

O Mecanismo de Transmissão Monetária nos Estados Brasileiros: Uma Abordagem do Modelo de Fatores Dinâmicos

Bruno de Paula Rocha
Tendências Consultoria

Márcio I. Nakane
FEA-USP
Banco Central do Brasil

Resumo

O presente trabalho procura empreender uma análise do canal de transmissão da política monetária praticada pelo Banco Central entre os estados brasileiros. Utiliza para tanto o Modelo de Fatores Dinâmicos Generalizado. Em primeiro lugar, o choque identificado produz respostas no nível de atividade dos estados brasileiros que são compatíveis com a ampla literatura que trata dos efeitos da política monetária. Os resultados mostram, ainda, que há assimetrias nos efeitos deste choque comum. Neste sentido, os estados da Bahia e Paraná aparecem como sendo os mais vulneráveis, enquanto São Paulo, Pernambuco e Minas Gerais seriam os menos afetados pela política monetária. O ordenamento obtido para as respostas estaduais pode ser devido à existência de um canal de crédito mais ativo entre os estados mais afetados pela política monetária.

Palavras-chave: política monetária, modelo de fatores dinâmicos e economia regional.

Classificação JEL: E52, C51, e R12.

Abstract

This work aims to analyze the channel of monetary transmission in the Brazilian States. In order to estimate the effects of monetary policy we use the Generalized Dynamic Factor Model. First, the estimated shock produces responses in the level of activity of the Brazilian states that are similar to the ones reported in the literature. The results show that there are asymmetries in the effects of this monetary shock. In this sense, Bahia and Paraná are the most sensitive, whereas São Paulo, Pernambuco and Minas Gerais are the least affected by the Brazilian monetary policy. This ordering can be explained by the existence of a more active credit channel of monetary policy in the more sensitive States.

Keywords: monetary policy, dynamic factor model and regional economics.

JEL classification: E52, C51, and R12.

1. Introdução

A política monetária no Brasil vem ganhando eficácia nos últimos anos, em sua capacidade de afetar o produto real e a taxa de inflação [Minella (2001)]. Este ganho de poder torna manifesta a necessidade de se entender adequadamente o funcionamento do mecanismo de transmissão monetária no Brasil. Diante disto, a literatura brasileira sobre este assunto tem atuado em duas direções distintas. De um lado, temos um esforço de pesquisa que visa identificar os canais de transmissão da política monetária no Brasil. Neste sentido, podem ser citados os trabalhos realizados por Souza Sobrinho (2003), Graminho e Bonomo (2002) e Takeda, Rocha e Nakane (2005). De outro lado, temos uma crescente literatura que tenta explorar eventuais assimetrias deste canal de transmissão monetária entre os estados e regiões brasileiras. Como exemplo, podemos citar os trabalhos realizados por Fonseca e Vasconcelos (2002), Araújo (2004), Chumvichitra (2004) e Bertanha e Haddad (2006).

O presente trabalho insere-se na segunda frente do debate, tendo como objetivo analisar, à luz da evidência obtida por Fonseca e Vasconcelos (2002), Araújo (2004), Chumvichitra (2004) e Bertanha e Haddad (2006), o impacto de choques comuns de política monetária sobre os estados brasileiros. Para tanto, será utilizado o Modelo de Fatores Dinâmicos, que, em muitos aspectos, pode melhorar o entendimento da evidência buscada por estes autores.

O Modelo de Fatores Dinâmicos Generalizado [Forni, Hallin, Lippi e Reichlin (2000), (2004)] vem sendo usado com frequência em várias aplicações macroeconômicas recentes¹. Exemplo disso é o trabalho realizado por Sala (2002), guia fundamental para o presente estudo. Sala (2002) verifica a existência de assimetrias nos canais de transmissão entre os países europeus, quando submetidos a choques comuns de política monetária. O modelo desenvolvido por Forni, Hallin, Lippi e Reichlin (2000) e (2004) permite a identificação de choques comuns a um ambiente formado por um conjunto amplo de variáveis. Esta estrutura estatística mostra-se ideal para a modelagem dos efeitos do choque comum monetário sobre os níveis de atividade dos estados brasileiros.

A amostra utilizada neste trabalho contempla variáveis macroeconômicas e estaduais para as unidades de São Paulo, Minas Gerais, Rio de Janeiro, Rio Grande do Sul, Paraná, Bahia, Ceará e Pernambuco, entre os meses janeiro de 1995 e novembro de 2003. Os resultados mostram que o choque monetário comum identificado produz respostas no nível de produção industrial dos estados brasileiros que são compatíveis com a ampla literatura que trata dos efeitos da política monetária [Christiano, Eichenbaum e Evans (1988) e Minela (2001)]. As respostas estimadas para os estados mostram que a política monetária é neutra no longo prazo, com uma queda na produção estadual que se acumula até seis meses após o choque, extinguindo-se em seguida. Além disso, parece haver evidências de assimetrias nos efeitos deste choque comum. Por um lado, os estados da Bahia e Paraná aparecem como os mais vulneráveis, enquanto São Paulo, Pernambuco e Minas Gerais seriam os menos afetados pela política monetária. Este ordenamento obtido para os estados mais atingidos pelo choque monetário comum pode ser devido à existência de um canal de crédito mais ativo nestas economias.

O trabalho constitui-se de três seções, além desta introdução e das conclusões finais. A próxima seção faz uma breve revisão teórica, destacando a literatura dos mecanismos de transmissão monetária e seus possíveis impactos espaciais diferenciados. Em seguida, a metodologia de Fatores Dinâmicos, a ser utilizada neste artigo, é apresentada. Esta seção discute ainda o método

¹ Além de Sala (2002), podem ser citados, entre outros, Forni e Reichlin (1998) e (2001), Forni, Hallin, Lippi e Reichlin (1999), Giannone, Reichlin e Sala (2002), Favero, Marcellino e Neglia (2002) e Bernanke e Boivin (2003).

de identificação do choque monetário comum. A quarta seção destaca o procedimento empírico e os principais resultados obtidos.

2. Os Efeitos Regionais da Política Monetária

As ações de política monetária, em geral, são descritas pela literatura como geradoras de efeitos uniformes nas unidades econômicas. No entanto, especificidades regionais podem fazer com que os mecanismos de transmissão monetária tenham efeitos heterogêneos no espaço. Neste espírito, Carlino e Defina (1998a) procuram identificar elementos que possam gerar diferenciais nos canais de transmissão dos efeitos da política monetária. Segundo estes autores, três fontes para as diferenças nos impactos regionais podem ser identificadas:

(i) Diferenças regionais na concentração de indústrias sensíveis a juros: este elemento capta os efeitos diferenciados oriundos do canal de juros da política monetária. A sensibilidade das indústrias às taxas de juros pode variar consideravelmente entre os diversos setores de atividade. Sendo assim, regiões dotadas de uma gama de ramos industriais mais sensíveis aos juros podem ser mais afetadas pelas ações de política monetária.

(ii) Diferenças regionais na habilidade das firmas locais em obter fundos externos: a ampliação dos efeitos da política monetária, propiciada pelo canal de crédito, pode ser desigual entre as regiões. Na medida em que os problemas de informação (*balance sheet channel*) seria mais severo em firmas com menores condições de levantar fundos externos, regiões com maiores concentrações destas tenderiam a ser mais sensíveis à política monetária.

(iii) Diferenças regionais na habilidade bancária em alterar seus balanços: por último, os autores contemplam a possibilidade de diferenciais nos efeitos do canal de empréstimos bancários (*bank lending channel*). A capacidade de se obter fundos alternativos a depósitos e empréstimos pode variar com diferentes atributos bancários, alterando, desta forma, a força pela qual esse canal de transmissão atua. Nesse sentido, regiões com maiores concentrações de bancos pouco capazes de levantar fontes alternativas de recursos tenderiam a ser mais sensíveis às mudanças de política monetária.

Analisando os dados para os Estados Unidos, por meio da estimação de Funções de Resposta a Impulso para VAR, Carlino e Defina (1998a) encontram suporte para suas previsões teóricas. A evidência reportada por esses autores mostra a existência de uma região que reage a choques na variável de política monetária acima da média americana. Vale destacar que tal região conta com a maior concentração de indústrias do setor de manufaturas, tido pelos autores como o mais sensível a alterações nos juros, além de uma pequena concentração de pequenas firmas e empréstimos alocados por bancos pequenos.

A União Monetária Européia tem ganhado crescente interesse da literatura de impactos diferenciados da política monetária. Os países membros da União Monetária Européia têm as decisões de política monetária centralizadas pelo Banco Central Europeu, estando, desta forma, sujeitos a choques monetários comuns. Estes choques de política, por sua vez, recaem sobre estruturas econômicas heterogêneas, podendo gerar impactos assimétricos, conforme as características de cada país membro.

Utilizando os resultados obtidos para a economia americana, Carlino e Defina (1998b) constroem um índice de sensibilidade a choques monetários comuns para os países membros da União Monetária Européia. Tal índice consiste de uma combinação dos coeficientes estimados para a

importância relativa dos juros e do crédito para explicar as respostas encontradas nas regiões americanas com os atributos selecionados de cada país membro da União Européia. É importante notar que, a despeito do procedimento questionável utilizado na construção dos índices de sensibilidade de Carlino e Defina (1998b), um *ranking* semelhante foi obtido por Sala (2002). A evidência de heterogeneidade dos efeitos da política monetária encontrada por este autor foi obtida através da utilização do Modelo de Fatores Dinâmicos. A proposta de Sala (2002) para estimação de um choque comum monetário por meio do Modelo de Fatores Dinâmicos utilizada é a principal referência metodológica deste trabalho.

Em consonância com a literatura internacional, alguns trabalhos recentes no Brasil também procuraram verificar a existência de assimetrias na transmissão monetária [Fonseca e Vasconcelos (2002), Araújo (2004), Chumvichitra (2004) e Bertanha e Haddad (2006)].

Fonseca e Vasconcelos (2002) adotam um procedimento semelhante ao de Carlino e Defina (1998a), com objetivo de verificar se há diferenças na transmissão de choques de política monetária entre as regiões brasileiras. Os autores esboçam, ainda, alguma evidência acerca da importância do canal de crédito no Brasil.

Fonseca e Vasconcelos (2002) utilizam o método de VAR, incluindo em um mesmo sistema todas as variáveis de rendas estaduais e a taxa de juros Selic. As funções de Resposta a Impulso estimadas parecem indicar a existência de unidades da Federação – notadamente localizadas nas regiões Norte e Nordeste – mais sensíveis a choques de política monetária. Os resultados obtidos por estes autores devem ser vistos com ressalvas. Em primeiro lugar, foram incluídas todas as unidades da Federação em um único VAR. Além da óbvia perda de graus de liberdade com este procedimento, existe o problema de alta colinearidade entre as séries. Em seguida, os pressupostos utilizados na identificação dos choques de política monetária parecem questionáveis. Fonseca e Vasconcelos (2002) usam o esquema de decomposição de Cholesky, em uma estratégia que assume implicitamente certos pressupostos a partir da ordenação escolhida para as equações no VAR. Para cada ordenação possível, há uma causalidade na contemporaneidade das interações entre as variáveis incluídas no modelo. Os autores ordenaram suas variáveis conforme um critério alfabético, num procedimento que poderia influenciar as respostas obtidas para um choque de política monetária.

Araújo (2004), por sua vez, concentra-se nos efeitos da política monetária no nível de atividade, medido em termos de produção industrial, das regiões Nordeste e Sul. Os resultados parecem mostrar que os estados da região Sul tendem a ser mais sensíveis ao choque monetário que os do Nordeste. A metodologia empreendida por este autor diferencia-se de Fonseca e Vasconcelos (2002) por considerar um sistema VAR para cada estado/região por vez, num procedimento que estamos denominando “*Specific-country VAR's*” [Sala (2002)]². A interpretação dos choques monetários assim obtidos como sendo comuns pode ser prejudicada pela não consideração de variáveis de outros estados e por diferenças nos choques iniciais dados nos sistemas separadamente.

Outro trabalho a ser mencionado é Chumvichitra (2004). Este autor busca, além de verificar a existência de desigualdades dos efeitos da transmissão monetária sobre as rendas regionais, identificar eventuais assimetrias entre os setores produtivos de cada região. Os choques de política monetária estimados por Chumvichitra (2004) parecem impactar mais severamente as regiões

² Seguindo a nomenclatura introduzida por Sala (2002), um sistema “Multi-country” é tal que os efeitos do choque monetário comum estimado são obtidos em um sistema com todas as variáveis endógenas de interesse incluídas. O sistema VAR “Specific-country”, por sua vez, envolve a obtenção dos efeitos do choque monetário comum com um modelo sendo estimado para cada variável endógena de interesse por vez.

Sudeste, Sul e Centro-Oeste, embora os dados mostrem pouca diferença nas respostas destas regiões. Do ponto de vista setorial, a evidência é de que o choque monetário reduz de forma significativa a produção regional de setores cuja participação para a composição do produto agregado seja relevante na região em questão. Chumvichitra (2004) utiliza-se, assim como Araújo (2004), da técnica de multi-sistemas de “*Specific-country VAR's*”. Mas a principal restrição encontrada neste trabalho é a falta de graus de liberdade originada pela base de dados anuais com quinze observações.

Por fim, resta citar o estudo realizado mais recentemente por Bertanha e Haddad (2006), em uma aplicação do modelo *Spatial VAR* apresentado em Di Giacinto (2003). Este modelo mostra-se útil para tratar de sistemas do tipo “*Multi-country VAR*”, uma vez que as restrições espaciais impostas ao sistema estrutural (SVAR) reduzem o problema de graus de liberdade oriundo do elevado número de variáveis consideradas. Além disto, estas restrições incluem a possibilidade de medida de efeitos indiretos (ou de transbordamento) entre os níveis de atividade das regiões. O sistema de variáveis tratado pelos autores inclui o nível de emprego das unidades da Federação, além de variáveis macroeconômicas, como o nível de preços, um agregado monetário e a taxa de juros. As restrições espaciais para o SVAR são inseridas de forma a escrever a equação relativa ao emprego estadual de uma dada localidade como uma função de seus valores passados, bem como das defasagens das variáveis macroeconômicas e da média ponderada formada pela *defasagem espacial*³ do nível de emprego registrado nas demais regiões. Os resultados apontados pelos autores mostram haver evidência de assimetria no canal de transmissão da política monetária no Brasil, sendo identificados estados das regiões Norte e Nordeste como os mais sensíveis a choques no instrumento de política do Banco Central. Fica claro que a economia de graus de liberdade obtida com esta abordagem é apenas limitada, sendo comprometida com a inclusão de outras variáveis macroeconômicas ou mesmo de vetores adicionais com controles estaduais. Portanto, tal como nos demais trabalhos citados há pouco, a incorporação de novas variáveis constitui-se em severa restrição para a identificação dos choques estruturais neste modelo.

Desta forma, o presente trabalho pretende enfrentar os problemas encontrados por estes autores, associados à questão da dimensionalidade surgida na estimação de modelos estruturais ante um volume amplo de informações e à identificação de choques que sejam comuns a este vetor de variáveis.

3. Metodologia

O principal objetivo deste trabalho é identificar os efeitos dos choques monetários em diferentes regiões econômicas sujeitas conjuntamente à mesma política monetária. Conforme já discutido, a estratégia empírica adotada para este propósito, em geral, envolve a estimação de sistemas VAR em modelos “*Specific-country*” ou “*Multi-country*”. Neste caso, além da dificuldade para a identificação de um choque monetário comum às regiões componentes da economia, o problema da dimensionalidade, associado à consideração de um conjunto regionalizado de variáveis, impõe sérias restrições à estimação dos modelos. Embora tenhamos hoje um expressivo crescimento na disponibilidade de séries econômicas, a dificuldade em se identificar sistemas estruturais acaba por restringir o escopo da análise.

³ A *defasagem espacial* consiste de uma conceituação análoga à tradicional idéia de *defasagem temporal*. Aqui, os valores observados nas localidades vizinhas são filtrados na forma de uma única variável, defasada espacialmente, sob algum critério de vizinhança pré-estabelecido. Para uma discussão acerca dos conceitos de econometria espacial, ver Anselin (1988).

Seguindo Sala (2002), este trabalho pretende enfrentar a questão da identificação do choque de política monetária em um conjunto amplo e correlacionado de variáveis econômicas, por meio de uma abordagem alternativa. Neste contexto, será utilizado o Modelo de Fatores Dinâmicos Generalizado [Forni, Hallin, Lippi e Reichlin (2000), (2004)], que concebe uma estrutura estatística para um vetor multivariado qualquer, em que estas variáveis de interesse seriam conjuntamente geradas pela evolução de um pequeno número de choques estruturais comuns. Neste arcabouço, a principal tarefa consiste em identificar um destes choques comuns às inovações monetárias prevaletentes na economia, permitindo a obtenção das respostas das variáveis de interesse a mudanças simuladas neste choque monetário. A próxima subseção apresenta as principais características do modelo de fatores, bem como a estratégia para a identificação do choque monetário comum.

3.1 O modelo de fatores dinâmicos generalizado

O Modelo de Fatores Dinâmicos Generalizado, proposto por Forni, Hallin, Lippi e Reichlin (2000) e (2004), representa a dinâmica comum de um conjunto de séries qualquer por uma combinação de um número reduzido de choques ou fatores comuns. A idéia principal por trás deste modelo é a representação do conjunto de séries de interesse por meio da soma de dois componentes ortogonais não-observáveis – o comum e o idiossincrático:

$$x_t^i = \chi_t^i + \varepsilon_t^i \quad (1)$$

Onde a seqüência $\{x_t^i; t \in \mathbb{Z} \text{ e } i = 1, \dots, n\}$ representa as séries de interesse, $\{\chi_t^i; t \in \mathbb{Z} \text{ e } i = 1, \dots, n\}$ seu componente comum e $\{\varepsilon_t^i; t \in \mathbb{Z} \text{ e } i = 1, \dots, n\}$ sua parcela idiossincrática. Definindo o componente comum pela combinação linear:

$$\chi_t^i = A^i(L)u_t \quad (2)$$

Onde $\{u_t = (u_{1t}, u_{2t}, \dots, u_{qt}); t \in \mathbb{Z} \text{ e } q \ll n\}$ é o vetor de choques comuns e $A^i(L)$ é uma matriz de funções racionais no operador de diferença L . Apresentada a expressão (2), percebemos que a idéia por trás do modelo de fatores dinâmicos é a de que “*the behavior of several variables is driven by few common forces, the factors, plus idiosyncratic shocks*” [Favero, Marcellino e Neglia (2002): 3]. O vetor de choques ou fatores comuns, u_t , define a dinâmica comum na análise. Embora seja comum a todas as séries, este tem efeitos diferenciados sobre cada variável, de acordo com os coeficientes da matriz de *loading* $A^i(L)$. O modelo dinâmico proposto por Forni, Hallin, Lippi e Reichlin (2000) permite dimensão *cross-section* infinita e componentes idiossincráticos não-ortogonais.

Para a identificação dos componentes comuns, estes autores estabelecem algumas hipóteses sobre as variáveis propostas, tal como passamos a descrever.

Hipótese 1:

1.1 O processo $\{u_t = (u_{1t}, u_{2t}, \dots, u_{qt}); t \in \mathbb{Z} \text{ e } q \ll n\}$ é um ruído branco gaussiano com média zero e variância unitária. Além disso, $u_{jt} \perp u_{jt-k}$, para quaisquer valores de j , t e $k \neq 0$ e $u_{jt} \perp u_{st-k}$, para quaisquer valores de k e $s \neq j$.

1.2 O processo $\{\varepsilon_t^i; t \in \mathbb{Z} \text{ e } i = 1, \dots, n\}$ é um vetor estacionário com média zero e $\varepsilon_t^i \perp u_{jt-k}$, para quaisquer valores de i , j , t e k .

1.3 $A^i(L) = [b_1^i(L), \dots, b_q^i(L)]$ é uma matriz $n \times q$ com a q -ésima coluna dada por $b_q^i(L) = [b_{1i}^i(L), \dots, b_{ni}^i(L)]$. Os filtros $b_q^i(L) = \sum_{k=-\infty}^{\infty} b_{qk}^i L^k$ são quadrado-somáveis, ou seja, $\sum_{k=-\infty}^{\infty} (b_{qk}^i)^2 < \infty$.

As hipóteses assumidas acima implicam que o vetor de observáveis $\{x_t^i; t \in \mathbb{Z} \text{ e } i = 1, \dots, n\}$ é estacionário com média zero, para todo n . Seja $\Sigma^{(n)}(\theta)$ a densidade espectral do vetor x_t^i . Outra consequência decorrente da hipótese acima é a de que $\Sigma^{(n)}(\theta)$ pode ser escrita como a soma da densidade espectral do componente comum, $\Sigma_{\chi}^{(n)}(\theta)$, com a densidade espectral do componente idiossincrático, $\Sigma_{\varepsilon}^{(n)}(\theta)$.

Como já mencionado, o que diferencia este modelo das abordagens antes propostas é a possibilidade de lidar com a dinâmica de unidades *cross-sections* em grande escala. Além disso, a modelagem dispensa a ortogonalidade entre os componentes idiossincráticos. Tal fato torna a identificação das variáveis latentes definidas no modelo dependente da hipótese adicional descrita a seguir:

Hipótese 2:

2.1 Seja $\sigma_{ij}(\theta)$ a entrada de $\Sigma^{(n)}(\theta)$ referente à i -ésima linha e j -ésima coluna. Para todo $i = 1, \dots, n$, assume-se existir um real $c_i > 0$, tal que $\sigma_{ii}(\theta) \leq c_i$, para $\theta \in [-\pi, \pi]$.

2.2 O primeiro autovalor dinâmico de $\Sigma_{\varepsilon}^{(n)}(\theta)$, $\lambda_{n1}^{\varepsilon}(\theta)$, é uniformemente limitado, ou seja, existe um real Δ , tal que $\lambda_{n1}^{\varepsilon}(\theta) \leq \Delta$, para todo $n \in \mathcal{N}$ e $\theta \in [-\pi, \pi]$. Assume-se, também, que os primeiros q autovalores dinâmicos de $\Sigma_{\chi}^{(n)}(\theta)$ divergem a. e. entre $[-\pi, \pi]$.

Como salientados pelos autores, certa intuição emerge da hipótese acima. Assim, a hipótese limitando os autovalores dinâmicos da densidade espectral dos componentes idiossincráticos indica que as causas idiossincráticas de variação, embora compartilhadas por muitas unidades observacionais, têm seus efeitos concentrados em um número finito delas, tendendo a zero quando o número de unidades observacionais tender ao infinito. Por outro lado, a divergência na densidade espectral dos componentes comuns implica que as causas comuns de variação estão presentes em um número elevado de unidades, com importância não-decrescente entre elas [Forni, Hallin, Lippi e Reichlin (2000): 542].

Assumindo os requisitos pressupostos acima, os autores propõem o primeiro resultado sobre a representação do modelo:

Resultado 1: Supondo atendidas as hipóteses (1) e (2), os primeiros q autovalores de $\Sigma^{(n)}(\theta)$ divergem quando n tende ao infinito a. e. entre $[-\pi, \pi]$, enquanto que os demais $(n - q)$ são uniformemente limitados.

A prova deste resultado pode ser verificada na obra de referência. É importante notar que a proposição acima faz uma ligação entre as hipóteses assumidas sobre o conjunto de variáveis latentes do modelo e propriedades observáveis das séries econômicas de interesse. Vale salientar,

ainda, que Forni e Lippi (2001) demonstraram que, sob as condições da proposição (1), pode-se escrever o conjunto de variáveis observáveis na forma do modelo de fatores dinâmicos (1) e (2).

Um aspecto não mencionado refere-se à determinação do número de fatores dinâmicos comuns. A dimensão do vetor u_t pode ser vista como sendo a fundamental para a dinâmica de x_t^i em análise. Infelizmente, não há testes formais bem estabelecidos na literatura para determinação do número de fatores. Forni, Hallin, Lippi e Reichlin (2000), no que foram seguidos por boa parte da literatura posterior, propõem um procedimento heurístico baseado nas premissas estabelecidas pelo resultado (1).

A matriz de densidade espectral do vetor x_t^i pode ser decomposta em termos de seus autovalores e autovetores dinâmicos:

$$\Sigma^{(n)}(\theta) = P(\theta)\Lambda(\theta)P(\theta)' \quad (3)$$

Onde $\Lambda(\theta)$ é uma matriz diagonal contendo os autovalores dinâmicos, dispostos segundo sua magnitude, do maior para o menor, para cada frequência $\theta \in [-\pi, \pi]$. $P(\theta)$ contém os autovetores dinâmicos associados a cada autovalor.

O posto de $\Sigma^{(n)}(\theta)$ e o número de fatores comuns, q , corresponde ao número de autovalores diferentes de zero, a cada frequência. A dimensão do vetor de choques comuns, u_t , pode ser determinada pelo número de autovalores dinâmicos requeridos para captar a maior parte do traço de $\Sigma^{(n)}(\theta)$, a cada frequência θ . Trata-se, portanto, de verificar o número de autovalores dinâmicos do vetor x_t^i diferentes de zero ao longo das frequências $\theta \in [-\pi, \pi]$.

Feitas estas considerações acerca da representação do modelo, passemos à questão da identificação dos componentes comuns e idiossincráticos. Por meio de uma aplicação da Lei dos Grandes Números, Forni, Hallin, Lippi e Reichlin (2000) mostram ser possível estimar os componentes comuns pela projeção das variáveis x_t^i em q combinações lineares “devidamente escolhidas” deste vetor. A questão relevante passa a ser a determinação de tais agregações. Neste trabalho, consideramos q médias ponderadas do vetor de variáveis de interesse [Forni e Reichlin (1998) e Sala (2002)]⁴.

O vetor de observáveis tem dimensão igual a $n = r \times s$, onde r é o número de variáveis e s o número de indivíduos dentro de cada categoria. Denotando por \bar{x}_t^q o vetor constituído por q médias de cada uma das r variáveis nos s indivíduos componentes da amostra e $\overline{\chi}_t^i$ a projeção ortogonal de x_t^i em \bar{x}_t^q , Forni e Reichlin (1998) demonstram que:

Resultado 2: $\lim_{n \rightarrow \infty} \overline{\chi}_{t,n}^i = \chi_t^i$, em probabilidade, para todo i e t .

⁴ Outra possibilidade de agregação das séries de interesse seria a utilização dos q componentes principais dinâmicos associados aos q primeiros autovalores dinâmicos do vetor de observáveis, tal como realizado em Forni, Hallin, Lippi e Reichlin (2000).

O termo limite aparece indexado em n para indicar o caráter amostral do resultado. Uma hipótese adicional requerida para a identificação do componente comum, por meio de tal projeção nas médias, é a ortogonalidade no vetor de componentes idiossincráticos⁵.

Como salientado por Sala (2002), a escolha da ponderação torna-se relevante quando a dimensão *cross-section* for reduzida. Além disso, é demonstrado que a ponderação que minimiza a variância dos agregados médios é dada por $\omega^{rs} = 1/\sigma^{rs}$, onde $\sigma^{rs} = Var(\varepsilon_t^{rs})$. O problema é que a variância do componente idiossincrático é um valor não-observado, o que torna impossível a utilização deste sistema de ponderação.

Seja \bar{x}_t^r o vetor agregando as r séries entre as s unidades econômicas. Forni e Reichlin (1998) formaram o vetor \bar{x}_t^r por meio de médias simples, enquanto Sala (2002) partiu de uma ponderação do tipo:

$$\bar{x}_t^r = \begin{bmatrix} \sum_{i=1}^s \omega^{1i} x_t^{1i} / \sum_{i=1}^s \omega^{1i} \\ \sum_{i=1}^s \omega^{2i} x_t^{2i} / \sum_{i=1}^s \omega^{2i} \\ \vdots \\ \sum_{i=1}^s \omega^{ri} x_t^{ri} / \sum_{i=1}^s \omega^{ri} \end{bmatrix} \quad (4)$$

Onde $\omega^{rs} = 1/\sigma^{rs}$, $\sigma^{rs} = Var(x_t^{rs})$. Uma vez construído o vetor (4), Sala (2002) sugere um procedimento em dois passos.

O primeiro passo é determinar o número de fatores comuns. Sala (2002) sugere que o número de fatores seja obtido por meio da matriz de densidade espectral do vetor \bar{x}_t^r . A agregação do vetor x_t^{rs} em \bar{x}_t^r faz com que a parte idiossincrática deste último convirja à zero, o que permite que a projeção de x_t^{rs} em \bar{x}_t^r , por sua vez, convirja em probabilidade para o espaço dos fatores comuns:

$$\bar{x}_t^r = A^i(L)u_t \quad (5)$$

Tal espaço tem dimensão igual a q , implicando igual posto para a matriz de densidade espectral de \bar{x}_t^r . O que é sugerido, portanto, é uma análise do número de autovalores dinâmicos do vetor \bar{x}_t^r diferentes de zero ao longo das frequências $\theta \in [-\pi, \pi]$.

Em seguida, deve ser obtido o vetor \bar{x}_t^q contendo q dos r agregados médios de \bar{x}_t^r . Pode-se escrever, então:

⁵ Além da ortogonalidade no vetor de componentes idiossincráticos, são requeridas, ainda, as condições de não-singularidade de \bar{x}_t^q e fundamentalidade de u_t . Tais condições são discutidas em Forni e Reichlin (1998) e Sala (2002).

$$\bar{x}_t^q = A^q(L)u_t \quad (6)$$

Onde $A^q(L)$ tem dimensão $q \times q$. A estratégia, portanto, constitui-se da criação dos r agregados e posterior escolha de q agregados⁶, onde q é o número de fatores comuns, a ser verificado conforme já mencionado.

O segundo passo, sugerido por Sala (2002), é um procedimento iterativo para a obtenção dos q agregados capazes de estabelecer o resultado (2). O algoritmo sugerido pelo autor é:

- (i) Primeiro, x_t^{rs} deve ser regredido contra \bar{x}_{t-k}^q , com $k = 0, \dots, K$, obtendo os resíduos da regressão, $\hat{\varepsilon}_t^{rs}$.
- (ii) Utilize, então, os resíduos estimados em (i) para computar o novo vetor \bar{x}_t^q , por meio da expressão $\omega^{rs} = 1/\text{Var}(\hat{\varepsilon}_t^{rs})$.
- (iii) Por último, esse procedimento deve ser iterado até que a convergência do sistema de pesos e, portanto, do vetor \bar{x}_t^q seja alcançada.

Ao final, a projeção do vetor x_t^{rs} dará a estimativa consistente dos componentes comuns, tal como demonstrado pelo autor.

3.2 Identificando o choque monetário comum

Denotando por \bar{x}_t^q o vetor com q agregados escolhidos e estimados por meio do procedimento iterativo visto na seção anterior, temos que o componente comum pode ser obtido pela projeção:

$$\chi_t^i = B^i(L)\bar{x}_t^q \quad (7)$$

Ou seja, o componente comum de cada variável de interesse pode ser estimado por meio de uma regressão linear nos q agregados finais estimados. Como $B^i(L) = A^i(L)A^q(L)^{-1}$, a partir de (7) e (2), podemos escrever:

$$u_t = A^q(L)^{-1}\bar{x}_t^q \quad (8)$$

A expressão acima traz uma relação direta entre os choques estruturais comuns e os agregados finais estimados. Desta forma, um VAR sobre os q agregados estimados nos permite recuperar o vetor de choques comuns, desde que sejam devidamente identificados. A vantagem de trabalhar com esta metodologia refere-se ao ganho de graus de liberdade na estimação deste VAR. Isto porque o modelo estimado terá dimensão igual ao número de fatores, q . Uma vez que este valor é menor que o número de variáveis de interesse, n , a questão da dimensionalidade do VAR passa a ser um problema menor, dada a estimação mais parcimoniosa possibilitada pelo vetor \bar{x}_t^q .

⁶ Quando q for igual a r , a escolha natural é o próprio conjunto de r agregados. Infelizmente, para os casos em que q for menor que r , não há critério objetivo para a escolha dos q agregados.

Há disponível na literatura empírica de choques monetários uma série de esquemas de identificação. Duas estratégias muito utilizadas são a decomposição da matriz de variância-covariância de Cholesky e as restrições de neutralidade de longo prazo, tais como as usadas por Blanchard e Quah (1989).

Sala (2002) identifica o choque comum de política monetária para os países membros da União Monetária Européia com a combinação de uma rotação ortonormal no espaço de choques do VAR com q fatores comuns e um critério de minimização. O choque identificado pela matriz de rotação, R , que atende ao referido critério, é o choque comum de política monetária a ser posteriormente utilizado para a estimação da resposta dinâmica de cada país europeu membro da União Monetária Européia.

No nosso caso, o vetor de choques comuns terá identificação estrutural dada de forma agnóstica por meio de seus efeitos sobre a taxa de juros SELIC. Na verdade, é de interesse identificar apenas um componente deste vetor, que designaremos choque monetário.

No VAR da expressão (8), estimado para os agregados, temos a identificação do sistema dada pela ordenação dos efeitos causais obtidos com a decomposição de Cholesky. No entanto, não fazemos idéia de qual deve ser a ordenação dos agregados no modelo. O componente agnóstico da estratégia de identificação do choque monetário comum emerge do fato de que permitiremos todas as $q!$ ordenações possíveis. O que nos permite dar interpretação estrutural ao componente do vetor de choques comuns ortogonalizados pela decomposição de Cholesky é o seu efeito sobre a taxa de juros SELIC.

Com o objetivo de tornar mais clara a estratégia de identificação do choque monetário, torna-se necessário introduzir alguma notação adicional. Inicialmente, é necessário definir a forma reduzida estimável para o modelo estrutural expresso em (8):

$$x_t = C^q(I)x_{t-1} + \dots + C^q(p)x_{t-p} + \varepsilon_t, \quad (9)$$

onde $C^q(L) = A^q(0)^{-1}A^q(L)$, para $L = 1, 2, \dots, p$, e $\varepsilon_t = A^q(0)^{-1}u_t$.

O modelo estrutural (8) e os choques comuns lá estabelecidos podem ser identificados por meio das restrições:

- 1) $E[\varepsilon_t \varepsilon_t'] = \Sigma = A^q(0)^{-1}A^q(0)^{-1}$, já que $E[u_t u_t']$ é uma matriz identidade $q \times q$.
- 2) A matriz $A^q(0)^{-1}$ é triangular inferior, impondo uma estrutura recursiva nos efeitos contemporâneos das variáveis componentes do modelo (8).

Seja a decomposição de Cholesky dada por $\Sigma = PP'$, tal que $P = A^q(0)^{-1}D^{1/2}$ e D é uma matriz diagonal cujos elementos correspondem à variância de u_t . Portanto, $P = A^q(0)^{-1}$. Além disso, denote v_{jt} o resíduo obtido pelo VAR da expressão (9) ortogonalizado e ajustado por seu respectivo desvio-padrão, isto é $v_{jt} = D^{-1/2}A^q(0)\varepsilon_t$, ou ainda, $v_{jt} = u_t$.

Assumindo que o polinômio característico de $C^q(L)=0$ tenha todas as raízes fora do círculo unitário, podemos reescrever o VAR da expressão (9) na forma de um MA(∞):

$$x_t = \Psi(L)\varepsilon_{t-L}, \quad (10)$$

onde $\Psi(L) = A^q(L)^{-1}$. Seja Ψ_s a matriz $q \times q$ de coeficientes do s -ésimo termo da representação (10) e P_j a j -ésima coluna da matriz de fatores de Cholesky. Assim, a resposta de x_t^i em $t+s$ para um aumento de 1 unidade em u_t em t é dada por:

$$\frac{\partial x_{t+s}^i}{\partial v_{jt}} = \Psi_s P_j. \quad (11)$$

Por meio das expressões (7) e (11) e do fato que $\varepsilon_t^i \perp u_s^q, \forall i, q, t$ e s , a resposta de x_t^i em $t+s$ para um aumento de 1 unidade em u_t em t é dada por:

$$\frac{\partial x_{t+s}^i}{\partial v_{jt}} = B^i(L) \Psi_s P_j, \quad (12)$$

onde $B^i(L)$ é a matriz com os coeficientes obtidos no procedimento iterativo de regressões de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) das séries x_t^i originais nos q agregados.

A matriz $B^i(L)$ “carrega” os efeitos do choque dos agregados para as variáveis de interesse. Seja

$\frac{\partial x_{t+s}^i}{\partial v_{jt}} = \Psi_s P_j = \Theta(s)$ um vetor $q \times 1$ com a resposta s passos à frente do vetor de agregados a um

aumento de 1 unidade em u_t em t . A operação denotada por (12) é tal que:

$$\frac{\partial x_{t+s}^i}{\partial v_{jt}} = B^i(L) \Theta(s) = B^i(0) \Theta(s) + B^i(1) \Theta(s-1) + \dots + B^i(k) \Theta(s-k). \quad (13)$$

O vetor resultante da operação acima tem dimensão $n \times 1$ e refere-se aos efeitos s passos à frente de um choque ocorrido em t .

Para cada ordenação dos agregados em (8), temos q choques distintos. Temos, portanto, $q!$ possibilidades de identificação dos q choques comuns. A escolha do esquema de identificação adequado foi feita por meio de um critério de minimização semelhante ao utilizado em Sala (2002). Estimou-se um VAR agregado para o Brasil, de forma a ser possível obter a resposta do instrumento de política monetária, taxa de juros SELIC, a um choque desta política. O esquema de identificação escolhido é o que minimiza a distância da resposta da taxa de juros SELIC, obtido pela expressão (13), em relação à resposta da taxa de juros SELIC ao choque monetário, alcançada pelo VAR agregado para o Brasil. Isto nos leva à definição de choque monetário:

Definição 1: Seja $\{u^{VAR} \rightarrow SELIC\}(t)$ a resposta da SELIC no VAR estimado para o Brasil e $\{u^{FATOR}(i,j) \rightarrow SELIC\}(t)$ a resposta da SELIC ao i -ésimo choque comum com a j -ésima ordenação de Cholesky possível no VAR representado na expressão (8). O critério de minimização considerado neste trabalho pode ser representado pela função de perda quadrática:

$$L(i,j) = \sum_{t=1}^{24} [\{u^{VAR} \rightarrow SELIC\}(t) - \{u^{FATOR}(i,j) \rightarrow SELIC\}(t)]^2$$

O choque identificado pelo esquema (i,j) responsável pela minimização da função $L(i,j)$ acima será designado a partir de agora por “choque monetário comum”.

A explicitação do processo de identificação do choque monetário comum representa o último passo metodológico. Passemos agora aos resultados obtidos nos exercícios empíricos.

4. Resultados

O trabalho faz uso de um conjunto de séries para os estados de São Paulo, Minas Gerais, Rio de Janeiro, Rio Grande do Sul, Paraná, Pernambuco, Ceará e Bahia entre janeiro de 1995 e novembro de 2003. Para cada estado, o conjunto de dados contempla as séries de:

- **Índice de Produção Industrial Mensal:** Logaritmo do Índice com base em jan/1995, dessazonalizado (média móvel). Fonte: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE.
- **Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA):** Logaritmo do Índice com base em jan/1995, dessazonalizado (média móvel). Fonte: IBGE.
- **Volume Real de Crédito Bancário:** Logaritmo do Índice com base em jan/1995, dessazonalizado (média móvel). Fonte: Banco Central do Brasil.

Além das séries acima, o vetor de séries de interesse inclui a taxa de juros mensal Selic anualizada. A modelagem de fatores dinâmicos requer a estacionariedade das séries que compõem o vetor de análise, de forma que todas as variáveis, com exceção da taxa de juros Selic, foram diferenciadas.

4.1 Número de choques comuns

Seguindo a metodologia sugerida por Sala (2002), será utilizada a agregação por estados das variáveis: crédito bancário (Crédito), IPCA e produção industrial (PIB). Além disso, a taxa de juros Selic (SELIC) é incluída como um agregado adicional, cujo valor é idêntico em cada um dos estados brasileiros.

A ponderação utilizada inicialmente é reportada na tabela 1, que mostra ainda os pesos finais obtidos com o procedimento iterativo descrito a seguir. Estes pesos refletem diferenciais nas variâncias das séries. Pode ser visto, por exemplo, que a variância é homogênea entre as séries de IPCAs estaduais, resultando em pesos semelhantes na agregação inicial desta variável. As séries de crédito bancário, por outro lado, apresentam elevada dispersão nas variâncias entre os estados. Segue-se deste fato o elevado peso dado a São Paulo, estado com a série de menor variância. Dispersão semelhante ocorre com as séries de PIB. Neste caso, o estado de Minas Gerais apresenta a menor variância, contando, portanto, com o maior peso na composição do agregado para o PIB.

Como já salientado, o número de fatores comuns é igual ao *rank* da matriz de densidade espectral dos quatro agregados construídos com os pesos acima. Vale lembrar que não são utilizados pesos como estes para o caso da taxa de juros SELIC. Isto ocorre devido ao fato de a série ser a mesma para todos os estados, gerando, desta forma, ponderações idênticas entre as unidades componentes.

São tomados dois procedimentos para escolha do número de fatores dinâmicos comuns. Trata-se de testes não-formais, baseados em análises gráficas que visam identificar o número de autovalores dinâmicos diferentes de zero. No primeiro deles, toma-se a média simples de cada autovalor dinâmico ao longo das frequências $\theta \in [-\pi, \pi]$. Dado que o autovalor dinâmico é a própria densidade espectral de seu autovetor dinâmico equivalente, temos que essa média ao

longo das freqüências equivale ao percentual da variância das séries de interesse, que é explicado pelos autovetores dinâmicos equivalentes.

O segundo critério para escolha do número de fatores constitui-se em se observar a magnitude do n -ésimo autovalor ao se acrescentar uma a uma as n séries e fazer uma média de seu valor ao longo das freqüências $\theta \in [-\pi, \pi]$. Assim, o gráfico do número de séries pela magnitude do n -ésimo autovalor dá uma dimensão gráfica do número de autovalores dinâmicos divergentes. Abaixo, reportamos os gráficos obtidos com estes dois procedimentos.

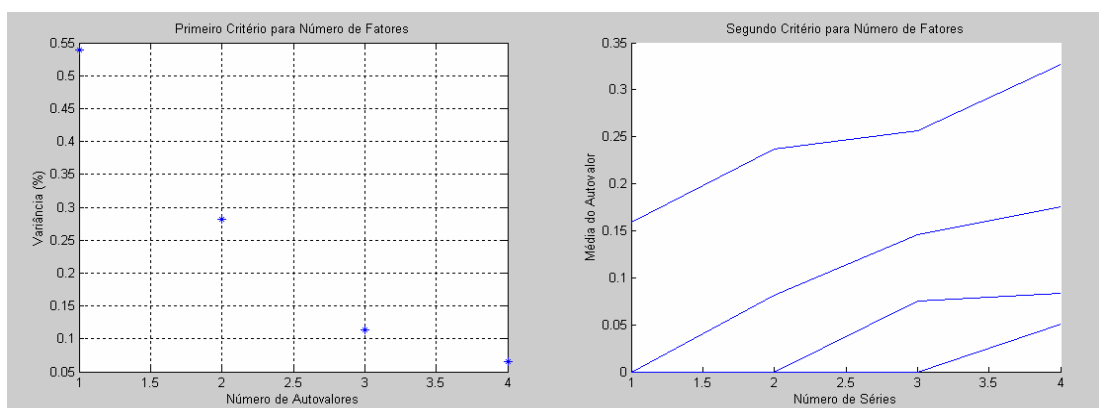


Figura 1
Escolha do número de fatores comuns, Sala (2002)

Os gráficos acima mostram que uma representação por três fatores comuns parece ser adequada aos dados em questão. O primeiro diagrama, que traz no eixo das abscissas o número de autovalores dinâmicos e no eixo das ordenadas o percentual da variância explicado por cada um deles, revela que os três primeiros autovalores dinâmicos explicam cerca de 93% de toda variação nas séries de interesse. O segundo diagrama, por sua vez, traz no eixo das abscissas o número de séries em análise e no eixo das ordenadas o valor médio dos autovalores dinâmicos entre as freqüências $\theta \in [-\pi, \pi]$. Este diagrama dá uma dimensão visual do comportamento dos autovalores, na medida em que as séries são acrescentadas uma a uma, e parece indicar um comportamento explosivo dos três primeiros autovalores⁷.

4.2 Estimação dos agregados

O ponto de partida para a obtenção dos “agregados ótimos” requeridos para a estimação do choque monetário são os agregados construídos com as ponderações iniciais apresentadas na Tabela 2. O procedimento utilizado segue o método iterativo proposto por Sala (2002), descrito na seção anterior.

Como já verificamos a existência de três choques comuns, precisamos utilizar três agregados das séries originais. Um primeiro problema a ser enfrentado refere-se à escolha destes agregados. Como originalmente foram criados quatro agregados, devemos escolher uma dentre as quatro possibilidades de composição do vetor tridimensional requerido. O vetor deve ser não-singular, conforme estabelecido por Forni e Reichlin (1998) e Sala (2002). Abaixo, reportamos as quatro

⁷ Para se ter robustez com relação à escolha do número de fatores, repetimos os dois procedimentos acima com o vetor composto por todas as 25 séries consideradas, em um procedimento sugerido por Forni, Hallin, Lippi e Reichlin (2000). Os diagramas, não reportados aqui, mostram que a escolha de três fatores parece ser adequada, dando suporte à hipótese de que as séries analisadas teriam a dinâmica comum governada por três choques, tais como os caracterizados pelas hipóteses do modelo de fatores dinâmicos descrito na seção anterior.

composições possíveis, além das condições de número correspondente ao vetor em consideração. A condição de número de uma matriz quadrada é dada pela razão entre o seu maior e o seu menor valor singular. Trata-se de uma medida da sensibilidade da solução de um sistema linear a mudanças na matriz de coeficientes [Belsley, Kuh e Welsh. (1980)]. Uma matriz é dita singular quando apresentar condição de número infinita. Por outro lado, uma matriz é bem condicionada se sua condição de número for próxima de 1.

Tabela 1
Agregados possíveis e Condição de Número

Agregado	Variáveis	Condição de Número
Agregado 1	Crédito, IPCA e PIB	10,9122
Agregado 2	Crédito, IPCA e SELIC	10,9067
Agregado 3	Crédito, PIB e SELIC	3,6002
Agregado 4	IPCA, PIB e SELIC	3,0489

Neste exercício, utilizamos os agregados das séries estaduais de Crédito, PIB e IPCA da maneira sugerida em Sala (2002). Note que a condição de número do vetor composto por estes três agregados é a mais elevada dentre as outras possibilidades, mas tampouco parece indicar problema de singularidade.

O procedimento iterativo é tomado em sucessivas regressões de MQO das séries de interesse (na primeira diferença) sobre uma constante, os valores presentes e defasagens dos agregados do Crédito, PIB e IPCA. Outro problema a ser enfrentado é a escolha das defasagens utilizadas nas sucessivas regressões. Vamos reportar os resultados obtidos com três defasagens, mas os “pesos ótimos” são pouco sensíveis a variações no número de defasagens, conforme demonstraram experimentos não reportados neste artigo.

A cada rodada, os agregados são atualizados conforme a descrição feita na seção anterior. Os pesos ótimos para a construção dos agregados convergem após poucas iterações e podem ser vistos na tabela 2.

Tabela 2
Pesos “iniciais” e “ótimos” para o Agregado 1: Crédito, IPCA e PIB

Estado	Crédito		IPCA		PIB	
	Inicial	Final	Inicial	Final	Inicial	Final
São Paulo	0,4608	1,0000	0,1230	0,1152	0,1971	1,0000
Minhas Gerais	0,1315	0,0000	0,1358	0,1090	0,3018	0,0000
Rio de Janeiro	0,0846	0,0000	0,1377	0,1369	0,0887	0,0000
Rio Grande do Sul	0,1224	0,0000	0,1287	0,3426	0,1115	0,0000
Paraná	0,0775	0,0000	0,1328	0,0946	0,1094	0,0000
Pernambuco	0,0872	0,0000	0,1194	0,0686	0,0562	0,0000
Ceará	0,0307	0,0000	0,1015	0,0335	0,0840	0,0000
Bahia	0,0054	0,0000	0,1209	0,0996	0,0511	0,0000

Nota: Número de Iterações: 50. Regressão em constante, valores presentes e 3 defasagens dos Agregados.

Note que para os agregados de Crédito e PIB estaduais, o melhor a se fazer é simplesmente tomar as respectivas séries para o estado de São Paulo. Já para o agregado IPCA, há uma ponderação de equilíbrio entre os valores estaduais. Não há uma interpretação clara para este resultado. Uma possibilidade é a elevada concentração no volume de crédito e produção no estado paulista. Esta explicação, no entanto, não é suficiente para justificar a elevada participação do estado do Rio Grande do Sul na construção do agregado para o IPCA.

Um ponto importante a ser mencionado é que os “pesos ótimos” não dependem das condições iniciais dadas na tabela acima. Isto é, os pesos para o Crédito e PIB colapsam para São Paulo

devido a condições estruturais dadas no processo iterativo e não pelo fato deste estado partir do maior peso inicial. Várias modificações realizadas nas condições iniciais, não reportadas aqui, resultam em “pesos ótimos” qualitativamente inalterados.

4.3 Choque monetário comum

A seção anterior definiu o choque monetário comum como sendo o choque estrutural identificado no sistema (8), cujo impulso gere na taxa de juros SELIC a resposta mais próxima possível da produzida por um choque monetário estimado em um VAR para o Brasil. Desta forma, o primeiro passo no processo de estimação do choque monetário comum é a estimação de VAR para variáveis macroeconômicas brasileiras, que nos sirva de base para escolha do choque.

O sistema foi estimado com as seguintes variáveis macroeconômicas: taxa de juros Selic, IPCA, produção industrial e uma medida de risco país dada pelo *spread* sobre o C-Bond (EMBI). Foram utilizados dados mensais entre 01/1995 e 11/2003. O modelo foi identificado por meio da decomposição de Cholesky e a ordenação usada foi: PIB, IPCA, EMBI e SELIC. A escolha da ordem do modelo foi feita de forma a se obter resíduos serialmente não-correlacionados. O modelo com duas defasagens incorpora dinâmica suficiente para solucionar tal problema.

Com este VAR, podemos obter a resposta da taxa de juros SELIC a uma inovação nela mesma, o que representa a primeira componente do processo de minimização dado pela *Definição 1*. Esta resposta deve ser comparada com a da SELIC em relação a uma inovação estrutural dada no sistema (8), em cada uma das ordenações possíveis. Para obtermos esta última seqüência, precisamos estimar o VAR representado pela expressão (8) e a matriz $B^i(L)$, que carrega os efeitos dos choques comuns em (8) para a variável i em questão.

O sistema de identificação proposto neste trabalho utiliza como estratégia o efeito do choque monetário subjacente às séries analisadas sobre a taxa de juros SELIC, necessitando, desta maneira, apenas dos coeficientes da regressão da taxa de juros SELIC nos agregados finais obtidos. Assim, a matriz $B^i(L)$ pode ser estimada por meio da regressão da taxa de juros SELIC em uma constante, valores presentes e defasagens dos “agregados ótimos” encontrados no final do procedimento iterativo. Há de se ressaltar que, seguindo o procedimento iterativo que gerou os “agregados ótimos”, a regressão inclui como variável explicativa, além dos valores contemporâneos, três defasagens dos agregados⁸.

Como último passo na estimação do choque monetário comum, foi estimado um VAR no nível com os três agregados obtidos ao final do procedimento iterativo. O critério para ordem do VAR foi o mesmo utilizado para o VAR-Brasil, sendo que o número de defasagens escolhido foi três. Este modelo é identificado por meio da decomposição de Cholesky. Como mencionado na seção anterior, as restrições de causalidade contemporâneas admitidas por este esquema de identificação é o que dará interpretação estrutural ao choque comum. Este choque, por sua vez, será tido como monetário, em função de seu efeito na taxa de juros SELIC, tal como busca o critério de minimização proposto.

Assim, em um procedimento agnóstico, permitiremos todas as seis ordenações possíveis pra os três agregados, perfazendo um total de 18 choques “candidatos” a choque monetário comum. Cada um destes 18 “candidatos” a choque monetário comum gera respostas nos três agregados considerados no VAR. O papel exercido pela matriz $B^i(L)$ é justamente o de filtrar o efeito de cada um destes choques de acordo com os coeficientes dela componentes. O choque que minimiza

⁸ Os valores estimados para os coeficientes das matrizes $B^i(L)$ utilizados ao longo deste trabalho não serão reportados, mas podem ser vistos em Rocha (2007).

a distância da resposta da taxa de juros SELIC em relação ao choque produzido pelo VAR-Brasil é obtido pela inovação no agregado do IPCA com a ordenação dos agregados: IPCA, PIB e Crédito.

4.4 Os efeitos do choque monetário comum

O primeiro passo na obtenção das respostas estaduais ao choque monetário comum foi realizado na seção anterior, com a identificação da ordenação e do choque gerador. Em seguida, devemos estimar os coeficientes da matriz $B^1(L)$ referentes às variáveis cujas respostas nos interessam. Em um primeiro momento, concentramos atenção na primeira diferença dos produtos industriais estaduais. As respostas das taxas de crescimento industrial estaduais ao aumento de uma unidade no choque monetário ao longo de 24 meses podem ser vistas na figura 2.

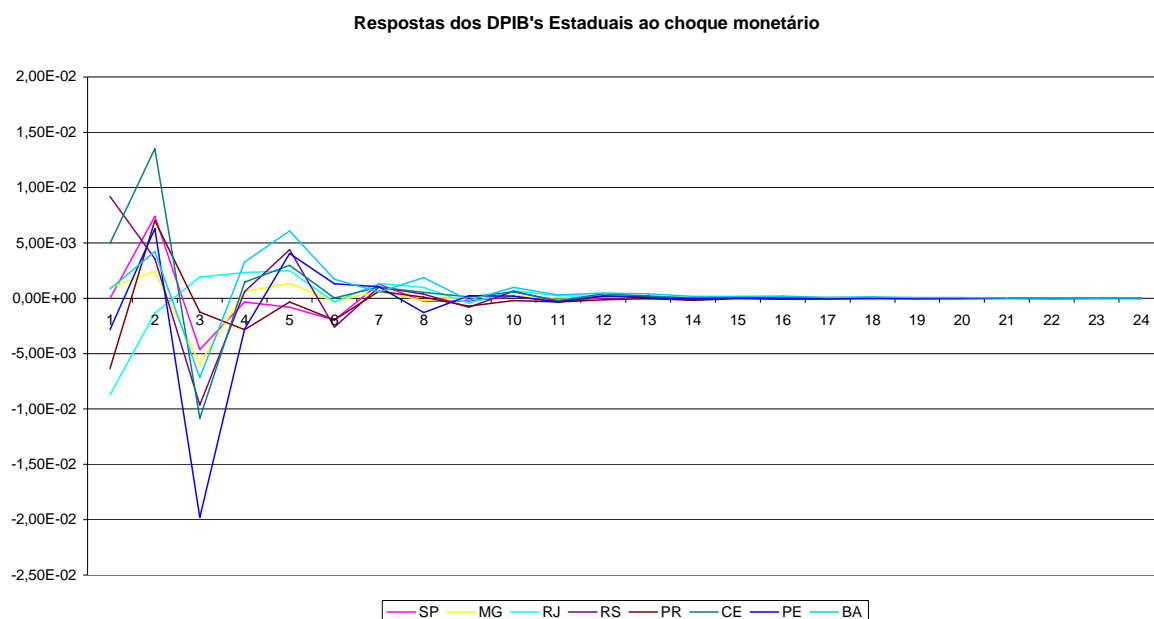


Figura 2
Resposta da primeira diferença dos PIBs estaduais ao choque monetário comum
Agregados obtidos com 3 defasagens

Há um padrão geral seguido pelos estados. Como pode ser visto, existe alguma variabilidade na taxa de crescimento do produto nos períodos que se seguem à inovação. Durante este período, parece haver um comportamento homogêneo entre os estados, com a exceção de Pernambuco, que tem uma perda mais pronunciada três meses após o choque. No entanto, com o passar dos meses, há uma tendência de acomodação deste efeito inicial e uma convergência das taxas de crescimento para zero. Este resultado parece dar um primeiro indício de neutralidade da política monetária no longo prazo.

Ante esta estabilidade de longo prazo dos produtos estaduais, devemos analisar as respectivas respostas acumuladas no tempo. Dois cenários podem surgir desta estabilidade de longo prazo das taxas de crescimento. Em primeiro lugar, as respostas acumuladas podem ser explosivas, caso haja um efeito permanente da política monetária nos produtos estaduais. Por outro, se a política for neutra no longo prazo, as respostas acumuladas devem se estabilizar em algum nível de equilíbrio.

Para obtermos as respostas acumuladas dos produtos estaduais ao choque monetário, devemos, em primeiro lugar, estimar os coeficientes da matriz $B^i(L)$ para o nível do produto de cada estado. De posse deste filtro, podemos estimar os efeitos sobre o nível dos produtos estaduais. A neutralidade da política monetária no longo prazo parece ser o cenário mais provável. Em todos os casos, os resultados mostrados nas figuras 3 e 4 indicam uma perda acumulada que se estabiliza ao longo do tempo.

A seguir, é possível analisar a evidência de assimetrias nesta transmissão da política monetária. Como podemos observar nestas figuras, as perdas acumuladas no tempo apontam para uma ordenação bem definida dos estados mais afetados pela política monetária.

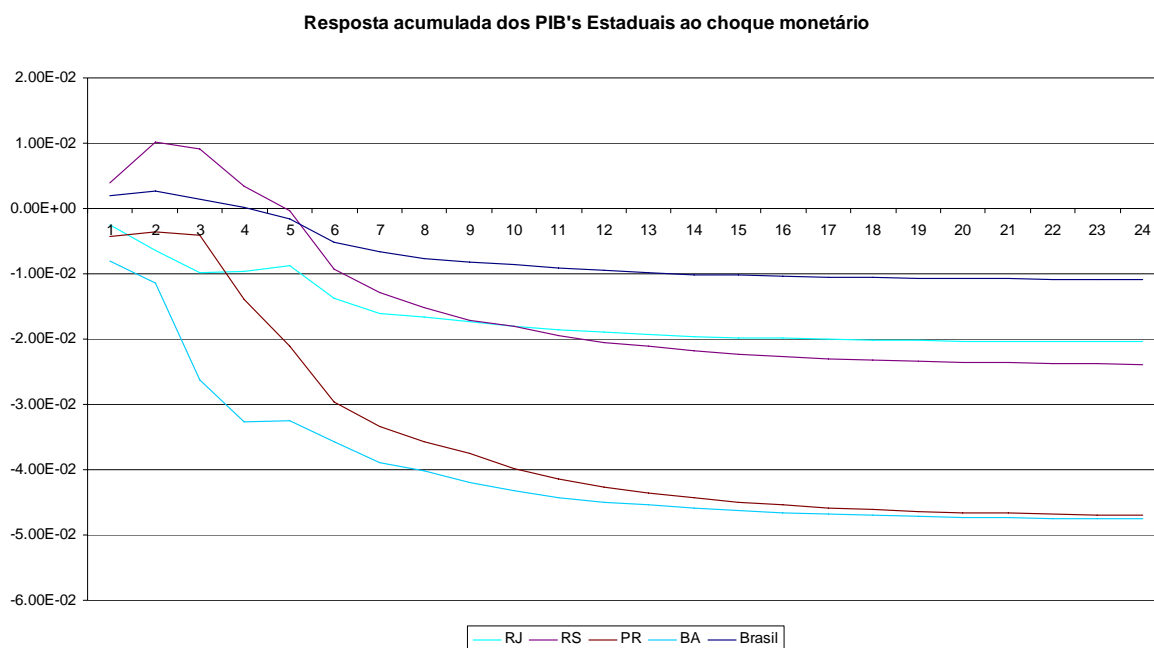


Figura 3
Resposta acumulada dos PIBs estaduais ao choque monetário comum
Agregados obtidos com 3 defasagens

As respostas estaduais ao impulso no choque monetário comum foram divididas entre as unidades mais sensíveis, reportadas na figura 3, e menos sensíveis, trazidas na figura 4. Neste sentido, poderíamos incluir as unidades da Bahia e Paraná (figura 3) como os mais prejudicados em termos de produto. Do outro lado, poderíamos incluir São Paulo, Pernambuco e Minas Gerais (figura 4), como sendo as unidades menos sensíveis ao choque monetário comum. As respostas estaduais acumuladas em 24 meses podem ser vistas na Tabela 3 a seguir. Os resultados mostram ainda a resposta acumulada para o produto industrial brasileiro. Pode-se ver que estados de São Paulo e Pernambuco são os únicos a ter uma perda menor que a observada para a economia como um todo.

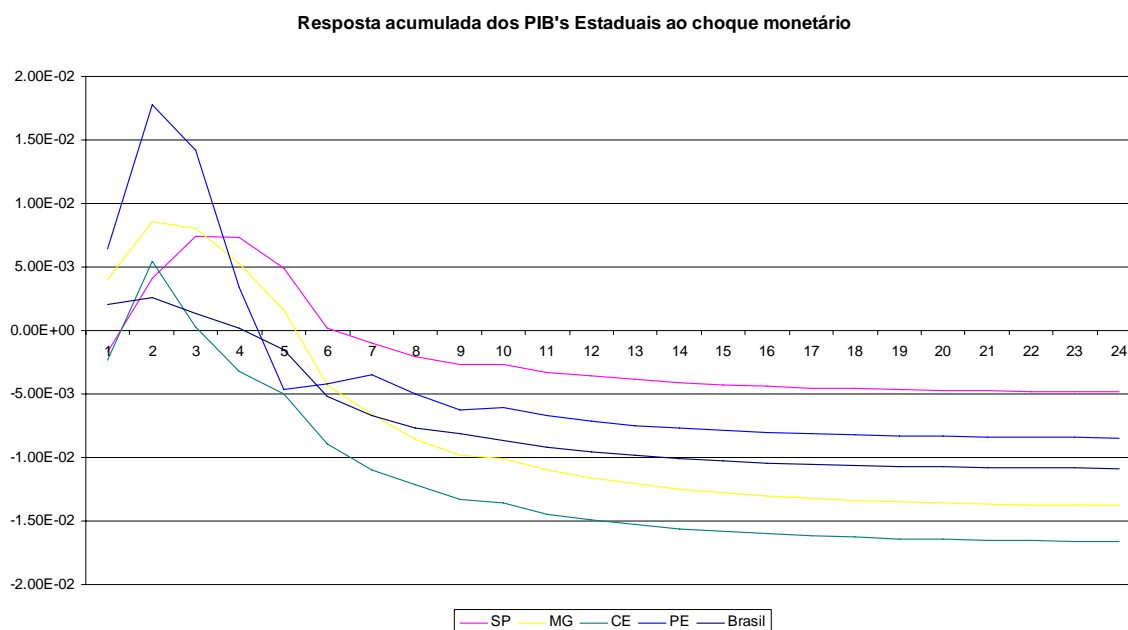


Figura 4
Resposta acumulada dos PIBs estaduais ao choque monetário comum
Agregados obtidos com 3 defasagens

4.5 Uma definição alternativa para a identificação do choque monetário

Algumas questões acerca do procedimento tomado neste trabalho podem ser levantadas, colocando em dúvida os resultados obtidos até aqui. Uma delas refere-se à definição de choque monetário comum utilizada no trabalho. Seria adequado tratar o choque comum como “monetário” apenas por seus efeitos na taxa SELIC? Visando explorar um pouco mais este elemento do processo de identificação do choque monetário comum, vamos apresentar aqui outra possibilidade para nos ajudar na identificação deste choque. A partir do sistema estimado para os agregados em (8), escolheremos a ordenação j e o choque i , tal que seu efeito sobre o produto industrial brasileiro seja o “mais parecido possível” com a resposta do produto industrial brasileiro ao choque monetário, de acordo com o VAR-Brasil discutido anteriormente.

O primeiro passo na obtenção da resposta do produto industrial brasileiro aos “candidatos” a choque monetário comum é a estimação da matriz $B^i(L)$, que associa o produto a valores contemporâneos e passados dos três agregados aqui utilizados. Com estes coeficientes, podemos estimar as 18 diferentes respostas do produto industrial brasileiro aos respectivos 18 “candidatos” a choque monetário comum. O que chama a atenção é que o choque identificado por este critério é o mesmo que fora obtido com a primeira definição acima. Isto é, também por este novo tratamento para o choque monetário, deveríamos considerar o choque dado no agregado IPCA, obtido com a seguinte ordenação dos agregados: IPCA, PIB e Crédito. Desta maneira, se considerássemos adequada a segunda definição apresentada para o choque monetário, os resultados obtidos na seção anterior ficariam completamente inalterados. O choque comum identificado como monetário satisfaz simultaneamente às duas definições aqui propostas.

4.6 Resultados com o procedimento com duas defasagens

Por fim, um segundo teste de robustez foi realizado. Os resultados reportados até aqui foram obtidos com a utilização de três defasagens dos agregados, tanto no procedimento iterativo para a

estimação dos “agregados ótimos” quanto na estimação dos coeficientes da matriz $B^i(L)$ para as variáveis consideradas.

O que se propõe nesta subseção é realizar todo o procedimento econométrico permitindo duas defasagens dos agregados onde antes foram usadas três. Assim, em primeiro lugar, devemos tomar o procedimento iterativo com sucessivas regressões de MQO. Estas regressões são realizadas em uma constante, valores contemporâneos e duas defasagens dos agregados para se obter, ao final do processo, os pesos a serem usados na construção dos “agregados ótimos”. Em seguida, devemos estimar um VAR nestes “agregados ótimos” e identificar o choque monetário comum, tal como já discutido.

Usando as duas definições sugeridas para o choque monetário, temos que a resposta que minimiza as distâncias estabelecidas é a mesma obtida no caso com três defasagens, com a inovação associada ao IPCA na ordenação: IPCA, PIB e Crédito.

As respostas das taxas de crescimento estaduais e as respostas acumuladas dos produtos estaduais ao choque monetário comum mostram que o padrão de neutralidade de longo prazo mantém-se inalterado.

Tabela 3
Respostas dos PIBs estaduais acumuladas após 24 meses

Agregados: 3 defasagens		Agregados: 2 defasagens	
Estado	Resposta	Estado	Resposta
Bahia	-0,047515531	Bahia	-0,054895403
Paraná	-0,046949547	Paraná	-0,042804562
Rio Grande do Sul	-0,023851145	Rio de Janeiro	-0,027416285
Rio de Janeiro	-0,020420043	Ceará	-0,026194662
Ceará	-0,016623494	Rio Grande do Sul	-0,025908452
Minas Gerais	-0,013792946	Minas Gerais	-0,017513909
Brasil	-0,010869759	Brasil	-0,011107411
Pernambuco	-0,008454965	Pernambuco	-0,00278105
São Paulo	-0,004824393	São Paulo	-0,002599425

Com relação ao *ranking* dos estados mais afetados pela política monetária, pouca coisa muda. A Tabela 3 acima apresenta um resumo das respostas acumuladas dos produtos estaduais após 24 meses para o procedimento com duas e três defasagens. O grupo de estados mais sensíveis permanece o mesmo: Bahia e Paraná. Na outra ponta da tabela, fica inalterado, ainda, o grupo de estados que seriam pouco vulneráveis ao choque monetário: São Paulo, Pernambuco e Minas Gerais. Mais uma vez, apenas os estados de Pernambuco e São Paulo reagem menos fortemente que a economia brasileira como um todo.

4.7 Uma possível interpretação para os resultados

É interessante notar, em primeiro lugar, que o padrão de respostas obtido neste trabalho guarda certa semelhança com os resultados reportados em Fonseca e Vasconcelos (2002) e Bertanha e Haddad (2006), que indicam uma maior sensibilidade nos estados das regiões Norte e Nordeste para choques comuns de política monetária. Da mesma maneira que estes autores, estes resultados diferem do apresentado na literatura internacional revista há pouco, onde parece prevalecer uma maior sensibilidade nas regiões econômicas mais ricas.

Uma possível explicação para o nosso resultado pode ser devida à verificação de um canal de crédito ativo na transmissão dos choques monetários entre os estados brasileiros. Esta possibilidade pode originar-se, em um primeiro momento, do fato de trabalharmos com séries de

produtos industriais como *proxy* para o nível de atividade estadual. Seguindo a discussão introduzida em Carlino e Defina (1998a), pode-se dizer que, ao utilizarmos séries industriais, as assimetrias do canal de transmissão monetário ficariam limitadas, em certo ponto, às fontes ligadas ao canal de crédito, uma vez que as disparidades advindas do canal tradicional dos juros tenderiam a ser minimizadas.

Se for este o caso, os estados mais afetados pela política monetária seriam os portadores de firmas e bancos sujeitos a maiores problemas de informação, tal como estabelecido pela literatura do canal de crédito [Bernanke e Gertler (1995)]. A pouca disponibilidade de dados impede uma avaliação mais precisa acerca dos problemas informacionais sofridos pelos bancos (*bank lending channel*) em escala regional.

Ainda assim, é possível ter uma medida do espaço que um eventual *bank lending* e *balance sheet channels* teriam para atuar em cada sistema bancário estadual, por meio da disponibilidade de recursos que os bancos teriam para ofertar quando demandados.

Uma possibilidade seria tomar a estrutura temporal da alocação de recursos bancários dos agentes econômicos em cada estado. A proporção dos recursos alocados em depósitos à vista em relação aos depósitos bancários totais dá uma medida da preferência por liquidez dos agentes locais, indicando o grau de restrição sofrido pelos bancos para o empréstimo de recursos. Isto se deve ao fato de que os depósitos de curto prazo sofrem uma incidência de taxas de reservas compulsórias mais elevadas que os recursos alocados em contas de prazo mais longo.

Tabela 4
Porcentual de depósitos à vista sobre os depósitos totais
Estados selecionados – Média 1995-2003

Estado	%
São Paulo	10,30
Rio Grande do Sul	11,47
Brasil	11,93
Ceará	12,25
Paraná	12,76
Rio de Janeiro	13,45
Minas Gerais	13,66
Bahia	15,83
Pernambuco	17,33

A tabela 4 mostra a proporção entre os depósitos à vista (privados e públicos) e os depósitos totais, formados pela soma dos depósitos à vista (privados e públicos), depósitos de poupança e depósitos a prazo (privados e públicos) para os estados considerados neste trabalho.

Este indicador da preferência por liquidez indicaria, no caso de valores elevados, uma menor proporção de recursos em ativos suscetíveis de serem convertidos em investimento. Não se trata, portanto, de uma medida direta do canal de crédito nestes estados, mas do potencial para que os problemas de informação, associados a este canal de transmissão da política monetária, se concretizem.

Como pode ser observado, dos estados tratados neste trabalho, apenas São Paulo e Rio Grande do Sul apresentam valores abaixo da média nacional, mostrando uma maior disponibilidade de recursos para empréstimos bancários. Por outro lado, nos estados nordestinos Bahia e Pernambuco, os sistemas bancários locais encontram-se em situação oposta, sofrendo maiores restrições na captação de recursos.

Com efeito, esta distribuição intertemporal dos recursos bancários parece interferir no potencial para a transmissão do choque monetário. O coeficiente de correlação entre os valores reportados na tabela 4 e o módulo das respostas estaduais mostradas na tabela 3 é 0,22 para o modelo com três defasagens e 0,18 no caso de duas defasagens.

Desta maneira, estes números podem ser utilizados como guia para a avaliação hipotética do canal de crédito via *balance sheet channel*, já que é possível obter um esboço de classificação dos problemas de informação sofridos pelas firmas nos estados brasileiros. Conforme mostrado em Terra (2003), há evidências de que as pequenas firmas sejam mais restritas ao crédito que suas congêneres de grande porte ou multinacionais, traduzindo os problemas informacionais sofridos por este tipo de estabelecimento.

A tabela 5 reporta os dados de participação das pequenas firmas no pessoal empregado na indústria de transformação para os estados aqui considerados. Como podemos ver, dentre os estados selecionados neste trabalho, Bahia e Paraná estão entre os de maior participação de pequenas firmas. No outro extremo, temos Pernambuco, São Paulo e Rio Grande do Sul como prováveis candidatos a menos sensíveis a problemas informacionais, sob este critério. Aqui, a correlação com as respostas mostradas na tabela 3 é ainda maior: 0,67 para o modelo com três defasagens e 0,68 para duas defasagens.

Tabela 5
Porcentual de pequenas firmas em termos de pessoal ocupado
Indústria de Transformação, Estados selecionados – 31/12/1998

Estado	%
Bahia	57,85
Minas Gerais	57,69
Paraná	57,40
Rio de Janeiro	52,90
Brasil	51,05
Rio Grande do Sul	50,33
São Paulo	47,57
Ceará	45,21
Pernambuco	41,21

Fonte: Fonseca e Vasconcelos (2002).

Estes dois conjuntos de evidência podem indicar a relevância do *balance sheet channel* na transmissão da política monetária nos estados destacados na tabela 3. Estes fatores poderiam implicar, portanto, a menor resposta observada em Pernambuco e São Paulo, já que ambos são detentores de baixos percentuais de pequenas firmas na indústria.

Desta forma, o choque comum de política monetária estimado parece gerar uma dinâmica para o nível de atividade nos estados brasileiros que é consistente com a ocorrência do canal de crédito em sua transmissão⁹.

5. Considerações Finais

O procedimento metodológico aqui realizado consistiu na estimação dos efeitos do choque comum, identificado como monetário, subjacente ao conjunto de dados estaduais analisados. Em primeiro lugar, o choque identificado produz respostas no nível de atividade dos estados brasileiros que são compatíveis com a ampla literatura que trata dos efeitos da política monetária, tal como apresentado em Christiano, Eichenbaum e Evans (1988) e Minella (2001). Neste sentido,

⁹ Esta evidência também é reportada, para dados macroeconômicos, por Souza Sobrinho (2003) e Takeda, Rocha e Nakane (2005) e, nos estados brasileiros, por Fonseca e Vasconcelos (2002).

após um choque comum de política, há uma queda na produção estadual que dura por aproximadamente 6 meses, extinguindo-se em seguida.

Os resultados mostram, ainda, que há assimetrias nos efeitos deste choque comum. Neste sentido, os estados da Bahia e Paraná aparecem como sendo os mais vulneráveis, enquanto São Paulo, Pernambuco e Minas Gerais seriam os menos afetados pela política monetária. O ordenamento obtido para as respostas estaduais pode ser devido à existência de um canal de crédito mais ativo entre os estados mais afetados pela política monetária. Com efeito, estas unidades contam com uma estrutura bancária mais restrita quanto ao oferecimento de crédito, além de uma concentração de firmas potencialmente mais sujeitas a problemas de informação.

A evidência reportada acima tem importantes implicações de política econômica. Os efeitos diferenciados entre os estados brasileiros mostram a necessidade de consideração das especificidades regionais para uma real compreensão da política monetária no país. Neste sentido, é importante ressaltar que uma política monetária expansionista tem um efeito redutor sobre a desigualdade regional brasileira, ocorrendo o contrário em caso de uma retração monetária.

Além disto, mesmo com uma política monetária construída de forma comum, é fundamental que os seus efeitos sejam analisados em termos das assimetrias existentes nos canais de transmissão nos estados. Assim, se o objetivo for uma maior homogeneidade regional dos choques monetários, é preciso tratar dos mecanismos de transmissão locais, por meio, por exemplo, de práticas que amenizem os problemas informacionais nas localidades mais afetadas pela política monetária.

6. Referências Bibliográficas

- [1] ANSELIN, Luc. (1988). *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Dordrecht: Kluwer Academic Publishers.
- [2] ARAÚJO, Eurilton. (2004). “Medindo o impacto regional da política monetária brasileira: Uma comparação entre as regiões Nordeste e Sul”. IBMEC/SP. *Ibmec SP Working Paper*. No. 5.
- [3] BELSLEY, David A.; KUH, Edwin e WELSH, Roy E. (1980). *Regression Diagnostics: Identifying Influential Data and Sources of Collinearity*. Willey Series in Probability and Mathematical Statistics. New York: John Wiley & Sons.
- [4] BERNANKE, Ben e BLINDER, Alan. (1988). “Credit, money and aggregate demand”. *American Economic Review*. Vol. 78. pp. 435-439.
- [5] _____. (1992). “The federal funds rate and the channels of monetary transmission”. *American Economic Review*. Vol. 82. pp. 901-921.
- [6] BERNANKE, Ben e BOIVIN, Jean. (2002). “Monetary policy in a rich environment”. *Journal of Monetary Economics*. Vol. 50. pp. 525-546.
- [7] BERNANKE, Ben e GERTLER, Mark. (1995). “Inside the black box: The credit channel of monetary policy transmission”. *Journal of Economic Perspectives*. Vol. 9. pp. 27-48.
- [8] BERTANHA, Marinho e HADDAD, Eduardo A. (2006). “Impactos regionais da política monetária: Uma abordagem econométrica utilizando SVAR espacial”. XXXIV Encontro Nacional de Economia. *Anais*. Salvador, BA: ANPEC.
- [9] BLANCHARD, Olivier J. e QUAH, Danny. (1989). “The dynamics effects of aggregate demand and supply disturbances”. *American Economic Review*. Vol. 79. pp. 665-673.
- [10] BRILLINGER, David R. (1981). *Time Series: Data Analysis and Theory*. New York: Holt, Rinehart e Winston.
- [11] CARLINO, Gerald e DEFINA, Robert. (1998a). “The differential regional effects of monetary policy”. *The Review of Economics and Statistics*. Vol. 80. pp. 572-587.

- [12] _____. (1998b). “Monetary policy and the US States and Regions: Some implications for European monetary union”. Federal Reserve Bank of Philadelphia. *Working Paper*. No. 94-7.
- [13] CHRISTIANO, Lawrence; EICHENBAUM, Martin e EVANS, Charles. (1998). “Monetary policy shocks: What have we learned and to what end?”. National Bureau of Economic Research – NBER. *NBER Working Paper Series*. No.6400.
- [14] CHUMVICHITRA, Pichai. (2004). “Efeitos diferenciados da política monetária: A experiência brasileira”. *Contextus Revista Contemporânea de Economia e Gestão*. Vol. 2. pp. 07-22.
- [15] DI GIACINTO, Valter. (2003). “Differential regional effects of monetary policy: A geographical SVAR approach. *International Regional Science Review*. Vol. 26. pp. 313-341.
- [16] FAVERO, Carlo; MARCELLINO, Massimiliano e NEGLIA, Francesca. (2002). “Principal components at work: The empirical analysis of monetary policy with large datasets”. Innocenzo Gasparini Institute for Economic Research – IGIER. *Working Papers*. No.223.
- [17] FONSECA, Marcos W. e VASCONCELOS, Marcos R. (2002). “Impactos diferenciados da política monetária nas regiões e estados do Brasil”. II Encontro da Associação Brasileira de Estudos Regionais. *Anais*. São Paulo: ABER.
- [18] FORNI, Mario e LIPPI, Marco. (2001). “The Generalized Factor Model: Representation theory”. *Econometric Theory*. Vol. 17. pp. 1113-1141.
- [19] FORNI, Mario e REICHLIN, Lucrezia. (1998). “Let’s get real: A dynamic factor analytical approach to disaggregated business cycle”. *Review of Economic Studies*. Vol. 65. pp. 453-474.
- [20] _____. (2001). “Federal policies and local economies: Europe and US”. *European Economic Review*. Vol. 45. pp. 109-134.
- [21] FORNI, Mario; HALLIN, Marc; LIPPI, Marco e REICHLIN, Lucrezia. (1999). “References cycles: The NBER methodology revisited”. Centre of Economic Policy Research. *CEPR Discussion Papers*. No. 2400.
- [22] _____. (2000). “The Generalized Dynamic-Factor Model: Identification and estimation”. *The Review of Economics and Statistics*. Vol. 82. pp. 540-554.
- [23] _____. (2004). “The Generalized Dynamic-Factor Model: Consistency and rates”. *Journal of Econometrics*. Vol. 114. pp. 231-255.
- [24] GIANNONE, Domenico; REICHLIN, Lucrezia e SALA, Luca. (2002). “Tracking Greenspan: Systematic and unsystematic monetary policy revisited”. Centre of Economic Policy Research. *CEPR Discussion Papers*. No. 3550.
- [25] GRAMINHO, Flávia Mourão e BONOMO, Marco Antônio. (2002). “O canal de empréstimos bancários no Brasil: Uma evidência microeconômica”. XXX Encontro Nacional de Economia. *Anais*. Nova Friburgo, RJ: ANPEC.
- [26] MINELA, André. (2001). “Monetary policy and inflation in Brazil (1975-2000): A VAR estimation”. Banco Central do Brasil. *Trabalho para Discussão*. No. 33.
- [27] REICHLIN, Lucrezia. (2000). “Factor Models in large cross-sections of time series”. *Mimeo*.
- [28] ROCHA, Bruno de Paula. (2007). “Ensaio sobre economia bancária e política monetária no Brasil em uma abordagem regionalizada”. *Tese de Doutorado*. IPE/FEA/USP, São Paulo.
- [29] ROMER, Christina e ROMER, David. (1989). “Does monetary policy matter? A new test in the spirit of Friedman and Shwartz”. In: Olivier J. Blanchard e Stanley Fisher (Eds.). *NBER Macroeconomics Annual*. Cambridge: MIT Press.
- [30] SALA, Luca. (2002). “Monetary transmission in the Euro area: A Factor Model approach”. Economics Working Paper Archive. *Working Paper*. No. 020505.
- [31] SOUZA SOBRINHO, Nelson Ferreira. (2003). “Uma avaliação do canal de crédito no Brasil”. *23º Prêmio BNDES*. Rio de Janeiro, RJ: BNDES.

- [32] TAKEDA, Tony, ROCHA, Fabiana F. e NAKANE, Márcio Issao. (2005). “The reaction of bank lending to monetary policy in Brazil”. *Revista Brasileira de Economia*. Vol. 59. pp. 107-126.
- [33] TAYLOR, John. (1995). “The monetary transmission mechanism: An empirical framework”. *Journal of Economic Perspectives*. Vol. 9. pp. 27-48.
- [34] TERRA, Maria Cristina T. (2003). “Credit constraints in Brazilian firms: Evidence from panel data”. *Revista Brasileira de Economia*. Vol. 57. pp.443-464.