

**UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA E RELAÇÕES INTERNACIONAIS**

MIGUEL JANDREY NATAL

**POLÍTICA MONETÁRIA E EXPANSÃO DO PRODUTO NO BRASIL (2007-2014):
EXISTE UMA RELAÇÃO DE CAUSALIDADE?**

Porto Alegre

2018

MIGUEL JANDREY NATAL

**POLÍTICA MONETÁRIA E EXPANSÃO DO PRODUTO NO BRASIL (2007-2014):
EXISTE UMA RELAÇÃO DE CAUSALIDADE?**

Trabalho de conclusão submetido ao Curso de Graduação em Ciências Econômicas da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS, como requisito parcial para obtenção do título de Bacharel em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Marcelo Milan

CIP - Catalogação na Publicação

Natal, Miguel Jandrey
Política Monetária e Expansão do Produto no Brasil
(2007-2014): existe uma relação de causalidade? /
Miguel Jandrey Natal. -- 2018.
67 f.
Orientador: Marcelo Milan.

Trabalho de conclusão de curso (Graduação) --
Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Faculdade
de Ciências Econômicas, Curso de Ciências Econômicas,
Porto Alegre, BR-RS, 2018.

1. Política Monetária. 2. Crescimento Econômico. 3.
Modelo VAR. 4. Causalidade de Granger. 5.
Econometria. I. Milan, Marcelo, orient. II. Título.

MIGUEL JANDREY NATAL

**POLÍTICA MONETÁRIA E EXPANSÃO DO PRODUTO NO BRASIL (2007-2014):
EXISTE UMA RELAÇÃO DE CAUSALIDADE?**

Trabalho de conclusão submetido ao Curso de Graduação em Ciências Econômicas da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS, como requisito parcial para obtenção do título de Bacharel em Economia.

Aprovada em: Porto Alegre, _____ de _____ de 2018.

BANCA EXAMINADORA:

Prof. Dr. Marcelo Milan – Orientador
UFRGS

Prof. Dr. Carlos Eduardo Schönerwald da Silva
UFRGS

Prof^a. Dr^a. Fernanda Oliveira Ultremare
UFRGS

AGRADECIMENTOS

Primeiramente, gostaria de agradecer a esta instituição na qual me formo e onde tanto aprendi ao longo dos últimos anos. Do longínquo almejo adolescente de estudar na UFRGS até o dia de hoje, muita coisa mudou. No entanto, a certeza de que essa universidade me transformaria foi contínua. Muito obrigado, UFRGS.

Desejo agradecer igualmente ao professor Marcelo Milan, pois sem a sua orientação o presente trabalho não seria possível. O auxílio, os conselhos, as aulas de macroeconomia, a paciência e a compreensão ao longo do semestre foram de extrema valia. Agradeço também ao professor Henrique Morrone pela orientação no projeto dessa monografia. Embora eu não tenha seguido o mesmo tema, a elaboração do projeto e as dicas do professor Henrique muito me ajudaram no período que antecedeu minha ida à França.

Gostaria de agradecer também à professora Sylvie Jougan e ao professor Jean-Philippe Garnier, ambos meus professores no ano em que estive na França. À primeira, agradeço pelas valiosas aulas e pelos textos semanais da *The Economist*, os quais me despertaram o interesse pela leitura contínua da revista. Ao segundo, sou muito grato pela orientação no meu TER e, principalmente, por ter me introduzido à obra de Christopher Sims.

Aos meus amigos (e irmãos!), fica aqui o meu muito obrigado. À minha família, serei eternamente grato por todas as oportunidades e incentivos. Agradeço especialmente ao meu pai Rafael e ao meu avô Honorival pelo carinho e amor incondicional. Ao meu segundo pai, Cícero, pela fiel parceria e apoio. Ao meu irmão, Pedro, por ter sido também um pouco meu pai, meu amigo, professor e, acima de tudo, meu maior ídolo, exemplo e espelho. Por último – e certamente mais importante – agradeço àquela que me ofertou todas as oportunidades e a quem devo absolutamente tudo que sou hoje. Pela luz aos olhos, pelos valores, pelas diferenças, pelo infinito amor e pelo eterno incentivo ao estudo, agradeço à minha mãe, Circe.

RESUMO

O presente estudo tem como objetivo principal compreender se houve relação de causalidade entre a política monetária conduzida pelo Banco Central do Brasil e o crescimento do PIB brasileiro entre anos de 2007 e 2014. A investigação de causalidade foi realizada através da modelagem de um Vetor Autorregressivo (VAR) e da aplicação do Teste de Causalidade de Granger a partir de duas séries temporais principais: a série da taxa real de juros e a série do crescimento do PIB. Conclui-se que a política monetária causou, no sentido de Granger, as flutuações do produto, assim como as flutuações no produto causaram, no sentido de Granger, os desvios da política monetária, o que nos indica uma relação de causalidade bilateral entre as séries temporais estudadas.

Palavras-chave: Política Monetária, Crescimento Econômico, Modelo VAR, Causalidade de Granger, Econometria.

ABSTRACT

The present study aims to understand if there was a causal relationship between the monetary policy conducted by the Central Bank of Brazil and the growth of the Brazilian GDP between years of 2007 and 2014. The investigation of causality was carried out through the modeling of a vector autoregression (VAR) and the application of the Granger Causality Test from two main time series: the real interest rate and the GDP growth. It is concluded that monetary policy caused, in the sense of Granger, the fluctuations of the product, as well as the fluctuations in the product caused, in the Granger sense, the monetary policy deviations, which indicates a bilateral causal relationship between the series studied.

Keywords: Monetary Policy, Economic Growth, VAR Model, Granger Causality, Econometrics.

RÉSUMÉ

L'étude présentée visait à comprendre s'il y a eu un lien de causalité entre la politique monétaire menée par la Banque Centrale du Brésil et la croissance du PIB brésilien entre 2007 et 2014. L'investigation de la causalité a été réalisée au moyen de la modélisation d'un Vecteur Autorégressif (VAR) et de l'application du Teste de Causalité de Granger à partir de deux séries temporelles principales: la série du taux d'intérêt réel et la série de la croissance du PIB. On a conclu que la politique monétaire a causé, au sens de Granger, les fluctuations du produit, ainsi que les fluctuations du produit ont causé, au sens de Granger, des écarts de politique monétaire, ce qui indique un lien de causalité bilatéral entre les séries étudiées.

Mots-Clés: Politique Monétaire, Croissance Économique, Modèle VAR, Causalité de Granger, Économétrie.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 - Função Resposta ao Impulso entre 2 Desvios-padrão.....	56
---	----

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1 – Taxa Selic em % (Meta) – jan/2011-dez/2014.....	28
Gráfico 2 - Taxa Selic em % (Meta) – jan/2007-dez/2014.....	29
Gráfico 3 – Taxa de inflação efetiva (IPCA % a.a.) – 2007-2014.....	30
Gráfico 4 – Variação anual do PIB real (%) – 2007 – 2014.....	32
Gráfico 5 – Evolução da dívida pública total (líquida) (% PIB) – 2007-2010.....	34
Gráfico 6 – Crescimento do PIB (%) – Acumulado em 12 meses – 1º trimestre 2011-4º Trimestre 2014.....	35
Gráfico 7 – Variação trimestral do PIB real (%) – 2011/1 – 2014/4.....	36
Gráfico 8 – Dispersão dos dados contemporâneos entre a taxa real de juros e taxa de crescimento do PIB.....	37
Gráfico 9 – Gráfico de dispersão entre a taxa real de juros e as defasagens da taxa de crescimento do PIB.....	38
Gráfico 10 – Gráfico de dispersão entre a taxa de crescimento do PIB e as defasagens da taxa real de juros:.....	39

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Teste ADF para a taxa de juros real (SELICREALTRI).....	53
Tabela 2 – Teste ADF para a taxa de crescimento do PIB (PIB).....	54
Tabela 3 – Teste ADF para a primeira diferença da taxa de juros real (D_SELICREALTRI).....	54
Tabela 4 – Teste ADF para a primeira diferença da taxa de crescimento do PIB (D_PIB).....	54
Tabela 5 – Especificação do modelo VAR pelos critérios de informação.....	55
Tabela 7 – Decomposição da Variância da primeira diferença da taxa real de juros (D_SELICREALTRI).....	57
Tabela 8 – Decomposição da Variância da primeira diferença da taxa de crescimento do PIB (D_PIB).....	57
Tabela 9 – Resultado do Teste de Causalidade de Granger.....	58

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

BCB	– Banco Central do Brasil
CMN	– Conselho Monetário Nacional
Copom	– Comitê de Política Monetária
FMI	– Fundo Monetário Internacional
FRI	– Função Impulso Resposta
IBGE	– Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
IPCA	– Índice de Preços ao Consumido Amplo
NCM	– Novo Consenso Macroeconômico
PIB	– Produto Interno Bruto
RMI	– Regime de Metas de Inflação
Selic	– Sistema de Liquidação e Custódia
SVAR	– <i>Structural Vector Autoregression</i>
VAR	– Vetor Autoregressivo

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO.....	15
2 ASPECTOS TEÓRICOS: O ESTADO DAS ARTES DA TEORIA MONETÁRIA... 17	17
2.1 POLÍTICA MONETÁRIA E INSTRUMENTOS DE POLÍTICA MONETÁRIA.....	18
2.2 O NCM, O RMI E OUTROS ASPECTOS INSTITUCIONAIS COMO BALIZADORES DA POLÍTICA MONETÁRIA.....	19
2.2.1 A Crítica Pós-Keynesiana.....	22
3 A POLÍTICA MONETÁRIA E O CRESCIMENTO DO PIB NO BRASIL (2007-2014).....	25
3.1 CONDUÇÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA E EVOLUÇÃO DA TAXA BÁSICA DE JUROS (SELIC).....	26
3.2 O CRESCIMENTO DO PIB.....	33
4 METODOLOGIA: O MODELO VAR E O TESTE DE NÃO-CAUSALIDADE DE GRANGER.....	40
4.1 O MODELO VAR.....	40
4.2 O TESTE DE NÃO-CAUSALIDADE DE GRANGER.....	44
4.3 REFERÊNCIAS COM O VAR NO BRASIL.....	49
5 ANÁLISE ECONOMETRICA.....	53
5.1 O MODELO VAR APLICADO À TAXA DE JUROS E AO CRESCIMENTO DO PIB.....	53
5.2 O RESULTADO DO TESTE DE CAUSALIDADE DE GRANGER.....	58
6 CONCLUSÃO.....	59
REFERÊNCIAS.....	61
APÊNDICE A – MODELOS ESTIMADOS.....	65

Certainly I think what we've realized by mostly careful empirical work is that there really wasn't much of that. Money supply itself is close to a random walk. It's hard to predict its changes. And it is now, and it was before. But that's what you expect if the monetary authority is systematically smoothing interest rates and money demand is shifting around in response to various private sector disturbances. That's my view as to what explains most of the shifts in monetary aggregates.

Christopher Sims, 2007, p.1

1 INTRODUÇÃO

No que concerne aos instrumentos de intervenção macroeconômica de um governo, a política monetária é, geralmente, um dos principais alicerces dos projetos de governabilidade e das intenções dos agentes que influenciam a economia de uma nação. Atualmente, 27 países, entre eles o Brasil, adotam de fato o Regime de Metas de Inflação (RMI) como balizador da política monetária. Segundo Paula e Saraiva (2015), o RMI é visto como um “estado das artes” da teoria monetária ortodoxa. As metas de inflação representam, dessa forma, a “estrutura para atuação da política monetária caracterizada pelo anúncio público de metas quantitativas oficiais para as taxas de inflação, para um ou mais períodos de tempo, e pelo reconhecimento explícito de que uma inflação baixa e estável é o principal objetivo de longo prazo da política monetária” (BERNANKE et al., 1999, p.4).

Em um passado recente, o Brasil obteve altas taxas de crescimento de seu Produto Interno Bruto (PIB), ao mesmo tempo em que o seu nível de investimento, historicamente baixo, apresentou crescimento modesto, o que pode sugerir uma relação do tipo curva IS. Embora o comportamento da economia brasileira na última década não possa ser unicamente explicado pelo exercício das políticas fiscais e monetárias - há que se ponderar os efeitos das distintas variáveis políticas, institucionais e internacionais, incluindo a forte expansão do preço mundial dos produtos primários exportados pelo País - é razoável supor que as políticas macroeconômicas adotadas possuem uma relação não desprezível com os ciclos econômicos, isto é, com as flutuações do produto.

Buscando investigar se os resultados obtidos pela economia do Brasil no período compreendido entre o pré-crise global e a pré-instabilidade política foram influenciados pela política monetária, o presente estudo tem por objetivo realizar uma análise econométrica da política monetária brasileira e dos seus efeitos na variação do Produto Interno Bruto (PIB) entre os anos de 2007 e 2014. O objetivo específico é o de verificar se há relação de causalidade de Granger entre a política monetária adotada e o crescimento da economia no período, isto é, se a política monetária causou, de forma empírica e estatisticamente testada, as variações observadas na demanda agregada brasileira e, logo, no produto. Procura-se assim entender se e como a política monetária da época – em especial, as variações na taxa básica de juros – influenciou a expansão do produto brasileiro. A hipótese preliminar é a de que a condução e as diretrizes da política monetária afetam o produto. Assim, espera-se que as variações na taxa básica de juros causem – no sentido de Granger – o crescimento do PIB.

Intuitivamente, os modelos econômicos parecem dar respostas claras para as questões relacionadas à micro ou à macroeconomia. Todo estudante de economia conhece o diagrama IS-LM e suas hipóteses a cerca de variações na taxa de juros, nos preços e na produção. No entanto, a relevância de uma abordagem empírica se dá pela capacidade de avaliar o quão reais podem ser essas – ou quaisquer outras – hipóteses. Questionar relações paradigmáticas que apresentam problemas parece ser uma maneira sadia de construir alternativas. Neste sentido, análises empíricas costumam fornecer argumentos sólidos ao debate.

A metodologia escolhida é a modelagem econométrica de séries de tempo. O método econométrico considerado mais apropriado para o desenvolvimento do trabalho é a utilização do modelo VAR (Vetor Autorregressivo), juntamente com a aplicação do Teste de Não-Causalidade de Granger. Por tratar-se de um modelo no qual todas as variáveis são endógenas – ou seja, as variáveis são mutuamente influenciadas umas pelas outras – o teste pode se mostrar de maior aplicabilidade aos objetivos pretendidos. Quanto ao Teste de Não-Causalidade de Granger, a intenção é verificar se a variável de Política Monetária (por exemplo, a taxa de juros X) causa a variável Expansão do PIB (por exemplo, Y) no sentido de Granger (se há precedência temporal). Em termos estatísticos, isso equivale a rejeitar a hipótese nula de que X não causa Y . Dessa forma, X "Granger-causa" Y se valores passados de X ajudam a prever o valor presente de Y . Aqui é válido ressaltar que a referência maior para a elaboração deste estudo é o artigo de Gilberto Libânio (2010).

Durante a modelagem, a possibilidade de inserção de variáveis de controle é considerada. Se adotadas, elas são exógenas e têm o intuito de capturar possíveis choques de oferta externos e mudanças no nível de liquidez internacional. As duas séries temporais principais deste trabalho e que servirão de referência para a modelagem do VAR, porém, são:

- a) a série da taxa real de juros (deflacionada pelo Índice de Preços ao Consumidor Amplo, IPCA), que representa a política monetária; e
- b) a série da variação percentual do PIB, fornecida pelo IBGE.

A análise restringe-se ao período 2007-2014 para dar prosseguimento ao estudo da relação entre a política monetária e o crescimento econômico efetuado por Libânio (2010) para o período 1999-2006. Segundo as palavras do próprio Libânio, seu artigo “analisa a relação entre a política monetária e a performance econômica no Brasil durante o período 1999-2006. Em particular, discute os efeitos do regime de metas de inflação no crescimento

através de seus efeitos na demanda agregada.”¹ (LIBÂNIO, 2010, p.1, tradução nossa). A distinção principal entre esta monografia e a referência citada dá-se, no entanto, pelo enfoque na investigação da causalidade. Enquanto Libânio concentra-se nos efeitos do RMI sobre o crescimento, a presente monografia se ocupa em buscar evidências empíricas que comprovem ou não a relação de causalidade entre a política monetária conduzida pelo Banco Central do Brasil (BCB) e o crescimento da economia brasileira no período em questão. As atas mensais do Comitê de Política Monetária (Copom) e os relatórios trimestrais do Banco Central serviram como referência para entender o comportamento das autoridades monetárias.

O trabalho está organizado em 6 partes, sendo duas delas essa introdução e a conclusão. O primeiro capítulo é destinado aos aspectos teóricos da política monetária contemporânea. Nele, a estabilização monetária pós-plano Real, a adoção do Regime de Metas de Inflação (RMI) e a influência do Novo Consenso Macroeconômico (NCM) na condução da política monetária são discutidas. No segundo capítulo revisa-se a política monetária brasileira e sua relação com o crescimento do produto no período 2007-2014. São realizadas também análises dos gráficos da evolução da taxa básica nominal de juros, da taxa real de juros e da expansão do PIB entre 2007 e 2014. O terceiro capítulo tem por objetivo demonstrar a metodologia estatística empregada na construção do VAR e na aplicação do Teste de Não-Causalidade de Granger. O quarto capítulo é reservado para a estimação econométrica. Por fim, os resultados encontrados são comentados para que possamos validar, ou não, a hipótese dessa monografia.

¹ Do original em inglês: 1. [...] analyzes the relation between monetary policy and economic performance in Brazil during the period 1999-2006. In particular, it discusses the growth effects of the inflation targeting regime through its effects on aggregate demand.

2 ASPECTOS TEÓRICOS: O “ESTADO DAS ARTES” DA TEORIA MONETÁRIA

Neste capítulo procura-se descrever os principais aspectos da teoria monetária contemporânea. Inicia-se pela conceitualização de política monetária e pela definição de seus instrumentos. Em seguida, é discutida a influência do NCM e do RMI como aspectos que norteiam a política monetária atual, particularmente no que se refere ao “estado das artes” da teoria monetária.

2.1 POLÍTICA MONETÁRIA E INSTRUMENTOS DE POLÍTICA MONETÁRIA

De maneira sucinta, a política monetária pode ser definida como o conjunto de ações conduzidas pelo banco central para afetar o nível da atividade econômica e manter a estabilidade de preços. Objetivamente, “refere-se às ações dos bancos centrais para afetar a oferta de moeda e o crédito e influenciar a taxa de juros” (FROYEN, 2013, p.372). Na prática, isso passa pela regulação da oferta monetária e da taxa básica de juros da economia. Assim, os bancos centrais são os agentes executores da política monetária.

Por outro lado, sejam ações conduzidas pelo *Federal Reserve (Fed)*, pelo Banco Central Europeu (BCE) ou pelo Banco Central do Brasil (BCB), os objetivos principais da política monetária parecem ser consensuais na teoria econômica convencional contemporânea. Mishkin (1998) defende que seis objetivos básicos são continuamente mencionados pela equipe do *Fed* e de outros bancos centrais: (1) pleno emprego; (2) crescimento econômico; (3) estabilidade de preços; (4) estabilidade da taxa de juros; (5) estabilidade dos mercados financeiros; e (6) estabilidade nos mercados de câmbio (estabilidade das taxas de câmbio).

A persecução da estabilidade de preços tomou forma mais robusta a partir dos preceitos difundidos pelo Novo Consenso Macroeconômico. As definições vistas até agora convergem para a premissa de que a oferta monetária é exogenamente determinada pelos bancos centrais. Veremos, mais adiante, que essa premissa pode ser reconsiderada, de forma que a oferta de moeda passe a ser endógena – ou seja, que a moeda passe a ser ofertada de acordo com as necessidades (demanda) da economia e que a taxa de juros seja fixada administrativamente pelo Banco Central. Essa é uma característica da escola Pós-Keynesiana, cujas ideias sobre o papel da política monetária serão revisadas na próxima seção.

No que concerne aos instrumentos da política monetária para fazer variar a oferta de moeda e as taxas de juros, o mesmo autor aponta os três principais:

- a) as operações de mercado aberto (operações de *open market*), que afetam a base monetária;
- b) mudanças na taxa de desconto, que afetam as taxas de juros da economia e a base monetária por meio de sua influência sobre a quantidade de empréstimos de desconto; e
- c) as mudanças nas exigências de reservas, que afetam o multiplicador monetário.

Dentre estes três, as operações de *open market* têm papel destacado como instrumento de política monetária, posto que são os principais determinantes das mudanças nas taxas básicas de juros e, na base monetária, a maior fonte de flutuações na oferta de moeda (MISHKIN, 1998).

2.2 O NCM, O RMI E OUTROS ASPECTOS INSTITUCIONAIS COMO BALIZADORES DA POLÍTICA MONETÁRIA

Atualmente, 27 países, entre eles o Brasil, adotam o regime de metas de inflação ou algum outro modelo similar como balizador da política monetária. Por “balizador da política monetária”, entendemos algo que conduz, dirige ou norteia essa política. O RMI é visto como um “estado das artes” da teoria monetária do que se tornou conhecido como Novo Consenso Macroeconômico (NCM) entre os economistas do *mainstream*. A literatura econômica traz o conceito de NCM como uma atribuição dada pelos próprios proponentes do RMI, ou seja, como uma espécie de autodenominação. A ideia de novo consenso soa bastante paradigmática, e parecia ser este o intuito de seus formuladores. Ao se criar um consenso ou uma regra para a macroeconomia, estabelece-se também, direta ou indiretamente, o padrão ou norma a ser seguida, com pouca tolerância para desvios. Qualquer formulação que possa divergir dessas premissas pode ser interpretada como inverdade ou teoria refutável pelos difusores do consenso. O *mainstream* é frequentemente rotulado como o pensamento dominante ou, sob uma perspectiva evolucionária, aquele que venceu. Entretanto, parece importante refletir sobre este ponto, pois o consenso passa pela convergência, pela comparação e pela proposição de soluções e alternativas, o que nem sempre encontra espaço nos debates econômicos.

Embora questionado teórica e empiricamente por economistas heterodoxos, o RMI estabeleceu-se como paradigma da política monetária a partir dos anos 90. O Brasil aderiu ao RMI em 1999, logo após o fim da âncora cambial do Plano Real. Mesmo com o advento da

crise de 2007-2008, essas ideias não foram postas de lado. Após a crise, o RMI foi supostamente revisto pelos mesmos economistas ortodoxos que o haviam difundido. No entanto, nenhuma mudança significativa foi introduzida na prática dos Bancos Centrais.

A persecução da estabilidade de preços tornou-se cada vez mais importante a partir dos preceitos difundidos pelo Novo Consenso Macroeconômico. Na verdade, ela passou a representar o axioma que sustentou a fundamentação teórica do consenso, uma vez que “o NCM estabelece que uma taxa de inflação baixa e estável é condição *sine qua non* para ao crescimento econômico de longo prazo” (PAULA & SARAIVA, 2015, p.21). O objetivo principal da política monetária torna-se, portanto, a manutenção da estabilidade de preços, não havendo *trade-off* entre inflação e desemprego no longo prazo. Além disso, a discricionariedade da política monetária deve ser limitada: há que se ter alguma discricionariedade apenas em situações limites, para acomodar choques de oferta e evitar volatilidade excessiva do produto.

A fundamentação teórica do NCM é embasada na das diversas escolas neoclássicas (monetarista, novo-clássica, ciclo real de negócios e novo-keynesiana): existe um equilíbrio ótimo de longo prazo para o qual a economia converge. Como em um sistema dinâmico, a hipótese de convergência é sustentada matematicamente para a validação teórica dos modelos. Esse equilíbrio deve ser perseguido através da manutenção da estabilidade dos preços. Assim sendo, a economia é pensada como resultado de comportamentos individuais ancorados em expectativas racionais, admitindo a existência de uma taxa natural de desemprego e a condição de neutralidade da moeda no longo prazo. A hipótese de inconsistência temporal da política monetária² também é considerada.

Como a Tesoura Marshalliana, o diagrama IS-LM, a revolução keynesiana e a “contrarrevolução” monetarista, o NCM representou um marco na economia:

O NCM é a nova síntese da teoria macroeconômica convencional, tal como a “síntese neoclássica” dos anos de 1950, porém a política monetária torna-se o principal instrumento de política econômica, ao passo que as demais políticas (fiscal, cambial, financeira, etc.) tornam-se subordinadas aos objetivos de estabilização do produto e principalmente da inflação. (PAULA & SARAIVA, 2015, p.22)

² Segundo Paula & Saraiva (2011), o problema é que os “policy-makers” mesmo sabendo que tentativas de introduzir supresas com políticas expansionistas não terão efeitos sobre produto e emprego no longo prazo, são tentados a implementá-las (por razões políticas) para obter ganhos de curto prazo, mesmo que estes sejam momentâneos.

Mishkin (2011) sintetiza os princípios do NCM:

1) A inflação é sempre e em todo lugar um fenômeno monetário; 2) a estabilidade de preços tem importantes benefícios; 3) não existe nenhum *trade-off* de longo prazo entre desemprego e inflação; 4) expectativas desempenham um papel crucial na determinação da inflação e na transmissão da política monetária para a macroeconomia; 5) taxa real de juros precisa aumentar com maior inflação, i.e., o Princípio de Taylor; 6) política monetária está sujeita ao problema de inconsistência temporal; 7) banco central independente ajuda a aprimorar a eficiência da política monetária; 8) compromisso com uma âncora nominal forte é central para produzir bons resultados de política monetária; 9) fricções financeiras desempenham um papel importante nos ciclos de negócio. (MISHKIN, 2011, p.3)

Frederic Mishkin era um dos membros do *Board of Governors* do *Federal Reserve* quando a crise financeira de 2008 estourou. Curiosamente, Mishkin havia publicado um *paper* muito similar em 2006, antes do estouro da crise. Os mesmos princípios apareciam no capítulo de introdução, exceto pelo nono, referente ao papel das fricções financeiras e que foi acrescentado na versão de revisão publicada em 2011.

De acordo com estes preceitos difundidos pelo Novo Consenso Macroeconômico, o RMI “é o melhor arranjo institucional para conduzir a política monetária, uma vez que busca assegurar e manter baixas taxas de inflação e minimizar as flutuações do produto” (PAULA & SARAIVA, 2015, p.22). Além disso, o RMI é capaz de reduzir os graus de liberdade da autoridade monetária em relação a surpresas inflacionárias que possam explorar o *trade-off* entre inflação e desemprego no curto prazo.

Outra particularidade do NCM é a regra de política monetária (regra de Taylor)³, a qual relaciona positivamente a taxa de juros nominal de curto prazo (instrumento da política monetária) com: i) a taxa “natural” de juros ou real; ii) o hiato da produção; iii) as expectativas futuras de inflação; iv) a taxa de inflação passada. Como consequência dessas relações, a política monetária responde aos desvios do produto e da inflação, dados os objetivos de estabilidade de preços e do produto e as expectativas inflacionárias.

O modelo do NCM implica que a política monetária é conduzida para estabelecer uma meta para a taxa básica de juros, sem considerar a taxa de crescimento do estoque de moeda –

³ Em resumo, a regra de Taylor consiste na manutenção contínua da taxa básica de juros acima do nível da inflação.

isso ocorre porque, na prática, a curva LM é substituída pela regra de política monetária (regra de Taylor). Assim, a oferta de moeda torna-se uma variável residual endógena.

Analisemos agora o Regime de Metas de Inflação de forma mais detalhada. No geral, o RMI tem como ponto de partida dois pressupostos: i) o insucesso de outras estratégias de âncoras nominais visando o controle da taxa de inflação; ii) os preceitos teóricos do NCM, de que a política monetária é ineficaz para afetar as variáveis reais da economia de forma duradoura, como os níveis de produto e emprego. Vale lembrar que o horizonte da meta no Brasil – período em que se espera que o BCB atinja a sua meta de inflação - é de um ano.

Diversos estudos empíricos já foram realizados para averiguar a eficácia do RMI na performance econômica dos países que o adotam. Como as condições de implementação do regime variam muito, a depender de se o país é classificado como desenvolvido ou emergente, poucos resultados conclusivos foram obtidos até agora. De modo geral, estes estudos empíricos não conseguem fornecer evidências de que países emergentes que adotam o RMI têm uma performance melhor em termos de crescimento econômico e menor inflação.

Por outro lado, alguns estudos empíricos sobre os efeitos da política de juros em um RMI no Brasil destacam a necessidade de se avaliarem os efeitos reais da política monetária sobre o produto e o emprego. É neste sentido que Libânio (2010), ao avaliar empiricamente a relação entre política monetária e desempenho econômico no Brasil durante o período 1999 – 2006, encontrou que a política monetária reage de forma pró-cíclica e assimétrica a flutuações na atividade econômica. O autor conclui que a política monetária mostra-se muito “apertada” durante as recessões e não tão “frouxa” durante períodos de expansão e que tal padrão gera, portanto, um viés para baixo na demanda agregada, com efeitos reais negativos sobre o nível do produto.

2.2.1 A Crítica Pós-Keynesiana

Numa abordagem de viés pós-keynesiano para a política monetária, Eduardo Strachman (2013) propõe uma perspectiva muito clara:

Pode-se até tolerar metas de inflação, desde que essas sejam vistas apenas como ‘focusing devices’, guiando políticas, mas considerando outros objetivos, como, no curto prazo, o produto e o emprego e, no longo, o desenvolvimento tecnológico e humano. Logo, metas de inflação não são necessárias, apesar de serem admissíveis, sobretudo se mantidas escondidas do público, funcionando apenas como um foco

e dando flexibilidade aos bancos centrais. (STRACHMAN, 2013, p. 408).

A crítica da escola pós-keynesiana ao regime de metas é contundente. Para a heterodoxia pós-keynesiana, a operacionalização do mesmo, ao aumentar os juros para baixar a inflação, reduz tanto o produto efetivo como o produto potencial, ameaçando a produção, a capacidade produtiva e o emprego. Ou seja, a taxa de juros afeta o produto potencial ou de pleno emprego, assim como afeta também o produto efetivo. Na mesma linha de raciocínio, para os pós-keynesianos a moeda não é neutra. A oferta monetária, por sua vez, é considerada endógena. Uma situação como essa sugere que o regime de metas de inflação opera a partir de uma regra, a regra de Taylor, que, apesar de poder efetivamente reduzir a inflação com taxas de juros elevadas, acarreta um custo social muito alto em termos de crescimento. Isso porque, além de reduzir a produção corrente e o de nível emprego, ao reduzir o produto potencial, ou a capacidade produtiva da economia, aumenta a demanda agregada relativa e induz desnecessariamente a novos aumentos de juros, tornando a política monetária resistente à sua queda.

Equanto que para a ortodoxia a inflação é um problema de desequilíbrio de demanda, na visão keynesiana e pós-keynesiana trata-se de um problema estrutural principalmente do lado da oferta. Para a vertente heterodoxa, a economia não converge para um ponto de equilíbrio estável e de longo prazo. Pelo contrário, a incerteza é o elemento estruturante da economia, sendo o equilíbrio, portanto, um “mero ponto de passagem”. Lopes, Mollo e Colbano (2012) definem bem o papel da moeda e a dinâmica da variável investimento para a escola Pós-Keynesiana no seguinte trecho:

Para os pós-keynesianos, a moeda, ao invés de neutra, tem enorme importância para a realização dos investimentos. Por um lado, é a disposição do sistema bancário de se tornar ilíquido (Keynes, 1937, a, b, e c) que garante que o investidor conseguirá condições de empréstimos apropriadas, uma vez confrontadas com a rentabilidade esperada do capital, para concretizar sua decisão de investimento. Trata-se, segundo Keynes, do motivo *finance* de demanda de moeda. Por outro lado, a consolidação ou o *funding* do investimento depende da preferência pela liquidez dos poupadores. Só se ela for reduzida é possível contar com empréstimos de longa maturação para converter as dívidas de curto prazo, tomadas nos primeiros momentos do

investimento, em dívidas compatíveis com seus prazos de maturação. Só, portanto, condições monetárias favoráveis, em termos de reduzida preferência pela liquidez dos bancos e dos poupadores, garantem o crescimento do investimento e então da produção, da capacidade de produção e do emprego na economia. (LOPES; MOLLO; COLBANO, 2012, p.11)

O Novo Consenso Macroeconômico também é alvo de críticas feitas pela Escola Pós-Keynesiana. Lavoie (2004) resume bem esta crítica, além de ressaltar os pontos mais paradigmáticos do NCM:

Meu resumo sobre o novo consenso é o seguinte. Paradoxalmente, o novo consenso é simplesmente uma variante do monetarismo, mas sem qualquer papel causal para a moeda. O modelo do novo consenso é monetarista sem moeda! As ideias cruciais ecabeçadas por Milton Friedman pode ser encontradas em seu *Nobel Lecture* (Friedman, 1977). Nele, Friedman reitera sua crença na taxa natural de desemprego e a validade da curva de Phillips vertical, a qual é essencialmente a equação (1.2) do modelo do novo consenso. Ele também propõe uma curva de longo prazo positivamente inclinada, essencialmente a equação (1.7) do novo consenso, a qual afirma que altas taxas de inflação interferem na taxa natural de crescimento. Em relação à taxa real de juros de equilíbrio que norteia o sistema do novo consenso, (...) ela não é diferente da taxa natural de juros de Wicksell à qual Friedman se referiu. O único elemento verdadeiramente novo do novo consenso é a rejeição da exogeneidade da oferta monetária, além da substituição da regra de aumento da oferta de moeda pela regra de manutenção da taxa básica de juros. (LAVOIE, 2004, p.23, tradução nossa).

Com isso, Lavoie propõe uma alternativa pós-keynesiana ao modelo do NCM. O autor alega que essa alternativa pode ser o modelo de Godley (1999), ao qual pode-se adicionar uma função de reação do Banco Central. Para Lavoie, a vantagem dessa abordagem é que a oferta e a demanda por diversos ativos podem ser explicitamente modeladas.

Neste primeiro capítulo foi visto o aspecto teórico da política monetária contemporânea. Buscou-se compreender o papel central dos arranjos institucionais introduzidos pelo *mainstream* a partir dos anos 90 como balizadores da política monetária, em especial o NCM e o RMI. No próximo capítulo parte-se para a análise técnica e teórica dos eventos relacionados à política monetária e ao crescimento do PIB no Brasil entre 2007 e 2014.

3 A POLÍTICA MONETÁRIA E O CRESCIMENTO DO PIB NO BRASIL (2007-2014)

O período compreendido entre os anos de 2007 e 2014 foi marcado por variações positivas do PIB, a exceção sendo o ano de 2009. O ano de 2007 simbolizava, em parte, a renovação da crença de que a política econômica em geral vinha sendo conduzida de maneira satisfatória desde o primeiro mandato do Presidente Luiz Inácio da Silva – o que se traduziu na reeleição do mesmo em 2006. O primeiro mandato de Lula havia sido marcado pela retomada do crescimento econômico a níveis ligeiramente superiores aos do governo de Fernando Henrique Cardoso. Embora em 2014 o nível de crescimento já se mostrasse muito baixo, da ordem de 0,5% a.a., o que sugere estagnação, é salutar lembrar que entre 2007 e 2010, excluindo 2009, as taxas anuais médias de crescimento do PIB foram superiores aos 5% (CURADO, 2011).

Ao mesmo tempo, a política monetária continuou seguindo o receituário tradicional de ajustar as taxas de juros às expectativas inflacionárias das instituições financeiras. Embora apresentasse oscilações, entre 2007 e 2010 a inflação não ultrapassou o teto estabelecido pelo regime de metas; o mercado de trabalho aumentou o seu grau de formalização e a taxa de desemprego apresentou uma tendência de queda durante a maioria dos sete anos estudados – a exceção, novamente, ocorreu no ano de 2009, quando subiu para 8,1% de 7,8% em 2008. De 2011 a 2014, o cenário econômico mostrou-se um pouco menos favorável, com momentos em que a taxa de inflação se aproximou do teto da meta. Todavia, o nível de preços continuou sem extrapolar o limite superior e o desemprego voltou a diminuir. Em relação ao ano de 2009, vale ressaltar que estes efeitos negativos específicos não foram um mero acaso, mas sim uma consequência da crise financeira global iniciada nos Estados Unidos em 2007, a Crise do *Subprime*⁴.

Neste capítulo, após uma revisão teórica sobre a política monetária, apresenta-se a evolução dos dados relacionados a esta política e ao crescimento da economia, bem como os aspectos institucionais que guiaram o comportamento das autoridades monetárias.

⁴ Convencionou-se chamar de *Subprime* os empréstimos de alto risco que propiciaram a crise financeira de 2008.

3.1 CONDUÇÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA, EVOLUÇÃO DA TAXA BÁSICA DE JUROS (SELIC) E DA TAXA REAL DE JUROS

É amplamente reconhecido que durante a gestão do presidente Lula a política econômica manteve, com alterações marginais, os arranjos institucionais introduzidos em 1999. O cerne desses arranjos foi denominado de “tripé macroeconômico”: metas de inflação, regime de câmbio flutuante com intervenção (*dirty floating*) e superávit fiscal. Em relação à política monetária, o fato central a ser reconhecido é que o regime de metas de inflação foi capaz de manter a estabilidade de preços num período de crescimento econômico. Ainda que houvesse certo temor quanto à ruptura da política econômica adotada anteriormente, a indicação de Henrique Meirelles para a presidência do Banco Central sinalizou que Lula iria manter uma equipe econômica de caráter voltado ao *mainstream*.

Entre 2007 e 2010 a inflação não ultrapassou os limites superiores da meta estabelecida pelo Conselho Monetário Nacional (CMN). Mesmo assim, a equipe de política monetária mostrou-se cautelosa em relação a uma possível subida da inflação acima do teto. Em 2008, diante da crise internacional e da consequente instabilidade dos mercados externos, as autoridades monetárias publicaram o seguinte:

A experiência internacional, bem como o próprio histórico de inflação do nosso país, recomenda que a postura da autoridade monetária permaneça cautelosa para enfrentar potenciais efeitos de segunda ordem (...) O Copom enfatiza que o principal desafio da política monetária nesse contexto é garantir que os resultados favoráveis obtidos nos últimos anos sejam preservados. Em particular, cabe à política monetária evitar que a deterioração da dinâmica inflacionária, observada em 2008, se torne persistente. Além disso, o Comitê avalia que a persistência de atuação cautelosa e tempestiva da política monetária é fundamental para aumentar a probabilidade de que a inflação no Brasil volte a evoluir segundo a trajetória de metas já em 2009 (BCB, 2008, p. 139).

O trecho acima fornece boas pistas para a uma melhor compreensão das intenções do Copom e também da evolução das taxas de juros no período estudado. Entre janeiro e agosto de 2007, a taxa básica nominal de juros da economia (taxa SELIC) caiu de 13,25% para 11,25%. Manteve-se constante até abril de 2008 quando, sob o receio de uma volta da inflação – que mostrava-se muito próxima do limite superior da meta, de 6,5% - o BCB optou

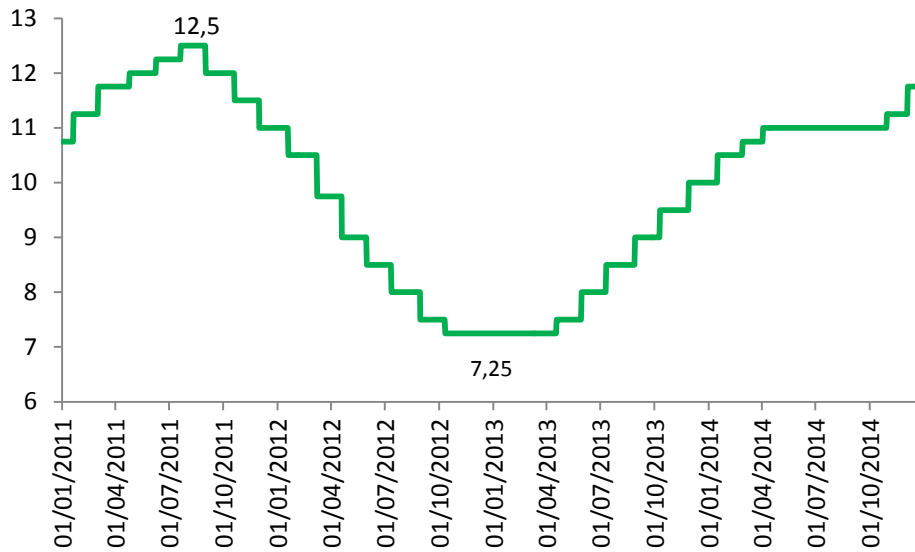
por elevá-la para 11,75%. Dado o impacto da crise financeira global, a taxa de juros passou por sucessivos aumentos naquele ano. No final de 2008, a taxa SELIC era de 13,75%. O intuito do BCB era, sobretudo, o de evitar fortes desvalorizações cambiais e seus efeitos inflacionários sobre a demanda agregada.

Em janeiro de 2009, após verificar que a inflação estava sob controle e pressentir os possíveis efeitos externos que recairiam sobre a economia brasileira, o BCB decidiu reduzir os juros. Entre janeiro e setembro, cada reunião mensal do Copom representou uma nova queda da taxa SELIC, que estacionou em 8,75%. Fixada nesse nível até abril de 2010, ainda sofreu uma última inflexão no segundo mandato de Lula, saltando para 9,75%. O novo processo de subida dos juros se arrastou até meados de 2011, adentrando o primeiro governo Dilma.

É possível afirmar que o segundo governo Lula “conseguiu um espaço de manobra maior dentro do próprio sistema de metas de inflação para realizar uma política monetária um pouco mais expansionista” (SILVA, 2017, p.14). Isso porque, apesar de a inflação ter aumentado, sempre esteve dentro dos limites estabelecidas como meta pelo Comitê de Política Monetária.

No que diz respeito ao primeiro mandato de Dilma Rousseff, foi mencionado anteriormente que a política monetária foi conduzida de forma errática, alternando seu viés de contracionista para expansionista num intervalo breve e sem a eficácia desejada frente ao crescimento do produto. Com a eleição da nova presidente, um outro perfil de economistas foi colocado em pastas importantes relacionadas à gestão macroeconômica. No Banco Central, Alexandre Tombini foi o escolhido para substituir Henrique Meirelles. Nos dois primeiros trimestres, o viés restritivo da política ainda fez-se presente. A mudança no perfil de gestão macroeconômica passou a ser perceptível a partir do terceiro trimestre, quando teve início um movimento de queda prolongada da taxa de juros. Num intervalo de 13 meses (01/09/2011-11/10/2012), a meta para a taxa Selic caiu 5,25 pontos percentuais:

Gráfico 1 – Taxa Selic em % (Meta) – jan/2011-dez/2014



Fonte: Elaboração própria com dados do BCB (2018).

Críticos das políticas econômicas do governo Dilma argumentam que o problema não foi simplesmente a redução da taxa de juros, mas a falta de coerência com o que as expectativas de inflação sinalizavam (TABAJARA, 2016). De fato, o debate sobre a eficácia do RMI é extenso e investigar seus resultados sobre o crescimento parece ser uma maneira salutar de construir alternativas às teorias monetárias dominantes. No entanto, o afrouxamento simultâneo das políticas fiscal e monetária não se mostrou uma opção acertada à época, justamente por não ter logrado os resultados pretendidos pelos próprios formuladores das políticas.

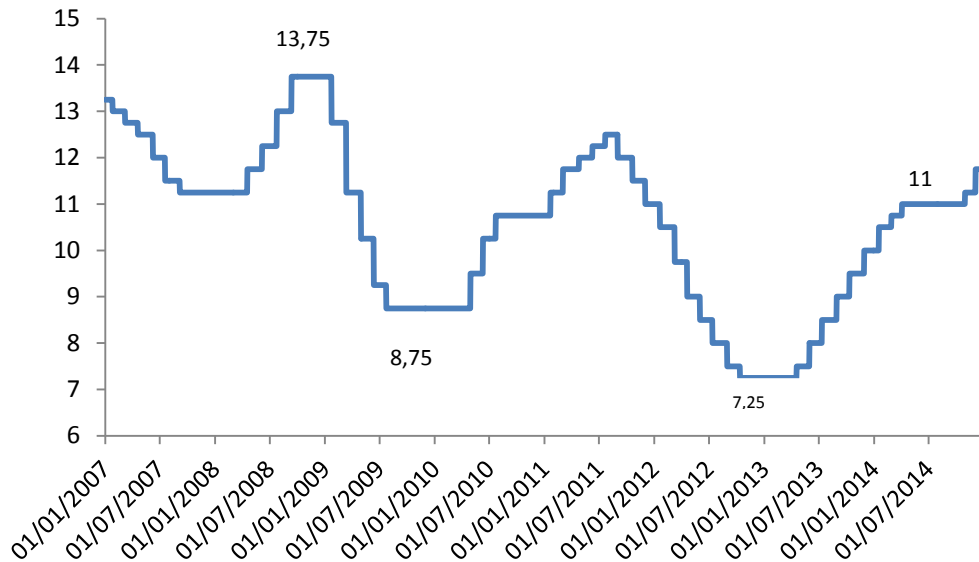
Neste sentido, o que realmente parece ter motivado a diminuição das taxas de juros, entre 2011 e 2012, foi, conforme mencionado anteriormente, a tentativa de manter as altas taxas de crescimento do governo Lula. Em outubro de 2011 o Copom já sinalizava essa preocupação na sua ata:

Para o Copom, acumulam-se evidências apoiando a visão de que a transmissão dos desenvolvimentos externos para a economia brasileira se materializa por intermédio de diversos canais, entre outros, redução da corrente de comércio, moderação do fluxo de investimentos, condições de crédito mais restritivas e piora no sentimento de consumidores e de empresários. O Comitê entende que a complexidade que cerca o ambiente internacional contribuirá para intensificar e acelerar o processo em curso de moderação da atividade doméstica, que já se manifesta, por exemplo, no recuo das projeções para o crescimento da economia brasileira neste e no próximo ano. Dito de outra forma, o processo de moderação em que se encontra a

economia (...) tende a ser potencializado pela fragilidade da economia global (BCB, 2011, ata Copom).

O gráfico abaixo ilustra as flutuações da taxa Selic durante todos os 8 anos contemplados por este estudo:

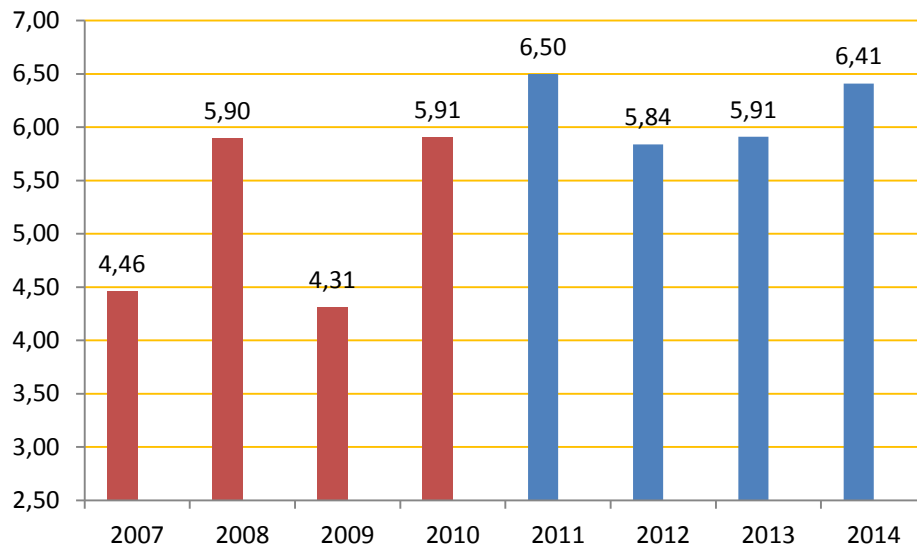
Gráfico 2 - Taxa Selic em % (Meta) – jan/2007-dez/2014



Fonte: Elaboração própria com dados do BCB (2018).

De 2007 a 2010 a inflação não ultrapassou em nenhum período os intervalos da meta estabelecida pelas autoridades monetárias. A mesma situação foi observada no quadriênio seguinte, com a diferença de que o limite superior da meta (6,5%) foi alcançado praticamente duas vezes: em 2011 e 2014. No entanto, é válido ponderarmos que estamos analisando a taxa de inflação anual efetiva (IPCA % a.a.), que é um referencial diferente da taxa de inflação acumulada em 12 meses. Esta última apresentou um nível acima do limite superior da meta em alguns intervalos⁵. O gráfico abaixo mostra os valores para a taxa de inflação efetiva, em dados anuais medidos pelo IPCA:

⁵ A inflação acumulada ultrapassou o limite superior da meta em set/2014 (6,75%) e set/2011 (7,31%), por exemplo.

Gráfico 3 – Taxa de inflação efetiva (IPCA % a.a.) – 2007-2014

Fonte: Elaboração própria com dados do IBGE (2018).

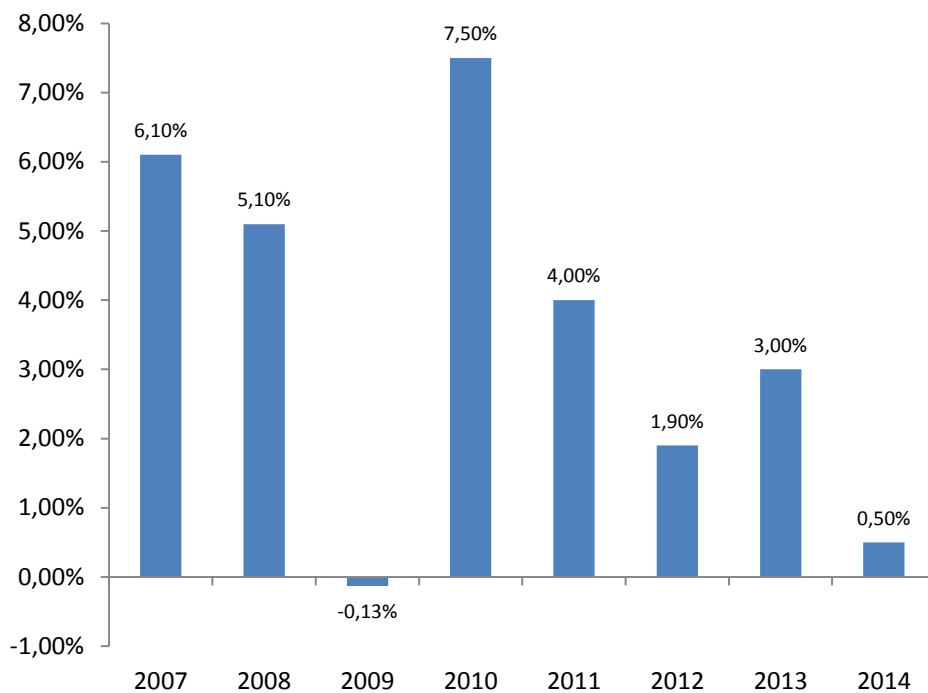
3.2 O CRESCIMENTO DO PIB

A utilização das políticas macroeconômicas mostrou-se um recurso valioso ao longo do século XX. As políticas fiscal e monetária, empregadas muitas vezes no intuito de melhorar a performance econômica de uma nação, conceberam o arcabouço teórico de notáveis economistas durante o desenvolvimento da ciência no século passado. A revolução keynesiana “propôs o uso da política fiscal através de aumentos dos gastos do governo – especialmente aqueles em investimento – como uma medida anticíclica eficaz, capaz de estimular a economia em uma situação de capacidade ociosa” (DUTRA, 2016, p. 10). A “contrarrevolução monetarista” (SNOWDON; VANE, 2005) enfatizou o papel da política monetária como o único instrumento de política econômica, rejeitando o uso da política fiscal como função estabilizadora da economia. Milton Friedman, o mais celebrado monetarista, acreditava na eficácia da política monetária para combater desequilíbrios de curto prazo do sistema econômico. Sua teoria “é alicerçada na ideia de que moeda é extremamente importante na macroeconomia, seja porque ela afeta os níveis de preços e emprego no curto prazo, seja pelo fato de que o estoque de moeda provoca modificações no nível de preços no longo prazo” (FERRARI, 1996, p.84). O longo prazo para Friedman era sinônimo de equilíbrio macroeconômico. A visão keynesiana, por outro lado, não trabalhava com a ideia de equilíbrio de longo prazo, uma vez que compreendia ser a incerteza o elemento estruturante da economia. A teoria de Keynes é uma “teoria monetária da produção”, na qual não há espaço para a neutralidade da moeda: ela é recurso especulativo, ativo de liquidez máxima, meio de troca, reserva de valor e unidade de conta; em suma, é peça fundamental para a consolidação de políticas que visem afetar a produção a fim de alcançar o pleno emprego. Para Friedman, ela é, no curto prazo, o instrumento que permite alcançar o equilíbrio de longo prazo, quando será neutra.

A partir da reflexão acima, temos uma amostra dos distintos traços nas concepções de equilíbrio e crescimento dos teóricos da ciência econômica. Contudo, podemos observar também que, embora haja diferenças metodológicas significativas, ambos se preocupavam com o papel da moeda e, ainda mais importante, com os instrumentos para se alcançar o crescimento macroeconômico. A variação do PIB é o maior referencial para visualização do crescimento da economia de um país, e é a partir dela que seguiremos a análise. No caso brasileiro, as séries históricas do crescimento do PIB nominal (dados anuais) e do PIB real (dados anuais e trimestrais) se mostram de vital importância para uma melhor compreensão da

conjuntura que possivelmente balizaram as decisões de política monetária. Analisamos os aspectos técnicos e teóricos do crescimento de forma subdivida, com os recortes dados pelos mandatos presidenciais, começando pelo 2º mandato do presidente Lula (2007-2010) e concluindo com o 1º mandato da presidente Dilma Rousseff (2011-2014). O gráfico abaixo apresenta a variação do PIB real brasileiro na totalidade do período, ou seja, entre os anos de 2007 e 2014:

Gráfico 4 – Variação anual do PIB real (%) – 2007 - 2014



Fonte: Elaboração própria com dados do Banco Mundial (2018).

A taxa média de crescimento da economia no período foi de 3,39% a.a. Os anos que correspondem ao segundo governo Lula (2007-2010) tiveram uma média quase duas vezes maior que a do período restante: 4,43%⁶ contra 2,35%⁷. A leve contração de 0,13% em 2009, resultado do impacto do cenário internacional, foi rapidamente superada no ano seguinte, quando obteve-se o maior resultado para o crescimento do produto desde 1986: 7,5%.

Desde já é importante esclarecermos que o comportamento das variáveis analisadas – em especial do PIB, neste caso – depende de um conjunto de fatores. De acordo com Curado (2011):

⁶ Média calculada pelo autor com dados do Banco Mundial.

⁷ Média calculada pelo autor com dados do Banco Mundial.

Um resultado positivo em termos de crescimento do produto, por exemplo, depende, entre outros elementos, das decisões dos agentes privados, das políticas de governo e do cenário externo. Ao mesmo tempo não parece sensato atribuir bons ou maus resultados *exclusivamente* a um destes elementos. A realidade, via de regra, é mais complexa. Em síntese, os resultados do período analisado devem ser creditados em maior ou menor grau ao comportamento dos agentes privados (num sentido amplo), às ações do governo através de seu conjunto de políticas públicas e às condições vigentes no cenário internacional. (CURADO, 2011, p.92)

Além das políticas fiscal e monetária, o conjunto de políticas públicas descrito por Marcelo Curado engloba, mais especificamente, políticas de cunho social, como a política de transferência de renda encabeçada pelo programa Bolsa Família e a política deliberada de elevação do salário mínimo real, cujo êxito foi marcado pela queda significativa da desigualdade de renda. Há evidências empíricas sólidas sobre a queda dessa desigualdade, que ocorreu de forma sustentada e acelerou-se com a retomada do crescimento econômico durante os governos de Lula (ROCHA, 2012).

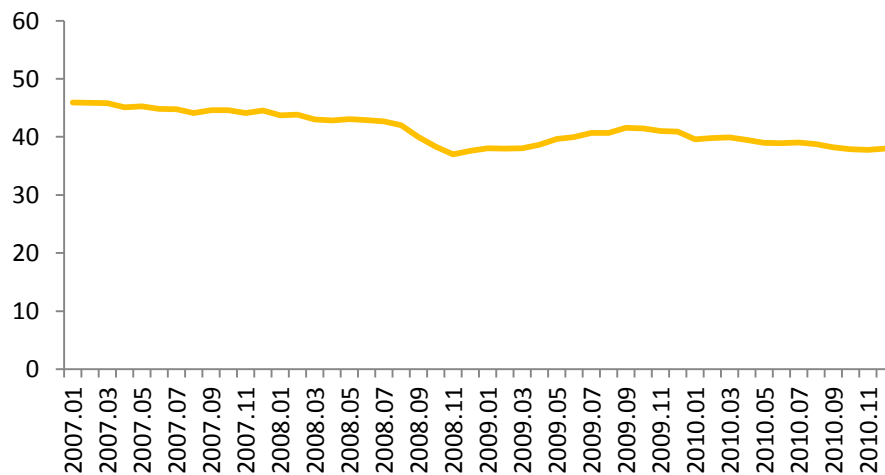
Com a população tendo sua capacidade de consumo reestabelecida, a economia aqueceu-se, o mercado de trabalho aumentou o seu grau de formalização e a conjuntura mostrou-se favorável ao crescimento. Ao longo do governo Lula a economia brasileira presenciou uma verdadeira explosão do crédito, especialmente ao consumidor. Isso manifestou-se com o aumento da relação operação de crédito (setores público e privado)/PIB, que atingiu 47,25% em outubro de 2010.

Na contramão dos mercados externos, o Brasil superou já em 2010 os efeitos da recessão que iniciou-se em 2007-2008 nos Estados Unidos. O impacto negativo da crise internacional sobre a economia brasileira em 2009 foi suavizado com as quedas consecutivas das taxas de juro real ao redor do planeta. Não só o efeito correlato ao investimento foi positivo³, como também a taxa de câmbio Real-Dólar atingiu seu menor patamar histórico³ desde o fim da âncora cambial e da adoção do regime de metas em 1999. Ainda que a moeda apreciada possa ter estimulado um déficit em transações correntes, o superávit do Balanço de Pagamentos (BP) foi mantido graças aos superávits registrados nas contas Capital e Financeira - estes, por sua vez, fruto da entrada de Investimentos Diretos Externos (IDE) e de Investimentos Estrangeiros em Carteira. Em sua análise, Curado mostra ainda que o efeito ambíguo da apreciação do Real fez-se presente também na evolução da dívida pública. Nas palavras do próprio autor: “a redução da dívida indexada à Selic e ao câmbio diminuiu,

respectivamente, os impactos da política monetária e das flutuações cambiais sobre o passivo mobiliário interno do governo federal” (CURADO, 2011, p.97).

É possível concluirmos, portanto, que houve avanços relativos no âmbito fiscal entre 2007 e 2010. Em janeiro de 2007 a dívida pública total (líquida) era de 45,94% do PIB, ao passo que em novembro de 2010 ela atingiu 37,74% do PIB. O gráfico abaixo ilustra melhor a redução relativa da relação dívida/PIB neste período:

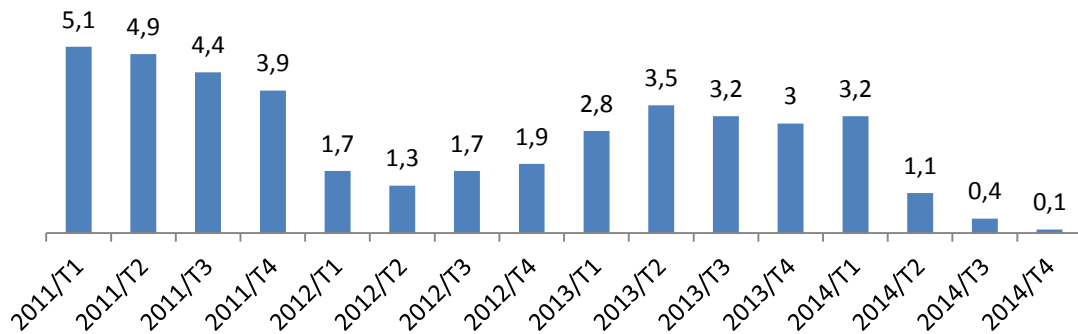
Gráfico 5 – Evolução da dívida pública total (líquida) (% PIB) – 2007-2010



Fonte: Elaboração própria com dados do Banco Central (2018).

A partir de 2011, com a posse da Presidente Dilma Rousseff, o cenário começou a apresentar mudanças. Embora o crescimento continuasse, a atividade econômica dava sinais de desaceleração já no início de 2011, quando a taxa de crescimento acumulado em doze meses do Produto Interno Bruto, medido trimestralmente, iniciava um processo de queda (TABAJARA, 2016):

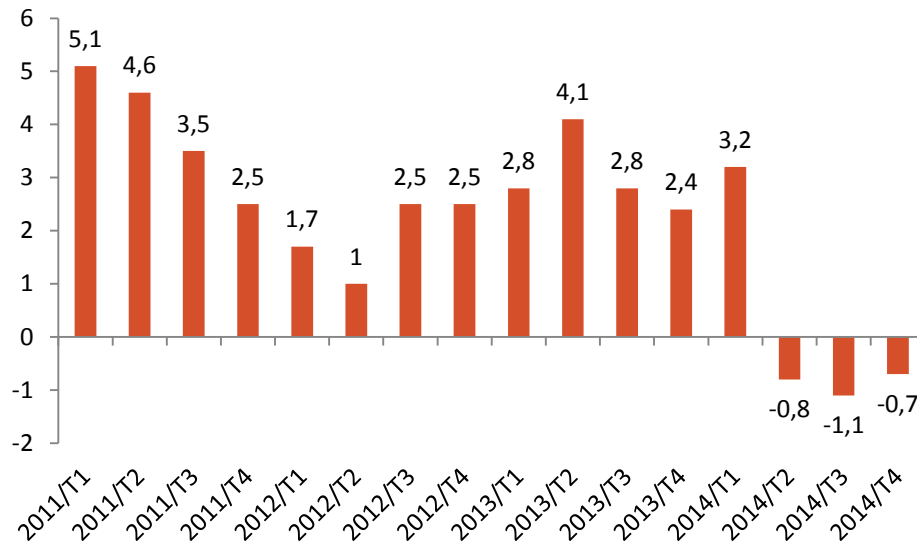
Gráfico 6 – Crescimento do PIB (%) – Acumulado em 12 meses – 1º trimestre 2011-4º Trimestre 2014



Fonte: Elaboração própria com dados do IBGE (2018).

A queda da taxa de crescimento econômico mundial, após a crise de 2008-2009, estimulou a adoção de políticas econômicas que buscassem manter as altas taxas de crescimento do governo Lula. No entanto, a desaceleração iniciada nos dois primeiros anos do governo Dilma não foi absolutamente revertida. Muito em função de uma política monetária difusa - que alternou seu viés entre expansionista e contracionista num breve espaço de tempo – e de uma política fiscal que inspirou pouca credibilidade nos agentes do setor privado, o PIB real começou a apresentar taxas de variação negativas a partir do segundo trimestre de 2014:

Gráfico 7 – Variação trimestral do PIB real (%) – 2011-2014



Fonte: Elaboração própria com dados do IBGE (2018).

A incerteza em relação ao comportamento das autoridades fiscais contribuiu para um desempenho muito aquém do esperado por parte dos formuladores das políticas econômicas ao final do primeiro mandato de Dilma. A pressão de parte do setor privado para obter benefícios fiscais que eram ofertados a outros setores corroborou essa tese:

A esses fatores, somou-se uma fonte de incerteza possivelmente resultante da própria ação do governo. À medida que anúncios de desoneração fiscal a determinados setores passaram a integrar o *modus operandi* da política econômica, alguns empresários podem ter preferido adiar seus projetos e intensificar suas pressões junto ao governo com o objetivo de antes obter algum benefício fiscal. Mudanças nas regras de concessões e da remuneração de alguns setores, tais como de energia elétrica, também ajudaram a minar a confiança empresários (CAGNIN; PRATES; FREITAS & NOVAIS, 2013, p. 184).

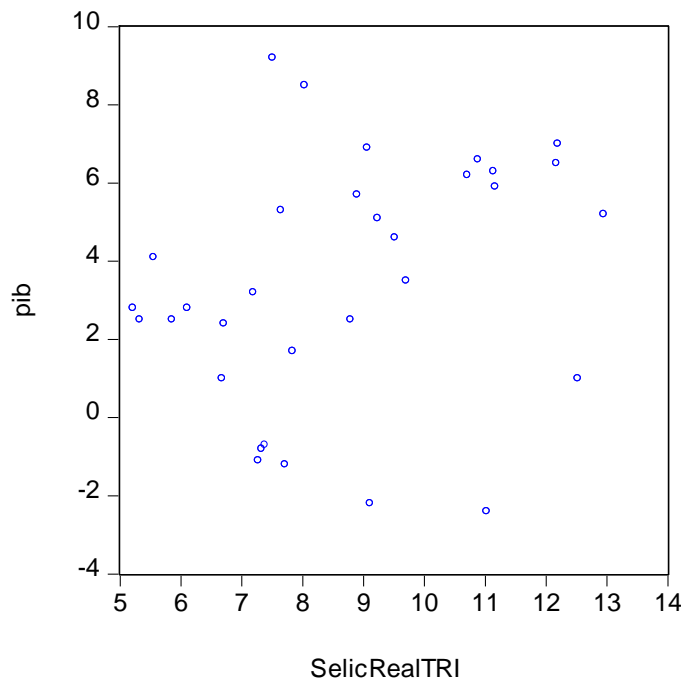
De certa forma, o governo brasileiro apostou que a estabilidade macroeconômica já estava suficientemente madura, o que o levou a adotar critérios menos rigorosos em relação à manutenção da estabilidade de preços, a fim de que fosse possível a obtenção de taxas mais elevadas de crescimento econômico.

O primeiro governo Dilma manteve o regime de política macroeconômica ancorado nas metas de inflação, superávit primário e na flutuação “suja” (*dirty floating*) da taxa de câmbio. Apesar de ter apresentado alguns resultados positivos (especialmente a queda contínua da taxa

de desemprego), o objetivo principal de manter altas taxas de crescimento econômico não foi alcançado.

A hipótese intuitiva dessa monografia é a de que a condução da política monetária afeta o crescimento do produto - ou seja, de que as variações na taxa básica de juros (Selic) causam as flutuações do PIB. Como mencionado no capítulo de introdução, utiliza-se a taxa real de juros como referencial de política monetária para estimar o Vetor Autorregressivo e realizar o Teste de Não-Causalidade de Granger. Assim, uma análise prévia da relação entre essa taxa e o crescimento do PIB mostra-se oportuna. Uma maneira de estudar essa relação é através de gráficos de dispersão entre os dados das duas séries temporais. Além do estudo da relação contemporânea entre as variáveis, um recurso interessante é plotar uma das séries temporais contra as defasagens da outra, isto é, realizar o gráfico de dispersão entre, por exemplo, a série temporal do crescimento do PIB e as defasagens da série da taxa de juros real. Optou-se por realizar ambas as análises de dispersão dos dados, começando pelas relação contemporânea e seguindo com a relação que incorpora as defasagens:

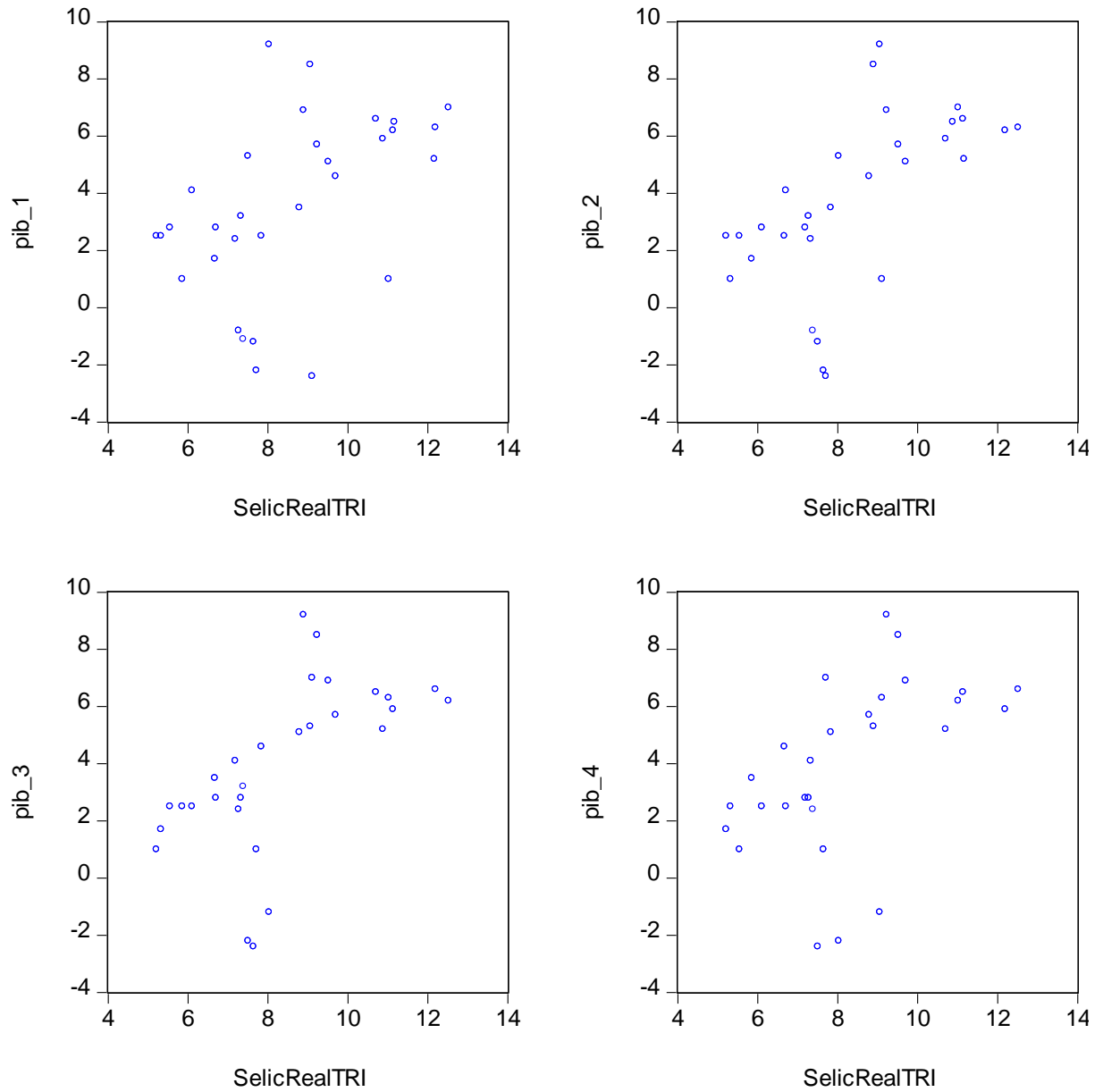
Gráfico 8 – Dispersão dos dados contemporâneos entre taxa real de juros e taxa de crescimento do PIB:



Fonte: elaboração própria com o software Eviews (2018).

O gráfico seguinte mostra a correlação entre as defasagens do PIB (até 4 defasagens) e a taxa real de juros:

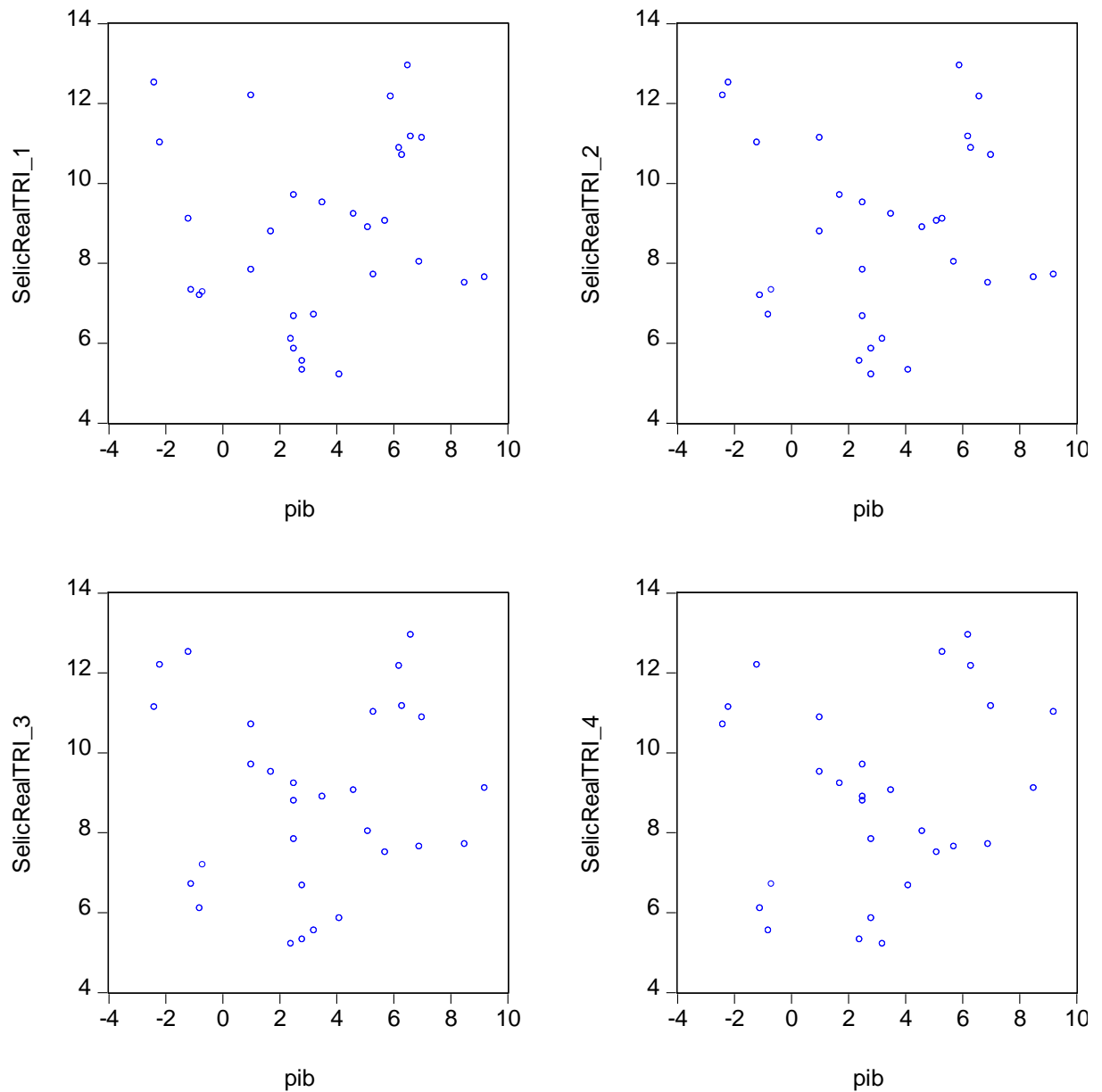
Gráfico 9 – Gráfico de dispersão entre a taxa real de juros e as defasagens do crescimento do PIB:



Fonte: elaboração própria com o software Eviews (2018).

A relação inversa do gráfico acima é feita no gráfico que segue, ou seja, defasamos agora a taxa de juros e a correlacionamos com o crescimento do PIB:

Gráfico 10 – Gráfico de dispersão entre a taxa de crescimento do PIB e as defasagens da taxa real de juros:



Fonte: elaboração própria com o software Eviews (2018).

A dispersão dos dados contemporâneos entre taxa real de juros e taxa de crescimento do PIB permite pensar que a relação entre as variáveis pode ser linear (ou “quase linear”). Ao plotarmos o gráfico da série da taxa de juros com as defasagens do PIB, essa relação parece ser ainda mais linear. De acordo com o gráfico de dispersão, uma reta de regressão possivelmente ajustaria-se bem aos dados. O gráfico posterior analisa o caso inverso e não permite a mesma inferência: é possível que uma reta não se ajustasse bem àquela dispersão. A relevância desse recurso gráfico é demonstrar que a hipótese preliminar investigada neste

trabalho pode fazer algum sentido à priori, mesmo sem qualquer estimação empírica ou estritamente conclusiva. De maneira geral, as menores taxas de juros encontram-se nos pontos com menor crescimento ou crescimento médio do PIB – talvez porque a política monetária reaja às flutuações do produto.

Assim, conclui-se a breve revisão sobre a condução da política monetária no segundo governo de Lula e no primeiro governo de Dilma e os resultados do PIB brasileiro durante os dois governos. A seguir, parte-se para a demonstração e formalização da metodologia aplicada nessa monografia.

4 METODOLOGIA: O MODELO VAR E O TESTE DE CAUSALIDADE DE GRANGER

Neste capítulo aborda-se a metodologia econométrica referente ao Vetor Autoregressivo (VAR) e ao Teste de Causalidade de Granger. Inicia-se pela descrição teórica e pela formalização das equações do modelo – no caso do teste de causalidade, são apresentadas as hipóteses nula e alternativa do mesmo. Na seção 4.1 é feita uma breve revisão sobre o histórico do uso de modelos VAR, além da apresentação de suas formas (estrutural e reduzida) e equações. A seção 4.2 é destinada às hipóteses e aos aspectos metodológicos do Teste de Causalidade de Granger. Na seção 4.3 mostra-se as principais referências para elaboração deste trabalho no que concerne às aplicações do VAR ao estudo da economia brasileira.

4.1 O MODELO VAR

Proposto originalmente por Christopher A. Sims, o uso de modelos VAR mostrou-se de fundamental importância na avaliação de políticas macroeconômicas a partir dos anos 1980. A construção de modelos empíricos e a proposição de uma metodologia eficaz – embora um tanto sofisticada – contribuíram significativamente para o avanço da “análise de política econômica”, a qual permitiu uma alternativa ao conjunto de premissas e suposições *à priori* sobre os modelos de equações simultâneas utilizados até então. Ainda que algumas interpretações coloquem a abordagem de Sims como uma “macroeconomia sem teoria”, seu trabalho é tido como “extraordinário”⁸ e lhe rendeu o Prêmio de Ciências Econômicas em memória de Alfred Nobel no ano de 2011. De acordo com Christiano (2012):

In a series of papers, Sims (1972, 1980a, 1980b) proposed the use of vector autoregressions (VARs). The most comprehensive and influential of these papers is Sims (1980a), ‘Macroeconomics and Reality’. Few contributions have withstood the test of time as well as this paper. In the early days, VARs provided key empirical input into substantive economic debates, and they continue to do so today. In addition, research on technical questions raised by VARs proceeds at a brisk pace. Sims continues to be a major force on both the substantive and technical fronts. Some of the best researchers in our profession have also made contributions to the analysis of VARs. The

⁸ Em seu artigo, Christiano (2012) define o trabalho de Sims como extraordinário. Do original em inglês: The research output of Christopher A. Sims has been nothing less than extraordinary.

participation of so many prominent economists is eloquent testimony to the importance of VARs. (CHRISTIANO, 2012, p.1084).

Dentre os três trabalhos destacados por Christiano, o mais proeminente foi “*Macroeconomics and Reality*”. Nele, Sims sugere três propósitos principais para o uso dos Vetores Autoregressivos: (1) previsão de séries temporais econômicas; (2) nortear e avaliar modelos econômicos; (3) avaliar as consequências de políticas econômicas alternativas. Ao explicar como a estrutura de identificação dos modelos existentes à época era inadequada em sua visão, Sims forneceu algumas indicações preliminares de como os VARs poderiam alcançar esses três objetivos. Ele argumentou que as suposições usadas para a modelagem econométrica não eram totalmente críveis (CHRISTIANO, 2012). Por exemplo, para identificar um sistema estrutural composto de uma curva de demanda e uma curva de oferta, era padrão assumir que uma variável poderia mudar curva de demanda, mas não a curva de oferta, enquanto outra variável poderia mudar a curva de oferta, mas não a curva de demanda. Essa suposição de que uma variável poderia ser importante para um lado do mercado, mas poderia, ao mesmo tempo, ser excluída de afetar o outro, é classificada como “não crível” na visão de Sims.

Foi justamente a partir dessa reflexão que Sims alicerçou sua metodologia. Por tratar-se de um modelo no qual as variáveis são endógenas – ou seja, as variáveis são mutuamente influenciadas uma pela outra – o VAR incorporou os conceitos de efeito *feedback* e de *choques estruturais*. O efeito *feedback*⁹ ocorre porque cada uma das variáveis depende contemporaneamente uma da outra. Dessa forma, a praticidade/finalidade do VAR é desenvolver técnicas para evitar esse problema, objetivando-se encontrar a trajetória da variável de interesse ante um choque nos respectivos erros de cada equação do modelo, ou seja, um *choque estrutural*. A proposta de Sims de utilizar os VARs como uma alternativa aos modelos de equações simultâneas que vinham sendo empregados até então poderia superar os problemas de identificação apontados e teria um grande potencial para prever, interpretar séries de tempo macroeconômicas e conduzir experimentos com a política monetária.

Bueno (2011) afirma que modelos econômicos geralmente são expressos por diversas variáveis. Portanto, o uso de modelos univariados é limitado. O vetor autorregressivo (VAR) permite que se expressem modelos econômicos completos e se estimem os parâmetros desse modelo.

⁹ O efeito *feedback* ocorre porque, de acordo com o exemplo descrito a seguir por Bueno (2011), *yt* e *zt* afetam um ao outro.

Analisemos agora a representação formal do VAR. Segundo Bueno, pode-se expressar um modelo autorregressivo de ordem p por um vetor com n variáveis endógenas, X_t , que estão conectadas entre si por meio de uma matriz A , conforme segue:

$$AX_t = B_0 + \sum_{i=1}^p B_i X_{t-i} + B\varepsilon_t \quad (1)$$

Em que:

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

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

B_i são matrizes $n \times n$;

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

ε_t é um vetor $n \times 1$ de perturbações aleatórias não correlacionadas entre si contemporaneamente ou temporalmente.

A visualização do modelo por meio de um exemplo bivariado de ordem 1 mostra-se oportuna. A partir dessa simplificação, uma série de resultados intuitivos que valem para modelos de ordem maior pode ser desenvolvida, facilitando o entendimento da metodologia. Segue abaixo o modelo exemplificado:

$$\begin{aligned} y_t &= b_{10} - a_{12}z_t + b_{11}y_{t-1} + b_{12}z_{t-1} + \sigma_y\varepsilon_{yt} \\ z_t &= b_{20} - a_{21}y_t + b_{21}y_{t-1} + b_{22}z_{t-1} + \sigma_z\varepsilon_{zt} \end{aligned} \quad (2)$$

Trata-se de uma especificação inicial bem razoável, pela qual as variáveis são mutuamente influenciadas uma pela outra, tanto contemporaneamente como pelos seus valores defasados. As hipóteses assumidas para esse modelo são as seguintes:

1. y_t e z_t são ambos estacionários;
2. $\varepsilon_{yt} \sim \text{RB}(0,1)$ e $\varepsilon_{zt} \sim \text{RB}(0,1)$;
3. $\varepsilon_{yt} + \varepsilon_{zt} \Rightarrow \text{Cov}(\varepsilon_{yt}, \varepsilon_{zt}) = 0$.

Por causa da endogeneidade das variáveis, esse modelo é normalmente estimado em sua forma reduzida, isto é, estima-se o seguinte modelo:

$$X_t = A^{-1}B_0 + \sum_{i=1}^p A^{-1}B_i X_{t-i} + A^{-1}B\varepsilon_t = \Phi_0 + \sum_{i=1}^p \Phi_i X_{t-i} + e_t, \quad (3)$$

em que: $\Phi_i = A^{-1}B_i, i = 0, 1, \dots, p$ $B\varepsilon_t \equiv Ae_t$.

A forma reduzida do modelo inicialmente exemplificado é a seguinte:

$$X_t = \Phi_0 + \Phi_1 X_{t-1} + e_t ; \quad (4)$$

$$\Phi_0 \equiv A^{-1}B_0 ;$$

$$\Phi_1 \equiv A^{-1}B_1 ;$$

$$Ae_t \equiv B\varepsilon_t .$$

As equações 1 e 2 representam um VAR em sua forma estrutural¹⁰. Para este trabalho optou-se por estimar o VAR na forma reduzida (equações 3 e 4), pois a partir das informações nela contida já se é possível realizar o Teste de Causalidade de Granger e analisar os efeitos de choques nas variáveis por meio da Função Impulso Resposta (FIR).

Cavalcanti (2010) apresenta de maneira sintética as formas estrutural e reduzida do VAR em suas notações matriciais, o que pode ser útil para uma melhor visualização da relação entre ambas. O autor supõe, por simplicidade, um VAR(1) bivariado estacionário com forma estrutural dada por:

$$\begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Z_t \\ Y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Z_{t-1} \\ Y_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \end{bmatrix} \quad (5)$$

onde $\varepsilon_{1,t}$ e $\varepsilon_{2,t}$ são ruído branco. A correspondente forma reduzida é:

$$\begin{bmatrix} Z_t \\ Y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} \\ c_{21} & c_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Z_{t-1} \\ Y_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{1,t} \\ u_{2,t} \end{bmatrix} \quad (6)$$

O intuito deste trabalho é estimar um VAR para analisar a relação entre a política monetária conduzida pelo BCB e o crescimento do produto brasileiro no período 2007-2014. Objetivamente, a estimação do VAR permitirá a investigação da hipótese desta relação ser causal a partir da aplicação do Teste de Causalidade de Granger. Na próxima seção revisa-se, pois, as hipóteses estatísticas deste teste e como empregá-lo.

¹⁰ O VAR estrutural é denominado SVAR (*Structural Vector Autoregression*) na literatura econométrica.

4.2 O TESTE DE NÃO-CAUSALIDADE DE GRANGER

O Teste de Causalidade de Granger baseia-se na idéia de que se X causa Y , o conhecimento de valores passados de X permite melhores previsões de Y . Aqui cabe uma ponderação sobre a semântica dessa interpretação: uma vez que o futuro não pode prever o passado, se a variável X (Granger) causa variação na variável Y , então variações em Y deveriam preceder variações em X . Assim, o termo causalidade, no sentido estatístico, não significa necessariamente que uma variável é resultante do efeito da outra, mas que uma variável precede a outra. Por isso, conforme Granger (1969), trata-se mais de um teste de precedência temporal e do que de causalidade propriamente dita - no sentido de uma relação de causa e efeito.

Considere duas séries temporais X e Y . Na prática, estamos interessados em saber se X causa/precede Y , ou se Y causa/precede X , se as duas causam uma a outra bilateralmente ou se não existe relação de causalidade entre as variáveis. A intenção deste estudo é verificar se a variável Política Monetária (por exemplo, a taxa de juros X) causa a variável Expansão do PIB (por exemplo, Y) no sentido de Granger. Em termos estatísticos, isso equivale a rejeitar a hipótese nula¹¹ de que X não causa Y . Dessa forma, X "*Granger-causa*" Y se valores passados de X ajudam a prever o valor presente de Y . Analogamente, se isso não acontece, então se diz que X "*não-Granger-causa*" Y . Gujarati (2006) afirma que o Teste de Causalidade de Granger pressupõe que a informação relevante para a previsão das respectivas variáveis, X e Y , está contida unicamente nos dados da série temporal dessas variáveis.

Lima (2016) propõe uma representação formal na qual o teste de causalidade consiste em estimar as seguintes regressões:

$$Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \beta_{Yi} Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{Xi} X_{t-i} + \varepsilon_{1t} \quad (7)$$

$$X_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^p \beta_{Xi} X_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{Yi} Y_{t-i} + \varepsilon_{2t} \quad (8)$$

¹¹ Na literatura estatística, a interpretação mais comumente encontrada – e que é adotada neste trabalho – é a de que “Rejeita-se” ou “Não Rejeita-se” a hipótese nula. No entanto, alguns autores trabalham com a nomenclatura “Aceita-se” como uma interpretação análoga para “Não Rejeita-se”.

A primeira equação demonstrada por Lima¹² (7) estabelece que valores correntes de Y estão relacionados a valores passados de Y e a valores passados de X ; a segunda equação (8) estabelece comportamento semelhante para X . Se X não for importante para prever Y , os coeficientes β_{Xi} na primeira equação devem ser estatisticamente iguais a zero, isto é, não rejeita-se a hipótese nula de que X “*não-Granger-causa*” Y . Da mesma forma, se Y não for importante para prever X , os coeficientes β_{Yi} na segunda equação devem ser estatisticamente iguais a zero, isto é, não deve-se rejeitar a hipótese nula de que Y “*não-Granger-causa*” X .

Seguindo a explicação a partir do exemplo acima, o teste de hipóteses para X e Y , respectivamente, pode ser formalizado da seguinte maneira:

$$\begin{cases} H_0 = \beta_{X1} = \beta_{X2} = \dots = \beta_{Xp} = 0 \\ H_1 = \beta_{X1} = \beta_{X2} = \dots = \beta_{Xp} \neq 0 \end{cases} \quad (9)$$

e

$$\begin{cases} H_0 = \beta_{Y1} = \beta_{Y2} = \dots = \beta_{Yp} = 0 \\ H_1 = \beta_{Y1} = \beta_{Y2} = \dots = \beta_{Yp} \neq 0 \end{cases} \quad (10)$$

onde, para encontrar causalidade bidirecional, espera-se rejeitar ambas as hipóteses nulas.

Com isso, o autor aponta que podemos ter como resultado quatro situações:

- a) *Causalidade unidirecional de X para Y* ($X \rightarrow Y$): se os coeficientes estimados na primeira regressão (7) para as variáveis defasadas X_{t-i} forem conjuntamente diferentes de zero e os coeficientes estimados na segunda regressão (8) para as variáveis defasadas Y_{t-i} forem conjuntamente iguais a zero. Ou seja, rejeita-se a hipótese nula na primeira regressão e não rejeita-se na segunda;

¹² Exemplo extraído de apostila da UFV/DER elaborada por João Eustáquio de Lima.

- b) *Causalidade unidirecional de Y para X* ($Y \rightarrow X$): se os coeficientes estimados na segunda regressão para as variáveis defasadas Y_{t-i} forem conjuntamente diferentes de zero e os coeficientes estimados na primeira regressão para as variáveis defasadas X_{t-i} forem conjuntamente iguais a zero. Ou seja, rejeita-se a hipótese nula na segunda regressão e não rejeita-se na primeira;
- c) *Causalidade bidirecional* ($X \leftrightarrow Y$): ocorre se, e somente se, os coeficientes estimados na primeira regressão para as variáveis defasadas X_{t-i} forem conjuntamente diferentes de zero e os coeficientes estimados na segunda regressão para as variáveis defasadas Y_{t-i} também forem conjuntamente diferentes de zero. Ou seja, rejeita-se a hipótese nula tanto na primeira regressão como segunda;
- d) *Ausência de Causalidade*: ocorre se os coeficientes estimados na primeira regressão para as variáveis defasadas X_{t-i} forem conjuntamente iguais a zero e os coeficientes estimados na segunda regressão para as variáveis defasadas Y_{t-i} forem, também, conjuntamente iguais a zero. Ou seja, não rejeita-se a hipótese nula em nenhuma das regressões.

Em termos mais gerais, desde que o futuro não pode predizer o passado, se a variável X Granger-causa a variável Y , então mudanças em X devem *preceder temporalmente* mudanças em Y . Carneiro (1997) afirma que a popularização do termo *causalidade* é um dos motivos pelos quais a ideia de *precedência temporal* não se difundiu da mesma maneira:

Dessa forma, é interessante lembrar que o termo causalidade, no sentido estatístico, não é sinônimo de endogeneidade (...) Por essa razão, Leamer (1985) sugere o uso do termo *precedência* ao termo *causalidade*. Contudo, este último já se encontra popularizado e bem estabelecido na literatura devendo o leitor ficar ciente de que as expressões *precedência temporal* e *causalidade* significam a mesma coisa. (CARNEIRO, 2017, p.2)

Em relação à operacionalização do teste, um aspecto importante destacado por Granger (1969) é o de que as variáveis devem ser estacionárias¹³. Lima (2016) esclarece também este ponto:

¹³ Segundo Bueno (2011), uma série temporal $\{y_t, \forall t \in \mathbb{Z}\}$ é fracamente estacionária se:

O teste se concentra em relações de curto prazo desprezando a informação da tendência de longo prazo comum a séries não estacionárias e co-integradas. Granger mostra que se existe co-integração tem que existir causalidade de alguma forma entre as variáveis. Engle e Granger (1987) propõe identificar relações de causalidade entre variáveis não estacionárias, mas co-integradas, por meio de um Modelo de Correção de Erro Vetorial (Modelo VEC). (LIMA, 2016, p.61-62).

O Modelo VEC ou Vetor de Correção de Erros (VECM) mencionado por Lima é recomendado quando se trabalha com séries temporais não estacionárias, mas que são cointegradas, ou seja, que precisam do mesmo número de diferenças para tornarem-se estacionárias. Neste caso, é possível a utilização de uma versão mais moderna do teste de causalidade de Granger, que permite que se identifiquem possíveis relações de causalidade entre duas variáveis originárias de uma mesma tendência de longo prazo. Essa versão pode ser derivada do método de correção dos erros, proposto por Engle e Granger (1987). O método de Engle e Granger modifica o teste padrão de causalidade de Granger na medida em que incorpora um possível efeito de longo prazo numa análise de curto prazo, o que é a essência da análise de cointegração (CARNEIRO, 1997).

Uma explicação dada por Bueno (2011) sobre o porquê de muitos econométristas preferirem o VECM vai de encontro às interpretações de Lima e Carneiro:

Uma das grandes críticas aos modelos ARIMA se faz sobre o seu caráter eminentemente estatístico, muitas vezes sem qualquer significado econômico. De fato, quando se diferencia uma série para estacionarizá-la, perdem-se muitas de suas características (a constante, por exemplo). Além disso, séries de tempo com defasagens degeneradas – uma série explicada apenas pela primeira e quinta defasagem, por exemplo – são difíceis de justificar economicamente. No entanto, se séries de tempo não estacionárias têm uma dinâmica em comum, (...) pode-se especificar um modelo VAR mais completo denominado modelo vetor de correção de erros - VECM. Esse modelo possui significado econômico, pois pode-se

1. $E|y_t|^2 < \infty$;

2. $E(y_t) = \mu, \forall t \in \mathbb{Z}$;

3. $E(y_t - \mu)(y_{t-j} - \mu) = \gamma_j$, isto é, a sua função de autocovariância (FACOV) depende apenas da distância (*lag*) entre as observações, e não do tempo.

dizer que suas variáveis, em virtude da dinâmica comum, têm um componente de longo prazo e um de curto prazo. (BUENO, 2011, p.241).

Portanto, a aplicação de qualquer um dos métodos econométricos mencionados até aqui requer, como primeiro passo, a verificação de estacionariedade nas séries temporais. Os dados utilizados no VAR e testados sob as hipóteses de causalidade de Granger somente são válidos se as séries forem estacionárias. O Teste ADF¹⁴ costuma ser o mais recomendado para verificar estacionariedade.

Vale remarcar que, embora o VECM seja um modelo aconselhável para séries cointegradas, a utilização de um VAR ou de um SVAR não deixa de ser apropriada para modelos com séries não estacionárias em nível. A condição para a estimação do VAR é de que as séries sejam estacionárias. Logo, séries cointegradas podem servir como instrumento de estimação para um vetor autorregressivo. Como apontou Oreiro (2012), o ganho de informação com a aplicação do método de correção de erros pode ser muito pequeno, a depender do prazo e dos efeitos da política econômica. É por essa razão que julga-se válida a estimação de um VAR no capítulo seguinte. O detalhe e a referência sobre o trabalho de Oreiro são comentados na próxima seção.

Antes da aplicação da metodologia escolhida para essa monografia cabe, porém, uma breve revisão sobre o histórico do uso de modelos VAR e do Teste de Causalidade de Granger no estudo da economia brasileira. Segue-se, então, com esta revisão, mencionando alguns dos resultados obtidos por trabalhos que serviram como referências.

4.3 REFERÊNCIAS COM O VAR NO BRASIL

A partir do artigo clássico de Sims (1980), o uso de modelos autorregressivos vetoriais (VAR) se difundiu rapidamente entre os economistas, e hoje esses modelos estão entre os instrumentos mais usados em investigações empíricas na área de macroeconomia (CAVALCANTI, 2010). No Brasil, seja no contexto de previsão ou da verificação de causalidade, boa parte dos estudos que utilizam o VAR busca compreender a relação entre a política fiscal ou a política monetária e a atividade econômica. Há pesquisas considerando

¹⁴ Do inglês: 1. *Augmented Dick-Fuller Test*.

distintas variáveis macroeconômicas, a saber, por exemplo: a performance da Balança Comercial, a taxa de juros real, o spread bancário, entre outras.

Como já mencionado, a referência principal do presente estudo foi Libânio (2010), cujo artigo concentra-se nos efeitos do RMI sobre o crescimento da demanda agregada. Através da estimação de um VAR *estrutural* (SVAR), o autor avaliou empiricamente a relação entre política monetária e desempenho econômico no Brasil durante o período 1999 – 2006, encontrando que a política monetária reage de forma pró-cíclica e assimétrica a flutuações na atividade econômica. A conclusão de Libânio é a de que a política monetária mostra-se muito “apertada” durante as recessões e não tão “frouxa” durante períodos de expansão e que tal padrão gera, portanto, um viés para baixo na demanda agregada, com efeitos reais negativos sobre o nível do produto. Com os resultados obtidos, a principal implicação de política econômica do estudo foi sugerir que os bancos centrais deveriam considerar mais seriamente os efeitos reais da política monetária na produção e no emprego.

Numa linha similar à de Libânio, Costa e Silva (2004) fornece um teste para verificação de política monetária e fiscal pró-cíclica na Argentina, Brasil, Chile e México usando dados anuais para o período 1970-2000. O foco de seu estudo é a influência dos fluxos de capital sobre a política macroeconômica e o efeito de retroalimentação da política sobre os fluxos de capital. Conclui-se que a política monetária foi pró-cíclica em três dos quatro países analisados e que está correlacionada às flutuações dos fluxos internacionais de capital. Diferentemente de Libânio, nenhuma atenção especial é dada ao direcionamento da inflação.

Muinhos e Alves (2003), em seu modelo estrutural de médio prazo para a economia brasileira, representam a relação entre choques exógenos negativos na atividade econômica e a receita fiscal da seguinte maneira (equação 9, página 14):

$$T_t^T = \alpha_0 + \alpha_1 T_{t-1}^T + \sum_{i=1}^p \beta_i Y_{t-i} \quad (11)$$

onde T^T representa o total de impostos e Y o PIB. Nesse caso, quando a economia é atingida por um choque exógeno negativo - levando a uma desaceleração da atividade econômica -, as receitas fiscais tendem a declinar.

Lopes, Mollo e Colbano (2012) criticam o RMI sob uma perspectiva pós-keynesiana. Seu trabalho analisa empiricamente a relação entre a política monetária – representada pela taxa de juros -, o produto potencial e o produto efetivo. Para tal, estimam um VAR na sua

forma reduzida, utilizando dados da produção industrial como *proxy*¹⁵ para o produto efetivo e dados do nível de utilização da capacidade instalada como *proxy* para o produto potencial. A sua conclusão é a de que a taxa de juros afeta negativamente o produto potencial, da mesma forma que afeta o produto efetivo. Não obstante, destacam que a taxa de juros não apenas afeta o produto efetivo - como concordam ortodoxos e heterodoxos - mas também o produto potencial, ao contrário do suposto na regra de Taylor, dando, em sua visão, razão à heterodoxia. Por último, ainda ponderam o seguinte sobre o teste de causalidade de Granger:

[...] o teste de causalidade de Granger torna discutível o aumento da taxa de juros para reduzir o hiato do produto, uma vez que não é possível rejeitar a hipótese nula segundo a qual a taxa de juros não causa no sentido de Granger o aumento do hiato de produto. Assim, nossa preocupação é que a leitura equivocada desse resultado leve a outros aumentos da taxa de juros para reagir à resistência do hiato de produto à queda. O equívoco, nesse caso, estaria em que ele não cai porque o produto potencial caiu, e não porque o produto efetivo continua crescendo. Assim, novos aumentos não surtem o efeito desejado, embora tenham um custo social elevado em termos de crescimento e emprego. (LOPES; MOLLO; COLBANO, 2012, p. 5)

Outra importante referência na elaboração deste estudo é o artigo de Oreiro, Paula, Silva e Amaral (2012). Nele, os autores realizam uma avaliação empírica da economia brasileira com o objetivo de responder a seguinte pergunta: “Por que os juros são tão altos no Brasil?”. No que se refere ao “problema dos juros”, a análise aponta para uma explicação baseada na perda de eficácia da política monetária, causada tanto pela dinâmica de determinação da taxa Selic como pela composição da DMFi¹⁶. Essa perda de eficácia atua no sentido de aumentar o valor da taxa real de juros que é requerida para a convergência da taxa de inflação com respeito a meta inflacionária de longo prazo.

Todavia, o trecho de maior relevância para referenciar este capítulo é o seguinte:

Quando existe um Vetor de Cointegração, é comum fazer um VEC. Contudo, segundo Ramaswamy & Sloek (1997) e Matsumoto (2000), nem sempre esta opção garante os melhores resultados, haja visto que impor um tratamento de cointegração pode levar a uma estimação

¹⁵ Em estatística, uma *proxy* (ou variável *proxy*) é uma variável que não é diretamente relevante por si só, mas atua no lugar de uma variável não observável ou não mensurável para descobrir um resultado provável.

¹⁶ Dívida Mobiliária Federal Interna.

tendenciosa e, portanto, enviesar as funções impulso-resposta. Ademais, os autores destacam que, não havendo suficiente fundamento teórico *à priori* que possa dar respaldo tanto as relações de longo prazo quanto ao modo correto de interpretá-las, o mais aconselhável é não impor nenhuma restrição de correção ao modelo VAR. No caso das variáveis macroeconômicas consideradas no presente trabalho acredita-se não haver razões suficientes que respaldem as relações de longo prazo; assim optou-se por tornar as séries estacionárias e estimar um *sem* impor restrição de correção de erro ao modelo VAR. Assim, a decisão de não empregar o VEC, além dos problemas econométricos supracitados, se deve a uma razão muito simples: em economias emergentes é razoável supor que as ações de política econômica adotadas causem efeitos em um prazo relativamente curto, de modo que o ganho de informação com a imposição de uma restrição de correção é muito pequeno e o custo relativamente grande. (OREIRO; PAULA; SILVA; AMARAL, 2012, p.565).

Na seção anterior mencionou-se o VECM como uma alternativa à modelagem multivariada para séries não estacionárias. No mundo real, séries econômicas dificilmente satisfazem todas as condições de estacionariedade sem que seja necessário diferenciá-las. Assim, seria esperado que o VECM fosse utilizado com uma frequência muito maior que o VAR. A importância do trecho acima é justamente a de esclarecer que é possível não empregarmos o VECM, mesmo se as séries temporais não forem estacionárias *à priori*, isto é, se for preciso diferenciá-las a fim de que se tornem estacionárias. Posto isso, mostra-se os resultados da estimação econométrica no próximo capítulo.

5 ANÁLISE ECONOMÉTRICA

Conforme fora mencionado no capítulo de introdução, a estimação do VAR e a investigação de causalidade foram feitas a partir do estudo de duas séries principais: a série da taxa de juros real (deflacionada pelo Índice de Preços ao Consumidor Amplo, IPCA) - que representa a política monetária - e a série da variação percentual do PIB, fornecida pelo IBGE. Para obter a taxa de juros real foi necessário deflacionar a taxa de juros nominal (meta Selic) pelo IPCA. Estas duas séries são fornecidas através de dados mensais. Como a taxa de crescimento do PIB é fornecida trimestralmente pelo IBGE, optou-se por converter os dados mensais da taxa de juros real para dados trimestrais, pois somente com o mesmo número de observações para as duas séries principais a modelagem do VAR seria possível. Nessa primeira parte o *software* escolhido para deflacionar a taxa Selic foi o R.

Uma vez que as séries continham o mesmo número de observações, os dados foram exportados para o *software* Gretl, no qual foi feita a seleção da defasagem do VAR e a diferenciação das séries. A análise principal referente à estimação do VAR e à aplicação do Teste de Não-Causalidade de Granger foi feita no EViews10S.

5.1 O MODELO VAR APLICADO À TAXA DE JUROS E AO CRESCIMENTO DO PIB

Usualmente, o primeiro passo quando se trabalha com séries temporais é verificar se elas são estacionárias ou não. Se forem, segue-se com a modelagem. Do contrário, é necessário diferenciá-las para que se tornem estacionárias.

Começamos aplicando o teste ADF de raiz unitária nas séries em nível. Os resultados seguem abaixo:

Tabela 1 – Teste ADF para a taxa de juros real (SELICREALTRI):

Null Hypothesis: SELICREALTRI has a unit root		
Exogenous: Constant		
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=7)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.262163	0.1901
Test critical values:		
1% level	-3.670170	
5% level	-2.963972	
10% level	-2.621007	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Tabela 2 – Teste ADF para a taxa de crescimento do PIB (PIB):

Null Hypothesis: PIB has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 5 (Automatic - based on AIC, maxlag=7)

	t-Statistic	Prob.*
<u>Augmented Dickey-Fuller test statistic</u>	-2.970978	0.0510
Test critical values: 1% level	-3.711457	
5% level	-2.981038	
10% level	-2.629906	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Fonte: elaboração própria com o software EViews10 (2018).

Como o *p-valor*¹⁷ de ambos os testes é maior que o nível de significância ($\alpha = 0,05$), não se pode rejeitar a hipótese de nula de presença de raiz unitária (não estacionariedade). Logo, o procedimento recomendado é a diferenciação das séries. Após incrementá-las, os testes ADF foram refeitos:

Tabela 3 – Teste ADF para a primeira diferença da taxa de juros real (D_SELICREALTRI)

Null Hypothesis: D_SELICREALTRI has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 2 (Automatic - based on AIC, maxlag=7)

	t-Statistic	Prob.*
<u>Augmented Dickey-Fuller test statistic</u>	-3.449299	0.0175
Test critical values: 1% level	-3.689194	
5% level	-2.971853	
10% level	-2.625121	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Fonte: elaboração própria com o software EViews10 (2018).

Tabela 4 – Teste ADF para a primeira diferença da taxa de crescimento do PIB (D_PIB):

Null Hypothesis: D_PIB has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 3 (Automatic - based on SIC, maxlag=7)

	t-Statistic	Prob.*
<u>Augmented Dickey-Fuller test statistic</u>	-4.727024	0.0008
Test critical values: 1% level	-3.699871	
5% level	-2.976263	
10% level	-2.627420	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

¹⁷ Se o p-valor é menor do que o nível de significância α do teste de hipóteses, então rejeita-se a hipótese nula.

Após a diferenciação nenhum dos *p-valores* se manteve acima do nível de significância dos testes ADF, o que permitiu a rejeição da hipótese nula de não estacionariedade. Com as duas séries estacionárias, foi dada sequência à estimação do VAR.

Um segundo passo a ser considerado é a seleção da defasagem do modelo. Bueno (2011) aponta que ela pode ser feita por meio dos critérios de informação: *AIC*, *BIC (SC)* e *HQ*. Neste caso, a minimização de cada um dos critérios sugere a ordem (*lag*) das equações. Na tabela abaixo, a maioria dos critérios é minimizada na defasagem 5:

Tabela 5 – Especificação do modelo VAR pelos critérios de informação:

VAR Lag Order Selection Criteria
 Endogenous variables: D_SELICREALTRI D_PIB
 Exogenous variables: C
 Date: 11/19/18 Time: 17:01
 Sample: 2007Q1 2014Q4
 Included observations: 25

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-84.49723	NA	3.469844	6.919778	7.017288	6.946824
1	-65.48679	33.45838	1.046564	5.718943	6.011473*	5.800078
2	-62.00389	5.572627	1.100195	5.760311	6.247862	5.895537
3	-59.51714	3.580923	1.266612	5.881371	6.563942	6.070687
4	-56.98458	3.241679	1.477802	5.998766	6.876357	6.242173
5	-41.29111	17.57668*	0.616596*	5.063289*	6.135900	5.360786*
6	-38.24464	2.924612	0.732843	5.139571	6.407202	5.491158

* indicates lag order selected by the criterion
 LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
 FPE: Final prediction error
 AIC: Akaike information criterion
 SC: Schwarz information criterion
 HQ: Hannan-Quinn information criterion

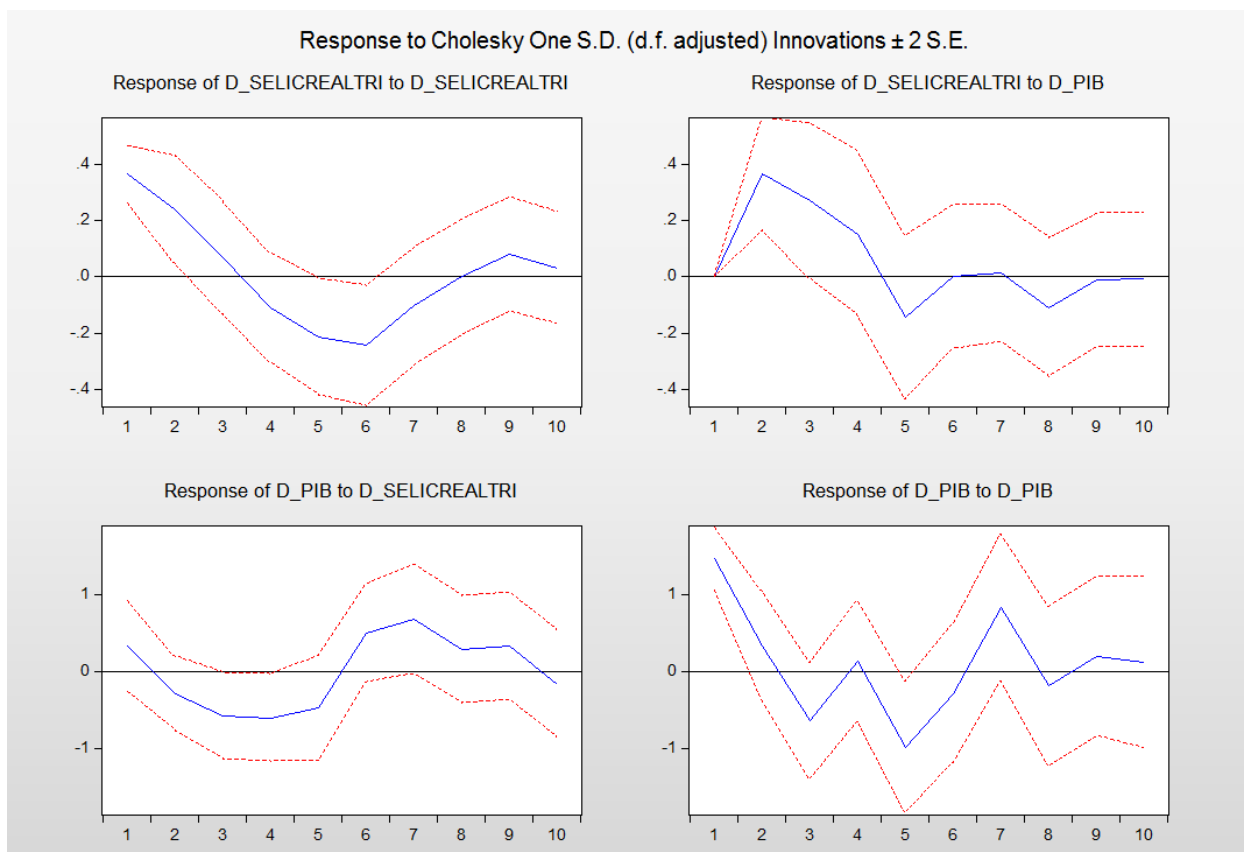
Fonte: elaboração própria com o software EViews10 (2018).

Exceto pelo critério BIC (SC) – que é minimizado no *lag 2* – todos os outros minimizam-se no *lag 5*. Com essa informação, pode-se inferir que o melhor modelo a ser especificado é um VAR(5).

As duas equações apresentam um coeficiente de determinação – o R^2 (*R-squared*) – alto, o que costuma ser um bom sinal. Da mesma forma, o R^2 ajustado (*Adj. R-squared*) de ambas pode ser considerado suficientemente alto, embora na segunda equação ele seja bem menor que na primeira.

A Função Impulso Resposta (FIR) fornece informações sobre a maneira como uma variável responde a um impulso em outra variável. A partir dela é possível ver como um sistema de equações se comporta dada a ocorrência de um choque em uma das variáveis. A FIR é calculada mediante os coeficientes estimados. Logo, é razoável supor que há também um intervalo de confiança a ser considerado nessas estimativas. Segue a FIR para a interação de todas as variáveis (das duas consigo mesmas e de forma cruzada) no VAR estimado:

Figura 4: Função Resposta ao Impulso entre 2 Desvios-padrão:



Fonte: elaboração própria com o software EViews10 (2018).

Há ainda outra forma de analisar os resultados do modelo: por meio da decomposição da variância. Trata-se de uma forma de dizer que porcentagem da variância do erro de previsão decorre de cada variável endógena ao longo do horizonte de previsão. Segue a decomposição da variância de cada uma das variáveis (D_SELICREALTRI e D_PIB, respectivamente):

Tabela 7 – Decomposição da Variância da primeira diferença da taxa real de juros (D_SELICREALTRI):

Variance Decomposition of D_SELICREALTRI:			
Period	S.E.	D_SELICREA..	D_PIB
1	0.365170	100.0000	0.000000
2	0.568533	58.69664	41.30336
3	0.632441	48.58781	51.41219
4	0.659648	47.39278	52.60722
5	0.708221	50.22522	49.77478
6	0.749166	55.51701	44.48299
7	0.756311	56.32320	43.67680
8	0.764130	55.17639	44.82361
9	0.768353	55.64773	44.35227
10	0.769033	55.71579	44.28421

Fonte: elaboração própria com o software EViews10 (2018).

A tabela anterior mostra que o erro de previsão aumenta com o horizonte de previsão, porém a importância do erro atribuída a cada variável se altera. No décimo período, 55,71% do erro se deve à variável D_SELICREALTRI e 44,28% à variável D_PIB.

O mesmo é feito com a variável D_PIB:

Tabela 8 – Decomposição da Variância da primeira diferença da taxa de crescimento do PIB (D_PIB):

Variance Decomposition of D_PIB:			
Period	S.E.	D_SELICREA..	D_PIB
1	1.519412	4.913032	95.08697
2	1.582860	7.844849	92.15515
3	1.801795	16.24747	83.75253
4	1.905093	24.60375	75.39625
5	2.195562	23.08928	76.91072
6	2.269108	26.47647	73.52353
7	2.513116	28.98444	71.01556
8	2.537264	29.79838	70.20162
9	2.567977	30.83065	69.16935
10	2.576580	31.06323	68.93677

Cholesky Ordering: D_SELICREALTRI D_PIB

Fonte: elaboração própria com o software EViews10 (2018).

Uma vez que os resultados o VAR foi estimado e seus resultados demonstrados, pode-se, finalmente, partir para a análise das hipóteses do Teste de Não-Causalidade de Granger.

5.3 RESULTADO DO TESTE DE CAUSALIDADE DE GRANGER

O Teste de Causalidade de Granger é relativamente simples de ser aplicado no Eviews10. Após a estimação do VAR, encontrou-se um modelo de ordem 5. A escolha da defasagem para o teste de causalidade deu-se em razão disso. Segue, então, o resultado do teste:

Tabela 9 – Resultado do Teste de Causalidade de Granger:

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
D_PIB does not Granger Cause D_SELICREALTRI	26	6.53152	0.0021
D_SELICREALTRI does not Granger Cause D_PIB		3.16906	0.0377

Fonte: Elaboração própria com o software Eviews10 (2018).

A tabela acima mostra o teste pareado, ou seja, feito para as duas variáveis introduzidas no modelo VAR: a taxa real de juros (D_SELICREALTRI) e o crescimento do PIB (D_PIB). O *p-valor* de ambos os testes é menor que o nível de significância usual ($\alpha = 0,05$). Assim, pode-se rejeitar as duas hipóteses nulas. Rejeita-se a hipótese nula de que D_PIB não Granger causa D_SELICREALTRI. Analogamente, também rejeita-se a hipótese nula de que D_SELICREALTRI não Granger causa D_PIB. Mas, empiricamente, qual o significado desses dois resultados?

No capítulo referente à metodologia utilizada neste trabalho, comentou-se que Lima (2016) propõe 4 resultados possíveis para o teste: *Causalidade unidirecional de X para Y*, *Causalidade unidirecional de Y para X*, *Causalidade bidirecional* ou *Ausência de Causalidade*. O que a última tabela indica é que temos uma *Causalidade bidirecional*, ou seja, tanto variações na taxa básica de juros causam variações no produto como variações no produto causam variações na taxa básica de juros, no sentido de Granger.

Portanto, a hipótese intuitiva deste trabalho foi confirmada: a política monetária *Granger-causou*, ao menos no breve período contemplado por este estudo, oscilações no produto. O teste também confirma a hipótese inversa, de que as variações do PIB brasileira causaram, no sentido de Granger, as variações na taxa de juros.

6 CONCLUSÃO

Esta monografia teve como objetivo principal analisar a relação entre a política monetária brasileira e o crescimento do Produto Interno Bruto (PIB) no período 2007-2014. Em especial, investigou-se a possibilidade de essa relação ser causal, isto é, de a condução da política monetária ter afetado empiricamente o crescimento do PIB. Para avaliar tal questão, estimou-se um VAR(5) com as séries temporais da taxa real de juros (representando a política monetária) e da taxa de crescimento do PIB. A partir do VAR estimado, foi realizado o Teste de Causalidade de Granger, que confirmou a hipótese preliminar de que as variações na taxa básica de juros causaram, no sentido de Granger, as variações no PIB brasileiro. Além disso, o teste sugere que houve causalidade bidirecional entre as séries estudadas, isto é, não somente as variações na taxa básica de juros causaram as variações no produto, como também as variações no produto causaram as variações da taxa básica de juros (novamente, no sentido de Granger).

A conclusão de que houve causalidade entre a condução da política monetária e a variação do PIB corrobora os aspectos teóricos revisados no capítulo inicial. De fato, a política monetária parece ser o principal instrumento de política econômica e responde aos desvios do produto. Não obstante, pode-se inferir que as flutuações do produto também respondem aos desvios e direcionamentos da política monetária. Ora, se é dito que as autoridades monetárias agem embasadas nos preceitos difundidos pelo Novo Consenso Macroeconômico, é razoável esperar que, a partir das variações do PIB, a política monetária seja revisada ou conduzida de maneira a manter a persecução da estabilidade de preços, seu objetivo principal de acordo com o que se define como “estado das artes” da teoria monetária: o Regime de Metas de Inflação.

Como observado no capítulo 3, a taxa básica de juros sofreu inúmeras inflexões durante os 8 anos estudados. A depender dos objetivos de estabilização do produto, o Copom redefinia a meta para taxa Selic, alternando sua política entre expansionista e contracionista diversas vezes no período 2007-2014. No entanto, a verificação de causalidade entre a condução da política monetária e as flutuações do produto não implica, necessariamente, que esta política foi eficaz. Neste sentido, é válido lembrar a observação de Libânio (2010) de que a política monetária mostra-se muito “apertada” durante as recessões e não tão “frouxa” durante períodos de expansão. Se esse padrão gerou um viés para baixo na demanda agregada entre 1999 e 2006, existe a possibilidade de que tal padrão tenha se mantido nos anos

seguintes. Por isso, sugere-se como uma possível extensão futura deste trabalho a verificação do padrão prócíclico e assimétrico da política monetária também no período 2007-2014.

Por fim, é importante a ressalva de que o VAR estimado neste trabalho é um modelo simples. Trata-se de um VAR bivariado de ordem 5 que, embora tenha cumprido seu objetivo específico de possibilitar a investigação de causalidade entre a política monetária e o crescimento do PIB, carece de um maior poder explicativo. A utilização de um SVAR com mais variáveis ou de modelos não lineares como o STVAR também é uma alternativa bem-vinda para este trabalho.

A partir da estimação de um VAR(5) e da aplicação do Teste de Causalidade de Granger, a conclusão do presente estudo é a de que a condução da política monetária manifestada pelas variações na taxa básica de juros *Granger-causou* as variações do PIB brasileiro entre 2007 e 2014.

REFERÊNCIAS

- ARESTIS, P. e SAWYER, M. (2005). "New consensus monetary policy: An appraisal". In: P. ARESTIS, M. BADDELEY & J. MCCOMBIE (eds.) *The New Monetary Policy*. Chaltenham: Edward Elgar.
- ARIDA, P; RESENDE, A. L. Inertial inflation and monetary reform in Brazil. Departamento de Economia, PUC-RJ, Textos para Discussão, n. 85, 1985.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Histórico de Metas de Inflação**. Brasília: 2016b. Disponível em <http://www.bcb.gov.br/Pec/metas/TabelaMetaseResultados.pdf>.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Notas do COPOM**. Brasília: 2011. Disponível em <http://www.bcb.gov.br/?id=ATACOPOM&ano=2011>.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Relatório de Inflação**. Brasília, v. 10, n. 4, dez. 2008.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Séries Temporais**. Brasília: 2018a. Disponível em: <https://www3.bcb.gov.br/sgspub/localizarseries/localizarSeries.do?method=prepararTelaLocalizarSeries>.
- BARBOSA, F. H. Inflação: inércia e déficit público. **Ensaio Econômicos**, [S.l.], n. 533, p. 1-16, 2004.
- BERNANKE, Ben S.; LAUBACH, Thomas; MISHKIN, Frederic S. e POSEN, Adam S. (1999). *Inflation Targeting: Lessons from the International Experience*. **Princeton, NJ: Princeton University Press**.
- BERNANKE, B. S. *et al.* **Inflation targeting**: lessons from the international experience. Princeton: Princeton University Press, 1999.
- BLANCHARD, O. Fiscal dominance and inflation targeting: lessons from Brazil. Working paper 10389, NBER, 2004.
- BLANCHARD, O. J. & Fisher, S. (1989), *Lectures on Macroeconomics*, Cambridge University Press.
- BUENO, R.S. **Econometria de Séries Temporais**. São Paulo: Cengage Learning, 2011
- CAGNIN; PRATES; FREITAS & NOVAIS, **A gestão macroeconômica do governo Dilma (2011 e 2012)**. *Novos estud. - CEBRAP* [online], n.97, 2013.
- CAVALCANTI, M. Identificação de modelos VAR e causalidade de Granger: uma nota de advertência. **Economia Aplicada**, v.14, n.2, Ribeirão Preto Abr/Jun, 2010.
- CURADO, M. Uma avaliação da economia brasileira no Governo Lula. **Revista Economia & Tecnologia** – Ano 07, Volume Especial – 2011.
- CHRISTIANO, L. J., EICHEBAUM, M. & EVANS, C. (1999), Monetary policy shocks: what have we learned and to what end?, in '**Handbook of Macroeconomics**', Elsevier Science/North Holland.
- CHRISTIANO, 2012 , Christopher A. Sims and Vector Autoregressions, *The Scandinavian Journal of Economics*, 114(4), 1082–1104, 2012

DUTRA, F.N., Multiplicadores fiscais no Brasil : estimativas a partir de modelos STVAR, **Trabalho de Conclusão de Curso de Graduação**, UFRGS, 2016.

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. 3 ed. New York: Wiley, 2009.

FERRARI FILHO, F. Keynesianos, monetaristas, novos-clássicos e novos-keynesianos: uma crítica pós-keynesiana. **Ensaio FEE**, Porto Alegre, v. 17, n. 2, 1996.

FRIEDMAN, M. (1956). "The quantity theory of money - a restatement". In: Friedman, M. (org.), *Studies in the Quantity Theory of Money*, pp. 3-21, Chicago: University of Chicago Press.

FROYEN, R. T. **Macroeconomia**. 5. ed. São Paulo: Saraiva, 2013.

FISCHER, S. Long-term contracts, rational expectations, and the optimal money supply rule. **Journal of Political Economy**, Chicago, v. 85, p. 191-205, Feb. 1977.

GIAMBIAGI, F. et al. **Economia Brasileira Contemporânea: 1945-2010**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2011.

GRANGER, C. (1969), 'Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods', *Econometrica* **37**, 424-438.

GUJARATI, D.N. **Econometria Básica, 3ed.** Pearson Makrom Books, 2000.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Sistema IBGE de Recuperação Automática – SIDRA**. Brasília, 2018. Disponível em: <http://www.sidra.ibge.gov.br/>.

KEYNES, J. M. (1937a). "Alternative theories of the rate of interest" *The Economic Journal* (June).

_____ (1937b). "Ex-ante theory of the rate of interest", *The Collected Writings of John Maynard Keynes*, v. XIV, p. 215.

_____ (1937c). "Mr. Keynes' finance", *The Collected Writings of John Maynard Keynes*, Vol. XIV, p. 216-235.

LIBANIO, G. *A note on inflation targeting and economic growth in Brazil*. **Revista de Economia Política**, v.30, n.1, p.73-88, 2010.

LIMA, J. E., *Apostila de Econometria João Eustáquio Lima*, **UFV/DER**, 2016.

LAVOIE, M. (1992). *Foundations of Post-Keynesian Economic Analysis*. England: Edward Elgar.

LAVOIE, M. (2004), *Central Banking in the Modern World: Alternative Perspectives*, **2004**.

LOPES, L. M.; VASCONCELOS, M. A. S. **Manual de Macroeconomia Básico e Intermediário**. São Paulo: Atlas, 2000.

LOPES; MOLLO; COLBANO, 2012. Metas de inflação, regra de Taylor e neutralidade da moeda: uma crítica pós-keynesiana, *Brazilian Journal of Political Economy*, vol.32 no.2 São Paulo Apr./June 2012.

LUCAS, R. Expectation and the neutrality of the Money. *Journal of Economic Theory*, [S.l.], n. 4, p. 103-124, 1972.

LUCAS, R. International evidence on output-inflation trade off. *The American Economic Review*, [S.l.] v. 63, n. 3, p. 326-334, 1973.

MISHKIN, F.S. Monetary policy strategy: lessons from the crisis. *NBER Working Paper*, n.16755, fev. 2011.

MORRONE, H. ¿La demanda y la rentabilidad estimulan la acumulación de capital? *Revista CEPAL 116*, Agosto 2015.

MUINHOS, Marcelo and Sérgio Afonso ALVES (2003) "Medium-size macroeconomic model for the Brazilian economy". *Banco Central do Brasil Working Paper*, n. 64, February.

OREIRO, J. L., Paula, L. F., ONO, F. H. & SILVA, G. J. C. (2006), 'Determinantes macroeconômicos do spread bancário no brasil: teoria e evidência recente.', *Economia Aplicada 10*, 609–634.

OREIRO, J. L., PAULA, L. F., AMARAL, R.Q. & SILVA, G. J. C. (2012), Por que as taxas de juros são tão elevadas no Brasil? Uma avaliação empírica.', *Revista de Economia Política*, vol. 32, nº 4 (129), pp. 557-579, outubro-dezembro/2012.

PITTHAN, F. N., Análise comparativa entre o CAPM e o APT: um estudo teórico e empírico, **Trabalho de Conclusão de Curso de Graduação**, UFRGS, 2016.

SABOIA, J. Baixo crescimento econômico e melhora do mercado de trabalho – Como entender a aparente contradição? *Estudos Avançados*, 28 (81), 2014.

SARAIVA, P. ; PAULA, L. F. Novo Consenso Macroeconômico e Regime de Metas de Inflação: algumas implicações para o Brasil. *Revista Paranaense de Desenvolvimento*. Curitiba, v.36, n.128, p.19-32, jan/jun, 2015.

SARGENT, T. J. & WALLACE, N. (1975). "Rational expectations, the optimal monetary instrument, and the optimal money supply rule". *Journal of Political Economy*, v. 83, pp. 241-254.

SETTERFIELD, M. (2006). "Is inflation targeting compatible with post Keynesian economics?" *Journal of Post Keynesian Economics*, v. 28, n. 4, pp. 653-671.

SICSÚ, J. (2003). "Taxa de juros e controle da inflação no Brasil". In: SICSU, João; Oreiro, José L.; de Paula, Luiz F. (orgs.). *Agenda Brasil - Políticas Econômicas para o Crescimento com Estabilidade de Preços*, Barueri: Manole/Fundação Konrad Adenauer, pp. 29-64.

SIMONSEN, M. H.; CYSNE, R. P. *Macroeconomia*, Rio de Janeiro: Campus, 2009.

SIMS, C. (1972), 'Money, income and causality', *American Economic Review*, 62, 540–552.

SIMS, C. (1980), 'Macroeconomics and reality', *Econometrica*, **48**, 1–48.

SIMS, C. A. (1986), **Are forecasting models usable for policy analysis?**, Technical report, The Federal Reserve Bank of Minneapolis.

SIMS, C. (2007); THE FEDERAL RESERVE BANK of MINNEAPOLIS, Interview with Christopher Sims, 2007. <https://www.minneapolisfed.org/publications/the-region/interview-with-christopher-sims>

SNOWDON, B.; VANE, H. R. **Modern Macroeconomics**: its origins, development and current state. Northampton, Mass: Edward Elgar, 2005.

STOCK, J. & WATSON, M. (2001). "Vector autoregressions". *The Journal of Economic Perspectives*, v. 15, n. 4.

TAYLOR, J. (1998). "A historical analysis of monetary policy rules". *NBER Working Paper 6768*, Cambridge.

TAYLOR, John (2000) "Teaching modern macroeconomics at the principles level". *American Economic Review*, 90 (2), May: 90-94.

TABAJARA, R.B., Inércia inflacionária no Brasil: uma análise do período 1996-2015, **Trabalho de Conclusão de Curso de Graduação**, UFRGS, 2016.

WOOLDRIDGE, J. **Introductory Econometrics, 5th ed.** Cengage Learning, 2000.

APÊNDICE A – MODELOS ESTIMADOS

Modelo Inicial:

VAR Model:

$$\begin{aligned} D_SELICREALTRI = & C(1,1)*D_SELICREALTRI(-1) + C(1,2)*D_SELICREALTRI(-2) + C(1,3)*D_SELICREALTRI(-3) \\ & + C(1,4)*D_SELICREALTRI(-4) + C(1,5)*D_SELICREALTRI(-5) + C(1,6)*D_PIB(-1) + C(1,7)*D_PIB(-2) \\ & + C(1,8)*D_PIB(-3) + C(1,9)*D_PIB(-4) + C(1,10)*D_PIB(-5) + C(1,11) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} D_PIB = & C(2,1)*D_SELICREALTRI(-1) + C(2,2)*D_SELICREALTRI(-2) + C(2,3)*D_SELICREALTRI(-3) \\ & + C(2,4)*D_SELICREALTRI(-4) + C(2,5)*D_SELICREALTRI(-5) + C(2,6)*D_PIB(-1) + C(2,7)*D_PIB(-2) \\ & + C(2,8)*D_PIB(-3) + C(2,9)*D_PIB(-4) + C(2,10)*D_PIB(-5) + C(2,11) \end{aligned}$$

Modelo com coeficientes substituídos:

VAR Model - Substituted Coefficients:

$$\begin{aligned} D_SELICREALTRI = & 0.422763438084*D_SELICREALTRI(-1) + 0.0866408005104*D_SELICREALTRI(-2) - \\ & 0.127005323452*D_SELICREALTRI(-3) + 0.282523945864*D_SELICREALTRI(-4) - \\ & 0.377905068954*D_SELICREALTRI(-5) + 0.246610812067*D_PIB(-1) + 0.0208892138554*D_PIB(-2) \\ & + 0.106800661002*D_PIB(-3) - 0.162374882774*D_PIB(-4) + 0.231676076504*D_PIB(-5) - 0.0541801162662 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} D_PIB = & -0.999435566352*D_SELICREALTRI(-1) - 0.526697490584*D_SELICREALTRI(-2) - \\ & 1.46576494473*D_SELICREALTRI(-3) + 0.233418677619*D_SELICREALTRI(-4) + \\ & 0.806584996267*D_SELICREALTRI(-5) + 0.227592389955*D_PIB(-1) - 0.237551113983*D_PIB(-2) \\ & + 0.552570243455*D_PIB(-3) - 0.353950864394*D_PIB(-4) + 0.468465123593*D_PIB(-5) - 0.395037101169 \end{aligned}$$

VAR com condições de estabilidade satisfeitas:

Roots of Characteristic Polynomial

Endogenous variables: D_SELICREALTRI

D_PIB

Exogenous variables: C

Lag specification: 1 1 2 2 3 3 4 4 5 5

Date: 11/21/18 Time: 14:52

Root	Modulus
-0.649753 - 0.724312i	0.973040
-0.649753 + 0.724312i	0.973040
0.805564 - 0.532023i	0.965393
0.805564 + 0.532023i	0.965393
0.442983 - 0.819599i	0.931653
0.442983 + 0.819599i	0.931653
-0.228616 - 0.855630i	0.885646
-0.228616 + 0.855630i	0.885646
-0.824595	0.824595
0.734593	0.734593

No root lies outside the unit circle.

VAR satisfies the stability condition.

MODELO INICIAL COM ESTATÍSTICAS COMPLETAS:

Vector Autoregression Estimates

Date: 11/21/18 Time: 14:48

Sample (adjusted): 2008Q3 2014Q4

Included observations: 26 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

	D_SELICRE...	D_PIB
D_SELICREALTRI(-1)	0.422763 (0.16607) [2.54577]	-0.999436 (0.69097) [-1.44643]
D_SELICREALTRI(-2)	0.086641 (0.20674) [0.41907]	-0.526697 (0.86023) [-0.61228]
D_SELICREALTRI(-3)	-0.127005 (0.20439) [-0.62139]	-1.465765 (0.85043) [-1.72357]
D_SELICREALTRI(-4)	0.282524 (0.20321) [1.39028]	0.233419 (0.84554) [0.27606]
D_SELICREALTRI(-5)	-0.377905 (0.19010) [-1.98796]	0.806585 (0.79096) [1.01975]
D_PIB(-1)	0.246611 (0.05712) [4.31726]	0.227592 (0.23768) [0.95758]
D_PIB(-2)	0.020889 (0.05287) [0.39509]	-0.237551 (0.21999) [-1.07981]
D_PIB(-3)	0.106801 (0.05778) [1.84854]	0.552570 (0.24039) [2.29860]
D_PIB(-4)	-0.162375 (0.05692) [-2.85290]	-0.353951 (0.23682) [-1.49462]
D_PIB(-5)	0.231676 (0.04678) [4.95265]	0.468465 (0.19464) [2.40687]
C	-0.054180 (0.10163) [-0.53310]	-0.395037 (0.42287) [-0.93417]
R-squared	0.868898	0.745140
Adj. R-squared	0.781497	0.575233
Sum sq. resids	2.000241	34.62919
S.E. equation	0.365170	1.519412
F-statistic	9.941480	4.385586
Log likelihood	-3.549626	-40.61821
Akaike AIC	1.119202	3.970631
Schwarz SC	1.651474	4.502903
Mean dependent	-0.144476	-0.269231
S.D. dependent	0.781208	2.331312
Determinant resid covariance (dof adj.)		0.292727
Determinant resid covariance		0.097431
Log likelihood		-43.51292
Akaike information criterion		5.039455