

**UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL  
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA**

**RAFAEL ROCKENBACH DA SILVA GUIMARÃES**

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

**Porto Alegre**

**2012**

**RAFAEL ROCKENBACH DA SILVA GUIMARÃES**

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

Dissertação submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS, como quesito parcial para obtenção do título de Mestre em Economia, ênfase em Economia do Desenvolvimento.

Orientador: Prof. Dr. Sérgio Marley Modesto Monteiro

**Porto Alegre**

**2012**

DADOS INTERNACIONAIS DE CATALOGAÇÃO NA PUBLICAÇÃO (CIP)

Responsável: Biblioteca Gládis Wiebelling do Amaral, Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS

G963p Guimarães, Rafael Rockenbach da Silva  
Política monetária e produto regional no Brasil (2002-2011) / Rafael Rockenbach da  
Silva Guimarães. – Porto Alegre, 2012.  
71 f. : il.

Orientador: Sérgio Marley Modesto Monteiro.

Ênfase em Economia do Desenvolvimento.

Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade Federal do Rio Grande do Sul,  
Faculdade de Ciências Econômicas, Programa de Pós-Graduação em Economia, Porto  
Alegre, 2012.

1. Política monetária : Brasil. 2. Desenvolvimento econômico. 3. Economia regional.  
I. Monteiro, Sérgio Marley Modesto. II. Universidade Federal do Rio Grande do Sul.  
Faculdade de Ciências Econômicas. Programa de Pós-Graduação em Economia. III.  
Título.

CDU 336.74.02

**RAFAEL ROCKENBACH DA SILVA GUIMARÃES**

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

Dissertação submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS, como quesito parcial para obtenção do título de Mestre em Economia, ênfase em Economia do Desenvolvimento.

Aprovada em: Porto Alegre, 29 de junho de 2012.

---

Prof. Dr. Sérgio Marley Modesto Monteiro  
PPGE/UFRGS

---

Prof. Dr. André Moreira Cunha  
PPGE/UFRGS

---

Prof. Dr. Eurilton Alves Araújo Júnior  
FUCAPE Business School

---

Prof. Dr. Nelson Seixas dos Santos  
PPGE/UFRGS

## **AGRADECIMENTOS**

Esta pesquisa foi pensada inicialmente em conjunto com Vera Maria Schneider, servidora do Banco Central do Brasil, chefe da equipe de pesquisa econômica da qual sou integrante, e cujo foco principal é a pesquisa sobre aspectos econômicos regionais do Brasil. Na academia, encontrei no Prof. Dr. Sérgio Marley Modesto Monteiro orientação e suporte técnico para realizar o trabalho. Aos dois, sou muito grato.

Agradeço também às duas instituições que tornaram possível a realização desse projeto: Banco Central do Brasil (BCB) e Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS). No BCB, pelo seu excelente programa de incentivo à pós-graduação. Na UFRGS, encontrei excelência no corpo docente e também no discente, contribuindo para meu aprendizado e construção desse projeto.

Por fim, à esposa, filhos, demais familiares e amigos pelo apoio e por compreenderem que nesse período nos tornamos menos disponíveis do que o habitual.

*Economic growth, being a summary measure of all the activities of an entire society, necessarily depends, in some way, on everything that goes on in a society. Societies differ in many easily observed ways, and it is easy to identify various economic and cultural peculiarities and imagine that they are keys to growth performance. For this, as Jacobs (1984) rightly observes, we do not need economic theory: "Perceptive tourists will do as well". The role of theory is not to catalogue the obvious, but to help us to sort out effects that are crucial, quantitatively, from those that can be set aside.*

Robert E. Lucas (1988, p. 30)

## 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, representando a simetria desse efeito. 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. Results indicate symmetry of the effects of monetary policy in regional outputs since the common component responds to monetary policy as expected, representing the symmetry of this effect. 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.



## LISTA DE FIGURAS

Figura 1. Visualização gráfica dos dados na forma estacionária.....	46
Figura 2. Gráficos das FRI do modelo VARbr.....	55
Figura 3. Gráficos das FRI – resposta e resposta acumulada do componente comum ao choque de política monetária, modelo VARbr.....	57
Figura 4. Gráficos das FRI – respostas dos produtos regionais a choques de política monetária.....	60
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 analiticamente).....	60
Figura 6. 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).....	61
Figura 7. Gráficos das FRI generalizadas – respostas dos produtos regionais a choques de política monetária quando decompostos em componente comum e idiossincráticos.....	61
Figura 8. Gráficos das FRI – respostas dos componentes idiossincráticos de cada região a choques nesse próprio componente.....	62

## LISTA DE TABELAS

Tabela 1. Resumo dos modelos revisados.....	39
Tabela 2. Regressão por MQO do componente principal contra os IBCRs.....	52
Tabela 3. Resultados dos testes ADF e KPSS.....	52
Tabela 4. Testes para identificação e especificação dos modelos.....	54
Tabela 5. Análise de Componentes Principais.....	55

## SUMÁRIO

<b>1 Introdução.....</b>	<b>10</b>
<b>2 Área monetária ótima e canais de transmissão da política monetária.....</b>	<b>13</b>
2.1 Área monetária ótima.....	13
2.2 Canais de transmissão da política monetária.....	18
2.2.1 Canal da taxa de juros.....	19
2.2.2 Canal da taxa de câmbio.....	19
2.2.3 Preços de outros ativos.....	20
2.2.4 Canal do crédito.....	20
<b>3 Reflexos da política monetária nos agregados macroeconômicos.....</b>	<b>27</b>
3.1 Medindo os efeitos de política monetária.....	27
3.2 Fatos estilizados da economia brasileira.....	30
3.3 Efeitos regionais de política monetária relatados na literatura.....	33
<b>4 Impacto da política monetária brasileira no produto regional.....</b>	<b>39</b>
4.1 Metodologia.....	39
4.1.1 Vetores autorregressivos (VAR).....	39
4.1.2 Função resposta ao impulso (FRI).....	42
4.1.3 Dados.....	45
4.1.3.1 Índices de atividade econômica do Banco Central do Brasil.....	46
4.1.3.2 Inflação, câmbio e juros.....	47
4.2 Estimação.....	48
4.2.1 Decomposição das variáveis <i>proxy</i> da atividade econômica.....	48
4.2.2 Teste para detectar presença de raiz unitária.....	50
4.3 Resultados.....	51
4.3.1 VAR Brasil (VARbr).....	52
4.3.2 VAR região-específicos.....	58
<b>5 Conclusão.....</b>	<b>63</b>
<b>Referências.....</b>	<b>65</b>
<b>APÊNDICE – Tabelas A.1 e A.2.....</b>	<b>70</b>

## 1 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 esses efeitos. A principal corrente teórica que trata desse 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), especialmente em países de extensa área geográfica como o Brasil, indicando a necessidade de verificar os efeitos da política monetária única sob seu domínio, 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. Bernanke e Gertler (1995) discorrem principalmente sobre a transmissão via canal de crédito dando ênfase a 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. Conforme 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 – clássica, keynesiana, monetarista, neokeynesiana, neoclássica – impulsos monetários produzem efeitos reais pelo menos temporários. Por fim, os resultados encontrados nos estudos empíricos indicam relevância desses diversos mecanismos de transmissão, ainda que em alguns casos a mensuração seja complexa, como a do canal de crédito.

Nesse contexto, 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*. Na literatura, os resultados obtidos geralmente indicam que os efeitos regionais resultantes dessa política 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, e, assim, não rejeitou a hipótese de que os efeitos são simétricos.

Assim, são verificados os efeitos da política monetária brasileira na atividade econômica de suas regiões utilizando-se dessas duas abordagens principais, quais sejam: sem a decomposição do produto e decompondo-se o produto regional de forma similar a Kouparitsas (2001). Espera-se encontrar assimetria no primeiro caso e simetria no segundo, em acordo com a literatura.

Utilizou-se vetores autorregressivos (VAR), técnica amplamente adotada após artigo seminal de Sims (1980), para verificar o comportamento de variáveis macroeconômicas em resposta a choques de política monetária e, dessa forma, medir o impacto dessa política. Dos 21 artigos revisados, em 19 essa técnica foi adotada. Complementarmente, na estratégia em que se decompõe o 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 essas séries 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 importância dessa verificação está em que uma vez aceita a representatividade do componente comum, pode-se, de um lado, verificar os impactos da política monetária sobre o mesmo e, de outro, definir as séries que representem o componente idiossincrático de cada região do país, que, basicamente, é a diferença entre o produto regional e o componente comum. 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 três capítulos, além da introdução e da conclusão. No capítulo 2 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. No capítulo 3 prossegue-se com uma revisão dos resultados empíricos relatados na literatura sobre os efeitos da política monetária nos agregados macroeconômicos, enfatizando o impacto na atividade econômica. No capítulo 4 apresenta-se 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.

## 2 Área monetária ótima e canais de transmissão da política monetária

Nesse capítulo são introduzidas as teorias que servem de referência ao objeto de estudo, à definição dos pressupostos e fornecem suporte para a interpretação dos resultados. Inicia-se com uma revisão da *Teoria da Área Monetária Ótima*, para compreensão de que a abrangência adequada de uma moeda, ou de uma política monetária, não necessariamente coincide com a fronteira de um país; para em seguida discorrer sobre os *canais de transmissão de política monetária*, de forma a validar a escolha das variáveis que integram os modelos utilizados para medir os efeitos da política monetária brasileira, bem como auxiliar na posterior interpretação dos resultados.

### 2.1 Área Monetária Ótima

*What is the appropriate domain of a currency area?*

Mundell (1961, p.509)

*[...] although OCA<sup>1</sup> has dominated the analysis of currency domains, the empirical support for the theory is weak.*

Pomfret (2005, p.871)

*[...] what other analytic framework did economists have for basing empirical judgments about the economic benefits and costs of monetary integration?*

Kenen (2010, p.74)

---

<sup>1</sup> *Optimum Currency Area.*

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 desses 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 referidas 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. Por exemplo, se a moeda de um país deveria flutuar contra todas as demais ou permanecer atrelada à moeda forte que mais influenciasse sua região, ou ainda, no caso de uma união monetária, se as moedas de seus integrantes deveriam flutuar entre si ou se deveriam preferir atuar como uma área monetária única. 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. Reconheceu que pareceria ser uma questão puramente acadêmica à primeira vista, pois pouco plausível acreditar que países abandonariam suas moedas nacionais em favor de qualquer outro arranjo institucional. Como contraponto, ofereceu três argumentos: i) certas regiões do mundo estavam passando por processos de integração e desintegração econômica, novas experiências estavam sendo realizadas, e a concepção do que se constitui uma OCA poderia esclarecer o significado dessas experiências; ii) países que experimentaram taxas de câmbio flutuantes enfrentaram problemas particulares que essa abordagem poderia explicar caso sua área monetária nacional não coincidissem com uma OCA; e iii) essa ideia poderia elucidar certas funções da moeda tratadas inadequadamente na literatura e por vezes negligenciadas na consideração de problemas de política econômica. Ponderava que os extremos provavelmente não são áreas monetárias ótimas, pois de um lado seria necessária uma moeda para cada tipo de mercadoria transacionada, retornando-se ao escambo, e de outro teríamos que acreditar



que o mundo é uma área monetária ótima de forma que uma única moeda seria suficiente, algo não razoável, segundo o autor. Finalmente, 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 componente 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). Esse artigo seminal 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. O autor ressalta que, por isso, a ideia de ótimo se torna complexa e de difícil quantificação, e sua análise, que assume não ser um modelo completo, é direcionada para a razão entre bens comercializáveis e não comercializáveis<sup>2</sup>, supondo, por simplificação, que todos os bens possam ser classificados em uma dessas categorias (p. 717). 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,

---

<sup>2</sup> McKinnon apresenta a seguinte definição de bens comercializáveis: “(1) exportables, which are those goods produced domestically and, in part, exported; (2) importables, which are both produced domestically and imported.” (pp. 717-8).

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 nesses 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. Reconhecem que há diversas condições econômicas necessárias para um país aderir a uma união monetária, mas dão destaque à intensidade do comércio direto com os outros membros potenciais bem como à correlação do ciclo de negócios doméstico com os desses países. Ressaltam, entretanto, que ambos os critérios são endógenos. Essa perspectiva, bastante razoável do ponto de vista lógico, explicitou uma das dificuldades para verificação empírica dos efeitos de uma integração monetária, pois sujeitas à “crítica de Lucas”<sup>3</sup>, ou seja, tanto adotar medidas para constituir uma integração econômica pode implicar em melhor sincronia dos ciclos de negócios quanto adotar medidas para sincronizar os ciclos de negócios pode resultar em indicadores que respaldem critérios favoráveis à integração econômica. Adicionalmente, os autores apontam estudos que indicam que a integração monetária pode também reduzir a sincronia dos ciclos de negócios caso algum membro opte por concentrar sua atividade produtiva em decorrência de vantagens comparativas. 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 (2000) afirma que há muitos estudos sobre custos macroeconômicos de uniões monetárias, mas pouco sobre benefícios microeconômicos, por isso dedica-se a

---

<sup>3</sup> Lucas (1976): "Given that the structure of an econometric model consists of optimal decision rules of economic agents, and that optimal decision rules vary systematically with changes in the structure of series relevant to the decision maker, it follows that any change in policy will systematically alter the structure of econometric models" (p.41).

estudar os efeitos do comércio entre países. Conclui que dois países que utilizam a mesma moeda transacionam em geral três vezes mais entre si do que com os demais, indicando que uniões monetárias aumentariam o comércio internacional, e, como consequência, haveria maior sincronia dos ciclos de negócios entre os países. Adicionalmente, observa que o efeito da volatilidade das taxas de câmbio é menos relevante, pois enquanto o comércio internacional apresentava crescimento contínuo desde a década de 1960, períodos de alta e baixa volatilidade cambial se alternaram, com relação causal menos significativa do que o observado em uma união monetária. 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>4</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.

Alesina, Barro e Tenreyro (2002) analisaram aspectos favoráveis e desfavoráveis para diferentes países adotarem ancoragem de suas moedas em dólar norte-americano, euro ou yen. Seu modelo incorpora dados de inflação, comércio e co-movimento de preços e de produtos. Obtiveram resultados que indicam haver áreas relativamente bem definidas de dominância do dólar e do euro, mas não do yen. Confirmaram as conclusões de Rose (2000) sobre elevação nos co-movimentos dos preços em decorrência da integração monetária, mas rejeitaram maior sincronia nos co-movimentos dos produtos.

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

---

<sup>4</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.

idênticos, explicitando a principal preocupação de um país membro: qual ciclo terá o maior peso na decisão da política monetária a ser adotada? 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), especialmente em países de extensa área geográfica como o Brasil, indicando a necessidade de verificar os efeitos da política monetária única sob seu domínio, ainda que se considere complexo adotar política monetária distinta por região.

## 2.2 Canais de transmissão da política monetária

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, parte por causa de déficits orçamentários elevados e persistentes, 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, mas, apesar de ferramenta poderosa, 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. Os artigos publicados no *Journal of Economic Perspectives* são relevantes para o entendimento dos modelos de transmissão de política monetária. Taylor (1995) analisa o canal da taxa de juros e da taxa de câmbio; Bernanke e Gertler (1995) abordam os canais da taxa de juros e do crédito; Obstfeld e Rogoff (1995) consideram a taxa de câmbio; e Meltzer (1995) discorre sobre o efeito dos preços de outros ativos. Mishkin (1995) apresenta esses mecanismos como segue.

### 2.2.1 Canal da taxa de juros

A transmissão da política monetária mediante o mecanismo da taxa de juros é abordada nos livros textos a partir do modelo keynesiano básico, e têm sido o mais ensinado em macroeconomia. A visão keynesiana tradicional de como uma contração monetária afeta a economia real pode ser assim caracterizada:

$$M \downarrow \rightarrow i \uparrow \rightarrow I \downarrow \rightarrow Y \downarrow \quad ,$$

onde  $M \downarrow$  indica uma política monetária contracionista que produz aumento na taxa real de juros ( $i \uparrow$ ), que aumenta o custo do capital e causa declínio no dispêndio com investimentos ( $I \downarrow$ ) levando à redução da demanda agregada e queda do produto ( $Y \downarrow$ ). Keynes enfatizou esse canal como resultante das decisões de investimento das empresas, mas pesquisas posteriores reconheceram que as decisões de dispêndio dos consumidores em imóveis e bens de consumo duráveis são também decisões de investimento.

### 2.2.2 Canal da taxa de câmbio

A maior internacionalização da economia e a adoção do regime de câmbio flutuante introduziu na condução da política monetária a atenção aos efeitos da taxa de câmbio nas exportações líquidas. Esse canal também envolve a taxa de juros, pois alterações nela afetam a taxa de câmbio, conforme o seguinte esquema:

$$M \downarrow \rightarrow i \uparrow \rightarrow E \uparrow \rightarrow NX \downarrow \rightarrow Y \downarrow \quad ,$$

ou seja, o aperto monetário que eleva as taxas de juros provoca apreciação da moeda doméstica ( $E \uparrow$ ), resultando em bens domésticos mais caros do que antes em relação aos bens do exterior, ocasionando queda nas exportações líquidas ( $NX \downarrow$ ) e no produto agregado ( $Y \downarrow$ ).

### 2.2.3 Preços de outros ativos

Uma crítica monetarista à visão keynesiana tradicional é a de que esta consideraria o preço (taxa de juros) de apenas um ativo (moeda), ou, como no modelo de Taylor, duas taxas de juros e uma taxa de câmbio, desconsiderando a relevante questão de que a política monetária afeta a economia de maneira mais ampla, incluindo os preços de outros ativos e a riqueza real. Uma possível representação dessa dinâmica seria:

$$M \downarrow \rightarrow P_e \downarrow \rightarrow q \downarrow \rightarrow I \downarrow \rightarrow Y \downarrow ,$$

de forma que uma contração monetária reduz a disponibilidade para dispêndios no mercado de capitais com impacto no valor das empresas ( $P_e \downarrow$ ), que implica em redução do  $q$  de Tobin<sup>5</sup>, levando à diminuição nos investimentos ( $I \downarrow$ ), que provocam queda no produto.

### 2.2.4 Canal do crédito

Adeptos da inclusão desse canal buscam responder à insatisfação sobre a modelagem tradicional dos efeitos da política monetária nos ativos de longo prazo em decorrência de alterações nas taxas de juros. Incorporam os problemas de agência observados nos mercados financeiros em decorrência de informação assimétrica e custos associados a cumprimento de contratos. Dois canais são introduzidos: *bank lending channel* e *balance-sheet channel*. Vários esquemas podem ser associados à incorporação desses fatores, desde um simples:

$$M \downarrow \rightarrow \text{depósitos bancários} \downarrow \rightarrow \text{empréstimos bancários} \downarrow \rightarrow I \downarrow \rightarrow Y \downarrow ,$$

---

<sup>5</sup> "Tobin's  $q$  theory provides a mechanism through which monetary policy affects the economy through its effects on the valuation of equities. Tobin defines  $q$  as the market value of firms divided by the replacement cost of capital. If  $q$  is high, the market price of firms is high relative to the replacement cost of capital, and new plant and equipment capital is cheap relative to the market value of business firms. Companies can then issue equity and get a high price for it relative to the cost of the plant and equipment they are buying. Thus investment spending will rise because firms can buy a lot of new investment goods with only a small issue of equity. On the other hand, when  $q$  is low, firms will not purchase new investment goods because the market value of firms is low relative to the cost of capital. If companies want to acquire capital when  $q$  is low, they can buy another firm cheaply and acquire old capital instead. Investment spending will be low" (MISHKIN, 1995, p. 6).

associado a operações de pequenas e médias empresas que não dispõem, em geral, de outras alternativas de captar recursos, de forma que uma contração na política monetária implica em seleção mais criteriosa na concessão de empréstimos para essas empresas, ou seja, leva os bancos a disponibilizar menos crédito com impacto no dispêndio em investimento e no produto. O esquema pode ser estendido para incorporar outras relações, como em:

$$M \downarrow \rightarrow P_e \downarrow \rightarrow \text{seleção adversa} \uparrow \ \& \ \text{risco moral} \uparrow \rightarrow \text{empréstimo} \downarrow \rightarrow I \downarrow \rightarrow Y \downarrow ,$$

ou seja, a política monetária contracionista causa queda no valor das empresas afetando os empréstimos, o dispêndio com investimentos e a demanda agregada por causa da intensificação dos problemas com seleção adversa e risco moral.

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. Estabelece, em seguida, que dará ênfase ao componente internacional, de forma que a taxa de câmbio assume papel chave no mecanismo de transmissão. Antes, porém, ressalta três aspectos que devem ser considerados: i) preço *versus* quantidade – geralmente o foco da análise está nos preços e não nas quantidades, ou seja, utilizam-se os juros básicos da economia, taxa de câmbio, preços dos títulos do governo, etc., no lugar de oferta monetária, crédito bancário ou quantidade de títulos. Reconhece que quantidades não são menos importantes do que preços ao se modelar os mercados financeiros, mas problemas de medida forçaram econométricos a se distanciar das quantidades e utilizar os preços, sendo poucas premissas suficientes para validar essa substituição; ii) qual preço? Para explicar o impacto da mudança da política monetária no produto real e na inflação, ou seja, modelar o mecanismo de transmissão monetária sob a ótica dos preços observados no mercado é necessário utilizar pelos menos três tipos de preços: taxas de câmbio e taxas de juros de curto e de longo prazo. Geralmente os pesquisadores concentram-se na taxa de câmbio bilateral entre os países de interesse, em uma taxa de juros de curto prazo, os *federal funds*, e numa de longo prazo, como os *bonds* de 10 anos, no caso dos Estados Unidos. O fato de as diversas taxas de juros existentes na economia apresentarem correlação elevada durante os ciclos econômicos valida essa conduta.

Ressalta que esse é um procedimento usual na análise econômica e cita como exemplo o adotado para estimar a curva de demanda de um produto qualquer, como o chá: *in practice, the price of a representative type of tea, or an average of several types, is used* (p. 13); iii) taxas de juros e de câmbio reais *versus* nominais – a relação entre taxas de juros nominais e reais é guiada por dois pressupostos assumidos na maioria dos modelos de preços de mercado: expectativas racionais e rigidez nos preços de bens e salários. Apesar de pela “Teoria das Expectativas Racionais” normalmente se considerar a perfeita flexibilidade nesses preços, os modelos empíricos de mecanismos de transmissão assumem rigidez temporária, de forma que os agentes racionais fazem previsões considerando a viscosidade dos preços no curto prazo. Portanto, um aumento na taxa nominal implicará em um aumento na taxa real de juros se a inflação esperada não se elevar na mesma magnitude. Devido ao ajuste lento nos preços dos bens, as expectativas sobre as mudanças nos preços no curto prazo também serão ajustadas lentamente, sob expectativas racionais. Assim, um aumento na taxa de juros nominal implica em mudança na taxa de juros real durante o período em que preços e expectativas estão se ajustando. A distinção entre taxa de câmbio real e nominal também é importante. Devido ao lento ajuste nos preços dos bens e salários, um aumento na taxa de câmbio nominal usualmente implica em aumento da taxa de câmbio real no curto prazo. No longo prazo, entretanto, a taxa de câmbio real converge para seu equilíbrio em decorrência de ajuste nos preços ou na taxa nominal.

O autor prossegue sua análise apresentando uma visão simplificada do mecanismo de transmissão monetária: supondo que a política monetária seja efetivada por meio de alteração na taxa nominal de juros de curto prazo, seguem-se efeitos nas taxas nominais de câmbio e de juros de longo prazo. Por causa da rigidez da economia, essas alterações nominais afetam as variáveis reais no curto prazo, cujo impacto pode ser percebido nas exportações líquidas, no consumo e investimento reais e, por consequência, do produto real. Após o curto prazo, contudo, os preços dos salários e bens vão sendo ajustados e o produto real retorna ao normal. No longo prazo, as taxas de juros e de câmbio reais retornam aos seus níveis compatíveis com os fundamentos econômicos. Portanto, a transmissão é das taxas de juros de curto prazo para as taxas de câmbio e de juros de longo prazo e, finalmente, para o produto real e a inflação. Acrescenta, contudo, que esse não é o fim do processo, que é circular, de forma que os movimentos do produto real e da inflação afetam o comportamento da taxa de juros de



curto prazo em decorrência de uma política de regras ou uma função de reação (do banco central). Por fim, Taylor tece algumas considerações sobre o progresso dessas teorias desde quando Milton Friedman apresentou na década de 1970 os mecanismos de transmissão de política monetária: i) esse tipo de abordagem (mecanismos de transmissão) foi internacionalizado; variações nas taxas de câmbio são agora parte fundamental da análise, bem como as considerações sobre taxas fixas e flexíveis; ii) sob expectativas racionais, taxas de juros reais e de mercado são quantitativamente distinguidas, o que não ocorria na análise do modelo IS-LM<sup>6</sup>; iii) houve avanços na incorporação aos modelos da neutralidade da moeda no longo prazo conjugada com a não neutralidade no curto prazo devido à rigidez nos mercados de bens e salários; iv) avançou-se na compreensão de quais simplificações funcionam e quais não; v) os trabalhos nesse campo são bastante empíricos, não somente teóricos, pois se observou que muitos parâmetros inviabilizam alguns modelos, de forma que não se buscam modelos completos. E, por fim, há evidências de que é um campo de estudo em aberto com muitas possibilidades de avanços.

Bernanke e Gertler (1995) discorrem principalmente sobre a transmissão via canal de crédito<sup>7</sup> dando ênfase a 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. Argumentam que o primeiro canal está relativamente bem estabelecido entre os pesquisadores, mas o segundo é controverso. Antes de prosseguir sua análise, enfatizam quatro fatos observados em estudos empíricos acerca das respostas da economia a choques de política monetária: i) apesar de um aperto monetário não antecipado geralmente produzir efeitos somente transitórios nas taxas de juros, observa-se queda consistente no produto real e nos

---

<sup>6</sup> “Nearly 60 years after Hicks (1937) introduced the IS-LM model to relate money and the interest rate to aggregate income or output, the model remains the workhorse model of most textbooks and much policy discussion. In this model, monetary policy is transmitted by changes in the interest rate. A reduction in the money stock raises the cost of borrowing. Higher borrowing costs reduce spending by producers on investment in inventories and capital goods, or consumers on durable goods, so aggregate spending falls in response to a monetary contraction and rises following a monetary expansion. Since spending, output and aggregate income are equal in a closed economy, output and spending change together” (MELTZER, 1995) p. 51.

<sup>7</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.

preços; ii) a demanda final absorve o impacto inicial do aperto monetário, apresentando queda relativamente rápida após a mudança na política. A produção segue a queda na demanda, mas de forma defasada, implicando em elevação de estoques no curto prazo. Posteriormente, contudo, há redução nos estoques, desinvestimento que reponde por grande parcela da queda do produto; iii) inicialmente a queda na demanda final ocorre no investimento em imóveis, seguido de perto por bens de consumo, duráveis e não duráveis; iv) investimentos em ativos fixos eventualmente apresentam queda em resposta ao aperto monetário, mas com defasagem em relação a imóveis e bens de consumo, e com maior defasagem ainda em relação à queda na produção e nos juros.

Segundo os autores, os adeptos da relevância do canal de crédito entendem que a política monetária afeta não somente o nível da taxa de juros interna, mas também o prêmio de risco externo, movimento que quando incorporado ao modelo permite explicar melhor os efeitos de mudanças na política monetária, sendo que os dois canais, *balance sheet* e *bank lending*, têm sido utilizados para medir a relação entre o prêmio de risco externo e a política monetária. Após analisarem fatos estilizados, concluem que é difícil explicar as respostas da economia decorrentes de um choque de política monetária somente com base nos efeitos convencionais das taxas de juros (visão neoclássica do custo do capital), de forma que é necessário incorporar os efeitos da alteração no prêmio de risco externo decorrentes da mudança na política monetária, ainda que reconheçam ser uma medida difícil de ser obtida. Concluem que diversas questões em aberto na análise tradicional da transmissão de política monetária são resolvidas em modelos quantitativos que incorporam o canal de crédito.

Obstfeld e Rogoff (1995) 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. Afirmam que, apesar de a escolha entre os regimes de câmbio fixo e flexível há muito têm sido um dos mais fundamentais tópicos em finanças internacionais (MUNDELL, 1961; McKINNON, 1963; KENEN, 1969), poucas economias conseguiram manter por muito tempo um regime de câmbio fixo. No mesmo sentido, optar por controles de

movimentos de capitais seria cada vez mais complexo dada a facilidade de evasão num contexto de maior integração internacional, em que pese existirem diversos estudos empíricos sugerindo reformas institucionais que impliquem políticas monetárias domésticas direcionadas a reduzir inflação e a instabilidade decorrente. Deve-se, porém, evitar que a credibilidade de políticas públicas dependa de variáveis que possam refletir instantaneamente e de forma abrupta mudanças nas expectativas sobre eventos futuros, como a taxa de câmbio. Os autores concluem no sentido de que, apesar de uma resposta internacional coordenada fazer sentido em eventos globais como um *crash* no mercado de ações ou uma queda persistente nos produtos das economias, é um equívoco presumir que essa coordenação resulte em estabilização cambial.

Conforme 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 – clássica, keynesiana, monetarista, neokeynesiana, neoclássica – impulsos monetários produzem efeitos reais pelo menos temporários. As fontes desses efeitos diferem conforme o modelo. Para um clássico ou um monetarista, a neutralidade no longo prazo de um impulso monetário nominal é resultante do comportamento racional dos agentes, entretanto, antes que o impulso seja plenamente absorvido, observam-se respostas dos preços relativos e do produto real, pois consumidores e empresas falham em antecipar ou perceber corretamente todas as implicações futuras das ações correntes e passadas. Ainda segundo o autor, a questão central é: “Why does an unanticipated change in the nominal stock of money affect relative prices and real variables?” (p.52). Para um não-monetarista a resposta seria o efeito-liquidez, pois a mudança na moeda produz mudança na liquidez, medida pela taxa de juros de curto prazo. Para um monetarista, essa resposta seria parcial e incompleta, pois seu entendimento é o de que

*A monetary impulse changes the stock of money relative to the stocks of other domestic and foreign assets, and changes the marginal utility (or marginal product) of money relative to the marginal utility (product) of these other assets and the marginal utility of consumption. Money holders attempt to restore equilibrium by equating the ratios of the marginal utilities to the relative prices of all assets and current production*

*and consumption. This involves changes in many relative prices, in spending and in asset portfolios* (MELTZER, 1995, p. 52).

O autor afirma que os artigos sobre o assunto em geral limitam-se a: i) negar os efeitos reais de curto prazo dos impulsos monetários (teóricos dos ciclos reais de negócios); ii) utilizar o modelo IS-LM (keynesianos); iii) introduzir o canal de crédito; ou iv) dar ênfase à economia aberta ou variáveis de expectativas. Argumenta que os dois últimos processos, com alguma mudança na ênfase, há tempos integram as teorias monetaristas, mas ressalta que em nenhuma dessas mudanças observa-se a devida atenção a um *insight* do monetarismo: *monetary impulses set off a transmission process that changes many relative prices and real variables until neutrality is (eventually) restored* (p.70).

Meltzer prossegue afirmando que conhecer o processo de transmissão não remove a incerteza sobre a natureza dos choques, sua persistência, ou sobre seus efeitos precisos na economia doméstica, na balança comercial ou na taxa de câmbio. Também não reduz significativamente os erros de previsão de forma a permitir intervenções discricionárias. Porém, 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).

O arcabouço teórico revisado nesse capítulo evidencia a importância de se pensar os efeitos da política monetária como dissociados, pelo menos até certo ponto, da delimitação geográfica do país que a conduz. Adicionalmente, observou-se que a maneira de medir esses efeitos é condicional a correntes teóricas às vezes divergentes.

### **3 Reflexos da política monetária nos agregados macroeconômicos**

No capítulo precedente apresentou-se o debate teórico sobre os pontos de interesse do presente trabalho. Neste Capítulo 3, a análise é direcionada para os resultados empíricos, principalmente em relação aos efeitos da política monetária nos agregados macroeconômicos. Um quadro resumo dos trabalhos revisados é apresentado ao final.

#### **3.1 Medindo os efeitos de política monetária**

Em artigo seminal, Sims (1980) apresentou sua crítica aos modelos de larga escala utilizados em macroeconomia, principalmente pelo seu 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, vetores autorregressivos (VAR), utilizam-se modelos na forma reduzida e as variáveis são endógenas. Sims apresentou considerações sobre as implicações dessa mudança de paradigma para então construir seu modelo com dados de moeda, produto real, taxa de desemprego, renda, nível de preços e preços dos produtos importados nos Estados Unidos (1949-75) e na Alemanha (1958-76), captando diversas peculiaridades dessas economias a partir das funções resposta ao impulso. No que se refere às características comuns, Sims constatou que: i) uma expansão monetária tende a elevar temporariamente os salários e o produto reais, reduzindo o desemprego; ii) choques no produto real produzem efeitos de magnitude similar nos dois países; iii) aumentos nos salários são seguidas por quedas sustentadas nos produtos reais; e iv) choques nos preços dos produtos importados são seguidos por movimentos de mesmo sinal nos preços e salários de ambos países. Conforme o autor, as elevações em preços, salários e preços dos importados induzem padrões de resposta consistentes com choques de oferta, pois seguidos por quedas no produto real. Adicionalmente, não causou surpresa que as variáveis reais representativas da economia alemã, menor e mais aberta, apresentaram maior sensibilidade aos choques do que as da economia norte-americana, podendo ainda refletir diferenças de filosofia na gestão monetária ou nos custos e efetividade das ações de política monetária desses países (p.22). O intenso debate que se seguiu, antecipado

pelo autor<sup>8</sup>, comprovou a relevância da sua abordagem. Uma crítica recorrente refere-se à prevalência dos dados às teorias, ainda que ele próprio reconhecesse essa controvérsia<sup>9</sup>. Sargent (1984), ao debater contemporaneamente com Sims, argumentou que os modelos deveriam conter mais pressupostos e apresentou suas críticas com base na teoria das Expectativas Racionais.

Christiano *et al.* (1999), vinte anos após o artigo seminal de Sims (1980), apresentaram uma revisão do debate sobre o que ocorreria após um choque exógeno de política monetária, argumentando que a literatura ainda não convergira para algum particular conjunto de premissas. Segundo os autores, a análise dos efeitos de mudança nas instituições ou nas regras de política monetária poderia ser efetuada com métodos puramente estatísticos somente se tivéssemos economias idênticas operando sob regras diversas, o que não ocorre. Como experimentos no mundo real não são viáveis, a única maneira de medir os efeitos é por meio de modelos estruturais. Prosseguem afirmando que a literatura explora três estratégias para isolar os choques de política monetária, sendo que somente a primeira envolve modelar explicitamente uma função de reação da autoridade monetária: i) *pressuposto da recursividade* – essa estratégia considera os choques de política monetária ortogonais ao conjunto de informação da autoridade monetária e inclui definições sobre a forma funcional, sobre quais variáveis o banco central utiliza na operacionalização de seus instrumentos e sobre quais são esses instrumentos. Adicionalmente, deve-se presumir a natureza da interação do choque de política com as variáveis da função de reação do banco central (p.4). Assim, o termo de erro da função de reação<sup>10</sup> da autoridade monetária é ortogonal aos elementos do conjunto de informação, correspondendo à noção de que as variáveis econômicas no tempo  $t$  são determinadas de forma bloco-recursiva: primeiramente, as variáveis

---

<sup>8</sup> “A long Road remains, however, between what has been displayed here and models in this style that compete seriously with existing large-scale models on their home ground – forecasting and policy projection” (p.33).

<sup>9</sup> Ao se referir a testes de exogeneidade: “In this case, as I think ought to be the case in most macroeconomic work, the data will obviously not determine directly the outcome of debate between various schools of thought; it does, however, influence the conflict by defining what battlefield positions must be” (p. 30).

<sup>10</sup> Os autores utilizam  $S_t = f(-t) + \sigma_s \varepsilon_t^s$ , onde  $S_t$  é o instrumento da autoridade monetária, como a taxa de juros ou algum agregado monetário, e  $f$  é uma função linear que relaciona  $S_t$  ao conjunto de informação  $(-t)$ . O termo  $\sigma_s \varepsilon_t^s$  representa o choque de política monetária.

associadas com o mercado de bens (preços, emprego, produto) são determinadas; em seguida, a autoridade monetária determina seu instrumento de política; e, por fim, as variáveis remanescentes do mercado monetário (p.52)<sup>11</sup>; ii) *abandonando a recursividade* – apesar de muitos modelos apresentarem-se consistentes sob o pressuposto da recursividade, permanecem aspectos controversos, por isso alguns autores adotam abordagem alternativa. Entretanto, há custos em abandonar a recursividade, como a necessidade de se identificar um conjunto mais amplo de relações econômicas, sendo que os pressupostos podem também ser controversos. Conforme os autores, Sims e Zha (1995) assumem que a autoridade monetária não considera o nível de preços ou produto contemporâneos quando define seu instrumento de política e que movimentos contemporâneos nas taxas de juros não afetam diretamente o produto agregado; Leeper e Gordon (1992) e Leeper, Sims e Zha (1996), assumem que o produto agregado e o nível de preços não são afetados no período de impacto do choque de política monetária. Em comum, esses trabalhos abandonam o pressuposto de que a autoridade monetária considera somente variáveis que estejam predeterminadas relativamente ao choque de política monetária, de forma que, em termos de estimativa, não se podem isolar os choques de política monetária com técnicas que utilizam mínimos quadrados ordinários, como os vetores autorregressivos (p.52); iii) *abordagem narrativa* – trata-se de um método para identificar os efeitos de política monetária que enfatiza a análise de episódios, espécie de decisão *ad hoc* sobre em quais momentos ocorreram choques de política monetária. Uma das maneiras de se proceder é mediante a leitura dos comunicados da autoridade monetária sobre suas decisões de política. Segundo os autores, pode-se efetuar o datamento dos choques, como em Romer e Romer (1989), ou ainda construir índices de política monetária, como fizeram Boschen e Mills (1991).

Por fim, Christiano *et al.* (1999), apresentam seus resultados. Estimaram três modelos com a utilização dos seguintes dados da economia americana para o período de 1965 a 1995: PIB real, deflator implícito do PIB, índice de *commodities*, taxa dos

---

<sup>11</sup> Os autores discorrem sobre três esquemas de identificação: o primeiro utiliza como medida do instrumento de política da autoridade monetária a taxa dos *federal funds*, seguindo McCallum (1983), Bernanke e Blinder (1992) e Sims (1986, 1992); no segundo, o instrumento é medido pelas reservas bancárias<sup>11</sup>, seguindo Eichenbaum (1992) e Christiano e Eichenbaum (1992) e, por fim, uma variação dessa medida, com base em Strogin (1995).

*federal funds*, reservas, depósitos compulsórios<sup>12</sup>, M1 e M2. A partir das funções resposta ao impulso geradas, resumiram os resultados dos três modelos: em resposta a um choque contracionista de política monetária, a taxa dos *federal funds* se eleva, os agregados monetários declinam, ainda que com alguma defasagem, o nível de preços apresenta resposta inicial pequena e o produto agregado cai, apresentando uma curva em forma de corcunda (p.24). Acrescentam que apesar de a correlação entre as três medidas de choque de política monetária ser inferior a um, chegam-se a inferências similares sobre os efeitos qualitativos dos distúrbios de política monetária nos três modelos. Uma interpretação, segundo os autores, é que as três medidas são dominadas por um choque comum de política monetária, restando algum ruído em cada medida referente a outros choques, entretanto, não suficientemente representativos para modificar as características qualitativas das funções resposta ao impulso. Concluem com base nesses resultados que inferências sobre os efeitos qualitativos dos choques de política monetária parecem confiáveis, o que não implica em mesma conclusão para inferências sobre o regime da política monetária em algum período particular.

### 3.2 Fatos estilizados da economia brasileira

Chauvet (2002) analisou os ciclos de negócios no Brasil desde o ano 1900, utilizando-se de um modelo com mudança de regime markoviana conforme sugerido por Hamilton (1989). Obteve resultados similares ao encontrado na literatura sobre países estrangeiros: assimetria nas fases dos ciclos de negócios, que se caracterizam por um estado com crescimento econômico próximo de zero ou negativo e de curta duração, associado a desacelerações ou recessões, e outro com taxa média de crescimento positiva e de mais longa duração que caracterizam os ciclos de expansão econômica.

Minella (2003) verificou três momentos da inflação brasileira: moderadamente-crescente (1975-1985); alta (1985-1994) e baixa (1994-2000). Utilizou vetores autorregressivos para modelar as relações entre produto, inflação, taxa de juros e moeda<sup>13</sup>. A partir das funções resposta ao impulso constatou que a resposta do produto à

---

<sup>12</sup> “nonborrowed reserves plus extended credit”.

<sup>13</sup> As variáveis utilizadas para representar esses agregados macroeconômicos foram, respectivamente, o índice de produção industrial do IBGE (com ajuste sazonal); um índice de inflação da FGV (IGP-DI); a taxa nominal de juros representada pela Selic; e o agregado monetário M1, ambos divulgados pelo BCB.



política monetária contracionista é imediata e em forma de corcunda. A redução máxima ocorre entre três e sete meses, dependendo da estimativa<sup>14</sup>.

Arquete e Jayme Jr. (2003) avaliaram o período de julho de 1994 a dezembro de 2002 utilizando dados de inflação, juros, hiato do produto, esse obtido com aplicação do filtro Hodrick-Prescott, taxa de câmbio e reservas internacionais, de forma a captar efeitos do setor externo. Conforme os autores, suas estimações mostraram que as variáveis relacionadas ao setor externo são importantes para decisões do Banco Central do Brasil; e a política monetária afeta o hiato do produto com efeitos que perduram até o sexto mês após o choque nos juros, evidenciando o impacto dessa política no setor real.

Céspedes *et al.* (2005) analisaram fatos estilizados no período pós-plano Real. Utilizaram *Directed Acyclic Graphs* (DAG) para obter as relações causais contemporâneas entre as variáveis de forma que as restrições necessárias para identificação do VAR não fossem arbitrárias. Segundo os autores, esse é um ponto crítico na metodologia de vetores autorregressivos ainda não resolvido satisfatoriamente. Reconhecem que a técnica DAG apresenta limitações, mas ponderam que se devem associar técnicas como essa, que produzem inferências sobre as relações causais a partir dos dados observados, à estratégia tradicional de se estabelecer relações com base em conhecimento *a priori* (p.20). Seus resultados convergem para os encontrados na literatura e, no que se refere aos efeitos da política monetária no produto da economia, em resposta a uma inovação positiva na taxa de juros de curto prazo, no sub-período 1999-2004, a produção cai e resulta numa curva em forma de corcunda, com base nas funções resposta ao impulso.

Sales e Tannuri-Pianto (2007) utilizaram estratégia similar à de Bernanke e Mihov (1995), que consiste em separar os dados em dois vetores, um para as variáveis de política monetária e o outro para as demais. Adicionalmente, efetuaram testes para verificar hipóteses como a da significância dos impactos da adoção do regime de metas de inflação (1999) e do novo sistema de pagamentos (2002) no Brasil, encontrando significância no primeiro. Avaliaram mais de um modelo alternando dados de produção

---

<sup>14</sup> Segundo o autor, qualitativamente esse resultado está em linha com o obtido por Freitas e Muinhos (2001) e Andrade e Divino (2000) que estimaram um modelo de curva IS (p.621).

industrial, inflação, reservas bancárias totais e voluntárias, juros, taxa de desconto e câmbio nominal, com dados mensais de julho de 1994 a novembro de 2004. Concluem que a resposta do produto a choques de política monetária foi estatisticamente significativa e conforme esperado (p.34), ou seja, uma política monetária contracionista reduz o produto real da economia.

Minella e Souza-Sobrinho (2009) analisaram o período do regime de metas para inflação utilizando um modelo semi-estrutural com objetivo de decompor os canais de transmissão na análise de políticas, o que não é possível com a modelagem padrão de vetores autorregressivos. Consideraram três mecanismos de transmissão de política monetária: a taxa de juros das famílias, a das empresas e a taxa de câmbio. Adicionalmente, trabalharam com um canal de expectativas. Concluíram que o principal impacto no produto após um choque de política monetária se dá pelo canal da taxa de juros das famílias. Note-se que as funções resposta ao impulso geradas pelo modelo apresentaram comportamento similar às geradas pela técnica de vetores autorregressivos. Ambas as taxas de juros, a das famílias e a de *swap*, elevam-se após um choque de política monetária, reduzindo o consumo e o investimento e, por fim, o produto, que apresenta o sinal esperado e a forma de corcunda.

Aragón e Portugal (2009), a partir de um modelo de vetores autorregressivos com mudança de regime markoviana (MS-VAR), verificaram se a política monetária brasileira produz efeitos assimétricos na taxa de crescimento do produto entre os estados de recessão e expansão econômicas. Considerações teóricas indicam que na fase de recessão do ciclo econômico a política monetária produzirá efeitos mais significativos, como, por exemplo, em relação ao canal de crédito pela menor disposição de novos negócios tanto dos emprestadores de recursos quanto dos garantidores<sup>15</sup>. Os autores chegaram às seguintes conclusões, após estimativas utilizando dados mensais de produção industrial, inflação e taxa de juros, para o período de janeiro de 1995 a agosto de 2006: i) na maioria das especificações há evidências de assimetria dos efeitos reais das políticas monetárias expansionistas e contracionistas no regime de expansão econômica, o que seria consistente com a existência de uma curva de oferta agregada convexa; ii) durante os regimes de recessão, não encontraram sinais dessa assimetria;

---

<sup>15</sup> Seguem as recomendações de Sims (1980) e Doan (1992) ao incluírem todas as variáveis em nível, e identificação recursiva pela decomposição de Cholesky (p. 284).

iii) ao analisarem a fase do ciclo de negócios, não constataram evidências de que a política monetária afeta de forma mais severa a economia em recessão; iv) em nove das onze especificações não houve indícios de assimetria dos efeitos de política monetária contracionista implementada nos regimes de expansão ou de recessão (p.297).

Tomazzia e Meurer (2009) analisaram com vetores autorregressivos o período compreendido entre junho de 1999 e dezembro de 2008. Optaram por esse período porque sujeito à mesma política monetária, Metas de inflação, evitando, segundo os autores, problemas indicados na “crítica de Lucas”. Com base nos achados de Sims et al. (1990), utilizaram variáveis em nível, independentemente da ordem de integração das séries, pois os resultados dos testes em nível são consistentes assintoticamente (p. 379). Além das variáveis tradicionais como taxa básica de juros, produto, nível de preços e taxa de câmbio, incluíram outras de forma a verificar os efeitos da política monetária nos subsetores industriais. Estimaram três modelos e os resultados foram robustos no que se refere aos efeitos da política monetária na produção. As funções resposta ao impulso indicaram que o efeito máximo do choque de política monetária na produção industrial ocorre entre cinco e oito meses. No que se refere aos efeitos setoriais, a maior resposta foi observada nos de bens de consumo duráveis, seguidos por bens de demanda industrial, e a menor resposta ocorreu no setor de não duráveis, comportamento semelhante ao observado em outros países, conforme os autores.

### **3.3 Efeitos regionais de política monetária relatados na literatura**

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>16</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 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. Prossegue afirmando que há consenso entre os economistas sobre a necessidade de atendimento a quatro critérios para que uma região seja uma área monetária ótima: i) as regiões devem estar expostas a fontes similares de distúrbios econômicos – choques comuns; ii) a importância relativa destes choques nas regiões deve ser semelhante – choques simétricos; iii) as regiões devem apresentar respostas similares aos choques comuns – respostas simétricas; iv) se as regiões estão sujeitas a choques específicos – choques idiossincráticos – , o ajuste deve ser rápido. Caso as regiões atendam a estas condições, pode-se considerá-las como tendo ciclos de negócios semelhantes e uma política monetária comum seria a resposta ótima. Suas estimativas o levaram a concluir que das oito regiões analisadas, apenas cinco atendem a todos os critérios acima. 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

---

<sup>16</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.

americana: *idiosyncratic responses to monetary policy shocks are not statistically different from zero in all eight BEA regions* (KOUPARITSAS, 2001, p.18).

Owyang e Wall (2006) analisaram com vetores autorregressivos dados trimestrais de taxas de juros, renda, inflação e preços industriais da economia norte-americana de 1960 a 2002, dividindo o país em dezenove sub-regiões pelo critério de contiguidade geográfica e similaridade entre os ciclos de negócios. Os resultados de suas estimações para o período integral coincidem com os de Carlino e DeFina (1998), segundo os próprios autores. Entretanto, ao separar os dados em duas sub-amostras, cada qual coincidente com a gestão de um presidente do *Federal Reserve System* (Paul Volcker e Alan Greenspan), constataram que há diferenças dos efeitos regionais entre esses períodos.

No que se referem aos impactos da política monetária brasileira em suas regiões, Vasconcellos 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 com a utilização de vetores autorregressivos, sendo que a atividade econômica regional foi medida 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.

**Tabela 1. Resumo dos modelos revisados**

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

Carlino e DeFina (1998)	regiões dos EUA	1958-1992	VAR	Renda <i>per capita</i> ; juros; núcleo de inflação; índice de indicadores antecedentes; preço dos combustíveis.	Significativo. Assimetria regional.
Kouparitsas (2001)	regiões dos EUA	1969-2001	VAR	Renda; juros; preço petróleo.	Significativo. Simetria regional.
Owyang e Wall (2006)	regiões dos EUA	1960-2002	VAR	Renda; juros; inflação; preços industriais.	Significativo. Assimetria regional.
Telles e Miranda (2006)	regiões do Brasil	1947-2000	VAR	Produto; moeda; preço do petróleo.	Significativo. Assimetria regional.
Vasconcellos e Fonseca (2002)	regiões do Brasil	1994-2000	VAR	Produção industrial; emprego; juros; crédito.	Significativo. Assimetria regional.
Araújo (2004)	regiões do Brasil	1994-2002	VAR	Produção industrial; juros; inflação; moeda.	Significativo. Assimetria regional.
Bertanha e Haddad (2008)	regiões do Brasil	1995-2005	VAR	Emprego; juros; inflação; moeda.	Significativo. Assimetria regional.
Ishii (2008)	regiões do Brasil	1995-2007	VAR	Imposto estadual; consumo energia elétrica; inflação; juros; câmbio.	Significativo. Simetria regional.
Rocha (2011)	regiões do Brasil	1995-2010	VAR	Produção industrial; inflação; juros.	Significativo. Assimetria regional.
BCB (2011)	regiões do Brasil	2002-2010	Análise de correlação e ACP.	Produto.	Simetria regional.

Fonte: Elaboração do autor



## 4 Impacto da política monetária brasileira no produto regional

*For any given empirical investigation, the sample size is what it is, even if the possibility of collecting further relevant data exists. The issue is always one of selecting a suitable model, not only for the data that exists, but for a set of economic phenomena, of which the data are supposed to be a manifestation. There is always an infinity of models (not all plausible of course) that are compatible with any finite data set.*

Davidson & MacKinnon (1993, p.118)

Este capítulo está dividido em três seções. Na primeira, apresenta-se formalmente o modelo de vetores autorregressivos, as funções resposta ao impulso e a descrição dos dados utilizados. Em seguida, a estratégia de estimação e, por fim, os resultados obtidos.

### 4.1 Metodologia

#### 4.1.1 Vetores autorregressivos (VAR)

O influente artigo de Sims (1980) popularizou a utilização de vetores autorregressivos (VAR) para análise da dinâmica dos sistemas econômicos, de forma que essa técnica passou a integrar livros textos que tratam de análise econômica multivariada. A descrição a seguir está baseada em Hamilton (1994), Enders (2004) e Bueno (2008).

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

$$y_t = c + \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \dots + \phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t, \quad [4.1]$$

sendo

$$E(\varepsilon_t) = 0 \quad [4.2]$$

$$E(\varepsilon_t \varepsilon_\tau) = \sigma^2, \text{ para } t = \tau \quad [4.3]$$

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

Um vetor auto-regressivo de ordem  $p$ , denotado VAR( $p$ ), é uma generalização vetorial de [4.1] a [4.3]:

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{c} + \Phi_1 \mathbf{y}_{t-1} + \Phi_2 \mathbf{y}_{t-2} + \dots + \Phi_p \mathbf{y}_{t-p} + \varepsilon_t, \quad [4.4]$$

sendo  $\mathbf{y}_i$  um vetor  $n \times 1$  contendo as variáveis endógenas, para  $i = t, t-1, \dots, t-p$ ,  $\mathbf{c}$  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:

$$E(\varepsilon_t) = \mathbf{0}$$

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

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

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).

Bueno (2008) expõe na forma matricial

$$AX_t = B_0 + \sum_{i=1}^p B_i X_{t-i} + B \varepsilon_t, \quad [4.5]$$

sendo

$A$  uma matriz  $n \times n$  que define as restrições contemporâneas entre as variáveis que constituem o vetor de variáveis endógenas  $n \times 1$ ,  $X_t$ ;

$B_0$  um vetor de constantes  $n \times 1$ ;

$B_i$  matrizes  $n \times n$  ;

$B$  uma matriz diagonal  $n \times n$  de desvios-padrão ;

$\varepsilon_t$  um vetor  $n \times 1$  de perturbações aleatórias não correlacionadas entre si contemporânea ou temporalmente.

Devido aos efeitos contemporâneos entre as variáveis endógenas do modelo na forma estrutural [4.5], adota-se o procedimento de estimar o modelo na forma reduzida

$$\begin{aligned} X_t &= A^{-1}B_0 + \sum_{i=1}^p A^{-1}B_i X_{t-i} + A^{-1}B\varepsilon_t , \\ &= \Phi_0 + \sum_{i=1}^p \Phi_i X_{t-i} + e_t , \end{aligned} \quad [4.6]$$

em que

$$\Phi_i \equiv A^{-1}B_i, i = 0, 1, \dots, p$$

$$B\varepsilon_t \equiv Ae_t$$

Não há dificuldade em se estimar os parâmetros de [4.6]. 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 [4.5] ou se as variáveis incluídas no VAR devem ser estacionárias<sup>17</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>18</sup>.

<sup>17</sup> Nesse contexto entendida como estacionariedade em covariância. Conforme Hamilton (1994, p. 258), “a vector process  $y_t$  is said to be covariance-stationary if its first and second moments ( $E[y_t]$  and  $E[y_t y'_{t-j}]$ , respectively) are independent of the date  $t$ ”.

<sup>18</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).

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. Como referências ao debate teórico tem-se Hamilton (1989, 1994), Christiano e Eichenbaum (1989), Sims, Stock e Watson (1990), entre outros. 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. Afirma que especialistas diferem ao sugerir o que fazer em trabalho aplicado e apresenta sua visão:

*One practical solution is to employ parts of all three approaches (...) If the VAR for the data in levels form yields similar inferences to those for the VAR in stationary form, then the researcher might be satisfied that the results were not governed by the assumptions made about unit roots. If the answers differ, then some attempt to reconcile the results should be made.*  
(pp.652-3)

Seguiu-se o conselho de Hamilton (1994, pp. 652-3) no sentido de estimar um modelo com as variáveis em nível e outro com as transformações necessárias para que sejam estacionárias. As diferentes ordens de integração das variáveis descartam a utilização de modelos que incorporem relações de cointegração.

#### **4.1.2 Função Resposta ao Impulso (FRI)**

Assim como um componente autorregressivo (AR) tem representação em média móveis (MA), um vetor autorregressivo (VAR) pode ser escrito como um vetor de médias móveis (VMA): *an essential feature of Sims's (1980) methodology is that it allows you to trace out the time path of the various shocks on the variables contained in the VAR system* (ENDERS, 2004, p. 273).

Enders (2004, pp. 264-77) apresenta o seguinte exemplo de um modelo bivariado de ordem 1 na forma matricial para entendimento do processo:

$$\begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \quad [4.7]$$

ou

$$Bx_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 x_{t-1} + \varepsilon_t \quad [4.8]$$

onde

$$B = \begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix}, \quad x_t = \begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix}, \quad \Gamma_0 = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix},$$

$$\Gamma_1 = \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix}, \quad \varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{bmatrix}$$

Pré-multiplicando [4.8] por  $B^{-1}$  chega-se à forma reduzida

$$x_t = A_0 + A_1 x_{t-1} + e_t \quad [4.9]$$

onde

$$A_0 = \Gamma_0, \quad A_1 = \Gamma_1, \quad e_t = B^{-1} \varepsilon_t$$

ou, na forma matricial

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{10} \\ a_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} \quad [4.10]$$

que, conforme demonstra Enders (2004, p.273), pode ser expressa como

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{y} \\ \bar{z} \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}^i \begin{bmatrix} e_{1t-i} \\ e_{2t-i} \end{bmatrix} \quad [4.11]$$

e, ainda, a relação entre os resíduos estimados e os erros estruturais

$$\begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} = \frac{1}{1-b_{12}b_{21}} \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ -b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{bmatrix}. \quad [4.12]$$

Pode-se combinar [4.11] e [4.12] para obter

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{y} \\ \bar{z} \end{bmatrix} + \frac{1}{1-b_{12}b_{21}} \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}^i \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ -b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt-i} \\ \varepsilon_{zt-i} \end{bmatrix} \quad [4.13]$$

e, para simplificar, define-se  $\phi_i$  como uma matriz 2x2 com elementos  $\phi_{jk}(i)$ :

$$\phi_i = \frac{A_1^i}{1-b_{12}b_{21}} \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ -b_{21} & 1 \end{bmatrix}$$

obtendo-se a representação em médias móveis

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{y} \\ \bar{z} \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} \phi_{11}(i) & \phi_{12}(i) \\ \phi_{21}(i) & \phi_{22}(i) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt-i} \\ \varepsilon_{zt-i} \end{bmatrix} \quad [4.14]$$

ou, de forma compacta

$$x_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \phi_i \varepsilon_{t-i} \quad [4.15]$$

sendo que os quatro conjuntos de coeficientes  $\phi_{11}(i)$ ,  $\phi_{12}(i)$ ,  $\phi_{21}(i)$  e  $\phi_{22}(i)$  são denominados Funções Resposta ao Impulso (FRI) e geram uma conveniente visualização gráfica do comportamento das séries  $y_t$  e  $z_t$  em resposta a choques diversos.

Como um VAR irrestrito é por natureza sub-identificado<sup>19</sup>, torna-se necessário impor restrições adicionais de forma a se gerar as FRI. Decompor os resíduos de forma triangular é conhecido por “decomposição de Cholesky”. No caso do exemplo bivariado, implica impor que  $y_t$  não afeta  $z_t$  contemporaneamente, o que significa determinar que  $b_{21} = 0$  no sistema primitivo [4.7]. Nos termos de [4.12], os erros podem ser decompostos da seguinte maneira:

$$\begin{aligned} e_{1t} &= \varepsilon_{yt} - b_{12}\varepsilon_{zt} \\ e_{2t} &= \varepsilon_{zt} \end{aligned}$$

<sup>19</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).

Apesar da restrição de que um choque  $\varepsilon_{yt}$  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  $\varepsilon_{zt}$  produz efeitos contemporâneos em  $y_t$  e  $z_t$ , evidenciando a importância do ordenamento escolhido (ENDERS, 2004, p. 275).

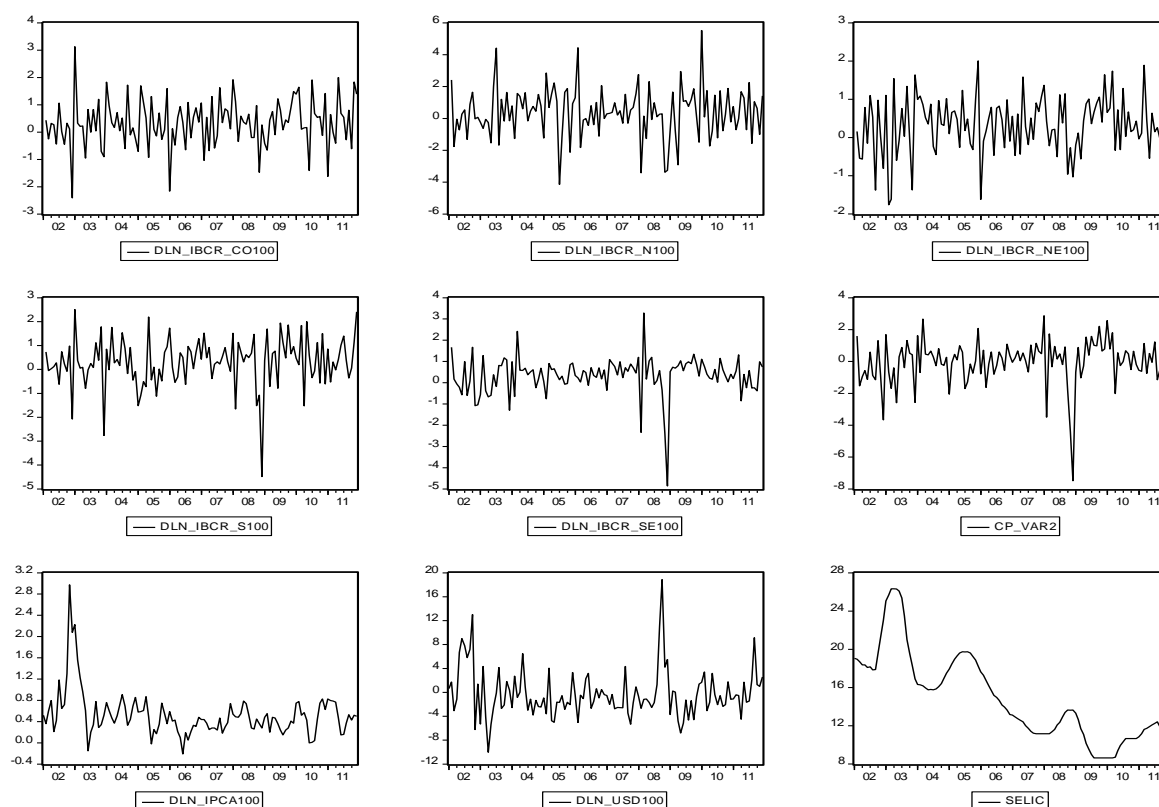
Por fim, Enders (2004, pp. 275-6) comenta acerca da escolha da ordem das variáveis:

*As a practical matter, how does the researcher decide which of the alternative decompositions is most appropriate? In some instances, there might be a theoretical reason to suppose that one variable has no contemporaneous effect on the other. [...] Moreover, the very idea of imposing a structure on a VAR system seems contrary to the spirit of Sims' argument against "incredible identifying restrictions". Unfortunately, there is no simple way to circumvent the problem; identification necessitates imposing some structure on the system. The Cholesky decomposition provides a minimal set of assumptions that can be used to identify the structural model.*

### 4.1.3 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). Na Figura 1 abaixo constam os gráficos das séries e as referências completas encontram-se na Tabela A-1 do *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.

**Figura 1. Visualização gráfica dos dados na forma estacionária**



#### 4.1.3.1 Índices de atividade econômica do Banco Central do Brasil

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 no Capítulo 3, 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 ressalva dos próprios autores: “embora não seja ideal o uso de dados anuais para se avaliar fenômenos de curto prazo, a limitação de dados para o Brasil não possibilita uma consideração com menor periodicidade” (TELLES; MIRANDA, 2006, p.269); no mesmo sentido, Kouparitsas (2001, p. 4) para dados norte-americanos: *Gross state product (GSP) is an alternative measure of regional activity. The main drawback of GSP is that is collected annually, which makes less able to pick business cycle turning points with any precision.* 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 idiossincrasias. A divulgação desses indicadores para as cinco regiões do país, Sul, Sudeste, Centro-Oeste, Nordeste e Norte, é essencial para o presente estudo.

#### **4.1.3.2 Inflação, câmbio e juros**

Na presente análise seguem-se os principais estudos referentes à economia brasileira revisados no capítulo 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. Observam-se também inclusão de outras variáveis, como para medir o setor externo. Assim, utilizam-se: i) como medida 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; e iii) a taxa do Sistema Especial de Liquidação e Custódia (Selic), *proxy* dos juros básicos da economia.

## 4.2 Estimação

No processo de estimação adotaram-se 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) cálculo das FRI e respectivos intervalos de confiança.

### 4.2.1 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>20</sup>. Essa forma explica em parte seus resultados divergentes aos de Carlino e DeFina (1998) em relação às regiões dos Estados Unidos. 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

---

<sup>20</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”.

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,

$$y_{it} = \gamma_i x_t + x_{it}, \quad [4.16]$$

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>21</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>22</sup>. Na Tabela A-4 do *Apêndice* constam os resultados completos. Na Tabela 2 são apresentados os resultados. Observa-se significância dos parâmetros  $\gamma$  em todas as regiões.

<sup>21</sup> 0,99 e 0,67 para as séries tomadas em nível e em primeira diferença, respectivamente.

<sup>22</sup> Convencionalmente pode-se pensar nessa equação como  $y_{it} = \gamma_i x_t + e_{it}$ .

**Tabela 2. 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

#### 4.2.2 Teste para detectar presença de raiz unitária

Procedimento usual na literatura para determinar se as séries são estacionárias é a realização de testes para detectar presença de raiz unitária. Optou-se pelo método de *Dickey-Fuller aumentado* (ADF), tendo em vista tratar-se de séries de tempo. Detalhes do método estão descritos em Hamilton (1994, pp. 516-27). Complementarmente verificaram-se os resultados pelo método proposto por Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, and Shin (KPSS), tendo em vista a reconhecida baixa potência desses testes. Os resultados constam na Tabela 3.

**Tabela 3. Resultados dos testes ADF e KPSS**

Variável	Teste ADF† p-value	Teste KPSS‡ LM-stat.	Variável	Teste ADF† p-value	Teste KPSS‡ LM-stat.
IPCA	0,1247	1,2922**	dln_ibcr_co100	0,0000	0,0371
dln_ipca100	0,0009	0,3909	dln_ibcr_n100	0,0000	0,0527
SELIC	0,0006	0,0908	dln_ibcr_ne100	0,0000	0,2045
USD	0,1074	1,0481**	dln_ibcr_s100	0,0000	0,1981
dln_usd100	0,0000	0,0834	dln_ibcr_se100	0,0000	0,0711
IBC-Br	0,2368	0,0935	cp_var2	0,0000	0,1373
IBCR-CO	0,2678	0,2528*	id_co	0,0000	0,5000
IBCR-N	0,2074	0,1882**	id_n	0,0000	0,3350
IBCR-NE	0,1127	0,1367***	id_ne	0,0000	0,2006
IBCR-S	0,5730	0,2091**	id_s	0,0000	0,1124
IBCR-SE	0,2237	0,0870	id_se	0,0000	0,2609

†Teste aumentado de *Dickey-Fuller*. Hipótese nula: presença de raiz unitária, ou seja, variável não é estacionária.

‡Teste proposto por Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, and Shin. Hipótese nula: variável em teste é estacionária.

No teste ADF, rejeitou-se a hipótese nula quando *p-value* < 0,05. No teste KPSS, (\*), (\*\*), (\*\*\*) indicam rejeição da hipótese nula de que a variável em teste é estacionária, para nível de confiança de 1%, 5%, e 10%, respectivamente.

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 resultaram 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, enquanto que a Selic não recebe 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 Resultados

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*. Na Tabela 4 são apresentados os resultados dos testes apropriados.

**Tabela 4. Testes para identificação e especificação dos modelos**

Modelo	Critério de informação (defasagem)			Resíduos (p-value)		
	Akaike	Schwarz	Utilizado	Normalidade <sup>(1)</sup>	Correlação serial <sup>(2)</sup>	Homocedasticidade <sup>(3)</sup>
VARbr	2	2	2	0,0000	>0,1623	0,0000
VAR_coD	8	2	2	0,0822	>0,1005	0,0102
VAR_nD	8	2	2	0,0001	>0,0821	0,1281
VAR_neD	8	2	2	0,0233	>0,1474	0,0314
VAR_sD	2	2	2	0,0035	>0,1087	0,1434
VAR_seD	8	2	2	0,0000	>0,1187	0,1364
VAR_id_co	2	2	2	0,0000	>0,0939	0,0000
VAR_id_n	2	2	2	0,0000	>0,0953	0,0000
VAR_id_neD	2	2	2	0,0000	>0,0775	0,3469
VAR_id_s	2	2	4	0,0000	>0,0912	0,0003
VAR_id_seD	8	2	2	0,0022	>0,0255	0,1440

(1) Teste *Jarque-Bera*.

(2) Teste de Breusch-Godfrey.

(3) Teste ARCH-LM.

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 de acordo com a equação [4.6], 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 em 4.2.1 e explicou 40% da variância dos IBCR indicando a existência de um componente comum. A representatividade dos cinco componentes extraídos encontra-se na Tabela 5.

**Tabela 5. 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 mencionada em 4.2.2 entre esse 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 desse componente comum, medido pelas funções resposta ao impulso geradas em um modelo de vetores autorregressivos, é similar ao observado nos estudos aplicados à economia brasileira, referidos no capítulo 3, 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>23</sup>.

Aos modelos de vetores autorregressivos irrestritos estimados na forma reduzida devem ser impostas restrições adicionais para se obter as FRI, conforme 4.1.2. 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 isso, pressupõe-se que inovações no componente comum (produto) afetam, mas não são afetados contemporaneamente por inflação, câmbio e juros; inovações na inflação têm efeito

<sup>23</sup> *Dummies* referentes à crise interna no final de 2002 e início de 2003 e à crise financeira internacional no final de 2008.

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.

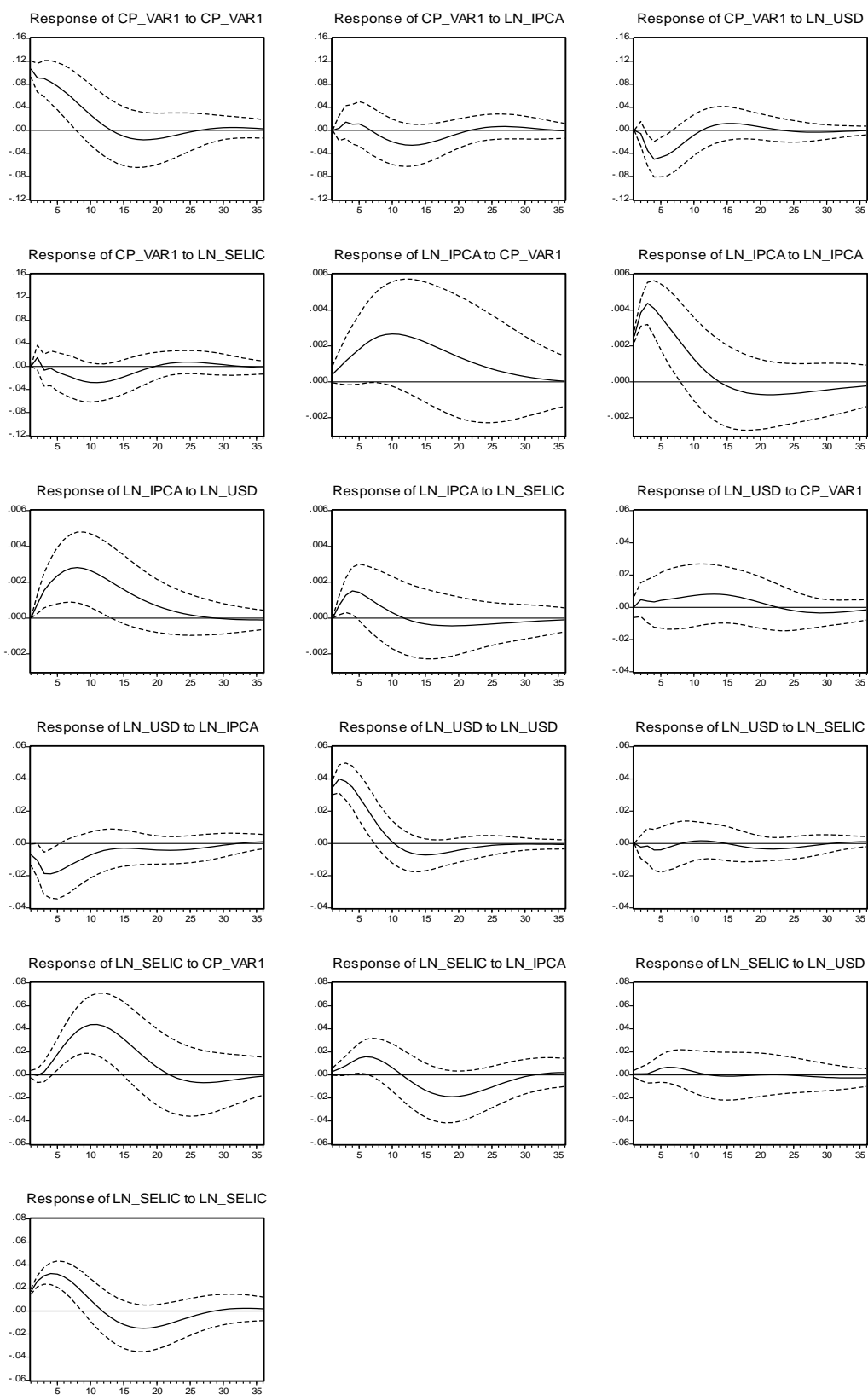
Ainda que o ordenamento das variáveis atenda a uma lógica econômica, em geral é possível efetuar outro ordenamento que também pareça coerente a argumentos econômicos, uma das críticas usuais a esse método. Entretanto, um aspecto relevante descrito por Enders (2004) ao exemplificar um modelo bivariado 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).* Na Tabela A-2 do Apêndice reproduz-se a matriz de correlação residual dos modelos. Observa-se que não há correlação elevada, 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 com dados em nível e na forma estacionária constam na Figura 2. As FRI resultantes apresentam comportamento similar ao relatado na literatura revisada no capítulo 3, como a relevância do impacto do setor externo no IPCA, medido pelo choque cambial; a resposta da política monetária (Selic) a choques inflacionários e, no modelo estacionário, a significância da política monetária no produto real da economia. Tendo em vista esse comportamento, considerou-se o modelo VARbr satisfatoriamente especificado para o objetivo de demonstrar que reproduz os achados na literatura sobre fatos estilizados da economia brasileira.

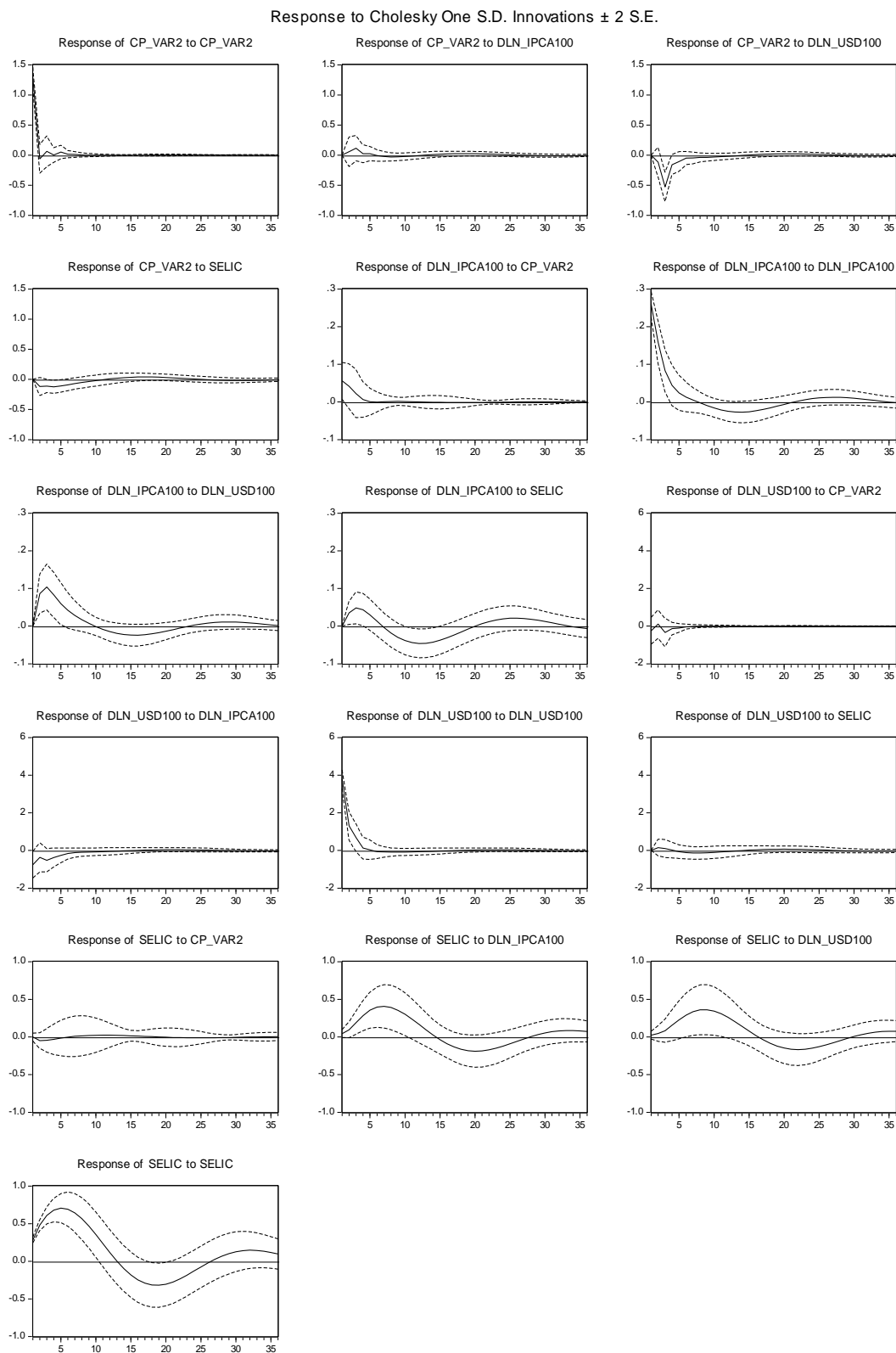


**Figura 2. Gráficos das FRI do modelo VARbr**  
Séries em nível

Response to Cholesky One S.D. Innovations  $\pm 2$  S.E.

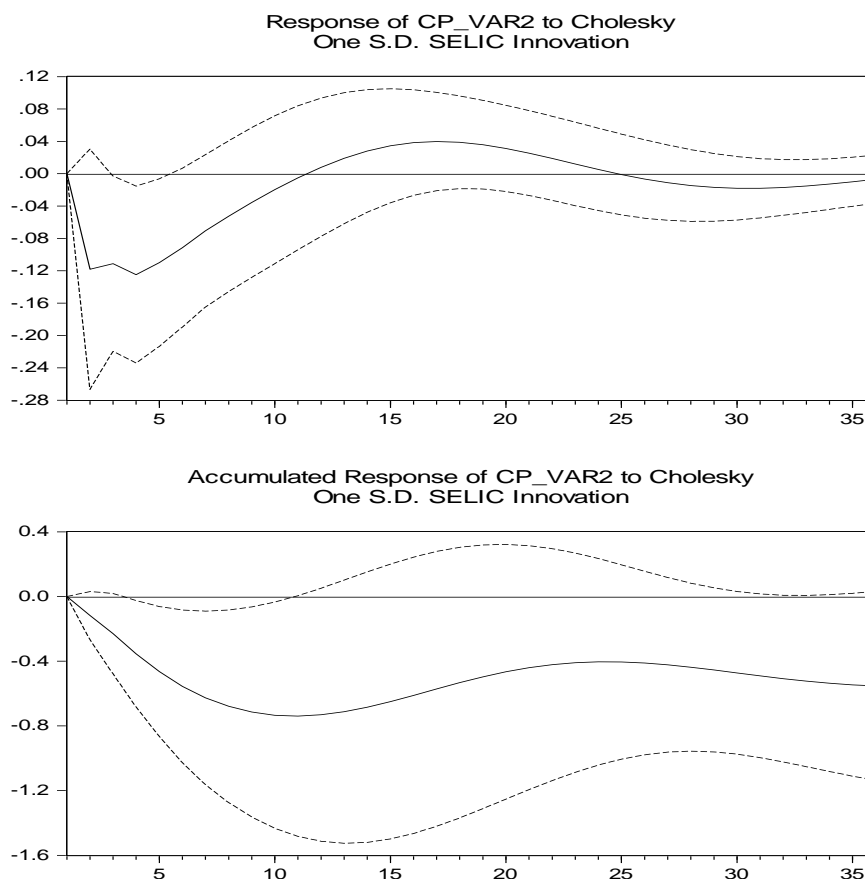


**Figura 2. Gráficos das FRI do modelo VARbr**  
Séries estacionárias



Na Figura 3 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 importantes: 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 seção seguinte.

**Figura 3. Gráficos das FRI – resposta e resposta acumulada do componente comum ao choque de política monetária, modelo VARbr**



### 4.3.2 VAR região-específicos

Na seção 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 [4.16], 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 (Tabela A-2 do *Apêndice*). Reitera-se o comentário de Enders (2004, p. 292): *If the correlation coefficient between  $e_{1t}$  and  $e_{2t}$  is low, the ordering is not likely to be important*. Reforçam esse 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 (Figuras 5 a 7).

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 (Tabela 4). 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>24</sup>.

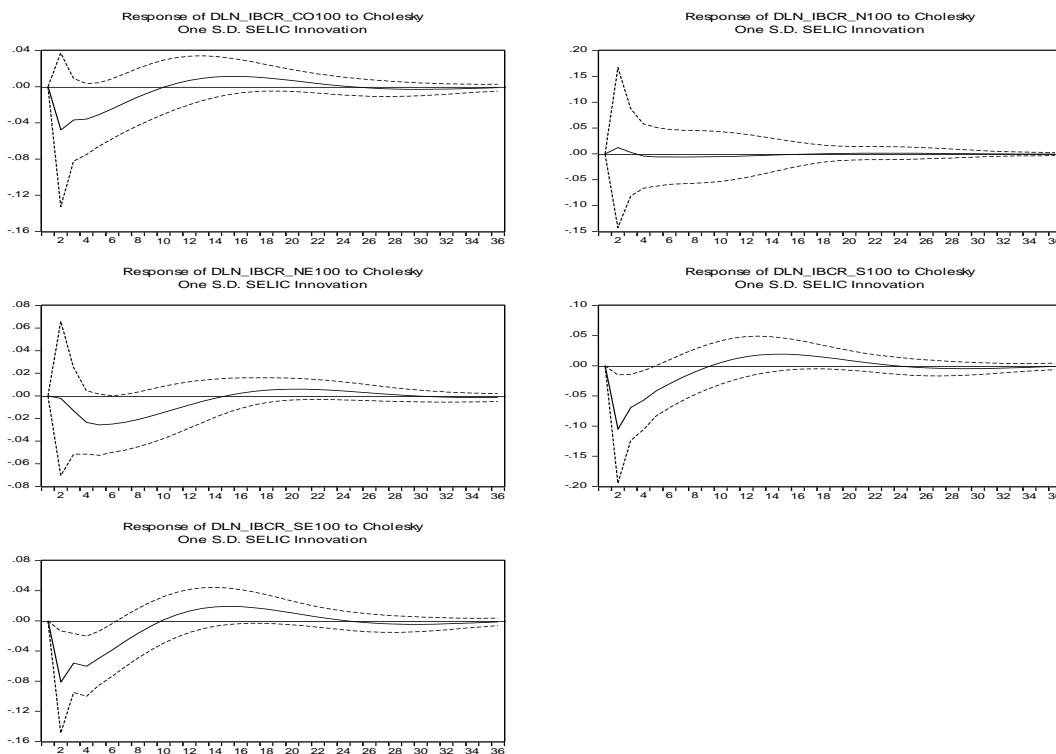
Os resultados de interesse apresentaram-se conforme o esperado. Quando nas estimativas não se considerou a decomposição dos produtos regionais em componente comum e idiossincrático (Figura 4), observou-se assimetria nos efeitos da política monetária: as respostas das regiões Norte, Nordeste e Centro-oeste 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 no capítulo 3.

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 5, 6 e 7). 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 nesse próprio componente, conforme Figura 8.

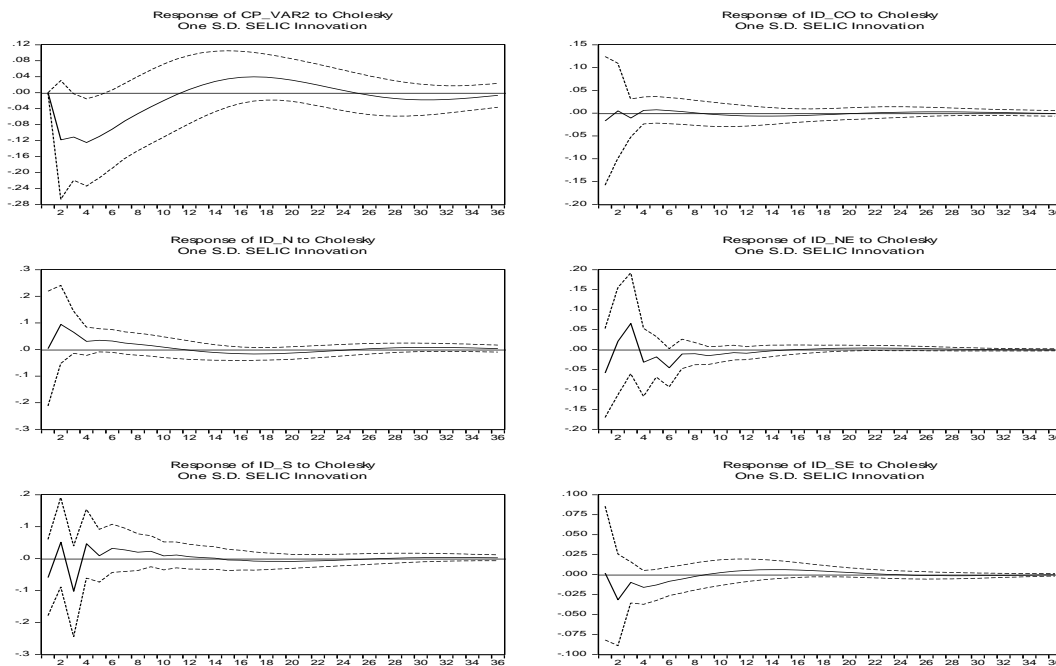
---

<sup>24</sup> *Dummies* referentes à crise interna no final de 2002 e início de 2003 e à crise financeira internacional no final de 2008.

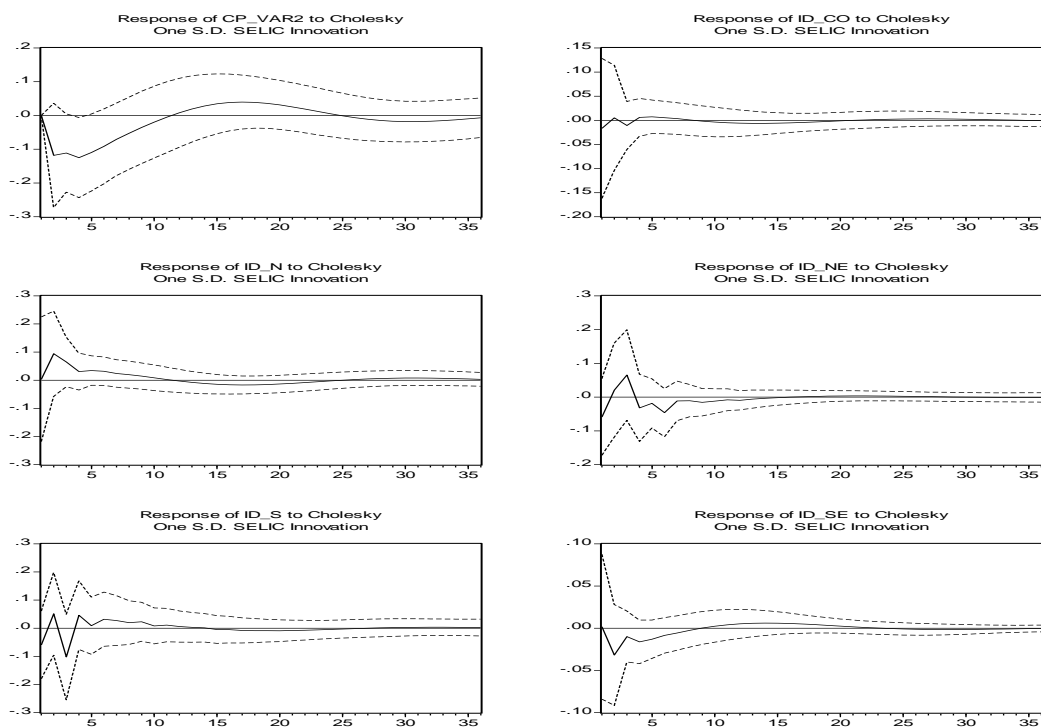
**Figura 4. Gráficos das FRI – respostas dos produtos regionais a choques de política monetária**



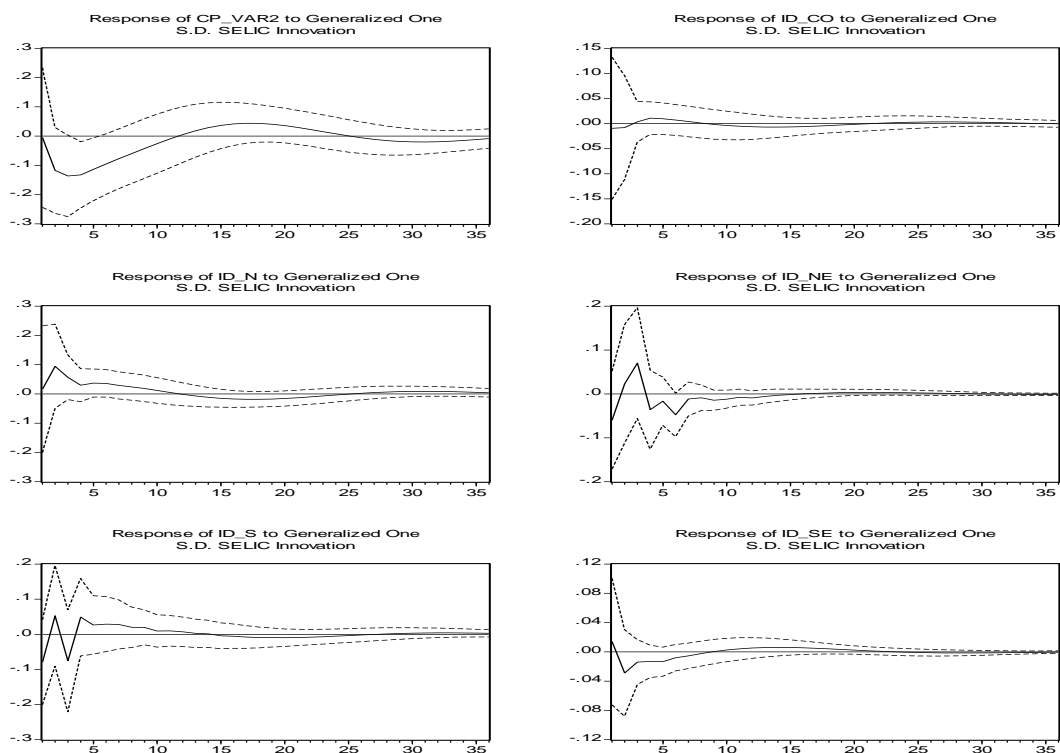
**Figura 5. Gráficos das FRI – respostas dos produtos regionais a choques de política monetária quando decompostos em componente comum e idiossincráticos (intervalo de confiança gerado analiticamente)**



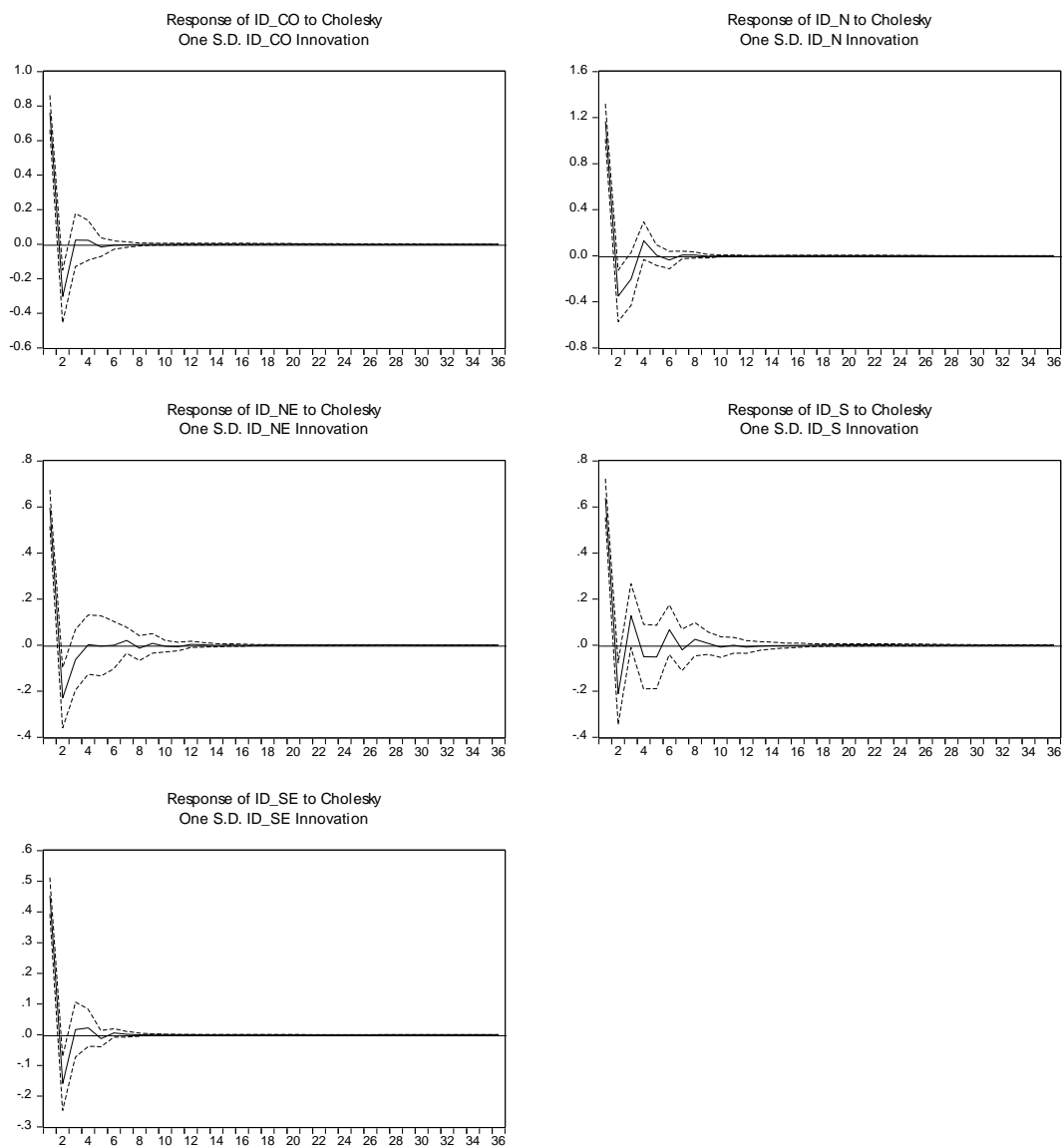
**Figura 6. Gráficos das FRI – respostas dos produtos regionais a choques de política monetária quando decompostos em componente comum e idiossincráticos (intervalo de confiança gerado por simulação de Monte Carlo; 10.000 repetições)**



**Figura 7. Gráficos das FRI generalizadas – respostas dos produtos regionais a choques de política monetária quando decompostos em componente comum e idiossincráticos**



**Figura 8. Gráficos das FRI – respostas dos componentes idiossincráticos de cada região a choques nesse próprio componente**





## 5 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 dessa 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 a essa política. 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, no modelo estacionário, 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 esse 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. Nesse 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, por exemplo.

## 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.; BLINDER, A. The federal funds rate and the channels of monetary transmission. **American Economic Review**, n. 82, p. 901-21, sep. 1992.
- 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.
- BERNANKE, B. S.; MIHOVE, I. Measuring monetary policy. **NBER Working Paper**, Cambridge, n. 5145, jul. 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.
- BUENO, R. de L. S. **Econometria de séries temporais**. São Paulo: Cengage Learning, 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. Identification and the effects of monetary policy shocks. **Federal Reserve Bank of Chicago Working Paper**, Chicago, vol. 94, n. 7, may 1994.
- 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.
- DAVIDSON, R.; MACKINNON, J. G. **Estimation and inference in econometrics**. Oxford: Oxford University Press, 1993.
- ENDERS, W. **Applied econometric time series**. New York: Wiley, 2004.
- ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Cointegration and error correction: representation, estimation, and testing. **Econometrica**, v. 55, n. 2, p. 251-76, 1987.
- 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.

KENEN, P. B. There was no analytical alternative to the theory of optimum currency areas. **Economic Journal Watch**, v. 7, n. 1, p. 73-75, jan. 2010.

KIM, C-J; NELSON, C. R. **State-space models with regime switching**. Cambridge: MIT Press, 1999.

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.

LUCAS Jr., R. E. Econometric policy evaluation: a critique. In BRUNNER, K.; MELTZER, A. (Ed.). **Theory, policy, institutions: papers from the Carnegie-Rochester conference series on public policy**. North-Holland: Elsevier, 1983.

LUCAS Jr., R. E. On the mechanics of economic development. **Journal of Monetary Economics**, North-Holland, n. 22, p. 3-42, feb. 1988.

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.

POMFRET, R. Currency areas in theory and practice. **Economic Record**, v. 81, p. 166-76, jun. 2005.

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.

SARGENT, T. J. Autoregressions, expectations and advice. **American Economic Review**, v. 74, n. 2, p. 408-415, may 1984.

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 A - TABELAS

Tabela A-1. 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 [3.16] para $i =$ Centro-oeste	–
id_n	$= x_{it}$ da equação [3.16] para $i =$ Norte	–
id_ne	$= x_{it}$ da equação [3.16] para $i =$ Nordeste	–
id_s	$= x_{it}$ da equação [3.16] para $i =$ Sul	–
id_se	$= x_{it}$ da equação [3.16] para $i =$ Sudeste	–

†Teste aumentado de *Dickey-Fuller* para detectar presença de raiz unitária. Teste com constante e tendência para variáveis em nível e somente com constante quando transformadas para primeira diferença. Adotou-se o usual procedimento de não rejeitar a hipótese nula quando  $p\text{-value} > 0,05$ .



**Tabela A-2. Matrizes de correlação entre os resíduos****var\_br**

	CP_VAR2	DLN_IPCA100	DLN_USD100
DLN_IPCA100	0.211565		
DLN_USD100	-0.064764	-0.204334	
SELIC	-0.003909	0.151212	0.051743

**var\_co**

	DLN_IBCR_CO100	DLN_IPCA100	DLN_USD100
DLN_IPCA100	-0.059578		
DLN_USD100	0.132566	-0.019000	
SELIC	0.017579	-0.013665	-0.010599

**var\_n**

	DLN_IBCR_N100	DLN_IPCA100	DLN_USD100
DLN_IPCA100	0.138075		
DLN_USD100	-0.065219	-0.022699	
SELIC	-0.067265	-0.012405	-0.011471

**var\_ne**

	DLN_IBCR_NE100	DLN_IPCA100	DLN_USD100
DLN_IPCA100	0.052309		
DLN_USD100	-0.074494	-0.029090	
SELIC	-0.070338	-0.027144	-0.032239

**var-s**

	DLN_IBCR_S100	DLN_IPCA100	DLN_USD100
DLN_IPCA100	-0.148050		
DLN_USD100	0.017468	-0.011351	
SELIC	-0.140537	-0.043256	0.000456

**var\_se**

	DLN_IBCR_SE100	DLN_IPCA100	DLN_USD100
DLN_IPCA100	0.025750		
DLN_USD100	-0.107000	-0.021062	
SELIC	-0.064966	-0.027496	-0.016358

**var\_id\_co**

	CP_VAR2	DLN_IPCA100	DLN_USD100	SELIC
DLN_IPCA100	0.217031			
DLN_USD100	-0.057732	-0.215434		
SELIC	0.007599	0.146742	0.055914	
ID_CO	0.015914	-0.001830	0.110642	-0.012265

**var\_id\_n**

	CP_VAR2	DLN_IPCA100	DLN_USD100	SELIC
DLN_IPCA100	0.214762			
DLN_USD100	-0.068088	-0.201860		
SELIC	0.017398	0.154653	0.063118	
ID_N	0.058641	0.071022	-0.007940	0.013791

**var\_id\_ne**

	CP_VAR2	DLN_IPCA100	DLN_USD100	SELIC
DLN_IPCA100	0.016931			
DLN_USD100	-0.004928	0.051739		
SELIC	-0.111614	-0.048289	-0.031823	
ID_NE	0.014179	0.032700	-0.023495	-0.100021

**var\_id\_s**

	CP_VAR2	DLN_IPCA100	DLN_USD100	SELIC
DLN_IPCA100	0.188958			
DLN_USD100	-0.007512	-0.136917		
SELIC	-0.016335	0.170775	0.060524	
ID_S	0.041334	-0.135681	-0.049629	-0.122019

**var\_id\_se**

	CP_VAR2	DLN_IPCA100	DLN_USD100	SELIC
DLN_IPCA100	-0.004917			
DLN_USD100	-0.037101	-0.019060		
SELIC	-0.118569	-0.031803	-0.004575	
ID_SE	-0.223848	0.031757	-0.095175	0.030429