

# POLÍTICA MONETÁRIA E PRODUTO REGIONAL NO BRASIL (2002-2011)

Guimarães, Rafael R. S. (PPGE/UFRGS e BCB)

Monteiro, Sérgio M. M. (PPGE/UFRGS)

**Resumo:** O presente estudo consiste em verificar se são simétricos os efeitos da política monetária brasileira sobre a atividade econômica das cinco grandes regiões que integram o país. A estratégia desenvolvida combina as técnicas de análise de componentes principais (ACP), para decompor as variáveis que medem a atividade econômica regional em componente comum e componentes região-específicos, e de vetores autorregressivos (VAR), com objetivo de observar o comportamento dessas variáveis em resposta a choques de política monetária. Os resultados obtidos indicam simetria dos efeitos da política monetária no produto de cada uma das cinco regiões brasileiras, pois o componente comum responde à política monetária conforme o esperado. Adicionalmente, os componentes idiossincráticos das regiões indicaram ausência de impacto da política monetária. Portanto, ao afetar o componente comum à atividade econômica regional e não impactar seus componentes idiossincráticos, a política monetária pode ser considerada simétrica.

**Palavras-chave:** Política monetária. Desenvolvimento econômico. Economia regional.

**Abstract:** This work presents an analysis of whether the effects of Brazilian monetary policy in regional outputs are symmetric or not. The strategy developed combines the techniques of principal component analysis (PCA) to decompose the variables that measure regional economic activity in common and region-specific components; and vector autoregressive (VAR), in order to observe the behavior of these variables in response to monetary policy shocks. The results indicate symmetry of the effects of monetary policy in regional outputs since the common component responds to monetary policy as expected. Additionally, idiosyncratic components of the regions indicated no impact of monetary policy. Once affect the common component of regional economic activity and do not impact their idiosyncratic components, monetary policy can be considered symmetrical.

**Keywords:** Monetary policy. Economic development. Regional economy.

## Introdução

A política monetária de um determinado país pode produzir efeitos para além do seu território, fato consensual entre economistas, ainda que remanesçam divergências sobre como medir tais efeitos. A principal corrente teórica que trata deste tema está associada à teoria da Área Monetária Ótima que surgiu na década de 1960 a partir dos artigos de Mundell (1961), McKinnon (1963) e Kenen (1969). Inobstante o mais comum seja pensar num grupo de países que possam pertencer a uma área monetária ótima, “em princípio, uma área monetária ótima pode também ser menor do que um país, ou seja, mais de uma moeda poderia circular num país” (ALESINA; BARRO; TENREYRO, 2002, p.2). Particularmente em países de extensa área geográfica, como o Brasil, a política monetária única pode ter efeitos regionais assimétricos, ainda que se considere complexo adotar política monetária distinta por região.

Os efeitos da política monetária costumam ser medidos considerando-se a existência de mecanismos de transmissão. Taylor (1995) argumenta que as visões sobre os mecanismos de transmissão da política monetária diferem na ênfase que dão à moeda, ao crédito, às taxas de juros e de câmbio, aos preços de ativos, e às instituições financeiras. Para Meltzer (1995), o processo de transmissão monetária é condicional a alguma classe de hipóteses ou corrente teórica. Segundo a dos ciclos reais de negócios, por exemplo, efeitos monetários não afetam variáveis reais, de forma que o canal de transmissão monetário é limitado e desinteressante. Contudo, da perspectiva de outras escolas de pensamento, impulsos monetários produzem efeitos reais pelo menos temporários. Os resultados encontrados nos estudos empíricos indicam relevância destes diversos mecanismos de transmissão, ainda que em alguns casos a mensuração seja complexa.

Na literatura, os resultados obtidos geralmente indicam que os efeitos regionais resultantes da política monetária são assimétricos, explicados pelas diferenças na estrutura econômica das regiões, em especial a industrial e a de crédito. Entretanto, Kouparitsas (2001) adotou a estratégia de separar o produto regional em dois componentes, um comum às regiões e outro idiossincrático, para analisar o caso dos Estados Unidos e não rejeitou a hipótese de que os efeitos são simétricos.

O presente estudo consiste em verificar se são simétricos os efeitos da política monetária brasileira sobre a atividade econômica das cinco grandes regiões que integram o país. Os efeitos da política monetária brasileira na atividade econômica de suas regiões são examinados utilizando-se duas abordagens principais: sem a decomposição do produto regional e com a decomposição do produto regional de forma similar a Kouparitsas (2001). Espera-se encontrar assimetria no primeiro caso e simetria no segundo, em acordo com a literatura.

Para verificar o comportamento de variáveis macroeconômicas em resposta a choques de política monetária e, dessa forma, medir o impacto dessa política, foram utilizados vetores autorregressivos (VAR), técnica amplamente adotada após artigo seminal de Sims (1980)<sup>1</sup>. Complementarmente, na estratégia de decomposição do produto, verifica-se se o componente comum extraído das *proxies* dos produtos regionais pela técnica de análise de componentes principais (ACP) pode representar o produto nacional. Ainda que a elevada correlação entre as séries de produto regional indique co-movimento, avança-se no sentido de verificar se o componente comum apresenta respostas similares às do produto nacional quando incluído em um modelo de vetores autorregressivos. A estratégia prossegue com análise dos componentes idiossincráticos, ou região-específicos, com intuito de verificar se há efeitos significativos em resposta à política monetária, e se os efeitos são simétricos ou não.

O trabalho está dividido em quatro seções, além da introdução e da conclusão. Na primeira seção apresentam-se a teoria da Área Monetária Ótima e o que é tradicionalmente aceito como principais meios de transmissão de política monetária: os canais da taxa de juros, da taxa de câmbio, dos preços de outros ativos e o canal do crédito. Na segunda seção prossegue-se com uma revisão dos resultados empíricos relatados na literatura sobre os efeitos da política monetária em termos regionais, enfatizando-se o impacto na atividade econômica. Na terceira seção apresenta-se a metodologia e na quarta a estratégia desenvolvida neste estudo para analisar o caso brasileiro, que consiste em verificar o comportamento das variáveis de interesse combinando as técnicas de ACP e VAR.

## **1 Área monetária ótima e canais de transmissão da política monetária**

### **1.1 Área Monetária Ótima**

A Teoria da Área Monetária Ótima surgiu na década de 1960 a partir dos artigos de Mundell (1961), McKinnon (1963) e Kenen (1969), escritos no contexto do debate sobre taxas de câmbio fixas e flexíveis. A questão colocada à época era se um país seria por definição uma área monetária ótima, ou, visto de outra perspectiva, se o número ótimo de moedas fosse menor do que o de países existentes, quais destes deveriam constituir áreas monetárias (ALESINA; BARRO; TENREYRO, 2002).

Mundell (1961), ao discorrer sobre crises recorrentes de balanço de pagamentos, questionou qual seria o domínio apropriado de uma área monetária. Argumentava que as crises permaneceriam inerentes ao sistema econômico internacional enquanto as taxas de câmbio fixas, a rigidez salarial e o nível de preços impedissem a ocorrência de um processo natural de ajuste no sistema internacional de preços. Contestava a principal solução proposta à época, um sistema de moedas nacionais conectadas por taxas de câmbio flexíveis, pois outras questões poderiam emergir. A questão se tornava mais explícita a partir da definição de área monetária como o domínio no qual as taxas de câmbio são fixas: *What is the appropriate domain of a currency area?* (p. 509). A Teoria da Área Monetária Ótima, ou *Optimum Currency Area (OCA) theory*, foi sua resposta. Ao observar que o movimento em favor de taxas de câmbio flexíveis já estava fortalecido, argumentou que era o caso de buscar taxas de câmbio flexíveis com base em moedas regionais, não nacionais, pois uma área monetária ótima corresponderia a uma região que não necessariamente coincide com as fronteiras de um país. Reconhecia, contudo, o

---

<sup>1</sup> Dos 21 artigos revisados, em 19 esta técnica foi adotada.

component político da moeda: *in the real world, of course, currencies are mainly an expression of national sovereignty, so that actual currency reorganization would be feasible only if it were accompanied by profound political changes* (p.512). Este artigo gerou vasta literatura sobre o assunto e inseriu-se no debate sobre a união monetária entre países.

McKinnon (1963) propôs conceitos mais abrangentes, a começar pela definição de ótimo. Enquanto para Mundell seriam os termos em que fosse possível estabilizar emprego e nível de preços nacionais, para McKinnon tratava-se de uma área singular na qual as políticas monetária, fiscal e a taxa de câmbio flexível deveriam ser utilizadas para a melhor solução de três problemas, não raro conflitantes: pleno emprego; estabilidade da balança de pagamentos; e estabilidade dos preços internos. Dentre suas conclusões, destaque-se a de que para determinar uma área monetária ótima é necessário levar em conta o tamanho e o grau de abertura ao exterior de uma economia, e não somente considerações geográficas sobre a mobilidade de fatores.

Kenen (1969) acrescentou ao debate a perspectiva dos efeitos dos choques monetários por tipo de indústria. Argumentou que quanto mais semelhante suas matrizes produtivas, mais propensas seriam as economias a constituírem uma área monetária ótima, tanto pela maior mobilidade de mão de obra, desconsiderando óbices normativos, quanto pela resposta comum a choques monetários, dado que possuem similares estruturas produtivas e efeitos nos termos de troca com o exterior. Ainda, economias altamente diversificadas seriam mais propensas a constituírem uma área monetária ótima. Por fim, o autor inclui em sua análise a importância de uma integração fiscal entre essas economias.

O núcleo da teoria da Área Monetária Ótima foi estruturado nestes artigos seminais. Estudos posteriores são mais direcionados para verificações empíricas. Frankel e Rose (1998) enumeraram quatro critérios majoritariamente considerados pela literatura na análise da inter-relação entre potenciais membros de uma OCA: extensão do comércio; semelhança dos choques e ciclos; grau de mobilidade da mão de obra; e sistema de transferências fiscais. Concluem que alguns países aparentam a condição de candidatos inadequados a ingressar numa união monetária, mas, o ingresso, *per se*, independentemente do motivo, proporciona expansão comercial, o que, por seu turno, pode resultar em correlação mais elevada dos ciclos de negócios. Portanto, é mais razoável esperar que um país atenda aos critérios de entrada em uma união monetária numa análise *ex post* do que numa análise *ex ante* (p. 22). Rose e Engel (2000) desenvolveram estudo com o objetivo de verificar se países pertencentes a uniões monetárias são tão integrados quanto regiões que constituam uma união política<sup>2</sup>. Utilizaram os critérios de Mundell (1961) para concluir que países pertencentes a uma união monetária são mais integrados do que países com moeda própria, mas menos integrados do que as regiões que formam uma união política.

Apesar de a hipótese em teste no presente estudo ser mais restrita do que o conceito de área monetária ótima, é fundamental a compreensão de que ter sua própria moeda não é necessariamente a melhor opção para um país. Conforme Rose (2000), uniões monetárias são geralmente percebidas como tendo benefícios microeconômicos e custos macroeconômicos. Os benefícios costumam ser associados à redução nos custos de transação ao se eliminar o risco cambial, enquanto que o custo mais evidente é a eventual perda ou redução da efetividade de políticas contra-cíclicas, pois os ciclos econômicos dos países, ainda que possam ser semelhantes, dificilmente resultarão idênticos, explicitando a principal preocupação de um país membro: qual ciclo terá o maior peso na decisão da política monetária a ser adotada? Mesmo que o mais comum seja pensar em um grupo de países pertencendo a uma área monetária ótima, esta área pode ser menor do que a que delimita um país, especialmente em países de extensa área geográfica como o Brasil.

## 1.2 Canais de transmissão da política monetária

---

<sup>2</sup>Os autores trabalham com os conceitos de *intranational political unions*: “sovereign states with a single currency but also common laws, political environments, cultures, and so forth”; e de *international currency unions*: “sovereign countries that have delegated monetary policy to some international or foreign authority but retain sovereignty in other domains”. Estados Unidos, França e Reino Unido são exemplos de uniões políticas.

O simpósio *The Monetary Transmission Mechanism*, realizado em 1995, e os artigos decorrentes publicados no *Journal of Economic Perspectives* no mesmo ano são considerados um marco teórico no estudo dos canais de transmissão de política monetária.

Mishkin (1995) apresentou uma visão geral dos conceitos e posições teóricas abordados no simpósio, ressaltando a relevância do assunto num momento em que políticos e economistas defendiam a estabilização do produto e da inflação via política monetária, pois constatavam redução da eficácia da política fiscal para esse fim, em parte por causa de déficits orçamentários elevados e persistentes, em parte pelas dúvidas sobre a capacidade do sistema político em tomar decisões tempestivas para a estabilização do produto e dos preços. Com isso, a política monetária passou a ser o centro da atuação dos gestores da política macroeconômica. Apesar de ferramenta poderosa, a política monetária às vezes gera efeitos inesperados ou indesejados; portanto, para executar políticas bem sucedidas, as autoridades monetárias devem conhecer o *timing* e os efeitos de suas ações, o que ocorre a partir da compreensão dos mecanismos através dos quais a política monetária afeta a economia.

Para Taylor (1995), as visões sobre os mecanismos de transmissão da política monetária diferem na ênfase que dão à moeda, ao crédito, às taxas de juros e de câmbio, aos preços de ativos, e às instituições financeiras. Estabelece, em seguida, que dará ênfase ao componente internacional, de forma que a taxa de câmbio assume papel chave no mecanismo de transmissão. Obstfeld e Rogoff (1995) também direcionam sua análise para a taxa de câmbio. Consideram que dificilmente imaginar-se-ia, após o colapso do regime de câmbio fixo na década de 1970, que as taxas de câmbio teriam comportamento tão volátil como se observou nas décadas seguintes. Analisam dados empíricos de algumas crises cambiais recentes e reforçam o entendimento de que sob taxas de câmbio fixas a política monetária perde autonomia, e, portanto, reflete o que ocorre fora do país. Bernanke e Gertler (1995) discorrem principalmente sobre a transmissão via canal de crédito<sup>3</sup> ressaltando dois aspectos, o *balance sheet channel*, cuja análise recai sobre os balanços e as receitas dos tomadores de recursos, o que inclui fluxo de caixa e ativos líquidos, e o *bank lending channel*, no qual se avaliam os efeitos da política monetária na concessão de crédito bancário. Meltzer (1995) afirma que o processo de transmissão monetária é condicional a alguma classe de hipóteses ou corrente teórica. O autor argumenta que conhecer o processo de transmissão ajuda a interpretar os eventos durante o tenso interlúdio entre o tempo em que a ação política é tomada e os efeitos no produto e inflação se tornam visíveis. Durante esse interlúdio, pressões sobre a autoridade monetária para abandonar sua regra, ou mudar sua política, costumam ser intensas (p. 70).

Vários trabalhos empíricos procuraram medir os efeitos da política monetária sobre agregados macroeconômicos. Sims (1980), com sua crítica aos modelos de larga escala utilizados em macroeconomia, é o trabalho seminal. Seu argumento refere-se ao reduzido grau de adequação à realidade, sendo pontos críticos a quantidade elevada de parâmetros e de restrições, bem como a definição de quais variáveis são exógenas. Na solução proposta por ele, estimação por vetores autorregressivos (VAR), utilizam-se modelos na forma reduzida e as variáveis são endógenas. O Quadro 1 apresenta uma síntese de trabalhos nesta linha, incluindo os que têm o Brasil como objeto de estudo. A evidência empírica, considerados diferentes modelos e períodos, aponta para a existência de efeitos da política monetária sobre o nível de atividade.

**Quadro 1: Síntese dos modelos sobre os efeitos da política monetária**

Referência	País	Período	Técnica	Variáveis utilizadas no modelo	Efeito da política monetária no produto da economia
Sims (1980)	EUA Alemanha	1949-1975 1958-1976	VAR	Produto; moeda; desemprego; renda; nível de preços e preços de	Significativo.

<sup>3</sup>Os autores argumentam que o denominado “canal de crédito” refere-se a um conjunto de fatores que amplificam e propagam os efeitos das taxas de juros, e não um mecanismo distinto de transmissão de política monetária, de forma que o termo seria inadequado. Reconhecem, porém, que o termo está consolidado.

				importados.	
Bernanke e Gertler (1995)	EUA	1965-1993	VAR	Produto; deflator do produto; índice de <i>commodities</i> ; <i>federal funds</i> .	Significativo.
Christiano <i>et al.</i> (1999)	EUA	1965-1995	VAR	Produto; deflator do produto; índice de <i>commodities</i> ; <i>federal funds</i> ; reservas; moeda.	Significativo.
Minella (2003)	Brasil	1975-2000	VAR	Produto; inflação; juros e moeda.	Significativo.
Chauvet (2002)	Brasil	1900-2000	MS-VAR	Produto.	Não verificado.
Arquete e Jayme Jr.(2003)	Brasil	1994-2002	VAR	Hiato do produto; inflação; juros; câmbio; reservas internacionais.	Significativo.
Céspedes <i>et al.</i> (2005)	Brasil	1994-2004	VAR	Produto; nível de preços; câmbio; juros.	Significativo.
Sales e Tannuri-Pianto (2007)	Brasil	1994-2004	VAR	Produção industrial; inflação; reservas; juros; câmbio e taxa de desconto.	Significativo.
Minella e Souza-Sobrinho (2009)	Brasil	1999-2007	Modelo semi-estrutural.	Demanda e oferta agregadas; setor financeiro; política monetária e setor externo.	Significativo.
Aragón e Portugal (2009)	Brasil	1995-2006	MS-VAR	Produção industrial; inflação; juros.	Significativo.
Tomazzia e Meurer (2009)	Brasil	1999-2008	VAR	Produto; nível de preços; juros; câmbio; setores industriais.	Significativo.

Fonte: Elaboração dos autores

## 2 Efeitos regionais da política monetária

A proposição original de Mundell (1961) resultou na abertura de outros campos de pesquisa, dentre eles o de avaliar os efeitos da política monetária de um país nas regiões que o integram. Carlino e DeFina (1998), com base em dados trimestrais de 1958 a 1992 referentes a quarenta e oito estados norte-americanos, agrupados nas oito regiões delimitadas pelo *Bureau of Economic Analysis* (BEA), constataram assimetria dos efeitos regionais da política monetária norte-americana. As fontes desses efeitos assimétricos, segundo os autores, decorrem das diferentes estruturas entre os estados, principalmente a bancária, que afeta a transmissão da política monetária pelo canal de crédito, e a industrial, tanto pelo tamanho das empresas como pelo tipo de produção. Utilizaram VAR estrutural para medir as relações dinâmicas entre a renda real *per capita* dos estados, a taxa de juros dos *federal funds*, um núcleo de inflação, o índice de indicadores antecedentes do BEA e um preço relativo dos combustíveis.

Kouparitsas (2001) examinou dados trimestrais entre 1969 e 2001 das mesmas oito regiões norte-americanas definidas pelo BEA, utilizando uma combinação da técnica de VAR com a de componentes não observados, sob o argumento de ser necessário avaliar separadamente os movimentos comuns e os idiossincráticos de cada região. Segundo o autor, em 1913 havia dúvidas sobre a viabilidade do *Federal Reserve System*, tendo em vista dois insucessos anteriores para estabelecer um banco central no país<sup>4</sup>, assim como são recorrentes as dúvidas sobre a viabilidade da União Monetária Europeia, sendo um dos argumentos o de que esta região não seria uma área monetária ótima. Segundo o autor, como apesar de os

<sup>4</sup>De 1791 a 1811 e de 1816 a 1836 foram criadas nos Estados Unidos instituições semelhantes ao Banco da Inglaterra, que funcionavam tanto como autoridade monetária quanto como banco comercial, com controle acionário dos particulares. Nas duas ocasiões o congresso não renovou a autorização para seu funcionamento.

Estados Unidos não ser uma área monetária ótima, sua união monetária mostrou-se viável, o mesmo pode valer para a União Monetária Europeia, ainda que se conclua não ser uma área monetária ótima. O principal objetivo do autor foi demonstrar que os Estados Unidos, uma união monetária bem sucedida, não necessariamente se comportam como uma área monetária ótima em sua totalidade, e, por analogia, o mesmo poderia ocorrer na Europa. Nesse contexto, ao avaliar separadamente o componente comum e os idiossincráticos dos produtos regionais, não rejeitou a hipótese de simetria regional nos efeitos da política monetária americana: *idiosyncratic responses to monetary policy shocks are not statistically different from zero in all eight BEA regions* (KOU PARITSAS, 2001, p.18).

No que se refere aos impactos da política monetária brasileira em suas regiões, Vasconcelos e Fonseca (2002) adotaram estratégia semelhante à de Carlino e DeFina (1998) para analisar os efeitos nas regiões brasileiras em relação ao canal de crédito e ao tamanho das indústrias. Concluíram que as regiões Norte e Nordeste tendem a sofrer maior impacto em decorrência das alterações nas taxas de juros. Na mesma linha, Bertanha e Haddad (2008) constataram que as regiões Norte e Nordeste são as que têm o nível de emprego mais afetado por aumentos nas taxas de juros da economia. Araújo (2004), por sua vez, concluiu que a região Sul apresenta maior reação à política monetária do que o Nordeste.

Telles e Miranda (2006) seguem Kouparitsas (2001) ao analisarem dados das regiões brasileiras. Constataram que as respostas da dinâmica de curto prazo variam drasticamente entre as regiões e que os componentes idiossincráticos são os principais causadores dos ciclos regionais (p. 279). Afirmam que, com isso, a mesma política monetária não teria a capacidade de ser estabilizadora para todas as regiões, provocando impacto sobre a distribuição regional de renda, apesar das vantagens da utilização de moeda única, como a redução dos custos de transação comerciais e financeiros.

Ishii (2008) avaliou as regiões brasileiras medindo a atividade econômica regional com dados de um imposto estadual, o Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Serviços. Concluiu que o Brasil não é uma área monetária ótima, mas constatou que “choques na selic e no indicador de atividade nacional possuem comportamento similar entre as regiões” (p.112), em que pese haver diferença da representatividade do componente idiossincrático como fonte de distúrbio regional. Silva, Afonso e Rodriguez-Fuentes (2010) apresentaram o que denominaram de limitações teóricas da teoria convencional sobre impactos regionais de política monetária, para então concluir, sob a concepção pós-keynesiana, que os efeitos são assimétricos.

Rocha *et al.* (2011) utilizaram dados mensais da produção industrial do Brasil e de estados brasileiros para o período de janeiro de 1995 a dezembro de 2010, além de dados de inflação e de taxa de juros. A partir das funções resposta ao impulso obtidas do seu modelo VAR, concluíram que os estados brasileiros apresentam resposta assimétrica à política monetária. Ressaltam que não observaram padrão das respostas se agrupados os estados pelas grandes regiões geográficas (p. 420).

O Banco Central do Brasil divulgou em seu Boletim Regional de janeiro de 2011 o estudo Sincronização dos Ciclos Econômicos Regionais (BANCO CENTRAL DO BRASIL, 2011) no qual analisa as correlações regionais mediante os ciclos extraídos das séries do IBCR pela passagem do filtro HP. Segundo o BCB, o fato de as correlações entre as regiões resultarem elevadas “sugere relevância da influência de fatores de ordem comum sobre os ciclos regionais” (p.93). Conclui que “as decisões de política monetária que procuram responder a choques agregados para assegurar o cumprimento da meta de inflação não tendem a induzir efeitos assimétricos na atividade econômica regional no Brasil” (p.90). A análise das correlações, entretanto, não permite avançar nas comparações das fontes e respostas dos distúrbios nas regiões, entre outros aspectos, justificando a relevância da utilização de técnicas mais abrangentes, como a de vetores autorregressivos.

Em suma, de um modo geral a literatura revisada constata que os países analisados não necessariamente comportam-se como uma área monetária ótima, ocorrendo efeitos assimétricos da política monetária sobre as regiões. Entretanto, o resultado de simetria da política monetária obtido por Kouparitsas (2001) ao separar o componente comum dos componentes idiossincráticos dos produtos regionais oferece uma alternativa de análise para o caso brasileiro.

### 3 Metodologia

### 3.1 Estimação

O influente artigo de Sims (1980) popularizou a utilização de vetores autorregressivos (VAR) para análise da dinâmica dos sistemas econômicos.

Uma série de tempo  $y_t$  pode ser modelada na forma autorregressiva

$$y_t = c + \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \dots + \phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t, \quad [3.1]$$

sendo

$$E(\varepsilon_t) = 0 \quad [3.2]$$

$$E(\varepsilon_t \varepsilon_\tau) = \sigma^2, \text{ para } t = \tau \quad [3.3]$$

$$0, \text{ para } t \neq \tau$$

Um vetor auto-regressivo de ordem  $p$ , denotado VAR( $p$ ), é uma generalização vetorial de [3.1] a [3.3]:

$$y_t = c + \Phi_1 y_{t-1} + \Phi_2 y_{t-2} + \dots + \Phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t, \quad [3.4]$$

sendo  $y_t$  um vetor  $n \times 1$  contendo as variáveis endógenas, para  $i = t, t-1, \dots, t-p$ ,  $c$  um vetor  $n \times 1$  de constantes e  $\Phi_j$  uma matriz  $n \times n$  de coeficientes autorregressivos para  $j = 1, 2, \dots, p$ . O vetor  $\varepsilon_t$  tem dimensão  $n \times 1$  e é a generalização de um ruído branco:

$$E(\varepsilon_t) = 0$$

$$E(\varepsilon_t \varepsilon_\tau') = \Omega, \text{ para } t = \tau$$

$$0, \text{ para } t \neq \tau$$

Portanto, um vetor autorregressivo é um sistema no qual cada variável é regredida contra uma constante,  $p$  defasagens de si mesma e  $p$  defasagens das outras variáveis do VAR (HAMILTON, 1994, p. 258). Hamilton (1994, pp. 291-4) demonstra que estimar  $\Phi$  por mínimos quadrados ordinários é equivalente a maximizar sua função de verossimilhança. Remanescem, porém, algumas questões não convergentes na literatura, como a forma mais adequada de se recuperar os parâmetros do modelo estrutural ou se as variáveis incluídas no VAR devem ser estacionárias<sup>5</sup>.

No que se refere à recuperação dos parâmetros estruturais, o presente trabalho segue Sims (1980) no sentido de impor o mínimo possível de restrições teóricas ao modelo, de maneira que se utiliza a *decomposição de Cholesky*<sup>6</sup>. Quanto à estacionariedade das séries, na literatura revisada referente aos trabalhos aplicados observa-se tratamento diverso: todas as séries em sua forma estacionária; todas as séries em nível; utilização de mecanismos de correção de erros, etc<sup>7</sup>. Hamilton (1994) comenta três alternativas: 1) ignorar a não estacionariedade e estimar o VAR em nível; 2) diferenciar as variáveis não estacionárias antes de se estimar o VAR; 3) verificar cuidadosamente a natureza da não estacionariedade e testar a possibilidade de cointegração entre elas. No presente estudo optou-se por utilizar as variáveis na sua forma estacionária, pois as diferentes ordens de integração das variáveis descartam a utilização de modelos que incorporem relações de cointegração<sup>8</sup>. Adicionalmente, a utilização de variáveis na sua forma estacionária ajusta-se melhor a algumas técnicas, como a de análise de componentes principais (ACP), descrita na seção 4.1.

<sup>5</sup>Nesse contexto entendida como estacionariedade em covariância.

<sup>6</sup>“As suposições adotadas nesta opção tornam a ordenação das variáveis no sistema a estrutura de causalidade contemporânea, sendo que a primeira variável afeta todas as outras contemporaneamente, sem ser afetada, a segunda é afetada apenas pela primeira e afeta todas as outras, e assim sucessivamente, tornando-o um sistema recursivo” (TOMMAZIA E MEURER, 2009, p.379).

<sup>7</sup>Como referências ao debate teórico tem-se Hamilton (1989, 1994), Christiano e Eichenbaum (1989), Sims, Stock e Watson (1990), entre outros.

<sup>8</sup>Avaliou-se um modelo com variáveis não estacionárias que resultou pior especificado, ainda que com resultados de interesse semelhantes.

Como um VAR irrestrito é por natureza sub-identificado<sup>9</sup>, torna-se necessário impor restrições adicionais de forma a se gerar as funções resposta ao impulso (FRI). Decompor os resíduos de forma triangular é conhecido por “decomposição de Cholesky”. Num caso bivariado, implica impor que  $y_t$  não afeta  $z_t$  contemporaneamente. Apesar da restrição de que um choque  $\varepsilon_{y_t}$  não produz efeito direto em  $z_t$ , ressalte-se que há efeito indireto na medida em que defasagens de  $y_t$  afetam contemporaneamente valores de  $z_t$ . Um aspecto chave é que essa decomposição força uma assimetria potencial importante no sistema desde que um choque  $\varepsilon_{z_t}$  produz efeitos contemporâneos em  $y_t$  e  $z_t$ , evidenciando a importância do ordenamento escolhido (ENDERS, 2004, p. 275).

No processo de estimação serão adotados os seguintes passos: (a) decomposição das variáveis *proxy* da atividade econômica regional em componente comum e região-específicos pela análise de componentes principais; (b) teste de raiz unitária nas variáveis; (c) estimação dos parâmetros do VAR; (d) determinação do número de defasagens; e (e) cálculo das FRI e respectivos intervalos de confiança.

### 3.2 Dados

Os dados referentes às taxas de câmbio e de juros, à atividade econômica do país e das cinco regiões que o integram foram obtidos nas séries temporais disponíveis no sítio do Banco Central do Brasil (BCB). Os dados referentes à inflação, por sua vez, no sítio do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). As referências completas encontram-se no Apêndice. A base de dados utilizada contempla o período entre janeiro de 2002 e dezembro de 2011, ou 120 observações, limitada pela disponibilidade de dados referentes às *proxies* dos produtos regionais. Seguem-se comentários acerca das variáveis utilizadas.

O Banco Central do Brasil apresentou em janeiro de 2009 o Índice de Atividade Econômica Regional do Rio Grande do Sul (IBCR-RS), afirmando que “o acompanhamento tempestivo da atividade mensal das economias regionais constitui-se, muitas vezes, em ferramenta relevante para o entendimento da evolução dos indicadores nacionais” (BANCO CENTRAL DO BRASIL, 2009). Utilizando dados estilizados do estado do Rio Grande do Sul, o IBCR-RS apresentou forte aderência ao produto regional anual medido pelo IBGE. Posteriormente, este indicador foi ampliado para medir a atividade de alguns estados e de todas as regiões do país e, em março de 2010, “foi considerada pertinente a criação de um indicador nacional – Índice de Atividade Econômica do Banco Central – Brasil (IBC-Br) – que, incorporando as características dos IBCR's regionais, refletisse a evolução contemporânea da atividade econômica do país e contribuísse para a elaboração da estratégia de política monetária”. (BANCO CENTRAL DO BRASIL, 2010b).

Nos estudos revisados na seção 2, em geral utilizam-se dados de produção industrial e emprego como *proxy* da atividade econômica regional, como fizeram, respectivamente, Araújo (2004) e Bertanha e Haddad (2008), ou ainda adotam-se dados anuais, como em Telles e Miranda (2006), que utilizaram os produtos regionais divulgados pelo IBGE. A frequência anual, contudo, limita a eficácia para medir efeitos de política monetária, conforme ressaltam Telles e Miranda (2006, p.269) e Kouparitsas (2001, p. 4). Dados de produção industrial e emprego, por sua vez, ainda que correlacionados com a atividade econômica, não captam todos os movimentos que ocorrem, principalmente na análise de dados regionais.

Portanto, ao construir indicadores de atividade econômica para o país e suas regiões com periodicidade mensal, o BCB disponibilizou nova e relevante variável que pode ser incorporada a modelos que utilizam alguma medida da atividade econômica e cuja frequência de dados mensal é relevante, caso dos trabalhos que procuram medir efeitos regionais de política monetária, pois sua metodologia produz índices uniformes para as diferentes regiões do país sem deixar de captar suas idiosincrasias.

Na presente análise seguem-se os principais estudos referentes à economia brasileira revisados na seção anterior no que se refere a inclusão de variáveis para se obter um modelo adequadamente especificado. Em geral, além de uma variável referente à atividade econômica, são utilizadas variáveis que representam a política monetária e o comportamento dos preços. Assim, utilizam-se: i) como medida

---

<sup>9</sup>Em um VAR com  $n$  variáveis a identificação exata requer a imposição de  $(n^2-n)/2$  restrições na relação entre os resíduos estimados e as inovações estruturais (ENDERS, 2004, pp. 291-5).



de inflação, o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA); ii) a taxa de câmbio expressa pelo preço em reais do dólar norte-americano como representativa do setor externo; iii) a taxa do Sistema Especial de Liquidação e Custódia (Selic), *proxy* dos juros básicos da economia; e iv) os IBCR que representam a atividade econômica das regiões.

## 4 Impacto da política monetária brasileira no produto regional

### 4.1 Decomposição das variáveis *proxy* da atividade econômica

Kouparitsas (2001) utilizou como estratégia a decomposição das variáveis que medem os produtos regionais de forma a se avaliar separadamente seus componentes comum e região-específicos, ou idiossincráticos<sup>10</sup>. O autor construiu seu modelo de forma a permitir que as variáveis não observadas fossem dinâmicas e associadas às variáveis observadas. Para tanto, escreveu-o na forma de espaço de estados para que a função de verossimilhança fosse evoluída com a utilização do filtro de Kalman. O modelo resultante não é o mais parcimonioso, pois há muitos parâmetros a serem estimados. Entretanto, como o autor analisou um período de mais de trinta anos, 1969 a 2001, considerou relevante utilizar esse modelo mais sensível a mudanças estruturais, pois com parâmetros (intercepto e coeficiente de regressão) variáveis no tempo.

Essa estratégia, segundo Commandeur e Koopman (2007, p.112), *is closely related to factor analysis and principal component analysis*. Portanto, considerando-se que no presente estudo analisa-se um período de apenas dez anos, equivalente a 120 observações; que o interesse principal está nas funções resposta ao impulso; e que colocar o modelo na forma de espaço de estados eleva o número de parâmetros a serem estimados, optou-se pela estratégia alternativa de estimar separadamente o componente comum utilizando-se a técnica de Análise de Componentes Principais (ACP), que consiste aplicar transformação ortogonal em um grupo de variáveis possivelmente correlacionadas para convertê-las em um conjunto de dados não correlacionados, denominados componentes principais. Essa transformação é definida de tal forma que o primeiro componente principal contenha o máximo da variância possível, e assim por diante para os demais componentes, observada a restrição de ortogonalidade.

Nesse sentido, as variáveis *proxy* da atividade econômica regional, os IBCR, foram decompostas em componentes não observados para se extrair um componente comum. Seguindo Kouparitsas (2001), assume-se que o IBCR da região  $i$  no período  $t$ ,  $y_{it}$ , é a soma de dois componentes não observados, um componente comum ao produto regional  $x_t$  e um idiossincrático, ou região-específico,  $x_{it}$ . As regiões podem ter sensibilidade diversa ao componente comum, medida pelo parâmetro  $\gamma_i$ . Portanto,

$$y_{it} = \gamma_i x_t + x_{it}, \quad [4.1]$$

para todo  $i = 1, \dots, 5$ .

Observe-se que o componente comum representa o produto do país suavizado pela eliminação de componentes idiossincráticos das regiões, o que se confirma pela elevada correlação<sup>11</sup> entre esse componente comum aos IBCR regionais e o IBC-Br, indicador que mede a atividade econômica do país. Os parâmetros  $\gamma_i$  foram obtidos por mínimos quadrados ordinários (MQO), sendo as séries  $x_{it}$  os resíduos das regressões<sup>12</sup>. Na Tabela 1 são apresentados os resultados. Observa-se significância dos parâmetros  $\gamma$  em todas as regiões.

<sup>10</sup>Conforme Commandeur e Koopman (2007, p.113), “The existence of a common component can lead to more insights in certain aspects of the time series of interest”.

<sup>11</sup> 0,99 e 0,67 para as séries tomadas em nível e em primeira diferença, respectivamente.

<sup>12</sup> Convencionalmente pode-se pensar nessa equação como  $y_{it} = \gamma_i x_t + e_{it}$ .

**Tabela 1: Regressão por mínimos quadrados ordinários do componente principal contra o IBCR, por região**

Variável dependente	Variável independente	coeficiente	p-value
dln_ibcr_co100	cp_var2	0,2578	0,0000
dln_ibcr_n100	cp_var2	0,6769	0,0000
dln_ibcr_ne100	cp_var2	0,2601	0,0000
dln_ibcr_s100	cp_var2	0,5349	0,0000
dln_ibcr_se100	cp_var2	0,5026	0,0000

#### 4.2 Testes para detectar presença de raiz unitária

Para determinar se as séries são estacionárias optou-se pelo teste de *Dickey-Fuller aumentado* (ADF), tendo em vista tratar-se de séries de tempo. Complementarmente verificaram-se os resultados pelo método proposto por Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, and Shin (KPSS), tendo em vista a reconhecida baixa potência desses testes.

Nos resultados do teste ADF para o componente comum aos produtos regionais e nos dados referentes ao nível dos preços e ao câmbio não se rejeita a hipótese da existência de raiz unitária. Por outro lado, nos juros e nos componentes idiossincráticos dos produtos regionais rejeita-se a hipótese de presença de raiz unitária. Resultados em linha com o relatado na literatura. O teste KPSS confirmou os resultados do teste ADF, com exceção das séries IBC-Br e IBCR-SE. Como detalhado nas seções seguintes, os resultados de interesse em relação às funções resposta ao impulso com dados da economia brasileira foram semelhantes em termos de significância e defasagem dos efeitos. Entretanto, nos testes dos resíduos as variáveis na forma estacionária apresentaram resultados mais satisfatórios e similares ao encontrado na literatura. Ainda, a estratégia de se utilizar análise de componentes principais (ACP) para obter os componentes região-específicos ajusta-se melhor a variáveis estacionárias. Assim, optou-se por evoluir os modelos com variáveis estacionárias, ou seja, primeira diferença do logaritmo natural das séries correspondentes aos produtos regionais e ao seu componente principal, à inflação e ao câmbio, multiplicadas por 100. A Selic não recebeu transformação, pois na forma como é divulgada, taxa percentual anualizada, rejeita-se a hipótese de presença de raiz unitária. Incluem-se ainda como exógenas uma constante e uma série representando tendência temporal linear.

#### 4.3 Estimação dos modelos VAR

Os parâmetros dos modelos VAR foram estimados pelo método da máxima verossimilhança com a utilização do *software* EViews, versão 7.0. Adotou-se o procedimento mais usual, qual seja, definidas as variáveis que integram cada VAR a partir da teoria econômica e dos estudos similares, prossegue-se na escolha do grau de defasagem com base em algum critério de informação, no caso os de Akaike e de Schwarz. Avalia-se então o grau de ajustamento do modelo analisando-se os resíduos, que idealmente devem apresentar-se com ausência de correlação serial, homocedásticos e normalmente distribuídos. Quando isso não ocorre, tenta-se eliminar a correlação serial mediante o aumento do grau de defasagem, e a heterocedasticidade com a imposição de variáveis *dummies*.

Observa-se o relatado na literatura: modelos pobres em termos de normalidade, mas com ausência de correlação serial e, em geral, homocedásticos. Como o presente estudo está direcionado para o comportamento e significância das FRI, a inferência estatística mais relevante está na construção dos intervalos de confiança dessas FRI. Optou-se por estimar esses intervalos pelo método analítico e por simulação de Monte Carlo (10.000 repetições). Os resultados são os mesmos em termos de significância dos choques, conforme descrito nas seções seguintes.

##### 4.3.1 VAR Brasil (VARbr)

O modelo para o país foi estimado na sua forma reduzida, contendo quatro variáveis endógenas: componente comum, inflação, câmbio e taxa de juros; além de constante e tendência linear.

O primeiro componente principal do grupo de variáveis representativas da atividade econômica regional foi obtido pelo método descrito na seção 4.1 e explicou 40% da variância dos IBCR indicando a

existência de um componente comum. A representatividade dos cinco componentes extraídos encontra-se na Tabela 2.

**Tabela 2: Análise de Componentes Principais**

Autovalores						
Número	Valor	Diferença	Proporção	Valor Acumulado	Proporção Acumulada	
1	1.982598	0.689634	0.3965	1.982598	0.3965	
2	1.292964	0.564780	0.2586	3.275562	0.6551	
3	0.728184	0.169165	0.1456	4.003746	0.8007	
4	0.559019	0.121784	0.1118	4.562765	0.9126	
5	0.437235	---	0.0874	5.000000	1.0000	

A elevada correlação entre este componente comum e a *proxy* do produto nacional é um forte indício de que se pode utilizá-lo como representativo da atividade econômica nacional. Entretanto, uma forma mais robusta de avaliar essa representatividade é verificar se o comportamento deste componente comum, medido pelas funções resposta ao impulso (FRI) geradas em um modelo de vetores autorregressivos, é similar ao observado nos estudos aplicados à economia brasileira, referidos na seção 2, que em geral utilizam a produção industrial ou PIB trimestral como *proxy* para atividade econômica do país.

Para isso, identificou-se o modelo com grau 2 pelos critérios de informação de Akaike e Schwarz como o mais adequado inicialmente. Nessa especificação não se rejeitou a hipótese de ausência de correlação serial nos resíduos com base no teste de Breusch-Godfrey. Entretanto, rejeitaram-se as hipóteses de normalidade nos resíduos pelo teste *Jarque-Bera* e de homocedasticidade pelo teste ARCH-LM, não alterados com a introdução de *dummies*<sup>13</sup>.

Aos modelos de vetores autorregressivos irrestritos estimados na forma reduzida devem ser impostas restrições adicionais para se obter as FRI, conforme mencionado anteriormente. O seguinte ordenamento foi utilizado a fim de se identificar os parâmetros estruturais recursivamente a partir da decomposição triangular dos resíduos (decomposição de Cholesky): componente comum, inflação, câmbio e juros. Com isto, pressupõe-se que inovações no componente comum (produto) afetam, mas não são afetados contemporaneamente por inflação, câmbio e juros; inovações na inflação têm efeito contemporâneo no câmbio e nos juros e defasado no produto; inovações no câmbio têm efeito contemporâneo nos juros e defasado no produto e na inflação; e inovações nos juros têm efeito defasado no produto, na inflação e no câmbio. Implícito nesta estrutura o entendimento de que a autoridade monetária tanto reage quanto afeta a economia ao definir sua política.

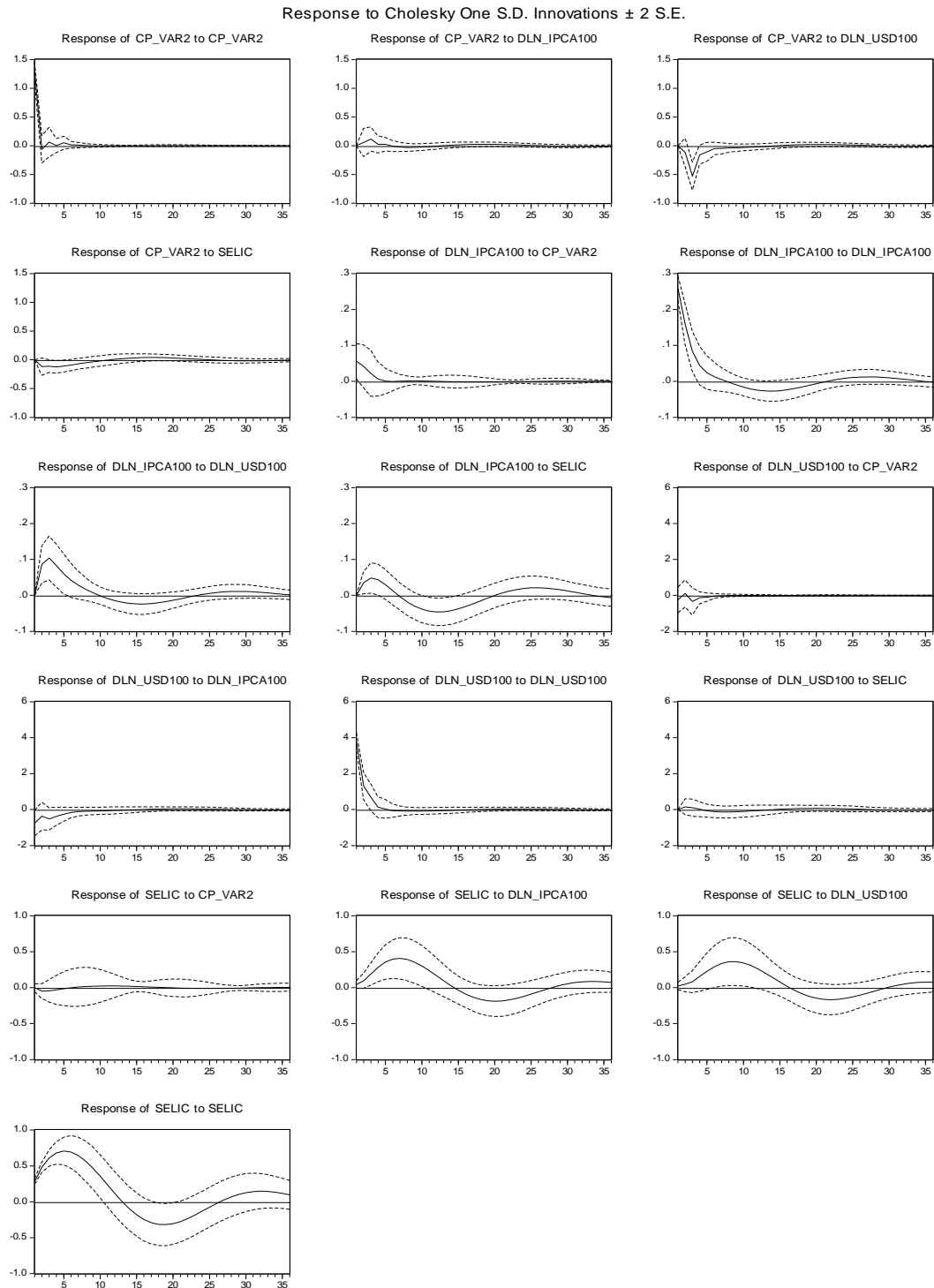
Ainda que o ordenamento das variáveis atenda a uma lógica econômica, em geral é possível efetuar outro ordenamento que também pareça coerente a argumentos econômicos, uma das críticas usuais a esse método. Entretanto, um aspecto relevante descrito por Enders (2004) ao exemplificar um modelo bivariado deve ser considerado: *It is crucial to note that the importance of the ordering depends on the magnitude of the correlation coefficient between  $e_{1t}$  and  $e_{2t}$  (p. 276). If the correlation coefficient between  $e_{1t}$  and  $e_{2t}$  is low, the ordering is not likely to be important (p.292)*. A matriz de correlação residual dos modelos indicou baixa correlação, o que facilita a aceitação da ordem proposta. Adicionalmente, geraram-se funções resposta ao impulso generalizadas, como propostas por Pesaran e Shin (1998), como alternativa ao problema do ordenamento das variáveis. Os resultados de ambas as metodologias convergem. Os gráficos completos das FRI do modelo VARbr constam na Figura 1.

As FRI resultantes apresentam comportamento similar ao relatado na literatura revisada na seção 2, como a relevância do impacto do setor externo no IPCA, medido pelo choque cambial; a resposta da política monetária (Selic) a choques inflacionários e a significância da política monetária no produto real da economia. Tendo em vista esse comportamento, considerou-se o modelo VARbr satisfatoriamente

<sup>13</sup>*Dummies* referentes à crise interna no final de 2002 e início de 2003 e à crise financeira internacional no final de 2008.

especificado para o objetivo de demonstrar que reproduz os achados na literatura sobre fatos estilizados da economia brasileira.

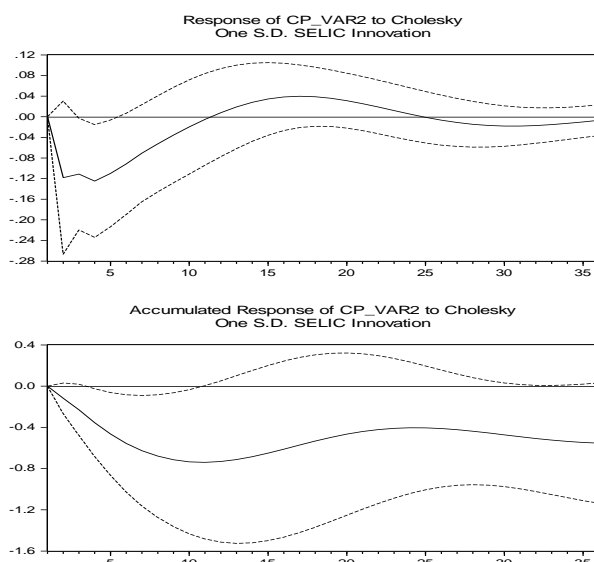
**Figura 1: Gráficos das FRI do modelo VARbr**



Na Figura 2 apresenta-se o gráfico ampliado da resposta do componente comum a um choque de política monetária e o gráfico da resposta acumulada do modelo com dados estacionários. Observa-se o relatado na literatura: efeito defasado, significativamente diferente de zero e em forma de corcunda, cujos efeitos se dissipam ao longo do tempo; ponto máximo de redução entre o primeiro e o segundo trimestre após o choque. Portanto, duas constatações podem ser feitas: 1) a política monetária brasileira afeta o produto real, em consonância com a literatura revisada, sendo que esse impacto pode ser medido por um

componente comum aos produtos regionais, pois representativo do produto nacional; 2) ao afetar o componente comum a todas as regiões, a política monetária apresenta indícios de simetria. Resta, contudo, verificar o que ocorre aos componentes idiossincráticos das regiões, tema da subseção seguinte.

**Figura 2: Gráficos das FRI – resposta e resposta acumulada do componente comum ao choque de política monetária, modelo VARbr.**



#### 4.3.2 VAR região-específicos

Na subseção anterior confirmou-se um dos achados sobre efeitos da política monetária brasileira para suas regiões, qual seja, o de que há impacto no produto regional. Esse impacto foi medido a partir do componente do produto comum a todas as regiões, seguindo Kouparitsas (2001) e Telles e Miranda (2006). Deve-se então avaliar o que ocorre com o componente de cada região que não lhes é comum.

Duas abordagens foram utilizadas para verificar o comportamento dos produtos regionais, a primeira em linha com o adotado na maioria dos estudos revisados, ou seja, o VAR de cada região é composto pelas *proxies* do produto regional, inflação, câmbio e taxa de juros, ignorando-se a possibilidade de decomposição do produto. Nessa forma, espera-se observar assimetria dos efeitos da política monetária nos produtos regionais, em consonância com estudos semelhantes. Na segunda abordagem, adota-se a decomposição dos produtos regionais em componente comum e idiossincrático, esse correspondente ao termo  $x_{it}$  de [4.1], de forma que cada VAR região-específico contém cinco variáveis endógenas: componente comum, inflação, câmbio, juros e componente idiossincrático. No caso de se encontrar resultados semelhantes ao de Kouparitsas (2001) para os Estados Unidos, a resposta a choques de política monetária será significativa no componente comum e não significativa nos componentes idiossincráticos, indicando simetria dessa política. Acrescente-se que o componente idiossincrático foi incluído como última variável no ordenamento para decomposição de Cholesky, cujo significado é que não afeta contemporaneamente as demais variáveis, mas é afetado por elas. Contudo, outra ordenação poderia ser escolhida sem afetar os resultados, pois a correlação entre os resíduos é baixa. Reforça este argumento a constatação de que as funções resposta ao impulso generalizadas, conforme propostas por Pesaran e Shin (1998), apresentam comportamento similar ao do ordenamento escolhido pela decomposição de Cholesky.

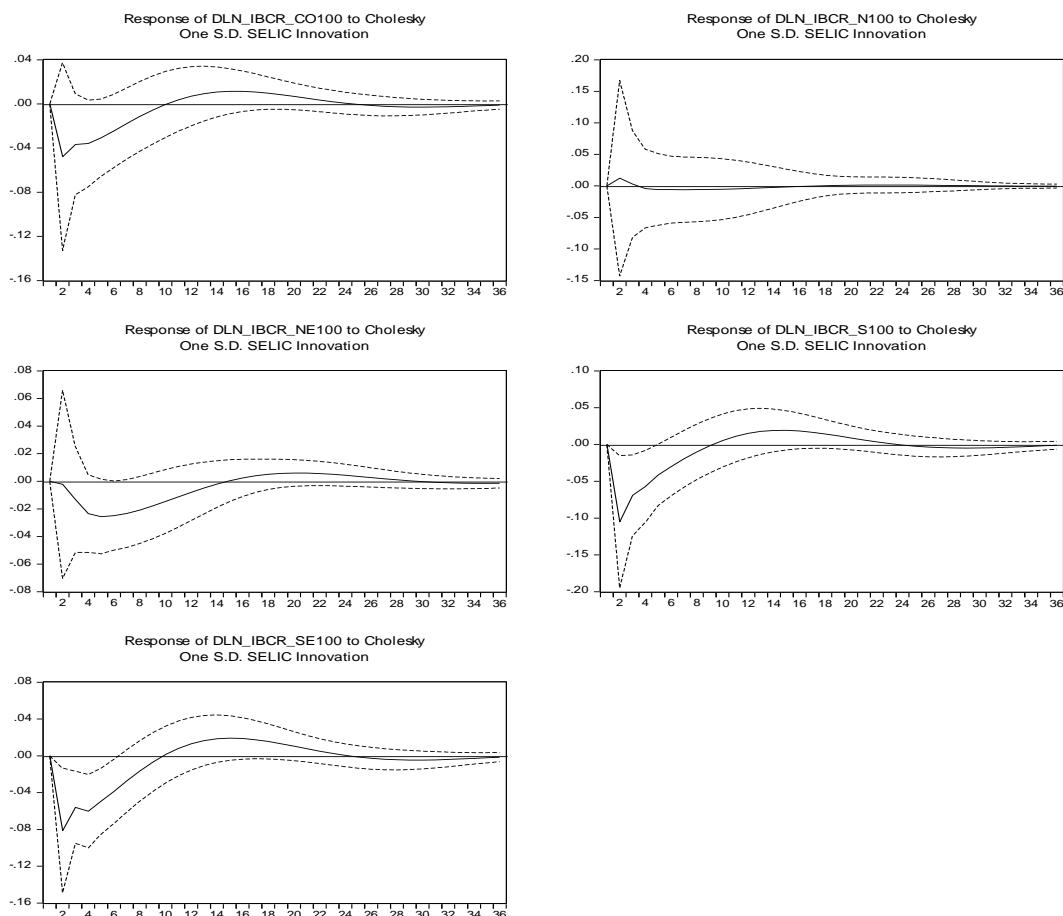
Iniciaram-se as estimativas observando-se os graus de defasagem indicados pelos critérios de informação de Akaike e Schwarz, e, se divergentes, iniciou-se pelo mais parcimonioso. Quando o ordenamento escolhido resultava em modelo com presença de correlação serial pelo teste de Breusch-Godfrey, aumentou-se a ordem até que ela fosse eliminada, o que foi necessário apenas para o modelo da região Sul. Assim como no modelo VARbr, os testes nos resíduos indicaram rejeição da hipótese de

normalidade. No mesmo sentido, inicialmente apresentaram-se heterocedásticos, o que foi resolvido na maioria dos modelos com a inclusão de *dummies*<sup>14</sup>.

Os resultados de interesse apresentaram-se conforme o esperado. Quando nas estimativas não se considerou a decomposição dos produtos regionais em componente comum e idiossincrático (Figura 3), observou-se assimetria nos efeitos da política monetária: as respostas das regiões Norte, Nordeste e Centro-oeste apresentaram-se não significativamente diferentes de zero, enquanto que as das regiões Sul e Sudeste indicaram significância. Resultado em linha com a maioria dos estudos revisados na seção 2.

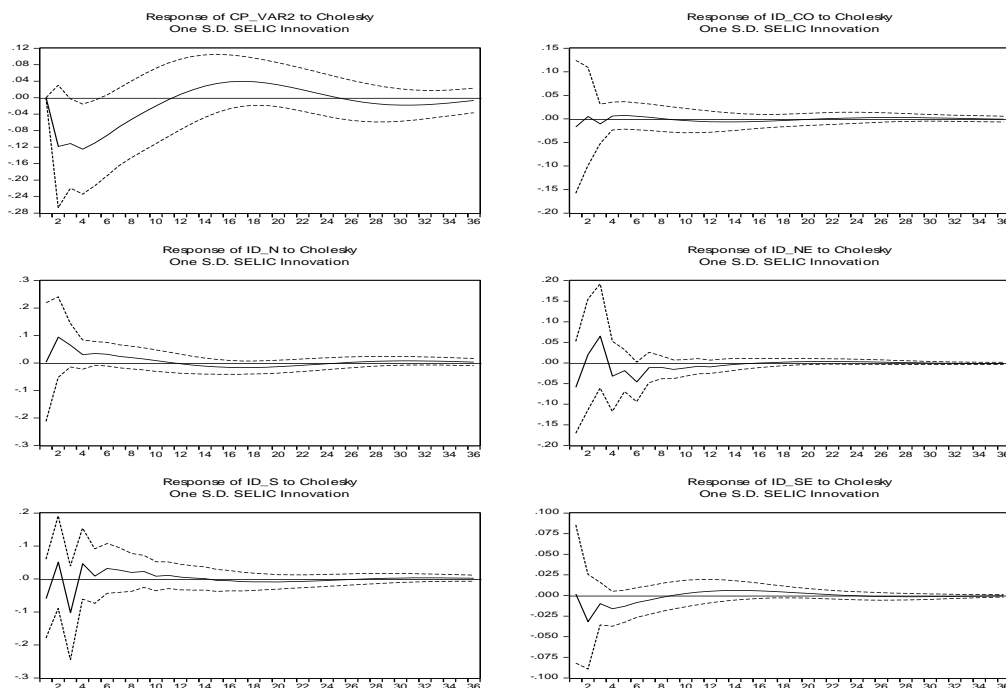
Entretanto, quando se usa a abordagem sugerida por Kouparitsas (2001), observa-se que é o componente comum às regiões que responde a choques de política monetária, enquanto que os componentes idiossincráticos apresentam respostas não significativamente diferentes de zero, independentemente se o intervalo de confiança for gerado analiticamente ou por simulação de Monte Carlo, bem como quando utilizadas as funções resposta ao impulso generalizadas (Figuras 4 a 6). Observa-se, de um lado, a significância da resposta do componente comum (*cp\_var2*) em resposta a um choque na taxa de juros (Selic), e, de outro, que as respostas dos componentes idiossincráticos (*id\_co*; *id\_n*; *id\_ne*; *id\_s* e *id\_se*) a choques nos juros (Selic) apresentaram-se não-significativamente diferentes de zero. Outro resultado esperado é a constatação de que os efeitos nos componentes idiossincráticos das regiões são significativamente diferentes de zero e se dissipam rapidamente em decorrência de choques neste próprio componente, conforme Figura 7.

**Figura 3: Gráficos das FRI – respostas dos produtos regionais a choques de política monetária**

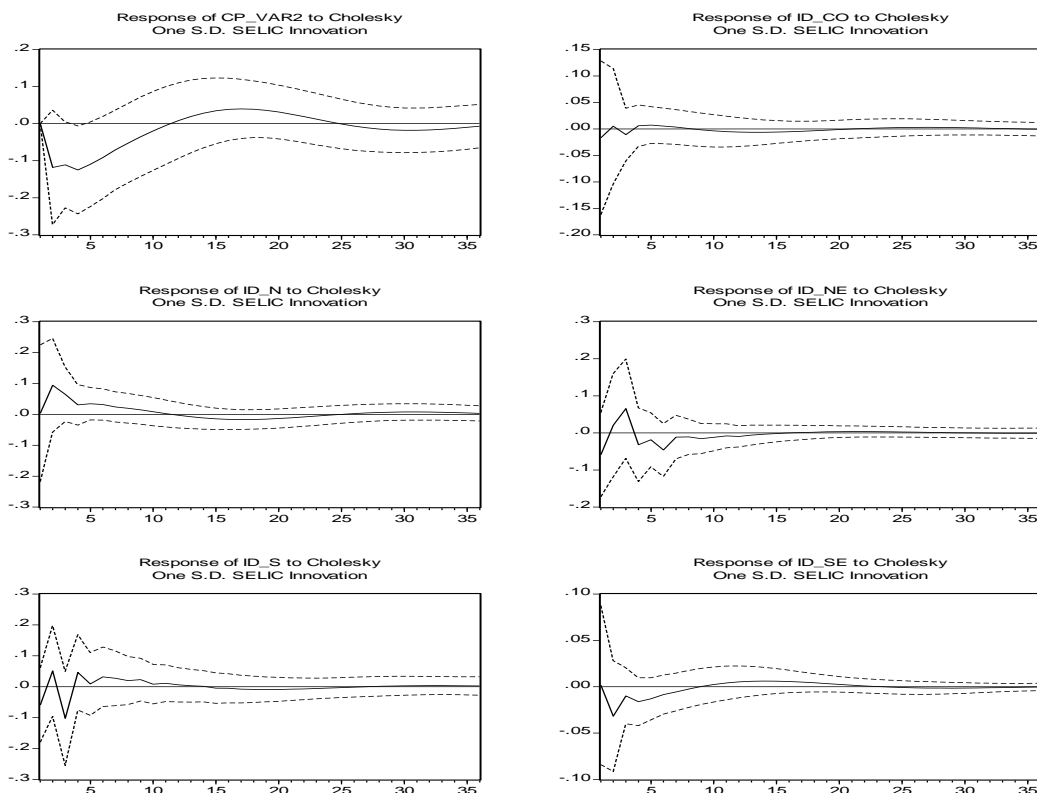


<sup>14</sup>*Dummies* referentes à crise interna no final de 2002 e início de 2003 e à crise financeira internacional no final de 2008.

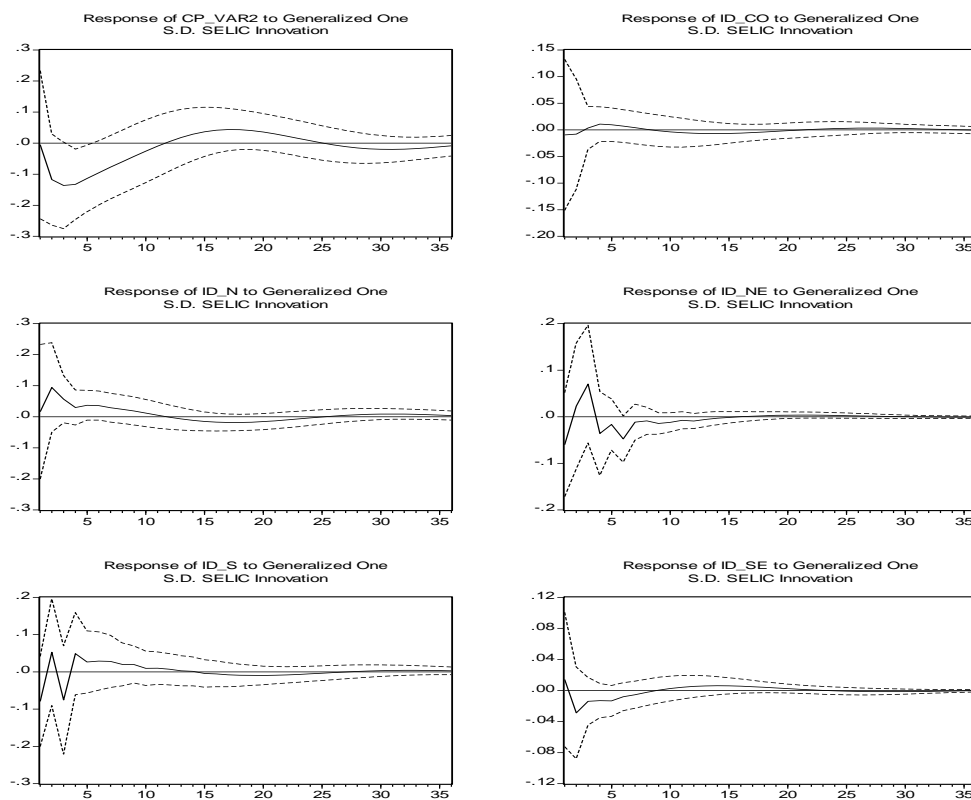
**Figura 4: Gráficos das FRI – respostas dos produtos regionais a choques de política monetária quando decompostos em componente comum e idiossincráticos (intervalo de confiança gerado analiticamente)**



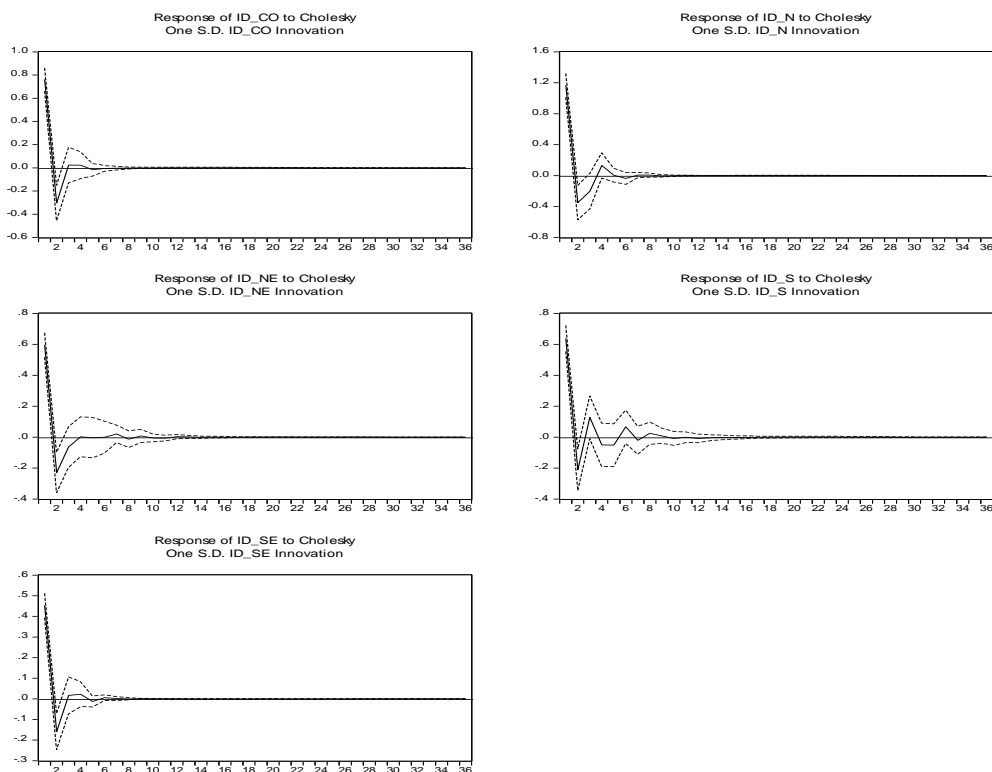
**Figura 5: Gráficos das FRI – respostas dos produtos regionais a choques de política monetária quando decompostos em componente comum e idiossincráticos (intervalo de confiança gerado por simulação de Monte Carlo; 10.000 repetições)**



**Figura 6: Gráficos das FRI generalizadas – respostas dos produtos regionais a choques de política monetária quando decompostos em componente comum e idiossincráticos**



**Figura 7: Gráficos das FRI – respostas dos componentes idiossincráticos de cada região a choques nesse próprio componente.**





## Conclusão

O presente estudo pretendeu contribuir para o debate contemporâneo sobre os efeitos da política monetária na atividade econômica das regiões que integram determinado país. A maior parte dos trabalhos revisados indica que esse impacto é assimétrico, ou seja, as regiões apresentam em geral comportamento diverso em resposta a um choque na política monetária.

Entretanto, Koupartitsas (2001), avaliando dados da economia dos Estados Unidos, e Ishi (2008) e o Banco Central do Brasil (2011), pesquisando sobre a economia brasileira, encontraram indícios de simetria dos efeitos desta política. A mudança de perspectiva proposta por Kouparitsas (2001) para avaliar os efeitos de política monetária regional é animadora, pois perceber o produto regional como formado por dois componentes não-observados, sendo um deles comum a todas as regiões, facilita a compreensão de que, mesmo com características diversas, as regiões podem produzir respostas simétricas à política monetária. A estratégia desse autor de combinar a técnica de vetores autorregressivos (VAR) com a de análise de componentes principais (ACP) foi adotada no presente estudo.

Primeiramente analisou-se o comportamento do componente comum à atividade econômica das cinco grandes regiões brasileiras mediante obtenção das funções de resposta ao impulso (FRI) desse componente a choques diversos. As FRI resultantes apresentaram comportamento similar ao relatado na literatura revisada: a relevância do impacto do setor externo nos preços internos, medido pelo choque cambial; a resposta da política monetária a choques inflacionários; e a significância da política monetária no produto real da economia. No mesmo sentido, no que se refere à resposta do componente comum a um choque de política monetária, observa-se o relatado na literatura: efeito defasado, significativamente diferente de zero, em forma de corcunda e que se dissipa ao longo do tempo. Portanto, duas constatações importantes: 1) a política monetária brasileira afeta o produto real, sendo que este impacto pode ser medido por um componente comum ao produto de cada região, pois representativo do produto nacional; 2) ao afetar o componente comum a todas as regiões, a política monetária apresenta indícios de simetria.

Em seguida, verificou-se o que ocorre nos componentes região-específicos quando submetidos a choques de política monetária. Duas abordagens foram utilizadas: na primeira, em linha com o adotado na maioria dos estudos revisados, o VAR de cada região é composto pelas *proxies* do produto regional, inflação, câmbio e taxa de juros, ignorando-se a possibilidade de decomposição do produto; na segunda abordagem adotou-se a decomposição dos produtos regionais em componente comum e idiossincrático, de forma que cada VAR região-específico contém cinco variáveis endógenas: componente comum, inflação, câmbio, juros e componente idiossincrático. Os resultados de interesse apresentaram-se conforme o esperado. Quando nas estimativas não se considerou a decomposição dos produtos regionais em componente comum e idiossincrático, observou-se assimetria nos efeitos da política monetária: as respostas das regiões Norte, Nordeste e Centro-oeste apresentaram-se não significativamente diferentes de zero, enquanto que as das regiões Sul e Sudeste indicaram significância. Entretanto, quando se usa a abordagem sugerida por Kouparitsas (2001), observa-se que é o componente comum às regiões que responde a choques de política monetária, enquanto que os componentes idiossincráticos apresentam respostas não significativamente diferentes de zero.

Portanto, ao perceber a atividade econômica de cada região do Brasil como tendo um componente comum que responde à política monetária e componentes região-específicos que não respondem a ela, os resultados obtidos no presente estudo permitem *não rejeitar a hipótese de que os efeitos da política monetária brasileira sobre a atividade econômica das cinco grandes regiões que integram o país são simétricos*.

Assim, pode-se argumentar que a política monetária atualmente em curso afeta a atividade econômica das regiões brasileiras de maneira uniforme, dispensando medidas compensatórias. Por outro lado, é relevante mencionar que tal conclusão decorre de um exercício econométrico passível de aprimoramento. Neste sentido, o tema pode ser abordado a partir de tratamento diverso nas variáveis que integram os modelos, como outras medidas de atividade econômica regional ou ainda técnicas alternativas para extração de componente comum. Adicionalmente, podem-se considerar outras abordagens teóricas para identificação dos choques de política monetária.

## Referências

- ALESINA, A.; BARRO, R.; TENREYRO, S. Optimal currency areas. **NBER Working Paper**, Cambridge, n. 9072, July, 2002.
- ARAGÓN, E. K. S. B.; PORTUGAL, M. S. Asymmetric effects of monetary policy in Brazil. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 39, n. 2, p. 277-300, abr-jun. 2009.
- ARAÚJO Jr., E. A. Medindo o impacto regional da política monetária brasileira: uma comparação entre as regiões nordeste e sul. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 35, n. 3, p. 356-393, jul-set. 2004.
- ARQUETE, L.; JAYME Jr., F. **Política monetária, preços e produto no Brasil (1994-2002)**: uma aplicação de vetores auto-regressivos. Trabalho apresentado no XXXI Encontro ANPEC, Porto Seguro, 2003.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. Distribuição regional dos programas sociais do governo federal. **Boletim Regional**, Brasília, DF, v. 4, n. 1, p. 93-99, jan. 2010a.
- \_\_\_\_\_. Índice de atividade econômica regional do Rio Grande do Sul (IBCR-RS). **Boletim Regional**, Brasília, DF, v. 3, n. 1, p. 95-97, jan. 2009.
- \_\_\_\_\_. Índice de atividade econômica do Banco Central (IBC-Br), **Relatório de Inflação**, Brasília, DF, v. 12, n. 1, p. 24-28, mar. 2010b.
- \_\_\_\_\_. Hiato do produto – estimações recentes, **Relatório de Inflação**, Brasília, DF, v. 13, n. 1, p. 104-106, mar. 2011b.
- \_\_\_\_\_. Sincronização dos ciclos econômicos regionais, **Boletim Regional**, Brasília, DF, v. 5, n. 1, p. 88-93, jan. 2011a.
- BERNANKE, B. S.; GERTLER, M. Inside the black box: the credit channel of monetary policy transmission. **Journal of Economic Perspectives**, v. 9, n. 4, p. 27-48, fall 1995.
- BERTANHA, M.; HADDAD, E. A. Efeitos regionais da política monetária no Brasil: impactos e transbordamentos espaciais. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 62, n. 1, p. 3-29, jan-mar. 2008.
- CARLINO, G.A.; DeFINA, R. The differential regional effects of monetary policy: evidence from the U.S. states. **Federal Reserve Bank of Philadelphia Working Paper**, Philadelphia, n. 97-12/R, mar. 1998.
- CÉSPEDES, B. J. V.; LIMA, E.; MAKKA, A. Monetary policy, inflation and the level of economic activity in Brazil after the Real Plan: stylized facts from SVAR models. **Texto para Discussão IPEA**, Rio de Janeiro, n. 1101, jun. 2005.
- CHAUVET, M. The brazilian business and growth cycles. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 56, n. 1, p. 75-106, jan-mar. 2002.
- CHRISTIANO, L.J.; EICHENBAUM, M. Unit roots in real GNP: do we know, and do we care? **NBER Working Paper**, Cambridge, n. 3130, oct. 1989.
- CHRISTIANO, L.J.; EICHENBAUM, M.; EVANS, C.L. Monetary policy shocks: what have we learned and to what end? In TAYLOR, J. B.; WOODFORD, M. (Ed.). **Handbook of Macroeconomics**. Amsterdam: Elsevier, 1999. p. 65-148.
- COMMANDEUR, J.J.F.; KOOPMAN, S.J. **An introduction to state space time series**. Oxford: Oxford University Press, 2007.
- ENDERS, W. **Applied econometric time series**. New York: Wiley, 2004.
- FRANKEL, J.; ROSE, A. The endogeneity of the optimum currency area criteria. **The Economic Journal**, n. 108, p. 1009-1025, 1998.
- HAMILTON, J. D. A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. **Econometrica**, v. 57, n. 2, p. 357-384, 1989.
- HAMILTON, J. D. **Time series analysis**. Princeton: Princeton University Press, 1994.
- ISHII, K.S. **Área monetária ótima para o Brasil: análise das diferenças regionais**. 2008. Tese (Doutorado em Economia) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2008.
- JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of Economic Dynamic and Control**, v. 12, p. 231-54, jun-sep. 1988.

- KENEN, P. B. The theory of optimum currency areas: an eclectic view. In MUNDELL, R.; SWOBODA, A. (Ed.). **Monetary Problems of International Economy**. Chicago: University of Chicago Press, 1969. p. 41–60.
- KOUPARITSAS, M.A. Is the United States an optimum currency area? An empirical analysis of regional business cycles. **Federal Reserve Bank of Chicago Working Paper**, Chicago, n. 2001-22, dec. 2001.
- McKINNON, R. Optimum currency areas. **American Economic Review**, v. 53, p. 717-725, sep. 1963.
- MELTZER, A. H. Monetary, credit (and other) transmission processes: a monetarist perspective. **The Journal of Economic Perspectives**, v. 9 n. 4, p. 49-72, fall 1995.
- MINELLA, A. Monetary policy and inflation in Brazil (1975-2000): a VAR estimation. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 57, n. 3, p. 605-635, jul-set. 2003.
- MINELLA, A.; SOUZA-SOBRINHO, N.F. Monetary channels in Brazil through the lens of a semi-structural model. **Banco Central do Brasil Working Paper**, Brasília, DF, n. 181, abr. 2009.
- MISHKIN, F. S. Symposium on the monetary transmission mechanism. **The Journal of Economic Perspectives**, v. 9 n. 4., fall 1995.
- MUNDELL, R. A. A theory of optimum currency areas. **American Economic Review**, v. 51, p. 509-517, nov. 1961.
- OBSTFELD, M.; ROGOFF, K. The mirage of fixed exchange rates. **The Journal of Economic Perspectives**, v. 9, n. 4, fall 1995.
- PESARAN, M. H.; SHIN, Y. Generalized impulse response analysis in linear multivariate models. **Economics Letters**, v. 58, n. 1, p. 17-29, 1998.
- ROCHA, R. M.; SILVA, M. E. A.; GOMES, S. M. F. P. O. Por que os estados brasileiros têm reações assimétricas a choques na política monetária? **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 65, n. 4, p. 413-441, out-dez. 2011.
- ROSE, A.; ENGEL, C. Currency unions and international integration. **NBER Working Paper**, Cambridge, n. 7872, sep. 2000.
- ROSE, A. K. One money one market: estimating the effect of common currencies on trade. **Economic Policy**, n. 15-30, p. 7-46, feb. 2000.
- SALES, A. S.; TANNURI-PIANTO, M. Identification of monetary policy shocks in the brazilian market for bank reserves. **Banco Central do Brasil Working Paper**, Brasília, DF, n. 154, dez. 2007.
- SILVA, F.F.; AFONSO, M.A.C.; RODRÍGUEZ-FUENTES, C.J. Limitações teóricas da literatura convencional sobre impactos regionais de política monetária, **Texto para Discussão Cedeplar**, Belo Horizonte, n. 381. jun. 2010.
- SIMS, C. A. Macroeconomics and reality. **Econometrica**, v. 48, n. 1, p. 1-48, jan. 1980.
- SIMS, C. A.; STOCK, H. J.; WATSON, M. W. Inference in linear time series models with some unit roots. **Econometrica**, v. 58, n. 1, p. 113-144, jan. 1990.
- TAYLOR, J. B. The monetary transmission mechanism: an empirical framework. **The Journal of Economic Perspectives**, vol. 9 n. 4, fall 1995.
- TELES, V.K.; MIRANDA, M.C. Política monetária e ciclos regionais no Brasil: uma investigação das condições para uma área monetária ótima. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 36, n. 2, p. 263-291, abr-jun 2006.
- TOMAZZIA, E. C.; MEURER, R. O mecanismo de transmissão da política monetária no Brasil: uma análise em VAR por setor industrial. **Economia Aplicada**, v. 13, n. 4, p. 371-398, ago. 2009.
- VASCONCELOS, M.R.; FONSECA, M.W. **Política monetária no Brasil: mecanismos de transmissão e impactos diferenciados nas regiões e estados da federação**. Trabalho apresentado no VII Encontro Regional de Economia ANPEC-Nordeste, Fortaleza, 2002.

## Apêndice –Dados utilizados

Variável	Descrição	Fonte
IPCA	Índice de preço que mede a inflação brasileira ao consumidor. Utilizado para verificar o cumprimento da meta de inflação.	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística.
dln_ipca100	$=[\ln \text{IPCA} - \ln \text{IPCA}(-1)]*100$	–
SELIC	Taxa de juros em pontos de porcentagem com base anual. Reflexo dos títulos mais negociados da dívida pública no Sistema Especial de Liquidação e Custódia. Considerada a taxa básica de juros do Brasil.	Banco Central do Brasil (BCB), série 4189.
USD	Taxa média mensal de compra de câmbio entre o Real e Dólar dos Estados Unidos.	BCB, série 3697.
dln_usd100	$=[\ln \text{USD} - \ln \text{USD}(-1)]*100$	–
IBC-br	Indicador <i>proxy</i> da atividade econômica do Brasil, com forte aderência ao PIB. Índice mensal base 2003=100. Com ajuste sazonal.	BCB, série 17632.
IBCR-CO	Indicador <i>proxy</i> da atividade econômica da região Centro-Oeste, com forte aderência ao PIB . Índice mensal base 2002=100. Com ajuste sazonal.	BCB, série 17720.
IBCR-N	Indicador <i>proxy</i> da atividade econômica da região Norte, com forte aderência ao PIB . Índice mensal base 2002=100. Com ajuste sazonal.	BCB, série 17756.
IBCR-NE	Indicador <i>proxy</i> da atividade econômica da região Nordeste, com forte aderência ao PIB. Índice mensal base 2002=100. Com ajuste sazonal.	BCB,série 17751.
IBCR-S	Indicador <i>proxy</i> da atividade econômica da região Sul, com forte aderência ao PIB . Índice mensal base 2002=100. Com ajuste sazonal.	BCB,série 17740.
IBCR-SE	Indicador <i>proxy</i> da atividade econômica da região Sudeste, com forte aderência ao PIB . Índice mensal base 2002=100. Com ajuste sazonal.	BCB, série 17754.
dln_ibcr_co100	$=[\ln \text{IBCR-CO} - \ln \text{IBCR-CO}(-1)]*100$	–
dln_ibcr_n100	$=[\ln \text{IBCR-N} - \ln \text{IBCR-N}(-1)]*100$	–
dln_ibcr_ne100	$=[\ln \text{IBCR-NE} - \ln \text{IBCR-NE}(-1)]*100$	–
dln_ibcr_s100	$=[\ln \text{IBCR-S} - \ln \text{IBCR-S}(-1)]*100$	–
dln_ibcr_se100	$=[\ln \text{IBCR-SE} - \ln \text{IBCR-SE}(-1)]*100$	–
cp_var2	Componente principal (primeiro componente) extraído dos IBCR regionais	Obtido pelo método de Análise de Componentes Principais.
id_co	$= x_{it}$ da equação [4.1] para $i = \text{Centro-oeste}$	–
id_n	$= x_{it}$ da equação [4.1] para $i = \text{Norte}$	–
id_ne	$= x_{it}$ da equação [4.1] para $i = \text{Nordeste}$	–
id_s	$= x_{it}$ da equação [4.1] para $i = \text{Sul}$	–
id_se	$= x_{it}$ da equação [4.1] para $i = \text{Sudeste}$	–