Impactos regionais da política monetária no Brasil pós-regime de metas de inflação*

Marcos Wagner da Fonseca*

Marcielle I orenzi Medeiros**

Professor de Economia da Universidade Estadual do Oeste do Paraná (Unioeste), Pesquisador do Grupo de Pesquisa em Economia Aplicada (GPEA) e Doutor em Desenvolvimento Econômico pela UFPR Graduada em Ciências Econômicas pela Unioeste-Cascavel e ex-Bolsista de Iniciação Científica PIBIC-Unioeste

Resumo

O objetivo deste artigo é analisar os impactos da política monetária na produção e no crédito de estados brasileiros selecionados pós-regime de inflação. Para isso, estimaram-se de modelos autorregressivos (VAR) para o Brasil e para cada estado selecionado. A partir de função resposta a impulso (FRI), verificou-se que um aumento de um desvio padrão (3,5 p. p.) na taxa Selic causa queda diferenciada na produção, nos estados brasileiros, ao longo de 24 períodos, bem como no Brasil. O estado com maior queda foi São Paulo (-1,05%), e o com menor foi Minas Gerais (-0,33%). Bahia, Ceará e Santa Catarina tiveram queda próxima à de São Paulo, e a média para o Brasil ficou em -0.574%. Sobre o crédito, os estados da Região Sul foram os menos afetados, com queda média de 0,80%, mas com reação mais rápida. Minas Gerais, Ceará e Espírito Santo tiveram queda maior do que a média do Brasil (-1,55%), já Bahia e Pernambuco, gueda menor.

Palavras-chave

Política monetária; mecanismos de transmissão monetária; canal de empréstimos bancários.

^{*} Revisor de Língua Portuguesa: Breno Camargo Serafini. Artigo recebido em maio 2009 e aceito para publicação em jun. 2011.

^{**} E-mail: mwfonseca@unioeste.br

^{***} E-mail: marcilovely@gmail.com

Abstract

This paper aims to analyze the monetary policy impacts on production and credit in selected Brazilian states. For this, VAR models are estimated for Brazil and each selected state. Based on the impulse response function, it determined that one standard deviation (3.5 p. p.) increase in the Selic rate causes different falls in production in the Brazilian states over 24 periods, and in Brazil. The state with the largest fall was São Paulo (-1.05%) and the smallest was Minas Gerais (-0.33%). Bahia, Ceará and Santa Catarina had falls close to São Paulo and the average for Brazil was -0.574%. Regarding credit, the South states were the least affected, with average drop of 0.80%, but showed faster reaction. Minas Gerais, Ceará and Espírito Santo had a greater decline than the average for Brazil (-1.55%), with Bahia and Pernambuco presenting a smaller on.

Key words

Monetary policy; monetary transmission mechanisms; bank lending channel.

Classificação JEL: R51, R11, R12.

1 Introdução

As regiões de um país, na maioria das vezes, possuem crescimento e desenvolvimento diferenciado, e isso se deve às suas características próprias. Em função disso, uma mesma política implementada nacionalmente (fiscal, cambial, monetária) gera diferentes impactos em cada uma dessas regiões.

Boisier (1989) faz observações importantes acerca do tema de impactos diferenciados. Segundo o autor, as políticas não podem ser consideradas neutras, pois, muito pelo contrário, podem ter efeitos adversos nas regiões. Esses efeitos devem ser levados em consideração tanto se forem positivos quanto se forem negativos. O autor afirma que o crescimento econômico regional também depende das políticas macroeconômicas. Dessa forma "[...] a informação sobre o impacto regional dos instrumentos nacionais é um pré-requisito para o estabelecimento de políticas regionais consistentes" (Boisier, 1989, p. 636-637).

Ainda segundo Boisier (1989), as políticas somente podem ser consideradas neutras quando os padrões regionais relevantes forem similares aos padrões nacionais. Assim, quanto maior essa diferença, maior o impacto da política sobre determinada região.

Apesar da relevância das políticas fiscal e cambial, no contexto proposto por Boisier (1989), este trabalho trata da política monetária. Nesse sentido, percebe-se que a importância da política monetária no Brasil começou com a implantação do Plano Real, em 1994. Isso aconteceu porque, com o novo plano monetário, obteve-se a queda da inflação, criando, assim, possibilidade de retomada para a realização efetiva da política monetária (Fonseca, 2003). Apesar de que a discussão acerca do tema tenha se iniciado em 1994, a adoção e a maior importância da política monetária se deu a partir de 1999, ano em que foi adotado o regime de metas inflacionárias.

A política monetária age na economia por meio de seus mecanismos de transmissão, como canal da taxa de juros e canal do crédito, podendo ser expansionista ou restritiva. Esses mecanismos de transmissão e os efeitos da política monetária na economia são estudados tanto em países desenvolvidos quanto em países emergentes como o Brasil. Sua importância, nos países desenvolvidos, é no âmbito da administração das oscilações do produto e da inflação. Já, para os países emergentes, houve o desafio de restabelecer condições para a utilização da política monetária como instrumento de manutenção da estabilidade dos preços e do crescimento. A política monetária tem grande importância, por causa da adoção de taxas de câmbio flexíveis pela maioria dos países e pela grande quantidade de capital que migra entre os diferentes continentes. Assim, as autoridades monetárias voltaram a dar importância para a política monetária, ao constatar que esta era um dos principais e mais eficazes meios de estabilidade econômica (Fonseca, 2003).

Para a política monetária atingir variáveis reais, como renda, produto e emprego, isso depende do comportamento dos agentes quanto à demanda por moeda, quanto à sensibilidade do investimento em relação à taxa de juros, bem como se a demanda agregada pode afetar o nível de salários e emprego e até mesmo a inflação (Fonseca, 2003).

Keynes defendia a ideia de "[...] que a moeda desempenhava um importante papel na determinação das variáveis reais, interferindo na taxa de juros, no investimento, consumo, emprego e produto" (Fonseca, 2003, p. 30). A teoria monetária de Keynes¹ definiu que a moeda segue um caminho na economia que pode afetar variáveis reais. A existência da preferência pela liquidez faz com que a moeda tenha papel importante na determinação

¹ A demanda por moeda apresenta três motivos principais: transação, precaução e especulação.

da taxa de juros, e esta, por sua vez, pode mudar gastos com consumo e investimento, dessa maneira afetando o produto e a renda (Fonseca, 2003).

É partindo da observação de Boisier (1989) que se busca contribuir com as atividades de planejamento regional, ressaltando a necessidade de se atentar para os potenciais efeitos distintos, em termos regionais, que pode ter a política monetária. Nesse sentido, este trabalho busca atualizar a discussão sobre os possíveis impactos diferenciados da política monetária nos estados brasileiros, seguindo a direção de trabalhos já realizados para o Brasil. Os trabalhos que trataram desse tema tomaram o período total do Plano Real como base das avaliações empíricas. Neste trabalho, busca-se discutir os impactos pós-regime de metas de inflação, pois ocorreram mudanças significativas na estrutura da economia e na condução da política monetária, no período, o que proporciona a oportunidade de estudar a característica atual desses impactos da política monetária nos estados brasileiros.

Portanto, o objetivo deste artigo é analisar os impactos da política monetária na produção e no crédito de estados brasileiros selecionados pós-regime de metas de inflação. Para isso, a segunda seção realiza uma revisão de literatura sobre o tema; a terceira define a metodologia da avaliação empírica; e a quarta seção estabelece os resultados e as discussões, seguida pelas considerações finais do trabalho.

2 Revisão de literatura

2.1 Economia Regional e políticas econômicas

O crescimento de um país não se reflete da mesma forma em suas regiões, muito pelo contrário, podendo manifestar-se em diferentes intensidades e tempo. Perroux (1970) preocupava-se com essa questão; segundo ele "[...] o crescimento não surge em toda a parte ao mesmo tempo, manifesta-se com intensidades variáveis, em pontos ou pólos de crescimento; propaga-se segundo vias diferentes e com efeitos finais variáveis, no conjunto da economia" (Perroux, 1970, p.100). Também Hirschman (1960) desenvolveu sua teoria sobre diferenciação no crescimento. Nesse sentido, "[...] um país possui diferenciados pólos de desenvolvimento e estes [se] comunicam entre si diferentemente, e ainda, o progresso econômico não se manifesta em toda parte ao mesmo tempo" (Hirschman, 1960, p. 275).

Myrdal (1968) também se preocupava com a questão: para ele, o desenvolvimento de uma região pode provocar o subdesenvolvimento de

outras regiões próximas, ou seja, o crescimento de uma pode provocar desequilíbrio nas demais regiões do mesmo país.

Essas questões pertencem a uma área de estudos em economia: a Economia Regional. O avanço nessa área específica tem uma grande importância para a tomada de decisões do poder público, ao criar políticas compensatórias e amenizar o crescimento diferenciado das regiões, e para a iniciativa privada, que se aproveita dessas políticas criadas pelo governo e instala-se em áreas com menor desenvolvimento, diminuindo assim as desigualdades (Fonseca, 2003).

Na medida em que a Economia Regional busca soluções e políticas para a diminuição das desigualdades entre regiões, deixa-se de lado uma importante questão, que é a não neutralidade das políticas macroeconômicas, ou seja, os impactos destas não são uniformes nas regiões. Boisier (1989) deixa isso claro em seu trabalho:

[...] as políticas econômicas de natureza global e de natureza setorial não são, em geral, neutras; ao contrário, têm efeitos indiretos de sinal e magnitude diversas nas diferentes regiões. [...] Nessa circunstância, os planejadores regionais deverão ser incorporados às equipes dos que decidem a política econômica e estes deverão estar cientes dos efeitos regionais indiretos das suas propostas (p. 596).

Boisier (1989) conclui que, devido à não neutralidade das políticas macroeconômicas, é necessário "[...] avaliar cuidadosamente o impacto geral, de, pelo menos, algumas das políticas macroeconômicas setoriais de maior significação" (p. 613).

A política econômica consiste no conjunto de ações governamentais feitas para atingir determinadas finalidades relacionadas com a situação econômica de um país, de uma região ou de um conjunto de países. Essas ações são executadas pelos agentes de política econômica, como o governo e o Banco Central, e suas finalidades podem ser reguladora, estabilizadora, redistributiva e provedora de bens e serviços. As políticas econômicas basicamente são: fiscal, monetária e cambial.

A política fiscal age diretamente nos gastos do governo e na tributação, podendo ser expansionista ou restritiva. Ela tem por objetivo estimular a produção, ou seja, o crescimento do país, combater a taxa de desemprego e o financiamento do déficit do setor público. Já a política cambial está no âmbito do mercado de câmbio, que é formado por agentes que compram e vendem moeda, conforme a necessidade. Assim, o preço da moeda estrangeira em relação à moeda nacional é determinado nesse mercado; esse preço é chamado de taxa de câmbio. Nessa política, o câmbio pode ser fixo, quando o banco central intervém no mercado, comprando e vendendo moeda para manter a paridade existente; flutuante, quando reflete uma relação entre demanda e oferta; e híbrido (misto), uma mistura entre os câmbios fixo e flutuante (Cleto; Dezordi, 2002).

A política monetária, que é objeto central de análise neste trabalho, consiste no controle da oferta monetária pelo banco central. Ao determinar-se a quantidade de moeda, tem-se a formação da taxa de juros. Essa política também pode ser expansionista (aumento de moeda) ou restritiva (diminuição de moeda) conforme a necessidade do governo (Cleto; Dezordi, 2002). Para o banco central conduzir a política monetária, ele se utiliza de seus instrumentos, a saber: recolhimentos compulsórios, redesconto de liquidez e operações de mercado aberto, mais conhecido como *open market*.

Os recolhimentos compulsórios são depósitos em que os bancos comerciais são obrigados legalmente a manter no banco central, sendo calculados como um percentual sobre os depósitos à vista. O instrumento redesconto ou assistência financeira de liquidez são empréstimos concedidos pelo banco central aos bancos comerciais, na forma de crédito em reservas bancárias, para atender qualquer episódio de necessidade dos últimos com relação à liquidez. A taxa cobrada pelo banco central nesse empréstimo é chamada de taxa de redesconto. Por fim, o instrumento open market é considerado o mais eficaz para gerenciar liquidez e consiste na compra e venda de títulos públicos pelo banco central e afeta diretamente as reservas dos bancos comerciais (Carvalho et. al., 2000).

Um assunto bastante discutido entre economistas é que a política monetária deve se centrar na obtenção e na manutenção da estabilidade de preços. Dessa forma, no caso do Brasil, o Banco Central deve tomar decisões que se antecipem às pressões inflacionárias; e, para isso, deve buscar cumprir as metas de inflação, determinadas pelo Conselho Monetário Nacional, como estratégia para a política monetária. O regime de metas inflacionárias foi adotado, no Brasil, em 1999, após o período em que se teve a flutuação cambial, fazendo com que o País substituísse o regime de câmbio controlado, o qual foi utilizado como âncora desde a implantação do Plano Real, em 1994 (Piza, 2006).

A meta de inflação é um intervalo em que a taxa de inflação pode variar, podendo o Banco Central intervir na economia para que isso ocorra, ou quando a última aproximar-se do piso ou do teto desse intervalo. A mudança para um novo regime partiu da discussão acerca do tema de que a política monetária deve ser conduzida de forma a alcançar a estabilidade de preços; e foi isso que o Banco Central quis transparecer em suas atitudes.

Segundo Piza (2006), em março de 1999 mudou-se a forma de atuação da política monetária, adotando-se o conceito de meta para a taxa Selic. Para conter as expectativas inflacionárias crescentes, a taxa de juros Selic foi elevada em março de 1999, de 25% para 45% ao ano. Já no mês de abril de 1999, os índices de preços mostraram que a inflação mensal caiu de 4,44% em fevereiro para 0,03% em abril. Juntamente com isso, a

taxa de câmbio valorizou-se em aproximadamente 11%, e o prêmio de Risco-Brasil medido pelo EMBI+² reduziu-se em 200 pontos. Com esse cenário favorável, a taxa de juros foi reduzida, chegando o mês de junho de 1999 em 21% ao ano.

2.2 Mecanismos de transmissão da política monetária

Os mecanismos de transmissão da política monetária são conhecidos na literatura por: canal da taxa de juros, canal da taxa de câmbio, canais de preços de ativos e canal do crédito, este último podendo ser dividido em via empréstimos bancários e via balanço patrimonial (Mishkin, 1995).

De acordo com Mishkin (1995), o canal da taxa de juros é o mecanismo de transmissão mais simples, segundo a visão tradicional keynesiana. Considerando-se uma expansão monetária — aumento de moeda (M) —, as taxas de juros reais diminuem, estimulando, assim, os investimentos, que proporcionam aumento tanto no produto quanto na renda. Por investimento, entende-se não apenas o de empresas, mas também o consumo de bens duráveis dos indivíduos.

Com a globalização e a variação existente na taxa de câmbio, é dada uma atenção maior para o impacto das políticas monetárias por meio das taxas de câmbio, que, por sua vez, afetam as exportações líquidas e o produto. O mecanismo de transmissão da taxa de câmbio também é afetado pela taxa de juros, pois, quando as taxas de juros reais caem, os depósitos em moeda doméstica ficam menos atrativos em relação aos depósitos em moeda estrangeira. Sendo assim, ocorre uma fuga de capitais, desvalorizando a moeda nacional em relação à estrangeira, dando impulso às exportações e aumentando, por conseguinte, o produto agregado. Assim, considerando uma política monetária expansionista, ao aumentar-se a quantidade de moeda, diminui a taxa de juro real, ocorrendo a desvalorização da moeda nacional, beneficiando as exportações líquidas e aumentando o produto e a re

O canal de preços de ativos pode ser dividido em "teoria q de Tobin" nda (Mishkin, 1995). e efeito riqueza. Segundo Mishkin (1995), o "q de Tobin" é a razão entre o valor de mercado das firmas e o custo de substituição do capital. Se q é alto, isso significa que as ações dessa firma estão valorizadas e que o investimento é compensatório, caso contrário o investimento não é realizado. Nesse mecanismo, a transmissão funciona da

² Emerging Markets Bond Index Plus: ao pé da letra, Índice de Títulos da Dívida de Mercados Emergentes, que representa o retorno médio diário de títulos de dívida atrelados ao dólar.

seguinte maneira: a oferta monetária sofre um aumento, e os indivíduos percebem que possuem excedente; um dos lugares que o público investe é o mercado de ações, de modo que uma procura maior por ações eleva seus preços; com os preços das ações mais altos, eleva-se também o "q de Tobin" e, portanto, o investimento, ocasionando, por consequência, a elevação do produto agregado. Já o efeito riqueza leva em consideração o balanço patrimonial do indivíduo, que pode afetar suas ações com gastos. Um componente importante do balanço é a riqueza financeira, cuja parte relevante são as ações. Quando o preço das ações sobe, a riqueza do indivíduo se eleva, aumentando sua propensão a consumir. Semelhante ao mecanismo "q de Tobin", ao aumentar-se a quantidade de moeda, aumenta-se o preço das ações, aumenta-se a riqueza do consumidor e, por sua vez, o seu consumo, elevando o produto e a renda agregada.

O canal do crédito surge, de acordo com Mishkin (1995), devido à insatisfação de verificar os impactos da política monetária apenas por meio do canal da taxa de juros. Esse mecanismo age por meio da identificação da existência de informação assimétrica³ nos mercados financeiros. Dentro do canal do crédito, existe o mecanismo via balanço patrimonial, e este surge através dos problemas como seleção adversa⁴ e risco moral⁵. Nesse mecanismo, a política monetária afeta o balanço das firmas da seguinte forma: levando-se em conta uma política monetária expansionista, com o aumento da moeda, aumenta-se o preço das ações, elevando o valor líquido das empresas, possibilitando que os gastos com investimentos sejam maiores, por causa da diminuição dos problemas de seleção adversa e risco moral, e aumentando, consequentemente, a renda e o produto.

Outra análise que pode ser feita a partir disso é o do mecanismo de transmissão via fluxo de caixa. Seguindo o raciocínio de Mishkin (1995), a política monetária expansionista, que diminui as taxas de juros nominais, também melhora os balanços patrimoniais das firmas, porque aumenta o fluxo de caixa. Esse aumento eleva a liquidez da firma e facilita, para os emprestadores, o conhecimento da capacidade de pagamento de contas da

Refere-se à desigualdade existente nos mercados financeiros, nos quais uma parte não sabe o suficiente sobre a outra parte para tomar decisões precisas (Mishkin, 2000).

Refere-se ao problema criado pela informação assimétrica antes que a transação ocorra. No mercado financeiro, ocorre quando os tomadores potenciais, que são os mais prováveis de produzir um resultado indesejável (adverso), são aqueles que mais ativamente buscam um empréstimo e, portanto, são os mais prováveis de serem selecionados. Nesse caso, os emprestadores decidem por não conceder o crédito, mesmo que os tomadores estejam dispostos a pagar pelo risco (Mishkin, 2000).

Refere-se ao problema criado pela informação assimétrica depois que ocorre a transação. O risco moral nos mercados financeiros é o de que o tomador se comprometa com atividades que sejam indesejáveis (imorais) do ponto de vista do emprestador, porque elas diminuem a probabilidade de que o empréstimo seja pago. Sendo assim, os emprestadores podem decidir que o melhor é não conceder o empréstimo (Mishkin, 2000).

firma. Desse modo, os problemas de informação assimétrica tornam-se menos prováveis, elevando o volume de empréstimos, efetuando mais investimentos e aumentando a demanda agregada.

Ainda, uma terceira forma de avaliar o mecanismo via balanço patrimonial é mediante a variação não antecipada no nível geral de preços. De acordo com Fonseca (2003), uma expansão monetária é capaz de causar um aumento no nível geral de preços, existindo, com isso, a possibilidade de diminuir o passivo das empresas pela queda na taxa de juros real, assim como diminuindo os problemas de seleção adversa e de risco moral, pois, com a diminuição do passivo das firmas, estas têm maiores garantias a oferecer. Tendo diminuído os problemas que possam impedir o empréstimo para determinada empresa, esse empréstimo irá acontecer, gerando novos investimentos e ampliando a demanda agregada e o produto.

O canal do crédito também possui o mecanismo de transmissão via empréstimos bancários. Esse mecanismo age devido à função dos bancos como intermediários financeiros, acontecendo da seguinte maneira: considerando uma política monetária expansionista, o aumento de moeda faz com que os depósitos bancários aumentem, assim possibilitando a elevação dos empréstimos bancários; como muitos indivíduos dependem desses empréstimos para efetuar seus investimentos (ou mesmo seu consumo), estes realmente serão realizados aumentando o produto e a renda. Esse canal é de grande importância para as pequenas empresas, pelo fato de estas não conseguirem acesso ao mercado de ações e títulos com tanta facilidade quanto as empresas maiores. Desse modo, os investimentos das pequenas empresas ficam dependentes dos empréstimos bancários (Mishkin, 1995).

Outra análise importante sobre o mecanismo via empréstimos bancários é que o volume de empréstimos é função do porte dos bancos. Com isso, os pequenos e médios bancos possuem uma maior dificuldade quando a política monetária for restritiva, pois seu volume de empréstimos baixará mais do que dos bancos de maior porte, já que estes têm maior acesso aos mercados financeiros internacionais e podem continuar ofertando o mesmo nível de empréstimos (Fonseca, 2003).

2.3 Evidências empíricas dos impactos diferenciados da política monetária no Brasil

Fonseca (2003) e Fonseca e Vasconcelos (2003) tiveram como objetivo verificar os impactos que ocorrem pela transmissão via canal da taxa de juros e via canal do crédito nas regiões brasileiras, no período de outubro de 1994 a dezembro de 2000. Os impactos via canal dos juros

deveriam ser maiores nos estados das Regiões Sul e Sudeste, devido ao fato de essas regiões apresentarem uma proporção maior de participação da Indústria de Transformação; já os impactos via canal do crédito incidiriam com maior intensidade nos estados das Regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste, porque a distribuição das instituições bancárias nessas regiões é muito menor do que nas demais, fazendo com que a mudança na política monetária altere a oferta de crédito numa proporção maior.

Para avaliar tais impactos, Fonseca e Vasconcelos (2003) utilizou-se do experimento empírico de Vetores Autorregressivos, podendo assim construir função de resposta a impulso (FRI) e verificar se um choque na taxa Selic provocaria impacto diferenciado na produção industrial e no crédito dos estados. Foram estimados dois modelos: o primeiro buscava verificar a relação entre a taxa de juros e a produção industrial com base nas variáveis de taxa Selic e do Índice de Produção Física Industrial; o segundo modelo verificou a relação entre taxa de juros e o crédito bancário. Dessa forma, as variáveis utilizadas para o segundo modelo foram a taxa Selic e as operações de crédito realizadas pelos bancos.

Com relação ao primeiro modelo, uma observação que os autores destacaram é que o valor dos coeficientes entre a produção industrial e a taxa Selic foram relativamente baixos, o que indica que as modificações na taxa Selic causariam um impacto não tão elevado na produção industrial. Percebe-se a dificuldade em comprovar a interferência direta da taxa de juros no nível de atividade industrial; assim, o mecanismo de transmissão dos juros possui características diferentes no Brasil do que a definição que a literatura apresenta (Fonseca; Vasconcelos, 2003).

Uma explicação possível para os resultados obtidos segundo Fonseca e Vasconcelos (2003) é que grande parte da produção industrial mensurada pelo Índice de Produção Física Industrial do IBGE tende a ocorrer nas grandes empresas, e estas teriam maiores condições de financiamento fora do sistema bancário, sendo pouco sensíveis às influências da taxa Selic.

Na avaliação do segundo modelo, o mecanismo de transmissão via canal do crédito tende a demonstrar maior coerência para explicar os impactos no Brasil. Esse modelo apresenta resultados que indicam a presença de impactos diferenciados da política monetária entre os estados e as regiões. Esses resultados indicam também que os impactos alcançaram maior intensidade nos estados das Regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste, como já era esperado pelos autores. Uma modificação na taxa Selic diminui mais o crédito em estados de menor dinâmica econômica do que nos estados de maior dinâmica. Um destaque é que São Paulo sempre esteve dentre os estados com maior impacto de que o Brasil, fato que é explicado pela expressiva participação desse estado no total de operações de crédito, determinando, inclusive, a média nacional (Fonseca; Vasconcelos, 2003).

Por fim, Fonseca (2003) afirma que:

[...] no Brasil a transmissão da política monetária segue um caminho próprio, dentro das particularidades da estrutura produtiva e também do sistema bancário. Ao seguir este caminho, a transmissão poderia ocorrer de forma a possibilitar que os impactos de alteração na política monetária sejam percebidos de forma diferenciada nas regiões e nos estados da federação. Estes indicativos remetem para a necessidade de considerações adicionais das autoridades monetárias e também de toda a área econômica para que se busque a coordenação de políticas para compensar os possíveis impactos diferenciados [...] (Fonseca, 2003, p. 134).

No trabalho de Rocha e Nakane (2007), encontraram-se resultados parecidos com os de Fonseca e Vasconcelos (2003). O objetivo é identificar os efeitos dos choques monetários no nível de atividade em diferentes regiões econômicas sujeitas conjuntamente à mesma política monetária. Para isso, os autores utilizaram o Modelo de Fatores Dinâmicos Generalizado⁶ para séries de dados dos Estados de São Paulo, Minas Gerais, Rio de Janeiro, Rio Grande do Sul, Paraná, Pernambuco, Ceará e Bahia no período de janeiro de 1995 a novembro de 2003.

Segundo Rocha e Nakane (2007), os estados que apresentaram maior sensibilidade no Produto Interno Bruto (PIB) com relação ao choque na política monetária foram Bahia e Paraná, enquanto a menor sensibilidade ocorreu nos Estados de Pernambuco e São Paulo, ficando abaixo da média para o Brasil. Com base nisso, pôde-se verificar que há assimetrias nos efeitos do choque comum da política monetária. Os autores explicam que isso é devido à verificação de um canal de crédito mais ativo entre os estados mais afetados pela política monetária. Os autores, assim como Fonseca e Vasconcelos (2003), chamam atenção para o cuidado com a tomada de decisão quanto à política monetária: "[...] os efeitos diferenciados entre os estados brasileiros mostram a necessidade de consideração das especificidades regionais para uma real compreensão da política monetária no país" (Rocha; Nakane, 2007, p. 22).

Bertanha (2007), em seu trabalho, também se preocupou com os impactos diferenciados da política monetária, mas sua avaliação foi de detectar os impactos (no curto prazo) que a taxa Selic provocaria na taxa de emprego para todos os estados brasileiros. O autor diz que, pela escassez de dados, optou-se por usar a variável emprego, que é altamente correlacionada com a atividade econômica. "Espera-se que esses canais de transmissão ao afetarem as decisões de investimento, de produção e o desempenho das vendas, impactem sobre uso do fator trabalho na mesma

Ensaios FEE, Porto Alegre, v. 32, n. 2, p. 515-552, nov. 2011

⁶ O Modelo de Fatores Dinâmicos Generalizado, proposto por Forni et al. (2000; 2004), representa a dinâmica comum de um conjunto de séries qualquer por uma combinação de um número reduzido de choques ou fatores comuns.

direção" (Bertanha, 2007, p. 48-49). Para isso, utilizou-se o modelo Structural Vector Auto-Regression (SVAR)⁷, que constrói restrições para identificação utilizando conceitos de economia espacial. Para a aplicação do modelo, foram utilizados dados mensais de janeiro de 1995 a dezembro de 2005 das variáveis Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), M1⁸, Selic e séries estaduais de emprego construídas com base nas informações fornecidas pelo Ministério do Trabalho e Emprego.

Foram calculadas funções resposta a impulso para o impacto na variação percentual mensal da taxa de emprego no horizonte de seis meses, para cada estado, como resposta a um choque de um ponto percentual na taxa Selic. Resumidamente, os estados das Regiões Norte e Nordeste são os que têm seus empregos mais afetados pelo aumento dos juros, e o autor atribui isso às condições precárias de acesso a crédito aos setores produtivos desses estados. Em termos absolutos por estado, São Paulo, Minas Gerais e Santa Catarina são os que mais perdem empregos com o aumento da Selic; por outro lado, Paraná, Alagoas e Rondônia são os que mais ganham (Bertanha, 2007).

Não diferente dos trabalhos de Fonseca e Vasconcelos (2003) e Rocha e Nakane (2007), Bertanha (2007) coloca como uma importante consideração a avaliação de políticas macroeconômicas. Estas não devem ser formuladas com base somente no agregado da economia, pois assim "[...] podem estar beneficiando as regiões mais ricas e com maior participação na produção nacional e no comércio interestadual em detrimento de regiões mais pobres e de menos expressividade na totalidade da economia" (Bertanha, 2007, p. 50).

3 Definição do modelo

Para a realização da análise empírica do trabalho, estimou-se um modelo econométrico com séries temporais, especialmente o método de Vetores Autorregressivos. Segundo Stock e Watson (2001), nessa metodologia, cada equação definida é uma regressão por MQO de determinada variável em variáveis defasadas de si próprias e de outras variáveis do modelo. Algumas vantagens dessa abordagem é a falta de exigência em estipular quais variáveis são endógenas e quais são exógenas

O modelo SVAR constitui uma extensão da análise VAR tradicional, pela incorporação de argumentos através da identificação de inovações independentes fornecidas pela teoria econômica. As restrições podem ser contemporâneas ou de longo prazo, conforme a teoria econômica sugira que os choques sejam de natureza temporária ou permanente. Ver Di Giacinto (2003).

⁸ É um meio de pagamento que compreende os passivos de liquidez imediata: papel-moeda em poder público (PMPP) e os depósitos à vista nos bancos (DV).

(sendo todas reconhecidas como endógenas) e também a falta de imposição de fortes restrições.

Assim, define-se um Vetor Autorregressivo padrão por:

$$Y_{t} = A_{0} + \sum_{i=1}^{p} A_{i} Y_{t-i} + v_{t}$$

Onde:

- Y_t é um vetor (n x 1) de variáveis econômicas de interesse no instante t;
- A_0 é um vetor ($n \times 1$) de constantes;
- A_i , com i = 0, 1, ..., p, uma matriz $(n \times n)$ de coeficientes; e
- v_i é um vetor (n x 1) de termos aleatórios com média zero e variância constante, sendo cada um serialmente não correlacionados, ou seja, $v_i \sim i.i.d.(0,\Omega)$, em que Ω é uma matriz (n x n) de variância-covariância dos erros.

Cada modelo VAR será especificado adiante, e o vetor de variáveis utilizados na estimativa será composto das séries econômicas a seguir:

- a) PIB índice de base fixa mensal da produção industrial com ajuste sazonal calculada pelo IBGE (indústria geral - média 2002 = 100 -SIDRA/IBGE);
- b) SELIC taxa de juros Selic do Banco Central (definida como a série 4189 — taxa de juros Selic acumulada no mês, anualizada - Bacen);
- c) IPCA Índice Nacional de Preços ao Consumidor-Amplo (definida como a série 433 IPCA variação percentual mensal Bacen);
- d) CRÉDITO total de crédito dos bancos ao setor privado (definido como a série 1880 — contas analíticas - bancos criadores de moeda - créditos ao setor privado (R\$ milhões) - Bacen).

Todas as séries possuem periodicidade mensal e são de janeiro de 2000 a dezembro de 2007. As séries de PIB e crédito abrangem os seguintes estados da Federação: Bahia, Ceará, Espírito Santo, Minas Gerais, Pernambuco, Paraná, Rio Grande do Sul, Santa Catarina e São Paulo. A escolha desses estados foi feita pela disponibilidade de dados; o Estado do Rio de Janeiro possuía dados disponíveis, mas não foi abordado, pela impossibilidade de gerar um modelo VAR com base nestes, pelo fato de não haver vetores cointegrantes nas suas séries, que é exigência para a criação de um VAR.

As variáveis de crédito foram deflacionadas pelo Índice Geral de Preços - Disponibilidade Interna (IGP-DI) para ter seus valores reais e, juntamente com as variáveis de produção industrial, foram transformadas em *log* para obter resultados em valor percentual. A seguir, as séries foram submetidas ao teste de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF),

para verificar a estacionariedade⁹ das variáveis. Percebeu-se que todas as variáveis são estacionárias em primeira diferença, sendo que as variáveis IPCA, Produção Industrial da Bahia (PIBBA), Produção Industrial do Espírito do Espírito Santo (PIBPR) são estacionárias em nível (1% de significância) e Produção Industrial do Rio Grande do Sul (PIBRS) (5% de significância).

Uma das hipóteses básicas do modelo VAR, de acordo com Sims (1980), é que as séries devem ser estacionárias, e isso normalmente não ocorre nas séries macroeconômicas, mas existem diversos trabalhos na literatura que fazem a realização do VAR com as variáveis em nível com base em Sims, Stock e Watson (1990). Estes defendem que não é relevante levar em consideração a estrutura de cointegração existente entre as variáveis; devido a isso, optou-se, neste trabalho, pela estimação do VAR em nível.

Dessa maneira, foram definidos 10 modelos VAR¹⁰, sendo:

VAR 01: SELIC, PIBBR, IPCA, CREDBR; VAR 02: SELIC, PIBBA, IPCA, CREDBA; VAR 03: SELIC, PIBCE, IPCA, CREDCE; VAR 04: SELIC, PIBES, IPCA, CREDCS; VAR 05: SELIC, PIBMG, IPCA, CREDMG; VAR 06: SELIC, PIBPE, IPCA, CREDPE; VAR 07: SELIC, PIBPR, IPCA, CREDPR; VAR 08: SELIC, PIBRS, IPCA, CREDRS; VAR 09: SELIC, PIBSC, IPCA, CREDSC; VAR 10: SELIC, PIBSP, IPCA, CREDSP.

Optou-se por criar uma sigla para cada variável, da seguinte forma: como produção industrial do Brasil (PIBBR) e crédito bancário do Brasil (CREDBR). Assim, cada variável dos estados vem acompanhada da sigla do mesmo em substituição a BR nas do Brasil. Dessa forma, como anteriormente citado, a produção industrial da Bahia é chamada de PIBBA, e o crédito bancário do Ceará é chamado de CREDCE.

Segundo Stock e Watson (2001), as matrizes de coeficientes de um VAR estimado são de difícil interpretação direta, e, por isso, faz-se necessária a aplicação das seguintes estatísticas: Funções de Resposta a Impulso, Decomposição da Variância dos Erros de Previsão e Teste de Causalidade de Granger.

As FRI podem ser definidas como a derivada parcial de Y_{jt+k} tratadas como função do horizonte k, com respeito a um choque específico no tempo t, mantendo todos os outros choques constantes. Na sua forma conjunta, essas funções ligam o valor corrente do termo do erro aos futuros valores

⁹ Quando uma variável leva um choque e volta ao seu nível normal no longo prazo, a denominamos estacionária.

¹⁰ Os modelos VAR estimados estão no Anexo I, para eventuais consultas.

de Y_t ou, equivalentemente, ligam os valores passados e correntes do termo de erro aos valores correntes de Y_t . A Decomposição de Variância mede a importância do erro na j^{th} equação na explicação dos movimentos inesperados na i^{th} variável. Quando os erros do VAR são não correlacionados entre as equações, a variância do erro de previsão no período h em diante pode ser escrita como a soma dos componentes vindos de cada um desses erros. O Teste de Causalidade de Granger examina se os valores defasados da variável, digamos Y_{jt} , ajudam a prever outra variável, digamos Y_{jt} , condicional ao uso dos valores defasados de todas as variáveis com exceção de Y_{jt} . O Teste de Causalidade de Granger é o teste F da hipótese de que valores defasados da j^{th} variável podem ser excluídos da equação i^{th} na forma reduzida do VAR. A rejeição da hipótese indica que tais defasagens são úteis, na margem, na previsão de Y_{it} (Stock; Watson, 2001).

4 Resultados e discussões

Definidos os modelos VAR, aplicou-se o teste de cointegração de Johansen, para verificar a existência de vetores cointegrantes, pois essa é uma exigência do modelo. Os testes apresentaram pelo menos um vetor cointegrante nos modelos estimados, com exceção do Estado do Rio de Janeiro.

Para a realização das estimações, é necessário escolher adequadamente o número de defasagens; para isso, tomando como base o critério de Schwarz (SC), optou-se por duas defasagens. Além de Schwarz, outros critérios também apontaram duas defasagens para uma melhor estimativa, a saber: Hanann-Quinn (HQ) e Akaike (AIC).

Para a aplicação das FRI, é necessário estabelecer a ordem de exogeneidade das variáveis, da mais endógena para a mais exógena, ou seja, apontar qual a variável que mais influencia as demais (endógena) e a que menos influencia (exógena).

Depois de determinada a ordem de exogeneidade, aplica-se esse ordenamento nas FRI por meio da decomposição de Cholesky; assim, cada modelo estimado terá sua ordem específica, definida pela própria estimação do VAR. Neste trabalho, as FRI demonstraram o impacto (ao longo de 24 períodos) nas demais variáveis provocado por um choque de um desvio padrão na taxa Selic. No período, a Taxa Selic teve média de 17,5, e o desvio padrão de 3,5, o que significa que o choque é de 3,5 pontos percentuais. Uma política monetária restritiva (aumento dos juros) provocou queda na produção industrial em todos os estados analisados, bem como no Brasil em geral, como se pode observar na Tabela 1.

Essa queda deu-se de maneira diferenciada, tanto no tempo para a ocorrência quanto na intensidade da queda, como prevê a literatura sobre impactos diferenciados. No Brasil e nos Estados de Pernambuco e Rio Grande do Sul, o pico de queda da produção ocorreu no sétimo mês. No oitavo período, o pico ocorreu em Minas Gerais e São Paulo. Ceará e Santa Catarina tiveram sua maior queda na produção no nono mês. Bahia e Paraná atingiram o pico no décimo mês. Por fim, o estado que mais demorou a alcançar seu pico de queda na produção industrial foi Espírito Santo, no décimo segundo período.

Tabela 1

Variação na produção industrial referente ao aumento de um desvio padrão na taxa Selic, no Brasil

MESES	BR	ВА	CE	ES	MG	PE	PR	RS	SC	SP
1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2	-0,17	0,22	-0,22	0,22	-0,09	-0,18	-0,02	-0,27	0,07	-0,36
3	-0,30	-0,02	-0,32	0,16	-0,15	-0,46	-0,17	-0,33	-0,10	-0,54
4	-0,41	-0,31	-0,53	0,00	-0,22	-0,63	-0,27	-0,43	-0,39	-0,72
5	-0,50	-0,56	-0,71	-0,19	-0,27	-0,75	-0,38	-0,49	-0,66	-0,85
6	-0,55	-0,73	-0,85	-0,35	-0,31	-0,85	-0,47	-0,54	-0,85	-0,96
7	-0,574	-0,86	-0,95	-0,50	-0,32	-0,89	-0,56	-0,56	-0,96	-1,02
8	-0,571	-0,95	-0,99	-0,63	-0,33	-0,88	-0,62	-0,55	-1,021	-1,05
9	-0,54	-1,00	-1,00	-0,74	-0,32	-0,83	-0,65	-0,52	-1,023	-1,04
10	-0,50	-1,01	-0,96	-0,82	-0,31	-0,76	-0,66	-0,47	-0,97	-1,01
11	-0,44	-0,99	-0,90	-0,87	-0,29	-0,66	-0,64	-0,40	-0,88	-0,95
12	-0,38	-0,94	-0,82	-0,89	-0,26	-0,56	-0,59	-0,33	-0,75	-0,88
13	-0,31	-0,86	-0,72	-0,88	-0,24	-0,45	-0,53	-0,25	-0,60	-0,79
14	-0,24	-0,77	-0,61	-0,85	-0,21	-0,35	-0,46	-0,16	-0,44	-0,7
15	-0,17	-0,67	-0,51	-0,81	-0,19	-0,26	-0,39	-0,09	-0,28	-0,61
16	-0,11	-0,57	-0,41	-0,75	-0,16	-0,17	-0,31	-0,02	-0,13	-0,52
17	-0,06	-0,46	-0,32	-0,68	-0,15	-0,10	-0,24	0,04	-0,01	-0,43
18	-0,02	-0,36	-0,25	-0,61	-0,13	-0,05	-0,18	0,09	0,09	-0,36
19	0,01	-0,27	-0,19	-0,55	-0,12	0,00	-0,13	0,12	0,17	-0,30
20	0,03	-0,18	-0,15	-0,49	-0,12	0,02	-0,09	0,14	0,21	-0,24
21	0,04	-0,11	-0,12	-0,43	-0,12	0,04	-0,07	0,14	0,22	-0,20
22	0,04	-0,05	-0,11	-0,39	-0,12	0,05	-0,06	0,14	0,21	-0,17
23	0,03	0,00	-0,11	-0,36	-0,13	0,04	-0,06	0,13	0,19	-0,15
24	0,02	0,04	-0,11	-0,34	-0,14	0,04	-0,07	0,11	0,14	-0,14

FONTE DOS DADOS BRUTOS: Resultados de testes aplicados a partir do Eviews 4.1.

O estado que foi mais afetado pelo aumento da Selic foi São Paulo, com uma queda de 1,05% na produção industrial; em contrapartida, o menos afetado foi Minas Gerais, com sua produção diminuindo 0,33%.

Analisando-se todos os períodos para São Paulo, observou que foi o estado mais afetado nos 24 meses de análise, em comparação com os demais.

Os Estados da Bahia, Ceará e Santa Catarina apresentaram queda parecida com a de São Paulo: -1,01%, -1,00% e -1,023% respectivamente. Alguns estados apresentaram uma queda mediana: Espírito Santo e Pernambuco, com uma queda na produção industrial de 0,89% cada. Paraná e Rio Grande do Sul foram os que mais se aproximaram da média para o Brasil (-0,574%), tendo uma queda de 0,66% e 0,56% respectivamente.

Analisando por região, é possível afirmar que a maior queda é na Nordeste. Em seguida, a Região Sudeste; apesar de São Paulo ter sido o estado mais afetado, a Região não foi a que mais sofreu impacto da Selic, porque também abrange Minas Gerais, que foi o estado que menos apresentou sensibilidade. A que menos diminuiu sua produção industrial com o aumento dos juros foi a Região Sul; apesar de Santa Catarina ter apresentado grande queda, Paraná e Rio Grande do Sul foram pouco sensíveis ao choque da Selic. Ao comparar os resultados para a produção industrial encontrados aqui com os trabalhos de Fonseca e Vasconcelos (2003), Rocha e Nakane (2007) e Bertanha (2007), percebe-se que são um tanto divergentes, mas isso se deve ao fato de os trabalhos tomarem períodos, dados e/ou metodologias diferentes.

Com relação à trajetória do impacto dos estados, pôde-se perceber que foram parecidas com a trajetória da média para o Brasil. Isso fica mais claro com a análise dos gráficos das FRI, apresentados nas Figuras 1 a 5.

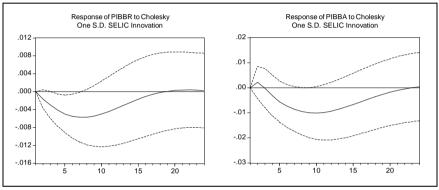
Basicamente, os gráficos apresentam uma tendência à queda que vai do quinto ao décimo quinto mês, mas alguns mostram particularidades, como nos casos de Bahia, Espírito Santo e Santa Catarina, que têm um leve aumento da produção industrial nos primeiros meses após o impacto da Selic. Outro fator interessante é que Brasil, Bahia, Pernambuco, Rio Grande do Sul e Santa Catarina apresentaram um aumento da produção nos meses finais do período analisado. Como já mencionado, o Estado de Minas Gerais foi o menos afetado pela Selic, o que fica claro ao se observar seu gráfico de FRI; sua trajetória está praticamente paralela ao eixo das abscissas (eixo "x") durante todo o período de análise. Também é possível perceber com maior facilidade que São Paulo mantém uma trajetória de queda em todos os períodos.

A análise do impacto que a política monetária tem sobre o crédito bancário apresentou resultado diferenciado já nos primeiros meses após o choque da Selic. Brasil e São Paulo já sofrem uma diminuição do crédito no primeiro período, -0,32% e -0,46% respectivamente, como pode ser observado na Tabela 2.

A queda que Brasil e São Paulo já apresentam no primeiro mês pode ser explicada pelo fato de São Paulo ser o estado que possui o maior número de movimentações financeiras e, dessa maneira, consegue influenciar no índice médio para o Brasil, fazendo com que este também apresente queda no primeiro período. São Paulo apresentou queda durante todo o período analisado, sempre ficando acima da média para o Brasil, resultado também encontrado por Fonseca e Vasconcelos (2003). O Estado teve seu pico de diminuição de 2,02%.

Figura 1

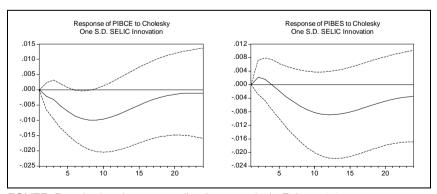
Resposta da produção industrial ao aumento de um desvio padrão na taxa Selic, no Brasil e na Bahia



FONTE: Resultados de testes aplicados a partir do Eviews 4.1.

Figura 2

Resposta da produção industrial ao aumento de um desvio padrão na taxa Selic, no Ceará e no Espírito Santo

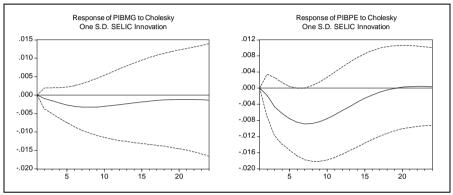


FONTE: Resultados de testes aplicados a partir do Eviews 4.1.

Ensaios FEE, Porto Alegre, v. 32, n. 2, p. 515-552, nov. 2011

Figura 3

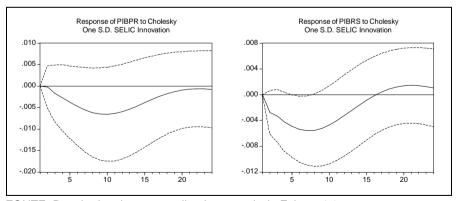
Resposta da produção industrial ao aumento de um desvio padrão na taxa Selic, em Minas Gerais e Pernambuco



FONTE: Resultados de testes aplicados a partir do Eviews 4.1.

Figura 4

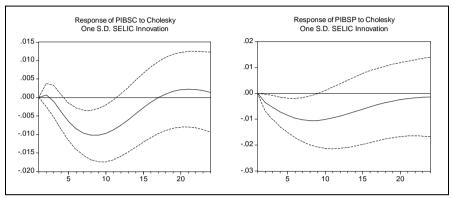
Resposta da produção industrial ao aumento de um desvio padrão na taxa Selic,
no Paraná e no Rio Grande do Sul



FONTE: Resultados de testes aplicados a partir do Eviews 4.1.

Figura 5

Resposta da produção industrial ao aumento de um desvio padrão na taxa Selic, em Santa Catarina e São Paulo



FONTE: Resultados de testes aplicados a partir do Eviews 4.1.

Com relação à velocidade, os estados da Região Sul foram os que apresentaram pico de queda mais rapidamente. Paraná, no quarto mês; Rio Grande do Sul, no quinto; e Santa Catarina, no sexto. A seguir, vem o Estado do Espírito Santo, com seu pico no sétimo período; logo após, a Bahia, no oitavo; e o Brasil, no nono. Ceará e Pernambuco tiveram seu pico no décimo período, e Minas Gerais e São Paulo, no décimo primeiro.

Paraná, Santa Catarina e Rio Grande do Sul, apesar de serem os estados que mais rapidamente reagiram ao aumento na taxa Selic, foram os com a menor queda do crédito, 0,84%, 0,74% e 0,842% respectivamente. Os Etados de Minas Gerais, Ceará e Espírito Santo tiveram uma queda da oferta de crédito mais acentuada que a média para o Brasil (-1,55%), sendo esta de 1,84% para Minas Gerais, 1,77% para Ceará e 1,65% para Espírito Santo. Ainda comparando com a queda de 1,55% para o Brasil, os Estados de Bahia e Pernambuco obtiveram uma queda menor, sendo de 1,20% e 1,05% respectivamente.

Agrupando os estados em suas regiões, a que mais apresentou queda na oferta de crédito foi a Sudeste, fato este facilmente explicado por São Paulo estar nessa região. Logo após, vem a Região Nordeste e, na sequência, com os menores índices de diminuição da oferta de crédito com o impacto da Selic, a Sul. Esses dois últimos resultados estão compatíveis com os trabalhos de Fonseca e Vasconcelos (2003) e Bertanha (2007); em seus trabalhos a região mais afetada foi a Nordeste, e a menos afetada foi a Sul.

Tabela 2

Variação na oferta de crédito referente ao aumento de um desvio padrão na taxa Selic, no Brasil

MESES	BR	ВА	CE	ES	MG	PE	PR	RS	SC	SP
1	-0,32	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	-0,46
2	-0,53	-0,34	-0,38	-0,64	-0,11	-0,23	-0,56	-0,46	-0,27	-0,36
3	-0,98	-0,60	-0,54	-1,05	-0,55	-0,32	-0,75	-0,67	-0,49	-0,98
4	-1,17	-0,84	-0,85	-1,33	-0,86	-0,47	-0,84	-0,79	-0,64	-1,16
5	-1,34	-1,01	-1,09	-1,49	-1,09	-0,67	-0,81	-0,842	-0,72	-1,44
6	-1,43	-1,13	-1,32	-1,60	-1,31	-0,83	-0,74	-0,84	-0,74	-1,59
7	-1,51	-1,19	-1,50	-1,65	-1,53	-0,93	-0,63	-0,80	-0,73	-1,75
8	-1,54	-1,20	-1,64	-1,64	-1,73	-1,00	-0,51	-0,72	-0,68	-1,87
9	-1,55	-1,17	-1,72	-1,59	-1,87	-1,04	-0,36	-0,62	-0,61	-1,95
10	-1,52	-1,12	-1,77	-1,50	-1,93	-1,053	-0,23	-0,52	-0,51	-2,00
11	-1,47	-1,04	-1,76	-1,39	-1,94	-1,052	-0,11	-0,41	-0,41	-2,02
12	-1,40	-0,94	-1,73	-1,27	-1,88	-1,04	-0,01	-0,31	-0,30	-2,01
13	-1,32	-0,84	-1,66	-1,15	-1,76	-1,01	0,05	-0,22	-0,21	-1,99
14	-1,23	-0,73	-1,56	-1,05	-1,60	-0,97	0,07	-0,14	-0,13	-1,95
15	-1,15	-0,63	-1,45	-0,96	-1,41	-0,94	0,07	-0,09	-0,06	-1,89
16	-1,07	-0,53	-1,34	-0,90	-1,19	-0,90	0,04	-0,05	-0,02	-1,84
17	-1,00	-0,44	-1,22	-0,86	-0,97	-0,86	-0,02	-0,04	0,00	-1,78
18	-0,95	-0,36	-1,11	-0,85	-0,75	-0,82	-0,08	-0,04	0,00	-1,73
19	-0,90	-0,29	-1,01	-0,86	-0,54	-0,78	-0,16	-0,06	-0,01	-1,68
20	-0,87	-0,24	-0,92	-0,90	-0,36	-0,74	-0,24	-0,08	-0,05	-1,64
21	-0,86	-0,19	-0,85	-0,95	-0,20	-0,71	-0,32	-0,12	-0,09	-1,61
22	-0,85	-0,15	-0,79	-1,01	-0,07	-0,69	-0,38	-0,17	-0,13	-1,59
23	-0,86	-0,12	-0,74	-1,08	0,03	-0,66	-0,43	-0,21	-0,18	-1,57
24	-0,87	-0,10	-0,70	-1,15	0,09	-0,64	-0,47	-0,26	-0,23	-1,57

FONTE: Elaboração própria a partir da saída do Eviews 4.1.

Agrupando os estados em suas regiões, a que mais apresentou queda na oferta de crédito foi a Sudeste, fato este facilmente explicado por São Paulo estar nessa região. Logo após, vem a Região Nordeste e, na sequência, com os menores índices de diminuição da oferta de crédito com o impacto da Selic, a Sul. Esses dois últimos resultados estão compatíveis com os trabalhos de Fonseca e Vasconcelos (2003) e Bertanha (2007); em seus trabalhos a região mais afetada foi a Nordeste, e a menos afetada foi a Sul.

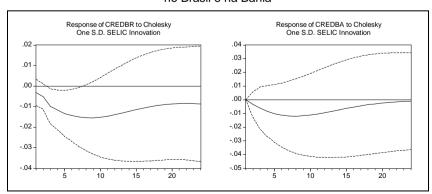
O menor impacto na Região Sul pode ser explicado por uma maior autonomia tanto do setor bancário quanto das empresas da Região. Os bancos podem continuar ofertando o crédito em condições razoáveis, mesmo com uma taxa de juros alta, e as empresas possuem a possibilidade de captar recursos fora do País a uma taxa diferenciada. Soma-se a isso, o fato de a Região Sul ser grande produtora de alimentos e de o crédito rural não ser sensível às modificações na taxa Selic. O impacto sobre a Região Nordeste não é facilmente identificado, mas pode pesar sobre esse efeito a atuação ainda deficiente do sistema bancário, como apontou Fonseca e Vasconcelos (2003). Essas análises podem ser observadas nas Figuras 6 a 10, que apresentam os gráficos das FRI com os impactos gerados na oferta de crédito pelo choque na Selic.

Nessas FRI, não se pode dizer que o impacto foi praticamente o mêsmo, pois, ao se observar as trajetórias, é possível perceber grande diferença entre os estados e também em relação à média para o Brasil. Paraná e Minas Gerais chegaram a apresentar aumento do crédito na metade e no final do período analisado respectivamente. Santa Catarina não apresentou mudança na quantidade ofertada de crédito entre os décimo sétimo e décimo oitavo períodos. Apenas os estados da Região Sul apresentaram trajetória semelhante. Brasil e Estados de Ceará, Espírito Santo e São Paulo não apresentaram tendência de voltar ao nível normal, após os 24 meses.

A análise da decomposição da variância nos mostra que a Selic influencia na variação do PIB e na oferta de crédito dos estados. Analisando esses resultados, juntamente com os da FRI, é possível perceber a coerência dos mesmos, pois os estados mais afetados na produção industrial (São Paulo e Santa Catarina) foram os que apresentaram a maior porcentagem de influência da taxa Selic.

Figura 6

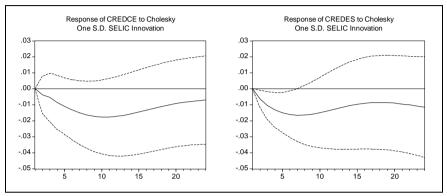
Resposta do crédito bancário ao aumento de um desvio padrão na taxa Selic, no Brasil e na Bahia



FONTE: Resultados de testes aplicados a partir do Eviews 4.1.

Figura 7

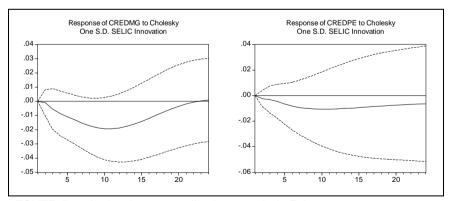
Resposta do crédito bancário ao aumento de um desvio padrão na taxa Selic, no Ceará e no Espírito Santo



FONTE: Resultados de testes aplicados a partir do Eviews 4.1.

Figura 8

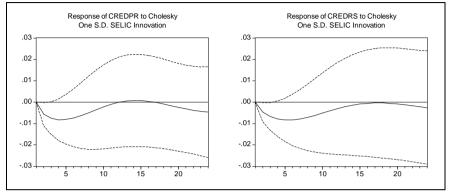
Resposta do crédito bancário ao aumento de um desvio padrão na taxa Selic, em Minas Gerais e Pernambuco



FONTE: Resultados de testes aplicados a partir do Eviews 4.1.

Figura 9

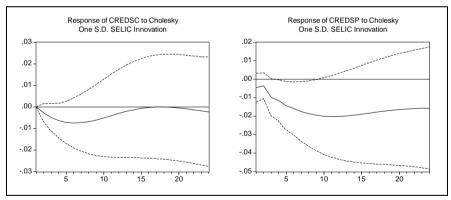
Resposta do crédito bancário ao aumento de um desvio padrão na taxa Selic, no Paraná e no Rio Grande do Sul



FONTE: Resultados de testes aplicados a partir do Eviews 4.1.

Figura 10

Resposta do crédito bancário ao aumento de um desvio padrão na taxa Selic, em Santa Catarina e São Paulo



FONTE: Resultados de testes aplicados a partir do Eviews 4.1.

O Teste de Causalidade de Granger também indicou a inter-relação entre essas variáveis, pois a taxa Selic fortalece a Produção Industrial de São Paulo (PIBSP) e a Produção Industrial de Santa Catarina (PIBSC). Por outro lado e também mostrando coerência, o Estado de Minas Gerais, que apresentou menor queda da produção industrial com aumento da taxa Selic, é o que possui a menor porcentagem de influência da taxa de juros, enquanto, no Teste de Granger, não foi encontrada causalidade entre a taxa Selic e a Produção Industrial de Minas Gerais (PIBMG). Os estados que

apresentaram uma queda mediana na produção também possuem uma influência da taxa Selic numa intensidade média (Bahia, Ceará e Pernambuco), e os que tiveram pouca queda na sua produção também apresentaram baixa influência por parte da taxa Selic (Paraná e Brasil).

Analisando-se os dados de decomposição da variância e de FRI com relação à oferta de crédito, também se encontra coerência nos resultados. São Paulo, que teve a maior queda na oferta de crédito, é o que possui maior influência da taxa Selic; enquanto, na Causalidade de Granger, percebe-se que a taxa Selic causa o crédito bancário de São Paulo (CREDSP). Os Estados de Minas Gerais, Ceará e Espírito Santo tiveram uma queda acentuada da oferta de crédito, possuem uma grande porcentagem de influência dos juros e, segundo a causalidade de Granger, a Selic causa crédito bancário em Minas Gerais (CREDMG) e Espírito Santo (CREDES).

O fato de a Região Sul ter sido a primeira a sofrer os impactos do choque nos juros chama atenção nessa análise, pois os estados dessa região possuem seu pico de influência da Selic já no sexto período, diferentemente de todos os outros, que só apresentaram pico de influência no décimo segundo ou no décimo oitavo períodos. O único estado da Região Sul em que a taxa Selic, de acordo com o Teste de Causalidade de Granger, causa crédito bancário é o Paraná (CREDPR).

5 Considerações finais

A estimação dos modelos VAR e a aplicação das funções de resposta a impulso, dos testes de decomposição da variância e causalidade de Granger indicam que a taxa Selic possui influência e que causa as variáveis de produção industrial e crédito, como expõe a teoria.

A partir dos testes de função resposta impulso, verificou-se que um aumento de um desvio padrão (3,5 pontos percentuais) na taxa básica de juros causa uma diminuição diferenciada na produção industrial, nos estados brasileiros selecionados ao longo dos 24 períodos analisados, bem como no Brasil. O estado que teve a maior queda na produção foi São Paulo (-1,05%), e a menor queda foi em Minas Gerais (-0,33%). Bahia, Ceará e Santa Catarina tiveram queda próxima da observada em São Paulo, enquanto a média para o Brasil ficou em -0,574%. O tempo de alcance desse pico de queda dos estados ficou entre o sétimo e o décimo segundo período. A região mais afetada foi a Nordeste, em seguida vindo a Sudeste e, por último, a Região Sul.

Com relação ao crédito, a taxa Selic também teve impactos diferentes para cada um deles, e apresentou resultados mais consistentes, como foi encontrado também em trabalhos relacionados. Diferentemente do

verificado em relação à produção industrial, os picos de queda da oferta de crédito ocorreram, mais rapidamente, entre o quarto e o décimo primeiro mês. Os estados da Região Sul foram os menos afetados, com uma queda média de 0,80% no crédito para cada um deles, mas, em contrapartida, são os que apresentaram reação mais rápida. Minas Gerais, Ceará e Espírito Santo tiveram queda mais acentuada do que a média para o Brasil (-1,55%), já Bahia e Pernambuco apresentaram uma queda menor do que a do Brasil.

Percebeu-se que Brasil e São Paulo apresentaram variação, na oferta de crédito, já no primeiro mês, o que era esperado, visto que este é o estado que possui maior número de movimentações financeiras. São Paulo apresentou queda durante todo o período analisado, tendo seu pico de diminuição em 2,02%; além disso, sempre se manteve acima da média para o Brasil.

Analisando os estados por suas regiões, a região que teve maior queda na oferta de crédito foi a Sudeste, isto devido à queda no período de São Paulo, estado muito sensível à taxa de juros, devido ao fato de realizar o maior número de operações financeiras no País. A Nordeste ficou em segundo lugar, mas seus dados são muito próximos aos da Sudeste, enquanto, por último, aparece a Região Sul.

A teoria expõe que um aumento na taxa de juros provoca queda na oferta de crédito bancário (canal de empréstimos bancários) e queda na produção (canal da taxa de juros), o que é confirmado pela literatura. Dessa forma, os resultados estão de acordo com a teoria, demonstrando a queda da produção industrial e da oferta de crédito após um aumento na taxa Selic. Também foi possível identificar os diferentes impactos em cada estado, já que os mesmos responderam de forma diversa, tanto em intensidade quanto em velocidade, do que foi observado para o Brasil, diante de um mesmo choque positivo na taxa Selic.

Um ponto de contribuição deste trabalho é que toma o período pós-metas de inflação, no qual há uma estabilidade inflacionária relativa, uma retomada do crescimento econômico e um aumento da eficácia da política monetária, difícil de ser observado ao se tomar o período total do Plano Real. Os estudos que trataram desse tema mantêm um ponto em comum: chamar a atenção para o cuidado das autoridades econômicas ao tomarem decisões quanto às políticas que serão empregadas e a intensidade das mesmas. A diferença observada nos impactos da política monetária indica que o Banco Central deve criar mecanismos que amenizem os mesmos em determinados estados, evitando que as disparidades regionais que já existem no Brasil se acentuem. A manutenção do pacto federativo e as ações de desenvolvimento regional que são implementadas e incentivadas pelo setor público não podem excluir a política monetária e o sistema financeiro, pois as ações quanto à política fiscal podem ser insuficientes frente aos impactos apontados neste e em outros trabalhos.

Anexo 1

Modelos VAR estimados

VAR 1

```
SELIC = 1.644692719*SELIC(-1) - 0.7289554828*SELIC(-2)
4.285139135*PIBBR(-1) + 3.430089507*PIBBR(-2) + 0.1835067581*IPCA(-1) +
0.14509146*IPCA(-2) - 1.717721915*CREDBR(-1) + 1.098770554*CREDBR(-2)
+ 22.09158881
PIBBR = - 0.004943782555*SELIC(-1) + 0.004366373914*SELIC(-2) +
0.7711637345*PIBBR(-1) + 0.1960029194*PIBBR(-2) - 0.005856503542*IPCA(-1)
        0.0005022049923*IPCA(-2) + 0.009371808422*CREDBR(-1)
0.01903174749*CREDBR(-2) + 0.4326077119
IPCA
             0.2066054341*SELIC(-1)
                                    _
                                         0.2066491516*SELIC(-2)
2.859683141*PIBBR(-1) - 3.38247355*PIBBR(-2) + 0.5835310943*IPCA(-1) -
0.1858669961*IPCA(-2) - 1.778454915*CREDBR(-1) + 1.71102266*CREDBR(-2)
+ 4.630130689
CREDBR = -0.009906847954*SELIC(-1) + 0.008512618048*SELIC(-2) +
0.2590238569*PIBBR(-1) - 0.1615948636*PIBBR(-2) - 0.03230543555*IPCA(-1)
      0.02447983855*IPCA(-2)
                                      0.6381398897*CREDBR(-1)
                              +
0.3369727003*CREDBR(-2) + 0.2541859648
```

VAR 2

```
SELIC = 1.666215176*SELIC(-1) - 0.7256451437*SELIC(-2)
0.7395474054*PIBBA(-1) - 0.007846176279*PIBBA(-2) + 0.1838885561*IPCA(-1)
                                  0.1775688015*IPCA(-2)
                                                                                                           - 0.6909826529*CREDBA(-1)
0.6482892396*CREDBA(-2) + 5.301290656
                                        0.006355631082*SELIC(-1)
                                                                                                                         - 0.01091944679*SELIC(-2)
0.533915556*PIBBA(-1) + 0.1639091808*PIBBA(-2) - 0.01983603742*IPCA(-1) - 0.01983603*IPCA(-1) - 0.01985603*IPCA(-1) - 0.019856003*IPCA(-1) - 0.019856003*IPCA(-1) - 0.019856003*IPCA(-1
                                                                                                                  0.04919279409*CREDBA(-1)
0.005426861987*IPCA(-2)
0.02188027932*CREDBA(-2) + 3.16404636
                                           0.2041497677*SELIC(-1)
                                                                                                                                          0.2066333704*SELIC(-2)
0.07816531155*PIBBA(-1) - 0.9880906722*PIBBA(-2) + 0.5875173767*IPCA(-1)
                   0.2057680526*IPCA(-2) -
                                                                                                                           0.6920679447*CREDBA(-1)
0.5297640665*CREDBA(-2) + 9.172653947
CREDBA = -0.01012880311*SELIC(-1) + 0.00968047142*SELIC(-2) +
0.1336993037*PIBBA(-1) - 0.08828022455*PIBBA(-2) - 0.006413885065*IPCA(-
                               0.0002911521304*IPCA(-2) +
                                                                                                                                     1.004495502*CREDBA(-1)
0.06062634299*CREDBA(-2) + 1.101533404
```

VAR 3

```
SELIC = 1.677600855*SELIC(-1) - 0.7530768841*SELIC(-2) +
1.017835329*PIBCE(-1) - 2.049980029*PIBCE(-2) + 0.163010262*IPCA(-1) +
0.2143578264*IPCA(-2) - 0.6560376428*CREDCE(-1) + 0.314136766*CREDCE(-
2) + 13.60754006
PIBCE = - 0.006433926661*SELIC(-1) + 0.003270944655*SELIC(-2) +
0.6992291388*PIBCE(-1) + 0.177820279*PIBCE(-2) + 0.005409673689*IPCA(-1)
     0.01036042652*IPCA(-2)
                            - 0.1207670101*CREDCE(-1) +
0.08835481195*CREDCE(-2) + 1.363647426
IPCA = 0.2140072928*SELIC(-1) - 0.2328119885*SELIC(-2)
0.7468786057*PIBCE(-1) - 1.945579188*PIBCE(-2) + 0.5765571841*IPCA(-1) -
0.1692993229*IPCA(-2) - 0.6804649664*CREDCE(-1)
0.2648856643*CREDCE(-2) + 15.6389082
CREDCE = -0.01138504654*SELIC(-1) + 0.007323876749*SELIC(-2) -
0.2812726964*PIBCE(-1) + 0.4721413381*PIBCE(-2) + 0.004699446943*IPCA(-1)
1) - 0.01067037649*IPCA(-2) + 0.6093424622*CREDCE(-1) +
0.2212767655*CREDCE(-2) + 2.99477756
```

VAR 4

```
SELIC = 1.656193798*SELIC(-1) - 0.7392871887*SELIC(-2)
0.5036595919*PIBES(-1) - 0.220057146*PIBES(-2) + 0.167717476*IPCA(-1) +
0.1965524314*IPCA(-2) - 0.7777027576*CREDES(-1)
0.2897211271*CREDES(-2) + 15.51025423
PIBES = 0.006688677551*SELIC(-1) - 0.009684803222*SELIC(-2) +
0.6486651547*PIBES(-1) + 0.3104914552*PIBES(-2) - 0.01472330309*IPCA(-1) - 0.0147233009*IPCA(-1) - 0.014723009*IPCA(-1) - 0.014723000*IPCA(-1)
0.005945699964*IPCA(-2) - 0.07209070262*CREDES(-1)
0.03225794114*CREDES(-2) + 1.152507518
IPCA =
                                         0.1649995201*SELIC(-1) - 0.178498411*SELIC(-2) +
0.5813324924*PIBES(-1) - 0.7909939626*PIBES(-2) + 0.5288384192*IPCA(-1) -
0.1390575515*IPCA(-2) - 2.75221198*CREDES(-1) + 2.337128425*CREDES(-2)
+10.8515014
CREDES = -0.0191882012*SELIC(-1) + 0.01751411255*SELIC(-2) +
0.1148363532*PIBES(-1) - 0.05022791204*PIBES(-2) - 0.003981866315*IPCA(-
1) + 0.006980149796*IPCA(-2) + 0.9164198243*CREDES(-1) +
0.05560720951*CREDES(-2) + 0.3506534473
```

VAR 5

PIBMG = - 0.002957876165*SELIC(-1) + 0.002550799681*SELIC(-2) + 0.5840953065*PIBMG(-1) + 0.4037452791*PIBMG(-2) - 0.004441398134*IPCA(-1)0.002312251002*IPCA(-2) 0.04647217202*CREDMG(-1) _ 0.04829282593*CREDMG(-2) + 0.028761766290.2229885176*SELIC(-1) 0.2309950205*SELIC(-2) 0.1937113255*IPCA(-2) _ 0.848289256*CREDMG(-1) 0.4927666007*CREDMG(-2) + 11.4611617 CREDMG = -0.003365502225*SELIC(-1) - 0.002481771703*SELIC(-2) +0.1926663402*PIBMG(-1) - 0.01148291485*PIBMG(-2) - 0.0264648005*IPCA(-0.02954854513*IPCA(-2) + 0.885265572*CREDMG(-1) 0.05871267167*CREDMG(-2) + 3.456130338

VAR 6

SELIC 1.640983461*SELIC(-1) - 0.7208741741*SELIC(-2) 0.2926062325*PIBPE(-1) - 0.8954408449*PIBPE(-2) + 0.1648193371*IPCA(-1) +0.188298852*IPCA(-2) - 0.8682918548*CREDPE(-1) + 0.6050103628*CREDPE(-2) + 12.72494565PIBPE = - 0.00564843491*SELIC(-1) + 0.001304999912*SELIC(-2) + 0.6080127475*PIBPE(-1) + 0.04890204247*PIBPE(-2) - 0.007048956452*IPCA(-1)0.005249423377*IPCA(-2) + 0.2137487449*CREDPE(-1) 0.2075411153*CREDPE(-2) + 1.539516065 0.1758957924*SELIC(-1) _ 0.1885152777*SELIC(-2) 0.8626495597*PIBPE(-1) - 0.1456540367*PIBPE(-2) + 0.5834611154*IPCA(-1) -0.1937837211*IPCA(-2) 0.8400066153*CREDPE(-1) 0.6323418835*CREDPE(-2) + 10.02770985 CREDPE = -0.007145644346*SELIC(-1) + 0.008397863261*SELIC(-2) +0.007972432188*PIBPE(-1) + 0.2377463039*PIBPE(-2) 0.005626646836*IPCA(-1) - 0.0233796081*IPCA(-2) + 1.024729979*CREDPE(-1)1) - 0.07395259501*CREDPE(-2) - 0.03821767096

VAR 7

 $\begin{array}{llll} 0.1928399323*IPCA(-2) - 1.643395101*CREDPR(-1) + 0.8452166761*CREDPR(-2) + 24.31679695 \\ CREDPR &= & - & 0.01749571427*SELIC(-1) &+ & 0.01828639624*SELIC(-2) &+ \\ 0.09027885501*PIBPR(-1) &+ & & 0.0005752879639*PIBPR(-2) &- \\ 0.007653114322*IPCA(-1) + 0.01280392698*IPCA(-2) + 0.649889505*CREDPR(-1) &+ & 0.3528679956*CREDPR(-2) &- & 0.5065261382 \\ \end{array}$

VAR 8

```
SELIC
                                           1.657001458*SELIC(-1) - 0.7330919795*SELIC(-2)
0.1087020705*PIBRS(-1) - 0.09576138387*PIBRS(-2) + 0.1523276269*IPCA(-1)
                      0.1778554942*IPCA(-2)
                                                                                                                            0.3252607932*CREDRS(-1)
                                                                                                  _
0.4951869883*CREDRS(-2) + 20.94674568
PIBRS = -0.009018778214*SELIC(-1) + 0.006522494514*SELIC(-2) +
0.5353687129*PIBRS(-1) + 0.1988175061*PIBRS(-2) + 0.003122125429*IPCA(-1)
                                0.002636834275*IPCA(-2) - 0.1255374388*CREDRS(-1)
0.1207186189*CREDRS(-2) + 1.387397425
                                          0.1487105796*SELIC(-1)
                                                                                                                     -
                                                                                                                                        0.1523474446*SELIC(-2)
0.1900278942*PIBRS(-1) + 1.079117944*PIBRS(-2) + 0.5523925524*IPCA(-1) -
0.183542891*IPCA(-2) - 3.131187202*CREDRS(-1) + 2.439063343*CREDRS(-2)
+11.35237784
CREDRS = -0.01434741614*SELIC(-1) + 0.01663395335*SELIC(-2) +
0.2495871959*PIBRS(-1) + 0.07566632803*PIBRS(-2) + 0.000979457592*IPCA(-1) + 0.00097945759*IPCA(-1) + 0.00097959*IPCA(-1) + 0.00097959*IPCA(-1) + 0.00097959*IPCA(-1) + 0.00097959*IPCA(-
                               0.004038597422*IPCA(-2) +
                                                                                                                                0.8470741133*CREDRS(-1)
0.1649422632*CREDRS(-2) - 1.835199833
```

VAR 9

```
SELIC =
                                                1.66216958*SELIC(-1) - 0.740147991*SELIC(-2)
1.981868227*PIBSC(-1) - 1.514760452*PIBSC(-2) + 0.1307115382*IPCA(-1) +
0.2073916742*IPCA(-2)
                                                                                                                    0.1674776586*CREDSC(-1)
                                                                                      _
0.7167106651*CREDSC(-2) + 19.5220834
PIBSC = 0.002188182885*SELIC(-1) -
                                                                                                                                    0.005687340017*SELIC(-2)
0.7145101766*PIBSC(-1)
                                                                                            +
                                                                                                                         0.04254582465*PIBSC(-2)
0.0004935416089*IPCA(-1)
                                                                                                                            0.01523911515*IPCA(-2)
0.04348967956*CREDSC(-1) + 0.0286655144*CREDSC(-2) + 1.544949736
                                          0.2267172069*SELIC(-1) -
                                                                                                                                         0.2521849943*SELIC(-2)
0.09896120348*PIBSC(-1) - 1.925815528*PIBSC(-2) + 0.5622332619*IPCA(-1) - 1.92581528*PIBSC(-2) + 0.5622332619*IPCA(-1) + 0.5622332619*
0.2014312814*IPCA(-2) - 4.081932612*CREDSC(-1) + 3.760608595*CREDSC(-
2) + 17.72680208
CREDSC = -0.006549132066*SELIC(-1) + 0.006011592952*SELIC(-2) -
0.1367526983*PIBSC(-1) + 0.1059462294*PIBSC(-2) - 0.00925114938*IPCA(-1)
                   0.001498825011*IPCA(-2)
                                                                                                +
                                                                                                                            0.8054600916*CREDSC(-1)
0.2086711963*CREDSC(-2) - 0.1657178759
```

VAR 10

```
SELIC
              1.663989285*SELIC(-1) - 0.741785406*SELIC(-2)
1.199471663*PIBSP(-1) + 0.4978912371*PIBSP(-2) + 0.1857732286*IPCA(-1) +
0.1636914505*IPCA(-2) - 1.405013812*CREDSP(-1) + 1.010861334*CREDSP(-2)
+14.92610025
PIBSP = -0.01046529327*SELIC(-1) + 0.00874184168*SELIC(-2) +
0.7570176002*PIBSP(-1) + 0.1946643354*PIBSP(-2) + 0.00191698519*IPCA(-1)
     8.82562873e-05*IPCA(-2)
                                      0.02112434678*CREDSP(-1)
0.03569416306*CREDSP(-2) + 0.6458790878
IPCA
             0.2291852735*SELIC(-1) - 0.2235934408*SELIC(-2)
3.020130998*PIBSP(-1) - 3.90666464*PIBSP(-2) + 0.5894958483*IPCA(-1) -
0.2149503477*IPCA(-2) - 0.8190534687*CREDSP(-1) + 1.048061203*CREDSP(-
2) - 1.666726183
CREDSP = -0.002775080611*SELIC(-1) + 0.001135968298*SELIC(-2) +
0.2472760623*PIBSP(-1) - 0.1867720223*PIBSP(-2) - 0.04808650142*IPCA(-1) +
0.02219472236*IPCA(-2)
                           +
                                    0.5758686011*CREDSP(-1)
0.4029679284*CREDSP(-2) + 0.3298354811
```

Anexo 2

Resultados dos Testes de Causalidade de Granger

Tabela A.1

Teste de Causalidade de Granger - VAR 01

Sample: 2000:01 2007:12

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
PIBBR does not Granger Cause SELIC	94	2.38416	0.09803
SELIC does not Granger Cause PIBBR		5.06816	0.00823
IPCA does not Granger Cause SELIC	94	6.63309	0.00206
SELIC does not Granger Cause IPCA		4.28583	0.01671
CREDBR does not Granger Cause SELIC	94	3.62642	0.03062
SELIC does not Granger Cause CREDBR		5.13689	0.00774
IPCA does not Granger Cause PIBBR	94	4.83610	0.01014
PIBBR does not Granger Cause IPCA		1.22550	0.29852
CREDBR does not Granger Cause PIBBR	94	0.6759	0.50049
PIBBR does not Granger Cause CREDBR		4.22352	0.01769
CREDBR does not Granger Cause IPCA	94	1.85559	0.16236
IPCA does not Granger Cause CREDBR		8.21003	0.00053

Tabela A.2

Teste de Causalidade de Granger - VAR 02

Sample: 2000:01 2007:12

Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
PIBBA does not Granger Cause SELIC	94	2.24176	0.11224
SELIC does not Granger Cause PIBBA		1.44561	0.24108
IPCA does not Granger Cause SELIC	94	6.63309	0.00206
SELIC does not Granger Cause IPCA		4.28583	0.01671
CREDBA does not Granger Cause SELIC	94	1.17161	0.31460
SELIC does not Granger Cause CREDBA		1.00157	0.37140
IPCA does not Granger Cause PIBBA	94	1.20412	0.30479
PIBBA does not Granger Cause IPCA		1.40397	0.25101
CREDBA does not Granger Cause PIBBA	94	0.85361	0.42933
PIBBA does not Granger Cause CREDBA		0.66051	0.51910
CREDBA does not Granger Cause IPCA	94	1.32224	0.27172
IPCA does not Granger Cause CREDBA		0.87492	0.42045

Tabela A.3

Teste de Causalidade de Granger - VAR 03

Sample: 2000:01 2007:12

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
PIBCE does not Granger Cause SELIC	94	2.72172	0.07124
SELIC does not Granger Cause PIBCE		2.82024	0.06493
IPCA does not Granger Cause SELIC	94	6.63309	0.00206
SELIC does not Granger Cause IPCA		4.28583	0.01671
CREDCE does not Granger Cause SELIC	91	1.65447	0.19722
SELIC does not Granger Cause CREDCE		2.59658	0.08036
IPCA does not Granger Cause PIBCE	94	1.95318	0.14785
PIBCE does not Granger Cause IPCA		1.28818	0.28086
CREDCE does not Granger Cause PIBCE	91	3.20548	0.04543
PIBCE does not Granger Cause CREDCE		3.42881	0.03692
CREDCE does not Granger Cause IPCA	91	1.37616	0.25805
IPCA does not Granger Cause CREDCE		0.81783	0.44479

Tabela A.4

Teste de Causalidade de Granger - VAR 04

Sample: 2000:01 2007:12

Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
PIBES does not Granger Cause SELIC	94	1.23154	0.29677
SELIC does not Granger Cause PIBES		1.22204	0.29952
IPCA does not Granger Cause SELIC	94	6.63309	0.00206
SELIC does not Granger Cause IPCA		4.28583	0.01671
CREDES does not Granger Cause SELIC	94	2.38193	0.09824
SELIC does not Granger Cause CREDES		5.26841	0.00688
IPCA does not Granger Cause PIBES	94	1.30743	0.27566
PIBES does not Granger Cause IPCA		0.73848	0.48074
CREDES does not Granger Cause PIBES	94	0.15194	0.85927
PIBES does not Granger Cause CREDES		2.73657	0.07025
CREDES does not Granger Cause IPCA	94	5.15208	0.00763
IPCA does not Granger Cause CREDES		1.28033	0.28301

Tabela A.5

Teste de Causalidade de Granger - VAR 05

Sample: 2000:01 2007:12

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
PIBMG does not Granger Cause SELIC	94	2.80312	0.06598
SELIC does not Granger Cause PIBMG		1.40312	0.25121
IPCA does not Granger Cause SELIC	94	6.63309	0.00206
SELIC does not Granger Cause IPCA		4.28583	0.01671
CREDMG does not Granger Cause SELIC	94	1.42555	0.24581
SELIC does not Granger Cause CREDMG		3.68380	0.02904
IPCA does not Granger Cause PIBMG	94	1.75449	0.17892
PIBMG does not Granger Cause IPCA		1.12979	0.32769
CREDMG does not Granger Cause PIBMG	94	0.85405	0.42915
PIBMG does not Granger Cause CREDMG		3.58390	0.03184
CREDMG does not Granger Cause IPCA	94	0.99412	0.37412
IPCA does not Granger Cause CREDMG		0.89093	0.41390

Tabela A.6

Teste de Causalidade de Granger - VAR 06

Sample: 2000:01 2007:12

Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
PIBPE does not Granger Cause SELIC	94	2.14694	0.12285
SELIC does not Granger Cause PIBPE		4.31201	0.01631
IPCA does not Granger Cause SELIC	94	6.63309	0.00206
SELIC does not Granger Cause IPCA		4.28583	0.01671
CREDPE does not Granger Cause SELIC	94	2.50208	0.08766
SELIC does not Granger Cause CREDPE		2.44513	0.09252
IPCA does not Granger Cause PIBPE	94	0.96518	0.38487
PIBPE does not Granger Cause IPCA		0.97831	0.37995
CREDPE does not Granger Cause PIBPE	94	4.95963	0.00908
PIBPE does not Granger Cause CREDPE		3.73276	0.02775
CREDPE does not Granger Cause IPCA	94	1.97445	0.14487
IPCA does not Granger Cause CREDPE		3.67450	0.02929

Tabela A.7

Teste de Causalidade de Granger - VAR 07

Sample: 2000:01 2007:12

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
PIBPR does not Granger Cause SELIC	94	2.06778	0.13250
SELIC does not Granger Cause PIBPR		0.94334	0.39318
IPCA does not Granger Cause SELIC	94	6.63309	0.00206
SELIC does not Granger Cause IPCA		4.28583	0.01671
CREDPR does not Granger Cause SELIC	94	7.54073	0.00094
SELIC does not Granger Cause CREDPR		3.40284	0.03767
IPCA does not Granger Cause PIBPR	94	0.05956	0.94222
PIBPR does not Granger Cause IPCA		1.97482	0.14482
CREDPR does not Granger Cause PIBPR	94	0.42248	0.65673
PIBPR does not Granger Cause CREDPR		1.24595	0.29264
CREDPR does not Granger Cause IPCA	94	2.85743	0.06270
IPCA does not Granger Cause CREDPR		1.31740	0.27300

Tabela A.8

Teste de Causalidade de Granger - VAR 08

Sample: 2000:01 2007:12

Lags: 2

SELIC does not Granger Cause PIBRS 4 IPCA does not Granger Cause SELIC 94 6).59162 .14863	0.55559
IPCA does not Granger Cause SELIC 94 6	.14863	
· · · · · · · · · · · · · · · · · · ·		0.01894
SELIC does not Granger Cause IPCA 4	.63309	0.00206
	.28583	0.01671
CREDRS does not Granger Cause SELIC 94 4	.76883	0.01078
SELIC does not Granger Cause CREDRS 1	.95919	0.14701
IPCA does not Granger Cause PIBRS 94 0	.98146	0.37878
PIBRS does not Granger Cause IPCA 0).13211	0.87642
CREDRS does not Granger Cause PIBRS 94 2	.37065	0.09929
PIBRS does not Granger Cause CREDRS 2	.28257	0.10796
CREDRS does not Granger Cause IPCA 94 5	.55087	0.00535
IPCA does not Granger Cause CREDRS 0	.00679	0.99323

Tabela A.9

Teste de Causalidade de Granger - VAR 09

Sample: 2000:01 2007:12

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
PIBSC does not Granger Cause SELIC	94	1.13125	0.32722
SELIC does not Granger Cause PIBSC		7.76068	0.00078
IPCA does not Granger Cause SELIC	94	6.63309	0.00206
SELIC does not Granger Cause IPCA		4.28583	0.01671
CREDSC does not Granger Cause SELIC	94	5.53055	0.00545
SELIC does not Granger Cause CREDSC		2.03918	0.13617
IPCA does not Granger Cause PIBSC	94	6.51028	0.00230
PIBSC does not Granger Cause IPCA		0.27376	0.76115
CREDSC does not Granger Cause PIBSC	94	2.13095	0.12474
PIBSC does not Granger Cause CREDSC		0.88735	0.41535
CREDSC does not Granger Cause IPCA	94	6.48684	0.00234
IPCA does not Granger Cause CREDSC		2.34630	0.10162

Tabela A.10

Teste de Causalidade de Granger - VAR 10

Sample: 2000:01 2007:12

Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
PIBSP does not Granger Cause SELIC	94	1.65651	0.19663
SELIC does not Granger Cause PIBSP		4.80396	0.01044
IPCA does not Granger Cause SELIC	94	6.63309	0.00206
SELIC does not Granger Cause IPCA		4.28583	0.01671
CREDSP does not Granger Cause SELIC	94	3.65901	0.02971
SELIC does not Granger Cause CREDSP		4.30590	0.01641
IPCA does not Granger Cause PIBSP	94	1.69022	0.19035
PIBSP does not Granger Cause IPCA		2.56663	0.08247
CREDSP does not Granger Cause PIBSP	94	0.42700	0.65379
PIBSP does not Granger Cause CREDSP		3.59817	0.03143
CREDSP does not Granger Cause IPCA	94	0.60730	0.54706
IPCA does not Granger Cause CREDSP		1.31290	1.0E-05

Referências

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Taxa Selic, IPCA e crédito bancário total ao setor privado**. Disponível em: http://www.bcb.gov.br. Acesso em: mar. 2007.

BERTANHA, M. A. **Impactos regionais da política monetária:** uma abordagem econométrica utilizando Svar Espacial. (Prêmio Ipea-Caixa, 2006). Disponível em:

http://www.ipea.gov.br/ipeacaixa/premio2006/docs/. Acesso em: jun. 2007.

BOISIER, S. Política econômica, organização social e desenvolvimento regional. In: HADDAD, P. R. **Economia regional:** teorias e métodos de análise. Fortaleza, BNB ETENE, 1989.

CARVALHO et. al. **Economia monetária e financeira:** teoria e política. São Paulo: Campus, 2000.

CLETO, C. I.; DEZORDI, L. **Políticas econômicas**, 2002. Disponível em: http://www.fae.edu/publicacoes/pdf/economia/2.pdf>. Acesso em: maio 2008.

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

FONSECA, M. W. Impactos diferenciados da política monetária: um estudo para o Brasil. Cascavel: Unioeste, 2003.

FONSECA, M. W. **Mecanismos de transmissão da política monetária no Brasil:** uma análise pós-regime de metas de inflação. Tese (Doutorado em Desenvolvimento Econômico)-Setor de Ciências Sociais Aplicadas, Universidade Federal do Paraná, UFPR, 2008. Curitiba, 2008.

FONSECA, M. W.; VASCONCELOS, M. R. Política monetária: mecanismos de transmissão e impactos diferenciados nas regiões e estados do Brasil. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 34, n. 4, out./dez. 2003.

FORNI, M. et al. The generalized dynamic-factor model: consistency and rates. **Journal of Econometrics**, v. 114, p. 231-255, 2004.

FORNI, M. et al. The generalized dynamic-factor model: identification and estimation. **Review of Economics and Statistics**, v. 82, p. 540-554, 2000.

HIRSCHMAN, A. **A estratégia do desenvolvimento econômico**. Rio de Janeiro: Fundo de Cultura, 1960.

IBGE. **Dados de produção industrial do Brasil**. Disponível em: http://www.sidra.ibge.gov.br. Acesso em: mar. 2007.

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

MISHKIN, F. S. Symposium on the monetary transmission mechanism. **Journal of Economic Perspectives**, v. 9, n. 4, p. 1-10, 1995.

MYRDAL, G. **Teoria econômica e regiões subdesenvolvidas**. 2. ed. Rio de Janeiro: SAGA, 1968.

PERROUX, F. More on the concept of growth poles. In: MACKEE, R. D.; DEAN, R. D.; LEAHY W. H. (Org.). **Regional economics:** theory and practice. New York: Free, 1970. p. 93-104.

PIZA, E. C. de. O novo consenso macroeconômico e a política monetária no Brasil sob metas de inflação: uma análise empírica. Dissertação (Mestrado)-UEM, Maringá, 2006.

ROCHA, B. de P.; NAKANE, M. I. **O** mecanismo de transmissão monetária nos estados brasileiros: uma abordagem do modelo de fatores dinâmicos. In: SEMINÁRIO USP DE ECONOMIA, 2007. Disponível em: http://www.econ.fea.usp.br/seminarios/2007_2/28_09_2007_rocha.pdf>. Acesso em: maio 2008.

SIMS. C. A. Macroeconomics as Reality. **Econométrica**, v. 48, p. 1-48, 1980.

SIMS, C. A.; STOCK, J. H.; WATSON, M. W. Inference in linear time series models with some unit roots. **Econométrica**, v. 58, n. 1, p. 113-144, 1990.

STOCK, J. H.; WATSON, M. W. Vector autoregressions. **Journal do Economic Perspectives**, v. 15, n. 4, p. 101-115, 2001.