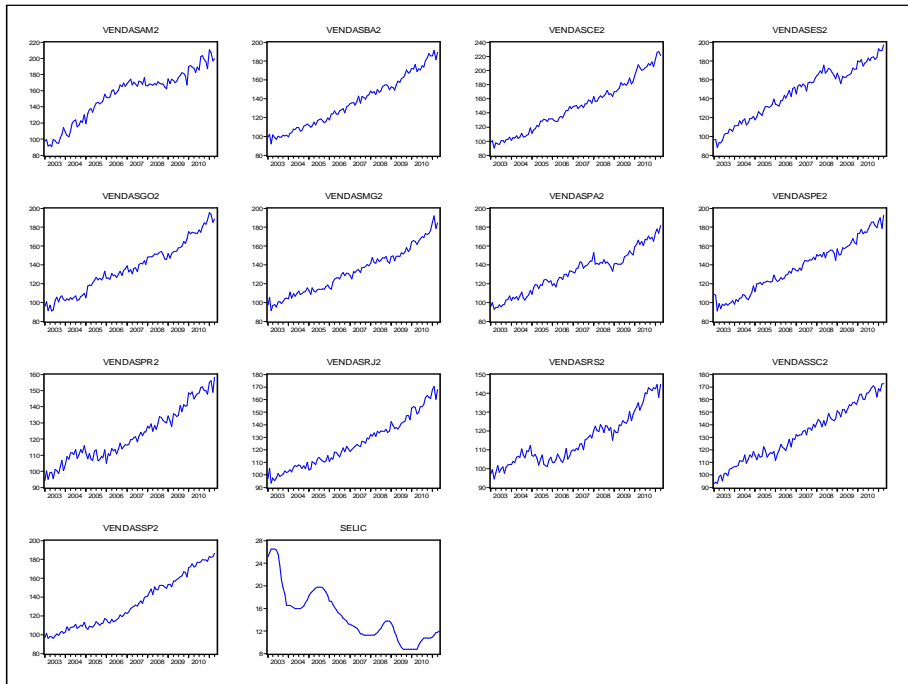


Figura A.2

Variáveis em nível - vendas



Referências

ANDRADE, D. C. **Fatores condicionantes do crescimento econômico de longo prazo na China: aspectos teóricos e investigação empírica**. 2006. 137 f. Dissertação (Mestrado em Economia) - Universidade Federal de Uberlândia, Uberlândia, 2006.

ARAÚJO, E. Medindo o impacto regional da política monetária brasileira: uma comparação entre as Regiões Nordeste e Sul. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 35, n. 3, p. 356-393, 2004.

BERTANHA, M.; HADDAD, E. **Impactos regionais da política monetária: uma abordagem econométrica utilizando SVAR Espacial**. São Paulo: Nereus/USP, 2006. (TD Nereus, 03-2006).

BOISIER, S. Política econômica, organização social e desenvolvimento regional. In: HADDAD, P. R. (Org.) **Economia Regional: teoria e métodos de análise**. Fortaleza: BNB, 1989. p. 258-295.

BONELLI, R. O Desempenho Exportador das Firms Industriais Brasileiras e o Contexto Macroeconômico. In: DE NEGRI, J.; SALERNO, M. (Org.). **Inovações, padrões tecnológicos e desempenho das firmas industriais brasileiras**. Brasília, DF: IPEA, 2005. Disponível em:

<http://www.ipea.gov.br/agencia/images/stories/PDFs/livros/Cap10_desempenh_exportador.pdf>. Acesso em: 18 fev. 2014.

BUENO, R. de L. da S. **Econometria de séries temporais**. São Paulo: Cengage, 2008.

CAIADO, J. Cointegração e Causalidade entre as Taxas de Juros e a Inflação em Portugal. **Gestin**, [S.l.], ano 1, n. 1, p. 107-118, 2002.

CARLINO, G. A.; DEFINA, R. **Monetary policy and the U.S. states as regions**: some implications for European Monetary Union. Philadelphia: Federal Reserve Bank of Philadelphia, 1998. (FRB Philadelphia Working Paper, n. 98-17).

CARLINO, G. A.; DEFINA, R. **The differential regional effects of monetary policy**: evidence from the U.S. states. Philadelphia: Federal Reserve Bank of Philadelphia, 1997. (FRB Philadelphia Working Paper, n. 97-12/R).

CARNEIRO, F. G. A **Metodologia dos testes de causalidade em economia**. Brasília, DF: Departamento de Economia / UnB, 1997. (Série Textos Didáticos, n. 20).

DE LUCIO, J. J.; IZQUIERDO, M. **Local responses to a global monetary policy**: The regional structure of financial systems. Madrid: FEDEA, 1999. (FEDEA – D.T., 99-14).

DILL, H. C. **Política Fiscal, Dívida Pública e Atividade Econômica**: modelo macrodinâmico e estudo empírico a partir da abordagem SVAR. 2012. 69 f. Dissertação (Mestrado) - Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2012.

ENDERS, W. **Applied Econometric Time Series**. New York: John Wiley & Sons, 1995.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Cointegration and Error Correction: representation, estimation and testing. **Econometrica**, New York, v. 55, n. 2, p. 251-276, 1987.

FONSECA, M. W. da. **Impactos Diferenciados da Política Monetária**: um Estudo para o Brasil. [Cascavel]: Edunioeste, 2003.

GANLEY, J.; SALMON C. **The industrial impact of monetary policy shocks**: some stylized facts. London: Bank of England, 1997.

GRANGER, C. W. J. Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. **Econometrica**, New York, v. 37, n. 3, p. 424-438, 1969.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Pesquisa mensal de Comércio**. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/indicadores/comercio/pmc/default.shtm>>. Acesso em: 18 nov. 2013.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegrating vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, Columbia, MO, v. 12, n. 2-3, p. 231-254, 1988.

MISHKIN, F. S. **Moedas, bancos e mercados financeiros**. 5. ed. Rio de Janeiro: LTC, 2000.

MYRDAL, G. **Teoria Econômica e Regiões Subdesenvolvidas**. 2. ed. Rio de Janeiro: Saga, 1968.

RELATÓRIO DE INFLAÇÃO. Brasília, DF: Banco Central do Brasil, v. 6, n. 2, jun. 2004. Disponível em: <<https://www.bcb.gov.br/htms/relinf/port/2004/06/ri200406P.pdf>>. Acesso em: 24 fev. 2014.

ROCHA, B. de P.; NAKANE, M. I. **The Mechanism for Monetary Transmission in Brazilian States**: A Dynamic Factor Model Approach. [Brasília, DF]: Central Bank of Brazil, 2008. (Research Department Working Papers Series).

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