

UNIVERSIDADE FEDERAL DA GRANDE DOURADOS – UFGD
FACULDADE DE CIÊNCIAS CONTÁBEIS, ADMINISTRAÇÃO E ECONOMIA
CURSO DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS

Eliandro Clemente Henrique

**Análise dos Efeitos da Política Monetária sob o
Regime de Metas de Inflação no Crescimento
Econômico Brasileiro entre os anos de 2009 a 2018**

DOURADOS/MS

2019

Eliandro Clemente Henrique

**Análise dos Efeitos da Política Monetária sob o Regime de
Metas de Inflação no Crescimento Econômico Brasileiro
entre os anos de 2009 a 2018**

Trabalho de Graduação apresentado à
Faculdade de Administração, Ciências
Contábeis e Economia da Universidade Federal
da Grande Dourados, como requisito parcial
para a obtenção do título de Bacharel em
Ciências Econômicas

Orientador: Leandro Vinícios Carvalho

Banca Examinadora:
Prof. Dr. Alexandre Bandeira Monteiro e Silva
Prof. Dr. Pedro Rodrigues de Oliveira

DOURADOS/MS

2019

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação (CIP).

H519a Henrique, Eliandro Clemente

Análise dos Efeitos da Política Monetária sob o Regime de Metas de Inflação no Crescimento Econômico Brasileiro entre os anos de 2009 a 2018 [recurso eletrônico] / Eliandro Clemente Henrique. -- 2019.

Arquivo em formato pdf.

Orientador: Leandro Vinícios Carvalho.

TCC (Graduação em Ciências Econômicas)-Universidade Federal da Grande Dourados, 2019.

Disponível no Repositório Institucional da UFGD em:

<https://portal.ufgd.edu.br/setor/biblioteca/repositorio>

1. Política Monetária. 2. Inflação. 3. Juros. 4. Macroeconomia. 5. Selic. I. Carvalho, Leandro Vinícios. II. Título.

Ficha catalográfica elaborada automaticamente de acordo com os dados fornecidos pelo(a) autor(a).

©Direitos reservados. Permitido a reprodução parcial desde que citada a fonte.

AGRADECIMENTOS

Em primeiro lugar gostaria de agradecer a minha família, em especial aos meus pais, pois sem este apoio minha jornada teria sido muito mais difícil ou até mesmo impossível.

Ao meu orientador o Prof^o Dr. Leandro Vinícios Carvalho por toda a paciência e disposição no acompanhamento desta jornada. As conversas em nossas reuniões me trouxeram *insights* fundamentais para a construção deste trabalho.

A todo o corpo docente do Curso de Ciências Econômicas por todos os ensinamentos transmitidos ao longo de minha graduação.

Aos demais professores da FACE por atenderem as minhas solicitações e se disporem a sanar minhas dúvidas.

Ao meu Professor e grande amigo Dr. Enrique Duarte Romero pelas conversas, conselhos e seu entusiasmo ao transmitir seu conhecimento a mim e meus colegas.

Agradeço também aos meus amigos Leonardo, Gustavo, Jéssica e Alisson pelos bons momentos e gargalhadas compartilhadas. Obrigado!

SUMÁRIO

RESUMO.....	8
ABSTRACT	9
LISTA DE ILUSTRAÇÕES	10
LISTA DE TABELAS.....	11
1 INTRODUÇÃO.....	13
1.1 PROBLEMA E JUSTIFICATIVA	15
1.2 OBJETIVOS	17
1.2.1 HIPÓTESE	17
1.3 ESTRUTURA DO TRABALHO	17
2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA	19
2.1 REVISÃO TEÓRICA.....	19
2.1.1 EVOLUÇÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA	19
2.1.2 OS NOVOS KEYNESIANOS	25
2.1.3 NOVO CONSENSO MACROECONÔMICO.....	26
2.1.4 REGIME DE METAS DE INFLAÇÃO	29
2.2 REVISÃO DE LITERATURA	30
3 METODOLOGIA.....	33
3.1 MODELO MACROECONÔMICO	33
3.2 BANCO DE DADOS	39
3.3 ESTACIONARIDADE	40
3.3.1 TESTE DICKY-FULLER.....	42
3.3.2 TESTE PHILLIPS-PERON.....	43
3.3.3 TESTE KWIATKOWSKI-PHILLIPS-SCHMIDT-SHIN	45
3.4 TESTE DE COINTEGRAÇÃO	46
3.4.1 TESTE DE JOHANSEN	47
3.5 VETORES AUTORREGRESSIVOS.....	49
4 RESULTADOS	54
4.1 ANÁLISE DESCRITIVA DAS VARIÁVEIS	54
4.2 MODELO MACROECONÔMICO ESTIMADO.....	61
4.2.1 TESTES DE RAÍZ UNITÁRIA	61
4.2.2 TESTE DE COINTEGRAÇÃO	62
4.2.3 RELAÇÕES CONTEMPORÂNEAS.....	63

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	73
REFERÊNCIAS.....	75
APÊNDICES.....	79

RESUMO

Este trabalho procura analisar os mecanismos de transmissão da política monetária explorando as relações existentes entre as variáveis macroeconômicas como produto, inflação e taxa básica de juros na condução da política monetária sob o regime de metas de inflação entre os anos de 2009 a 2018 com o objetivo de avaliar a sensibilidade da resposta do hiato do produto e inflação as variações na taxa básica de juros. Foi estimado um modelo de Vetores Autoregressivos tendo como referência o trabalho de Bogdanski et. al (2000) com o intuito de se comparar, mediante as funções de impulso resposta, a sensibilidade do hiato do produto e inflação as variações na taxa de juros básica (Selic) além de investigar se esta tem sido determinante para a convergência das taxas de inflação aos níveis desejados. Tanto o hiato como o IPCA respondem negativamente a elevações na taxa básica de juros, sendo o IPCA mais sensível as respostas da taxa de juros. Dessa forma, o regime de metas se justifica, no entanto, pela decomposição da variância fornecida pelo modelo encontraram-se evidências de que a Selic tem apresentado uma redução na sua influência na determinação da trajetória do IPCA o que pode se justificar mediante o aumento significativo dos preços administrados na composição do índice cheio do IPCA.

Palavras-chave: Regime de metas; Política Monetária; Selic; IPCA.

ABSTRACT

This paper analyzes monetary policy transmission mechanisms by exploring the relationships between macroeconomic variables such as output, inflation and the basic interest rate in the conduct of monetary policy under the inflation targeting regime between the years 2009 and 2018 with the objective to evaluate the sensitivity of the output gap response and inflation the changes in the basic interest rate. A model of autoregressive vectors was estimated with reference to the work of Bogdanski et. al (2000) with the purpose of comparing the sensitivity of the output gap and inflation to the variations in the basic interest rate (Selic), through the impulse response functions, as well as to investigate whether this has been determinant for the convergence of interest rates. inflation at desired levels. Both the gap and the IPCA respond negatively to increases in the basic interest rate, with the IPCA being more sensitive to interest rate responses. Thus, the target regime is justified, however, by the decomposition of the variance provided by the model, there was evidence that the Selic has shown a reduction in its influence in the determination of the IPCA trajectory, which can be justified by the significant increase of the administered prices in the composition of the full IPCA index.

Keywords: Inflation Target; Monetary Policy; Selic; IPCA.

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Figura 1– Curva de Phillips Original.....	21
Figura 2 – Equilíbrio no Mercado de Trabalho	22
Figura 3 – Curva de Phillips com Expectativas Adaptativas.....	23
Figura 4 – Fluxograma com a relação entre as variáveis do sistema	34
Figura 5 – Etapas e Análise para Construção de um Modelo de Séries Temporais	53
Figura 6 – Evolução da Variação mensal e acumulada do IPCA	54
Figura 7 – Sazonalidade do IPCA (ano de ano).....	55
Figura 8 – Variação mensal dos nove grupos do IPCA.....	56
Figura 9 – Variação mensal do item energia elétrica residencial	57
Figura 10 – Evolução dos preços livres e administrados.....	58
Figura 11 – Taxa Selic anualizada.....	58
Figura 12 – Taxa de juros reais e taxa natural	59
Figura 13 – Evolução do IBC-br	60
Figura 14 – Resposta IPCA a um choque na Selic	64
Figura 15 – Resposta do hiato a um choque na Selic	65
Figura 16 – Evolução do peso dos preços administrados no índice cheio.	69
Figura 17 – PIB e Formação Bruta de Capital Fixo no acumulado de quatro trimestres	71

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Descrição das Variáveis Utilizadas no Modelo	39
Tabela 2 – Contribuição dos grupos para o IPCA (p.p).....	56
Tabela 3 – Testes Raiz Unitária para as variáveis endógenas	62
Tabela 4 – Teste de Cointegração de Johansen para s variáveis do modelo estimado	63
Tabela 5 – Decomposição da Variância do hiato do produto.	66
Tabela 6 – Decomposição da Variância da Selic.....	67
Tabela 7 – Decomposição da Variância do IPCA	68
Tabela 8 – Valores previstos para o IPCA.....	70
Tabela 9 – Valores previstos para a taxa Selic.	70

1 INTRODUÇÃO

A Implementação do Plano Real em 1994 conseguiu, com êxito, atingir o seu propósito de reestabelecer a estabilidade dos preços e pôr fim ao processo inflacionário que vinha se acumulando no Brasil desde a década de 1980. Dentre todos os planos de estabilização, este foi o único em obter êxito ao atingir diretamente as causas da inflação além de promover a coordenação dos preços relativos através da criação da URV's (Unidades Reais de Valor). Contudo, devido a uma conjuntura externa adversa e uma política fiscal frágil a âncora cambial, antes prevalecente, encontrou-se extremamente ameaçada. Assim, a partir de 1999 o câmbio passou a funcionar num regime de flutuação suja (FRAGA, 2009).

Essa decisão de abandonar o regime de câmbio fixo fez com que as autoridades monetárias lançassem mão de novos instrumentos capazes de ancorar as expectativas e, com isso, garantir no longo prazo, um crescimento sustentável para a economia. Neste contexto optou-se pela adoção do Regime de Metas de Inflação, modelo inspirado na experiência de países como Nova Zelândia, Reino Unido e Suécia, refletindo assim a preocupação das autoridades com o risco da perda do controle das expectativas de inflação. Este regime, concebido sobre o arcabouço teórico novo keynesiano pressupunha que as ações da política monetária seriam capazes de influenciar o produto somente no curto prazo de forma que a autoridade monetária deveria se comprometer em direcionar suas ações na criação de um ambiente estável e que fosse capaz de fazer com que as expectativas convergissem para a meta explicitamente divulgada. Assim, de acordo com Fraga (2009) a política monetária brasileira seria então capaz de capitalizar credibilidade junto aos agentes do mercado.

A credibilidade de que o Banco Central será capaz de atingir as suas metas é um fator determinante para o sucesso da política monetária dentro do Regime de Metas de Inflação, pois, adotando um comportamento regido por regras ao invés de uma política discricionária os agentes econômicos são capazes de prever as decisões tomadas pelos membros do Comitê de Política Monetária (COPOM). Esse argumento, conforme defendido por Kydland e Prescott (1977) é o de que a utilização de regras para a condução da política monetária apresenta melhor resultado para que as decisões de política sejam consistentes ao longo do tempo, eliminando assim o problema da inconsistência temporal¹. Esta capacidade de antecipar as

¹ O problema da inconsistência temporal surge quando uma decisão considerada ótima em um determinado período de tempo passe a não ser mais desejável em um período subsequente. Para Barbosa (2010) o problema surge como um fenômeno que acontece quando o agente econômico não tem como ser obrigado a cumprir em data posterior uma política que considerou adequado no período em que foi formalizado.

decisões das autoridades monetárias faria, conforme Neves e Oreiro (2008), com que as expectativas dos agentes em relação à taxa de inflação convergissem mais rapidamente e de maneira menos custosa para o centro da meta. Estes custos de convergência estão associados às variações nas taxas de juros, principal instrumento de controle do Banco Central, e de sua relação com os agregados macroeconômicos. Sob o regime de metas de inflação, a manutenção da estabilidade dos preços impõe para as autoridades monetárias a adoção de um comportamento *forward-looking* no sentido de adotarem uma postura preventiva contra futuras pressões inflacionárias e com isso antecipar esses efeitos sobre o nível de preços e produto da economia dado a existência de defasagens entre a política monetária e seus efeitos reais. Desta forma, o Banco Central está comprometido com a estabilidade de preços e, mediante o uso dos instrumentos de política monetária, atua de forma a garantir com que as expectativas converjam para o centro da meta previamente definida.

No Brasil o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) é uma das principais medidas para a compreensão da dinâmica inflacionária, sendo o índice escolhido pelas autoridades monetárias para definição das metas de inflação. O IPCA consiste em um índice de preços que engloba produtos e serviços comercializáveis no varejo referentes ao consumo pessoal das famílias. No final de 2014 o índice começou a apresentar uma tendência ascendente e já no primeiro trimestre de 2015 apresentou variação no acumulado em 12 meses de 8,13%, ultrapassando os limites de tolerância. (IPEA, 2015). O agente econômico brasileiro obteve perda de bem-estar com a redução de seu poder de compra através do aumento do nível de preços que seguiu em tendência crescente até o início de 2016 onde atingiu o ponto máximo no período com variação de 10,71%. O aumento do índice de preços no período se deu em razão do comportamento dos preços administrados cujas tarifas vinham sendo represadas desde 2013 refletindo assim um realinhamento dos preços livres e monitorados (IPEA, 2015). A ascensão do nível geral preços acima dos limites de tolerância incita uma reação por parte das autoridades monetárias que respondem com aumentos sucessivos da taxa dos juros básica. A manipulação da taxa Selic constitui o principal instrumento à disposição do Banco Central no combate à inflação e pode ser considerada como um dos mais importantes canais de transmissão da política monetária, pois conforme argumentam Minella e Souza-Sobrinho (2011), a taxa de juros, especialmente a das famílias, é o canal mais importante na explicação da dinâmica do produto da economia.

A relação negativa existente entre a taxa de juros e o produto é empiricamente observada ao se analisar os dados do desempenho do produto. Em termos percentuais observa-se que o PIB brasileiro sofreu uma contração de -3,8% em 2015 e -3,9% em 2016, ou

seja, houve um decréscimo do hiato do produto. Desta forma, para conter o processo inflacionário o Banco Central adotou uma política restritiva penalizando o crescimento. Para Minella e Souza-Sobrinho (2011), após a adoção do regime de metas os canais transmissão da política monetária sofreram substanciais ajustes e com isso fez surgir a necessidade de uma melhor identificação destes canais uma vez que o seu conhecimento é determinante para a compreensão e eficácia da política monetária no regime de metas de inflação.

A importância destes canais, apontada no trabalho de Oreiro e Rocha (2008), é altamente dependente da estrutura institucional na qual este regime se concretiza. Os autores analisaram uma amostra de 23 países que adotaram o regime de metas de inflação e argumentam que a capacidade do Banco Central de evitar desvios da meta é um fator importante para trajetória sustentável do crescimento econômico e que embora haja diferenças, tanto estruturais quanto institucionais, a adoção deste regime permite as autoridades monetárias sinalizarem suas decisões e, com isso, garantir para que as expectativas convirjam para a meta anunciada.

Assim, sob o Regime de Metas de Inflação (RMI), o conhecimento por parte do Banco Central, dos canais de transmissão é determinante na avaliação da eficácia da política monetária. Durante as pressões inflacionárias sofridas entre 2014 a 2016 as autoridades optaram pela manipulação da Selic como instrumento de contenção deste processo fazendo com que o índice geral convergisse para abaixo do centro da meta já no final de 2017. No entanto, o êxito desta política representou um custo em termos de produto fazendo surgir a necessidade de se avaliar quantitativamente os efeitos restritivos da política monetária sobre o crescimento econômico.

1.1 PROBLEMA E JUSTIFICATIVA

A taxa básica de juros, além de constituir o principal mecanismo de controle do Banco Central sobre a atividade econômica, dentro do RMI, atua como sinalização do comprometimento das autoridades monetárias com a estabilidade de preços. Diante disto, a problemática é procurar compreender os custos das políticas anti-inflacionárias em termos de produto da economia uma vez que oscilações na taxa de juros afastam a economia das posições de equilíbrio, isto é, causando variações no hiato do produto. Desta forma, evidenciar a relação negativa existente entre o aumento dos juros com a dinâmica do produto dentro do regime de metas de inflação se justifica por trazer maior clareza sobre o custo-

benefício das políticas anti-inflacionárias, além de atualizar a literatura sobre a compreensão dos mecanismos de transmissão da política monetária dentro do RMI.

Por ser concebido sob o que se convencionou denominar de o Novo Consenso Macroeconômico, o RMI pressupõe a existência de um conjunto de relações onde a taxa básica de juros é definida por meio de uma Regra de Taylor e/ou uma função que minimiza as perdas. Assim, analisar se as autoridades monetárias, na fixação da taxa básica de juros, levam mais em consideração os desvios em relação à meta ou os desvios do produto contribuirá para uma maior compreensão dos objetivos da política monetária nos últimos anos já que, dentro do Novo Consenso Macroeconômico, a moeda, no longo prazo, não possui a capacidade de afetar as variáveis reais da economia de forma que a política monetária deveria preocupar-se exclusivamente com a estabilidade dos preços (NEVES; OREIRO, 2008).

Ainda de acordo com Neves e Oreiro (2008) devido às expectativas racionais, a adoção de políticas críveis por parte das autoridades monetárias fariam com que os custos de convergência fossem mitigados. Sendo então a taxa básica de juros a principal variável operacional dentro deste modelo, é de interesse avaliar se Banco Central tem reagido, com ajustes na taxa básica de juros, às variações no índice de preços durante o início de 2015 ao início de 2018. Pois como argumentam Minella e Souza-Sobrinho (2011) o estudo dos movimentos da taxa básica de juros assume importância por trazer compreensão dos mecanismos de transmissão monetária, pois ao controlar a trajetória da inflação, a autoridade monetária consegue ancorar as expectativas e com isso eliminar o problema da inércia inflacionária, fenômeno monetário em que a inflação futura passa a ser cada vez mais dependente dos seus valores defasados.

Desta forma, surgem algumas questões que são levantadas ao se estudar o RMI. Ao adotar um comportamento previsível em resposta às pressões inflacionárias, o Banco Central rompe com este processo e garante com que as expectativas assumam uma trajetória de convergência para a meta desejada criando um ambiente macroeconômico estável? Esta trajetória de convergência pode ocorrer com mais ou menos custos em termos de produto? Surge a necessidade de se avaliar a sensibilidade das taxas de inflação em resposta as variações nas taxas básica de juros com o intuito de compará-la com a sensibilidade do produto em relação a variações na taxa básica de forma que se possa incorrer em uma análise de custo-benefício deste tipo de política (FREITAS, 2012; JUNIOR; PONTILI, 2010; MINELLA; SOUZA-SOBRINHO, 2011; LUPORINI, 2008).

Assim, este trabalho tem a seguinte pergunta de pesquisa: Qual a sensibilidade de resposta da taxa de inflação e produto as variações na taxa básica de juros? Seria o produto mais sensível as variações na taxa de juros do que a taxa de inflação?

1.2 OBJETIVOS

O objetivo do presente trabalho é analisar os mecanismos de transmissão da política monetária explorando as relações existentes entre as variáveis macroeconômicas como produto, inflação e taxa básica de juros durante o período compreendido entre o janeiro de 2009 e fevereiro de 2018 com o intuito de compreender o custo-benefício da política monetária brasileira.

De forma específica, este trabalho procura:

- (a) Analisar a sensibilidade do produto a mudanças na taxa de juros;
- (b) Comparar a sensibilidade de resposta do hiato e inflação em relação aos choques de política monetária;
- (c) Estudar se a taxa Selic tem sido um fator determinante na influência da trajetória da inflação.

1.2.1 HIPÓTESE

Um aumento na taxa básica de juros comprime a atividade econômica no curto prazo, porém este efeito tende a se dissipar em horizontes temporais mais longos dada a neutralidade da moeda no longo prazo. Assume-se, como hipótese inicial deste trabalho que a taxa de juros exerce um efeito negativo sobre o produto, porém, também é capaz de controlar a inflação. Desta forma, o presente trabalho procura testar se existe espaço para uma redução nos juros mantendo as taxas de inflação controlada.

1.3 ESTRUTURA DO TRABALHO

Este trabalho está estruturado em cinco seções, contanto com esta introdução, que está subdividida em: abordagem do problema e justificativa de sua importância, objetivos e hipóteses. A segunda seção irá tratar da revisão bibliográfica e esta se subdivide em i) uma revisão teórica sobre as principais ideias dentro do pensamento econômico que se debruçaram em compreender a relação entre o setor monetário e real da economia e ii) trabalhos dentro da literatura científica que procuraram evidenciar empiricamente o efeito de choques monetários sobre o produto da economia. A terceira seção descreve a metodologia e as variáveis

utilizadas bem como tipo de pesquisa deste trabalho. A quarta seção será destinada a análise descritiva das variáveis e apresentação dos resultados. Por fim apresentam-se as considerações finais e as referências que embasam este estudo.

2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

Esta seção procura analisar a evolução da teoria monetária ao longo do tempo enfatizando as contribuições das diferentes escolas de pensamento sobre o entendimento dos efeitos da política monetária e de sua eficácia na determinação das variáveis reais. É também analisado a estrutura do Novo Consenso Macroeconômico que fundamenta todo o Regime de Metas de Inflação e a evolução dos modelos que subsidiaram as decisões de política monetária das autoridades brasileiras após a implementação do Plano Real. Por fim é feita uma síntese dos principais trabalhos que versam sobre os efeitos dos choques de política monetária sobre o produto da economia dentro do RMI.

2.1 REVISÃO TEÓRICA

Este capítulo será dividido em duas seções. Nesta primeira seção serão descritas a evolução da política monetária, sobretudo, após a Segunda Guerra Mundial, passando pelos modelos de construção keynesiana, a formulação da Curva de Phillips e o tratamento das expectativas. Serão apresentadas as ideias construídas pelos autores Novos Keynesianos, também pelo Novo Consenso Macroeconômico e por fim a construção teórica na qual se baseou a construção do RMI. Na segunda seção serão analisados trabalhos que trataram da questão da execução da política monetária brasileira após a adoção do RMI.

2.1.1 EVOLUÇÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA

Após o fim da Segunda Guerra Mundial as ideias keynesianas dominaram o debate macroeconômico. O novo paradigma criado por Keynes ressignificou o entendimento dos economistas sobre o papel da moeda e, com isso, a política monetária passou a ser vista com um instrumento capaz de garantir níveis elevados de produto e emprego. No entanto, conforme aponta Carvalho et al. (2007), alguns economistas contestavam a sua eficácia quando comparada com os de política fiscal, pois, segundo os economistas de pensamento keynesiano, o investimento, um dos componentes da demanda agregada, seria inelástico em relação a taxa de juros e, por tanto, incapaz de induzir efeitos significativos sobre o produto da economia. Algum tempo depois com a publicação do artigo de Hicks (1937) apud Carvalho et al. (2017) é introduzida na análise macroeconômica ideias que posteriormente seriam trabalhadas por Alvin Hansen culminaram na construção do modelo conhecido como IS-LM. Conforme escreve Carvalho et al. (2017), embora básicos, estes modelos são capazes de representar os fenômenos essenciais estudados pela macroeconomia, servindo de

embasamento aos economistas keynesianos na análise, prescrição e avaliação dos efeitos econômicos oriundos de políticas fiscais e/ou monetárias.

A essência do modelo IS-LM consiste na derivação de duas curvas representativas do equilíbrio no mercado de bens e monetário (moedas e títulos) para cada par ordenado no plano (Y, i) . Como as curvas, ambas em função da renda de equilíbrio, possuem inclinações contrárias, a sua intersecção determinará o valor da taxa de juros e renda, (Y^*, i^*) , que equilibrarão ambos os mercados. Extensamente utilizados, estes modelos, fundamentaram a argumentação sobre o baixo potencial da política monetária, pois conforme Carvalho et al. (2017), alguns economistas, baseados em avaliações empíricas da sensibilidade da demanda por investimentos em relação a taxa de juros advogavam que, por esta ser pouco sensível a variação dos juros a política monetária seria ineficaz quando comparada com instrumentos de política fiscal como tributos e gastos governamentais.

A relação existente entre a taxa de crescimento do produto da economia e a aceleração da inflação sempre despertou interesse nos estudos econômicos, sobretudo em períodos de crescimento de preços. Neste período, em 1958, com o retorno de uma pressão inflacionária conforme Neves e Oreiro (2008), a concepção de um *trade-off* existente entre taxas de inflação e taxas de desemprego, passa a ser discutida após a publicação do trabalho de A. Philips que verificou uma relação inversa entre taxa de desemprego e taxa de variação dos salários nominais no Reino Unido. Ao replicarem o estudo de Phillips para a economia norte americana, substituindo os salários nominais por taxa de inflação, Samuelson e Solow (1960) apud Neves; Oreiro (2008) encontraram resultados semelhantes, denominando a relação entre essas duas variáveis como Curva de Phillips.

Formalmente, define-se a Curva de Philips como sendo o lugar geométrico constituído por um conjunto de combinações (u_t, π_t) onde u_t representa a taxa de desemprego e π_t o nível geral de preços. De acordo com Figura 1, uma queda na demanda agregada exige um deslocamento da curva de oferta em direção a um ponto de equilíbrio abaixo do ponto inicial. O desaquecimento da economia, supondo a rigidez dos salários no curto prazo, aumenta a taxa de desemprego de u_0 para u_1 e reduz o nível de preços de π_0 para π_1 . Desta forma, a possibilidade de garantir uma baixa taxa de desemprego dada uma taxa de inflação socialmente aceitável foi intensamente explorada pelos *policy makers* durante as décadas de 1960 e início de 1970 (BARBOSA, 2010; CARVALHO et al., 2017; FROYEN, 2013; NEVES; OREIRO, 2008).

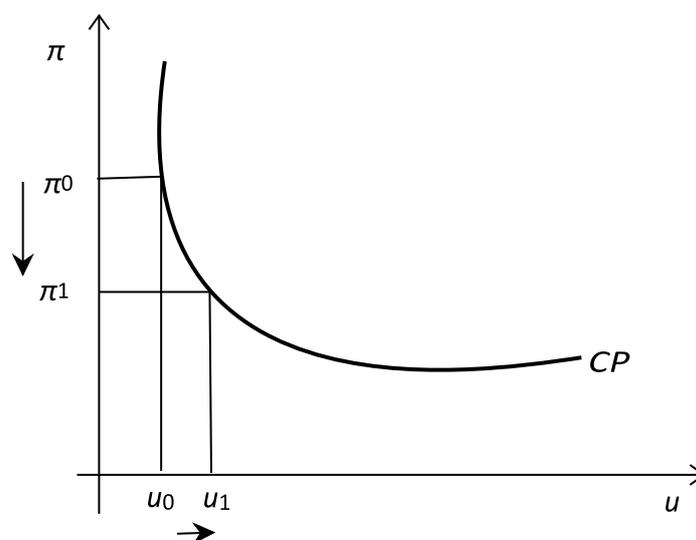


Figura 1– Curva de Phillips Original
 Fonte: Elaborado pelo autor a partir de Froyen (2013)

Conforme pontuam os trabalhos de Neves e Oreiro (2008), e Carvalho et al. (2017), a partir da década de 1970 a relação entre taxa de inflação e taxa de desemprego desapareceu e o modelo teórico se mostrou incapaz de explicar o crescente desemprego com altas taxas de inflação, fenômeno conhecido como estagflação. Com isso as ideias monetaristas, cujo principal expoente é o economista Milton Friedman, ganharam espaço nas discussões macroeconômicas advogando ser o controle dos agregados monetários, mediante o estabelecimento de regras bem definidas sobre a oferta de moeda, a alternativa para a condução da política monetária ².

Para Friedman (1968) apud Neves; Oreiro (2008) o insucesso da Curva de Philips consistiria na negligência, por parte dos keynesianos, em distinguir curto e longo prazo nas mudanças não antecipadas na demanda. Sendo assim é introduzida na análise o mecanismo de formação de expectativas juntamente com a hipótese da taxa natural de desemprego.

De acordo com Carvalho et al. (2017) o termo natural é empregado em um sentido *wickselliano* distinguindo as causas de natureza estrutural e institucional das causas provenientes de intervenções políticas. Assim, a taxa natural incorporaria as características estruturais e instrucionais do mercado de trabalho e de bens como tecnologia, variações sazonais e custo de se obter informação sobre novos postos de emprego, o que aumenta o tempo de realocação dos trabalhadores desempregados. Por tanto, para os monetaristas, o

² Ver Friedman (1968)

trade-off entre inflação e desemprego se dá apenas no curto prazo devido aos agentes econômicos sofrerem de ilusão monetária, ou seja, é admitida a hipótese de que as expectativas dos agentes são formadas exclusivamente sobre informações do passado ³.

Considerando que o estoque de moeda se mantenha constante durante alguns períodos, um aumento da oferta de moeda tenderia a mover a economia para um novo ponto de equilíbrio no curto prazo. Assim o produto estaria acima do seu nível natural e a taxa de desemprego reduzida abaixo da sua taxa natural. No entanto, no curto prazo, o preço dos produtos aumentaria mais depressa do que o preço dos fatores de produção, assim o salário real $\left(\frac{W}{P}\right)$ cairia, condição necessária para que o produto cresça mantendo as firmas sob a curva de demanda por trabalho, como mostra a Figura 2, e isso somente é possível com um declínio dos salários reais. No entanto não há que se supor que os trabalhadores permaneçam na mesma curva de oferta, já que esta curva é expressa por uma função do salário efetivo. Como os preços se mantinham estáveis durante algum tempo e dada a hipótese das expectativas adaptativas, os trabalhadores responderão aos aumentos do salário nominal expandindo a oferta de trabalho que se desloca para N_1^s onde $P_t^e < P_t$. Com o deslocamento da curva de oferta, os salários baixam para $\left(\frac{W}{P}\right)_1$, porém, não há a percepção imediata de perda real dos salários por parte dos trabalhadores, mas conforme suas percepções forem se ajustando ao ambiente econômico estes passarão a demandar salários reais mais altos, ou seja, durante um período de tempo os agentes sofrem de “ilusão monetária” (FROYEN, 2013).

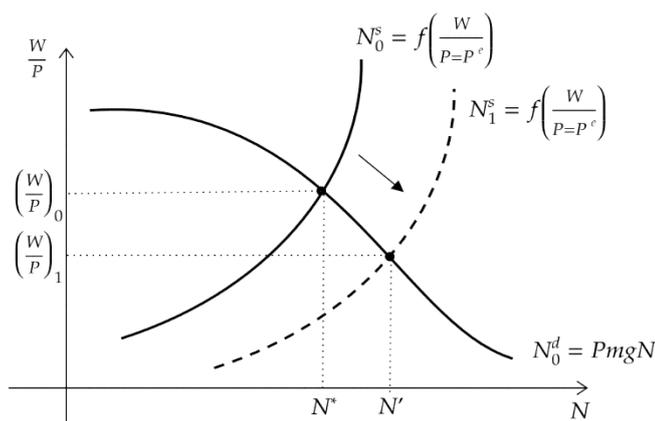


Figura 2 – Equilíbrio no Mercado de Trabalho
Fonte: Elaborado pelo autor a partir de Froyen (2013)

³ É a conhecida hipótese das expectativas adaptativas. Os agentes formam suas expectativas sobre o nível de preços com base no nível de preços passado.

Para um salário real mais baixo há um excesso de oferta de trabalho, o que leva os salários reais de volta para o seu nível de equilíbrio, $\left(\frac{W}{P}\right)^*$, fazendo o emprego retornar ao seu nível natural. Assim, de acordo com Friedman (1968) apud Froyen (2013), é a queda *ex post* dos salários reais para os empregadores e aumento *ex ante* para os empregados, ou seja, a “ilusão monetária”, que permite o aumento do emprego e produto no curto prazo. As implicações de um aumento na oferta de moeda para a Curva de Phillips com expectativas adaptativas segundo os monetaristas podem ser observadas na Figura 3. Supondo que a economia esteja operando em sua taxa natural, U^* , um aumento na oferta de moeda provoca, no curto prazo, um aumento no nível de renda com a consequente redução do desemprego e elevação o nível de preços conforme descreve a trajetória para o ponto A.

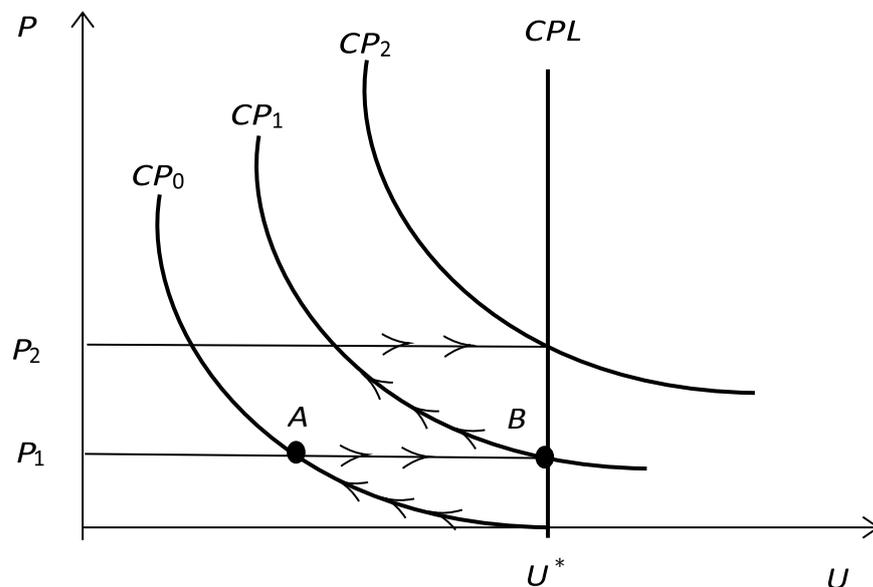


Figura 3 – Curva de Phillips com Expectativas Adaptativas
Fonte: Elaborado pelo autor a partir de Froyen (2013)

Conforme os trabalhadores começam a perceber o aumento dos preços e a demandar salários reais maiores, ou seja, revisam suas expectativas, a curva se desloca para CP_1 , onde cada taxa de desemprego retorna para seu nível natural a uma taxa de inflação correspondente maior, conforme o ponto B. Se as autoridades continuassem a expandir a oferta monetária para assegurar um nível de desemprego abaixo de sua taxa natural este processo se estenderia culminando em uma Curva de Phillips vertical no longo prazo demonstrado na figura pela curva CPL .

Assim, para os monetaristas, se a política monetária fosse utilizada com o intuito de reduzir o desemprego seu resultado seria apenas temporário, tendo como resultado permanente apenas uma elevação no nível de preços. Para Friedman (1968) apud Froyen (2013), a política monetária deveria então preocupar-se com a adoção de regras bem definidas para o crescimento dos agregados monetários. Contudo, conforme apontam Neves e Oreiro (2008) a maior complexidade do sistema financeiro contribuiu para que a velocidade de circulação da moeda passasse a apresentar um comportamento instável e como a condição de estabilidade é necessária para o sucesso do controle dos agregados monetários a teoria se tornou incapaz de atingir seus objetivos.

Ainda durante a década de 1970 a escola de pensamento denominada novo-clássica começa a ganhar espaço nas discussões com a hipótese das expectativas racionais. Diferentemente dos monetaristas, os novo-clássicos pressupunham que os agentes não baseavam suas expectativas apenas olhando para o passado (*backward-looking*), mas maximizavam as informações disponíveis para formar suas expectativas quanto ao futuro (*forward-looking*). Sob a hipótese das expectativas racionais o problema da ilusão monetária proposta por Friedman estaria eliminado e a política monetária seria ineficaz em influenciar as variáveis reais tanto no curto quanto no longo prazo. Assim, os *policymakers*, caso desejassem reduzir as taxas de desemprego deveriam surpreender os agentes com choques de política monetária; como mudanças não antecipadas na oferta de moeda. No entanto, para os novo-clássicos, este efeito de mudanças não antecipadas seria apenas temporário, e os efeitos desta decisão política resultariam em um retorno a taxa natural com uma taxa de inflação maior, além de comprometer a credibilidade das autoridades monetárias (NEVES; OREIRO, 2008; FROYEN, 2013; CARVALHO et al., 2017).

A escola novo-clássica influenciou o desenvolvimento de ideias sobre qual o papel da política monetária inspirando uma série de estudos sobre a independência do Banco Central. Neves e Oreiro (2008) sintetizam que paralelamente a essas novas concepções teóricas iniciou-se uma discussão sobre qual seria a melhor maneira de reduzir os custos associados a implementação de políticas monetárias: se por meio de regras ou através de políticas discricionárias. Esse debate é conhecido na literatura como regra *versus* discricionariedade. Kydland e Prescott (1977) ao analisarem esta questão sobre o problema de inconsistência temporal concluíram que a adoção de regras seria mais eficiente por garantir a consistência das políticas ao longo do tempo dotando a política monetária de maior credibilidade e evitando o viés inflacionário. Já na década de 1980 em resposta a escola novo-clássica surge

um grupo de pensadores que procuraram resgatar as proposições macroeconômicas keynesianas sob uma fundamentação microeconômica: os novos-keynesianos.

Esta escola de pensamento, embora tecesse uma crítica a teoria de equilíbrio geral não rompia completamente com a ortodoxia, contudo, ofereciam uma visão completamente diferente ao aceitarem a existência das falhas de mercado. Para os novos-keynesianos, a política monetária exerceria efeito sob as variáveis reais no curto prazo dado a existência de imperfeições no mercado gerando rigidez de preços e salários, contudo, aceitavam a neutralidade da moeda no longo prazo (NEVES; OREIRO, 2008).

2.1.2 OS NOVOS KEYNESIANOS

As teorias keynesianas marcaram uma revolução no pensamento econômico pondo em contestação toda a construção teórica que até então inspirava a formulação de políticas e definia o papel do governo dentro do sistema econômico. Keynes e seus discípulos introduziram as ideias fundamentais para que uma longa discussão se iniciasse dentro dos domínios da macroeconomia ao contestar os pilares da teoria clássica confrontando a hipótese de que o mercado de trabalho se equilibraria juntamente com toda a economia e que todo desemprego existente seria voluntário.

Após a crítica monetarista e posteriormente o desenvolvimento da hipótese das expectativas racionais, a efetividade dos modelos keynesianos foi posta sob contestação por aqueles que seguiam uma nova escola que se consolidava dentro do pensamento econômico, os novos-clássicos. Para este grupo de economistas as intervenções do governo mediante o uso sistemático de políticas fiscais e monetárias para afetar a demanda agregada não produziriam efeitos sobre o produto nem mesmo no curto prazo, com exceção ao caso das surpresas monetárias.

Segundo Froyen (2013) este embate entre os novo-clássicos e os economistas keynesianos deixou com que uma parte dos economistas sentisse a necessidade de que novas pesquisas fossem conduzidas para fundamentar essas posições e com isso a macroeconomia se desdobrou em duas novas linhas de pesquisa: os teóricos dos ciclos reais de negócios e a teoria novo-keynesiana. Essas duas linhas de pensamento, embora divergissem em vários pontos, carregavam o mesmo desejo de sustentar a macroeconomia com bases microeconômicas.

A escola novo-keynesiana, em especial, conserva as proposições fundamentais dos antigos modelos na explicação do desemprego involuntário diferenciando-se por trazer uma

base microeconômica cujo objetivo é demonstrar que a rigidez de preços e salários, explicação fundamental para a existência de desemprego involuntário, seria derivada do comportamento otimizador dos agentes econômicos e, de acordo com Froyen (2013), as principais características desta escola de pensamento são: a) assume-se que os mercados não operam em condições de perfeita concorrência (grandes corporações); b) além da rigidez de salários os novos-keynesianos assumem que haja também rigidez para o preço dos produtos (existência de custos de menu); c) existência de fatores que provoquem a rigidez dos salários reais além da rigidez nominal das variáveis.

Desta forma, os novos-keynesianos assumiam as falhas de mercado na construção de seus modelos e suas proposições teóricas fundamentaram a estrutura do Novo Consenso Macroeconômico que segundo Neves e Oreiro (2008) supõem que no curto prazo, as políticas fiscais e monetárias teriam sim efeito devido a existência da rigidez de preços e salários, mas que no longo prazo, as variáveis da economia só seriam determinadas por fatores reais. Sendo assim, os novo-keynesianos supõe que a moeda seja neutra no longo prazo, mas no curto prazo há a possibilidade devido a rigidez contratual nos salários.

2.1.3 NOVO CONSENSO MACROECONÔMICO

Ao longo do século XX a economia vivenciou uma série de revoluções que transformaram a compreensão de seu funcionamento. É neste período que a macroeconomia se sedimenta como ciência e disciplina, porém, sem apresentar uma convergência entre os argumentos sobre principais problemas econômicos. Durante os anos 1990 alguns economistas já apontavam para a existência de um consenso envolvendo um conjunto de proposições sobre como deveria ser interpretado o processo de desenvolvimento e crescimento das economias capitalistas (TEIXEIRA; MISSIO, 2011).

Embora não constitua um consenso generalizado a existência deste núcleo central na macroeconomia é aceito tanto por economistas acadêmicos quanto pelos Bancos Centrais e de acordo com Piza, Dias et al. (2006) o núcleo deste novo consenso repousa sobre a aceitação da neutralidade da moeda no longo prazo e sua não-neutralidade no curto prazo o que, para esses autores, é condizente com os modelos novos-keynesianos. Tal argumento também pode ser encontrado em Neves e Oreiro (2008), para os autores, o novo consenso conduz toda a dinâmica da política monetária atual em que esta deve ocupar-se essencialmente da contenção de processos inflacionários dado que estes constituem fenômenos tipicamente monetários. Embora seja admitida a neutralidade da moeda no longo prazo o novo consenso admite que,

devido a existência de rigidez dos preços e salários, o *trade-off* entre taxas de inflação e taxas de desemprego se realize no curto prazo, porém, a política monetária deveria ocupar-se exclusivamente na manutenção estável do crescimento da demanda agregada prevenindo flutuações bruscas no produto e inflação. Além disso, as expectativas apresentam um papel fundamental no sucesso das políticas monetárias dentro deste consenso já que estas deveriam ser realizadas de acordo com regras e/ou funções de reação na qual a taxa básica de juros é ajustada em resposta a eventos econômicos (PIZA; DIAS et al., 2006).

Nesse contexto o Regime de Metas de Inflação é concebido por meio de um conjunto de proposições novo-keynesianas que se convencionou denominar de Novo Consenso Macroeconômico. De acordo como Neves e Oreiro (2008) este consenso apresenta uma estrutura básica composta por três equações envolvendo uma curva de demanda agregada representada por uma Curva IS, uma Curva de Philips para representar o lado da oferta e uma função de reação do Banco Central para a determinação da taxa de juros representada por uma Regra de Taylor. A interação destas equações modela o comportamento da economia assumindo existir uma relação positiva entre taxas de inflação e hiato do produto, assim, um crescimento que se distancie de sua taxa natural originará uma pressão inflacionária que por sua vez se refletirá em aumento nos juros básicos da economia.

Os trabalhos de Neves e Oreiro (2008) e Piza, Dias et al. (2006) apresentam a estrutura formal do Novo Consenso Macroeconômico como sendo composta por três equações envolvendo uma curva de demanda agregada representada por uma Curva IS, uma Curva de Philips para representar o lado da oferta e uma função de reação do Banco Central para determinação da taxa de juros representada por uma regra de Taylor. Este modelo formal é descrito por ambos os autores como um consenso existente entre os trabalhos de McCallum (2001), Clarida, Gali e Gertler (1999) e Meyer (2001). Considera-se, inicialmente, y_t e z_t como sendo os níveis de produto e taxa natural de produto nos períodos t , respectivamente. Sendo assim, define-se o hiato do produto como a diferença entre esses dois termos de forma que:

$$h_t \equiv y_t - z_t$$

Assim, a curva IS é então apresentada relacionando inversamente o hiato do produto, h_t com a taxa de juros reais r_t conforme a expressão abaixo:

$$h_t = \alpha h + bE_t h_{t+1} - \Phi[r_t - E_t \pi_{t+1}] + \varepsilon_t \quad (1)$$

Na expressão acima observa-se também que o hiato do produto se relaciona positivamente com a expectativa do produto no período subsequente.

A Curva de Philips relaciona positivamente a taxas de inflação, π_t , com o hiato do produto, h_t , e com as expectativas dos agentes para o período subsequente, $E_t\pi_{t+1}$, e neste sistema de equações costuma representar o lado da oferta na economia.

$$\pi_t = \gamma h_t + \delta \pi_{t-1} + \beta E_t \pi_{t+1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Estima-se também uma curva de reação do Banco Central que é determinada por uma Regra de Taylor que relaciona a taxa de juros com a expectativa de inflação no período subsequente, $E_t\pi_{t+1}$, com seu desvio em relação a meta, $(E_t\pi_{t+j} - \pi^*)$, e também com o hiato do produto, h_t . Em ambas as equações o termo ε_t é utilizado para representar todas as variáveis não capturadas pelo modelo, sendo admitida como um processo do tipo ruído branco.

$$R_t = \mu_0 + E_t\pi_{t+1} + \mu_1(E_t\pi_{t+j} - \pi^*) + \mu_2x_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

De acordo com esta regra o Banco Central reagiria operando com as taxas básicas de juros, R_t , na mesma direção em que variam as demais variáveis uma vez que os juros se relacionam positivamente com a expectativa de inflação para o período posterior, $E_t\pi_{t+1}$, com a expectativas do desvio da inflação em relação a sua meta π^* e também com o hiato do produto x_t .

As taxas de juros constituem o principal mecanismo pelo qual o Banco Central consegue corrigir os desvios na demanda agregada e com isso traçar uma rota de convergência para as expectativas. Segundo Piza, Dias et al. (2006) existe um processo de interação entre o Banco Central e os agentes econômicos, pois, ao fixar uma meta para a inflação, o mercado, com base na percepção dos agentes sobre a eficácia e credibilidade da política monetária, começará a formar expectativas que por sua vez serão observadas pelo Banco Central e, caso diverjam da meta estipulada, as taxas de juros se ajustam na tentativa e influenciar essa trajetória. Assim de acordo com o modelo estrutural definido pelo Novo Consenso, a taxa de juros consegue influenciar o lado real da economia e com isso corrigir os desvios da demanda criando, assim, uma trajetória de convergência para que as taxas de inflação atinjam a meta esperada via canal das expectativas (PIZA; DIAS et al., 2006).

Para o entendimento do caso brasileiro diversos autores como Soares e Barbosa (2006), Piza, Dias et al. (2006) e Bogdanski, Tombini e Werlang (2000) optaram pela construção de uma Regra de Taylor para modelar o comportamento dos juros. A relação, que se supõe ser obedecida pela autoridade monetária, recebeu este nome em homenagem ao economista John Taylor que durante a época que foi membro do *U.S Council of Economic*

Advisor propôs uma regra representada por uma função de reação da taxa de juros em resposta a situações econômicas.

A regra originalmente proposta por Taylor obedecia a seguinte relação:

$$R_t = \pi_t + 0.5(\pi_t - \pi^*) + 0.5(Y_t - Y^*) + R^*$$

Em que:

R_t representa a taxa de juros dos fundos federais

π_t a taxa de inflação e

Y_t o produto real.

Assim, segundo a regra prescrita por Taylor, todo aumento percentual na taxa de inflação deveria ser refletido com um aumento percentual nos juros de mesma magnitude. As taxas também subiriam 0.5 ponto percentual para cada 1 ponto percentual do aumento da taxa de inflação em relação a sua meta ou no aumento do produto em relação a sua taxa natural. O último termo, R^* representa a taxa de equilíbrio real, que ajustada para a inflação, representa a taxa que seria escolhida se tanto o produto quanto a inflação estivessem em seus níveis desejados. Assim, o Federal Reserve (FED) adotaria uma política restritiva caso a inflação se desviasse muitos pontos percentuais acima de sua meta e uma política expansionista caso o produto estivesse abaixo de sua taxa natural. Ainda segundo o autor, a Regra de Taylor incita toda uma discussão sobre se a política monetária deva ser conduzida com base em regras ao invés de ser realizada de maneira discricionária (FROYEN, 2013).

2.1.4 REGIME DE METAS DE INFLAÇÃO

A partir dos anos 1990, como alternativa a tradicional condução da política monetária mediante os regimes cambiais ou controle dos agregados monetários, surge o regime baseado em metas de inflação. Carvalho et al. (2017) pontua que dentro deste regime a política monetária passa preocupar-se, exclusivamente, com a estabilidade dos preços, condição necessária na garantia de um crescimento econômico sustentável. Assim, mediante o anúncio público de uma meta a ser perseguida, o Banco Central manipula a taxa nominal de juros com o objetivo de garantir uma rota de convergência das taxas de inflação para a meta estipulada. Segundo Neves e Oreiro (2008) este regime tem sua fundamentação teórica regida sob o Novo Consenso Macroeconômico, estando implícita a suposição de incapacidade de a política monetária afetar as variáveis reais no longo prazo.

De acordo com Mishkin (2000) as metas de inflação atuam como uma estratégia política e podem ser resumidas de acordo com as seguintes características: i) anúncio público

de uma meta de inflação a ser atingida no médio prazo (um ano); ii) um comprometimento público institucional da política monetária com a estabilidade de preços, sendo admitidos objetivos secundários; iii) o uso do maior número de informações relevantes sobre as demais variáveis que podem afetar os objetivos da política monetária; iv) transparências dos objetivos da política monetária por meio da comunicação com o público e mercados mediante a elaboração de relatórios de inflação periódicos; v) *accountability* do Banco Central na consecução dos seus objetivos.

No Brasil o regime de metas foi oficialmente adotado como diretriz para a política monetária em 1º de julho de 1999 mediante o Decreto nº3.088 delegando ao Banco Central do Brasil a tarefa de executar as políticas necessárias para o cumprimento das metas que seriam então fixadas pelo Conselho Monetário Nacional (CMN). No dia 30 de julho do mesmo ano o CMN definiu como sendo o IPCA o índice escolhido para representar o indicador oficial de inflação do país (BOGDANSKI,2000).

A avaliação da meta é avaliada considerando os valores acumulados no ano do índice escolhido tendo como intervalo de tolerância 1,5 pontos percentuais para mais ou para menos da meta que, durante a redação deste trabalho, encontra-se em 4,25% a.a.

2.2 REVISÃO DE LITERATURA

De acordo com Luporini (2008) há um consenso entre os economistas sobre os efeitos da política monetária sobre os níveis de atividade econômica. Em seu trabalho a autora procura analisar, mediante o uso de Vetores Autoregressivos (VAR), o canal de juros como mecanismo de transmissão da política monetária entre os anos de 1990 a 2001. Os resultados de Luporini (2008) concluem que os choques de política monetária, no período em questão, possuíram efeitos imediatos sobre a atividade econômica, porém, seus efeitos sobre o nível de preços ocorreram após algumas defasagens.

Já o trabalho de Carvalho (2012), considera o regime de metas sobre um horizonte temporal que se estende de agosto de 1994 a dezembro de 2011, e modela o comportamento dos canais de transmissão através da construção de um modelo semiestrutural para entender a relação existente entre o aumento da renda com hiato do produto, inflação e câmbio. O autor procurou estimar o impacto das variações na Selic sobre o hiato da economia além de entender a sensibilidade da inflação em relação aos juros e conclui que as relações evidenciadas entre as variáveis justificam o uso da Selic como principal instrumento de execução da política monetária, uma vez que os juros possuem um efeito restritivo tanto sobre

o produto quanto sobre as taxas de inflação, mas que este feito sobre o produto se dissipa ao longo do tempo.

Os efeitos restritivos do aumento da taxa de juros se justificam pelos seus impactos sobre consumo e investimento, ambos componentes da demanda agregada. Ao aumentar os juros o Banco Central afeta diretamente as preferências temporais dos agentes econômicos e encarece o custo de capital sob a ótica das empresas. Sobre a influência dos juros sobre os componentes da demanda agregada o trabalho de Freitas (2012) analisa, mediante a construção de um modelo de regressão, os impactos da redução da Selic durante o governo Dilma sobre o PIB e conclui que embora haja uma correlação negativa entre essas duas variáveis, uma redução da Selic por si só não é capaz de garantir níveis satisfatórios de crescimento econômico.

O trabalho de Junior e Pontili (2010) analisou os impactos de variações nos juros sob a ótica dos investimentos. Os autores procuraram estimar um modelo de regressão para investigar a relação existente entre a Formação Bruta de Capital Fixo e as variáveis macroeconômicas como o PIB e taxa real de juros concluindo que, como esperado, há uma relação inversa entre a taxa de juros e os investimentos privados e que Formação Bruta de Capital Fixo é positivamente relacionada com o PIB de forma que políticas monetárias expansionistas possuem a capacidade de aumentar o nível dos investimentos tanto no curto quanto no longo prazo.

Por sua vez, Gomes e Aidar (2004) procuram analisar o regime de metas entre janeiro de 1999 e maio de 2004 enfatizando a influência relativa dos preços livres e administrados na trajetória do índice cheio do IPCA dentro da meta estipulada. Segundo estes autores, os preços administrados apresentam uma volatilidade muito maior que os preços livres e isso gera impactos diretos sobre o índice geral. Através de métodos analíticos para séries de tempo os autores concluem que os preços administrados não só apresentam maior influência na variabilidade da taxa de inflação como também é o maior responsável pelo descumprimento da meta e mostram que as tentativas de se conter estes processos inflacionários mediante Regras de Taylor levam a um desaquecimento da atividade econômica.

Estes trabalhos procuraram analisar as relações existentes entre taxas de inflação, juros e produto dentro do RMI procurando trazer um maior entendimento sobre os efeitos de choques de política monetária sobre os níveis de produto e emprego na economia brasileira. O presente trabalho procura atualizar a literatura existente e seguir um caminho semelhante analisando o comportamento das variáveis macroeconômicas diante da política monetária e, com isso,

compreender se é possível criar uma trajetória de crescimento sustentável com a manutenção da taxa de inflação sob os limites estabelecidos pelo RMI.

3 METODOLOGIA

3.1 MODELO MACROECONÔMICO

A implementação do RMI passou a exigir do Banco Central uma postura preventiva em relação as futuras pressões inflacionárias dada a existência de defasagens temporais entre as decisões políticas e seus efeitos sobre o produto e preços da economia. Desta forma, o desenvolvimento de modelos que fossem capazes de simular a estrutura institucional da economia tornou-se importante para que os formuladores de políticas pudessem realizar análises e fazer avaliações dos resultados de suas decisões (BOGDANSKI; TOMBINI; WERLANG, 2000).

O modelo utilizado neste trabalho segue as recomendações de Bogdanski, Tombini e Werlang (2000). Mediante o estudo dos canais de transmissão da política monetária para o caso brasileiro estes autores elaboraram um modelo estrutural capaz de captar as relações entre as variáveis de interesse para este estudo, sendo adequado para responder aos objetivos desta pesquisa dado que sistematiza os canais de transmissão da política monetária. De acordo com estes autores, embora simples, estes modelos se concentram em um número pequeno de fatores essenciais para o entendimento da dinâmica econômica.

O modelo estrutural representativo, de acordo com Bogdanski, Tombini e Werlang (2000), contém as seguintes equações:

1. uma Curva IS, descrevendo o hiato do produto em função de suas próprias defasagens, taxa real de juros e taxa de câmbio;
2. uma Curva de Phillips, expressando a taxa de inflação corrente em função de suas próprias defasagens e das expectativas de inflação, do hiato do produto e da taxa nominal de câmbio (sem esquecer de impor a condição de neutralidade da moeda no longo prazo);
3. uma condição de equilíbrio para o mercado de câmbio - a paridade descoberta da taxa de juros - relacionando o diferencial entre a taxa de juros domésticas e externas com a taxa esperada de desvalorização cambial e o prêmio de risco;
4. uma regra para taxa de juros, que pode ser uma trajetória exógena da taxa de juros nominais ou reais, ou uma regra de reação do tipo Taylor (com pesos para os desvios da inflação esperada em relação a meta), ou ainda uma reação ótima, calculada deterministicamente ou estocasticamente.

Desta forma, conforme Bogdanski, Tombini e Werlang (2000), são possíveis diferentes especificações na forma reduzida variando conforme o interesse dos tomadores de decisão. Assim, supondo que o Banco Central conduza uma política monetária ativa e em

resposta a um desaquecimento da econômica resolva baixar os juros. Esta decisão produzirá alguns efeitos sobre a demanda agregada e nível de preços que devem ser levados em consideração

A especificação do modelo e as hipóteses sobre as relações entre as variáveis do sistema econômico são resumidas na Figura 4 conforme Bogdanski, Tombini e Werlang (2000)

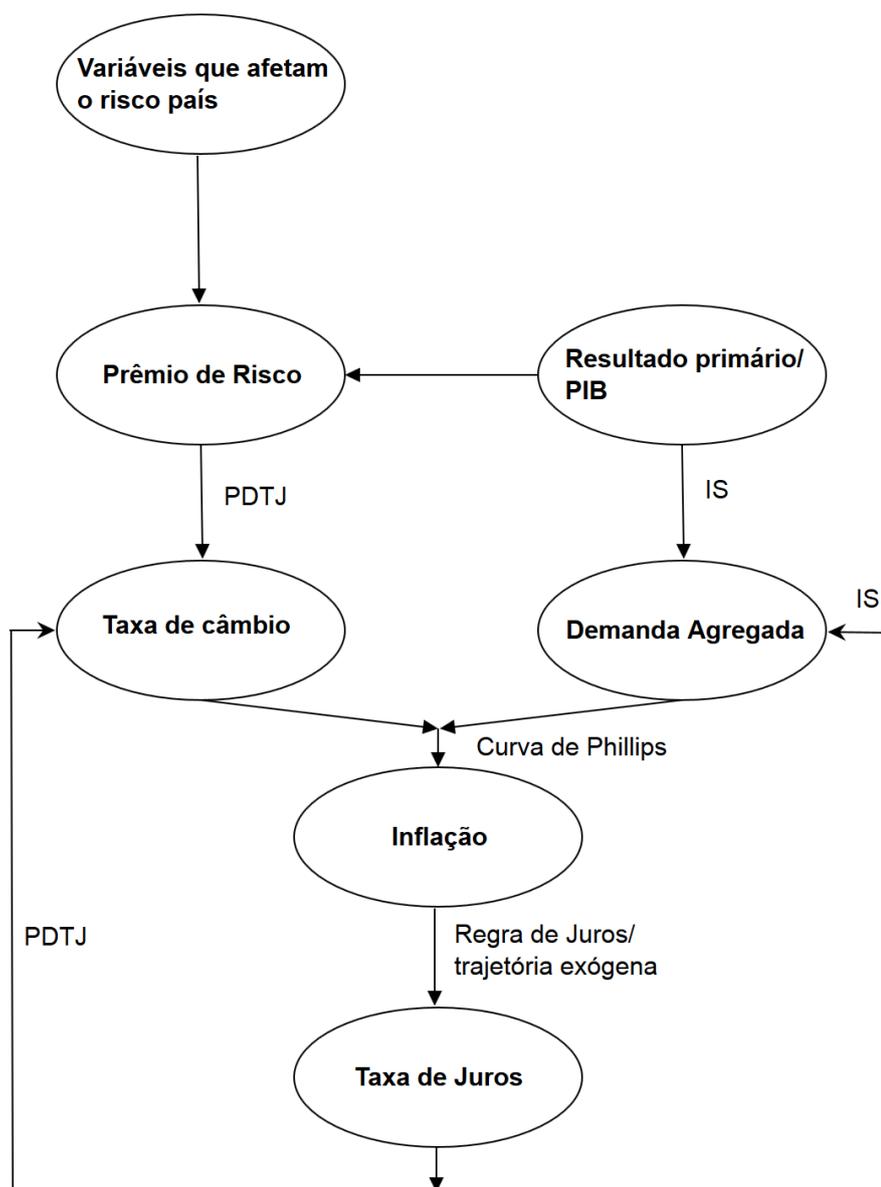


Figura 4 – Fluxograma com a relação entre as variáveis do sistema

Fonte: Elaborado pelo autor com base em Bogdanski, Tombini e Werlang (2000)

A Curva IS é dada pela expressão:

$$h_t = \beta_0 + \beta_1 h_{t-1} + \beta_2 h_{t-2} + \beta_3 r_{t-1} + \varepsilon_t^h \quad (5)$$

Em que:

h_t = logaritmo do hiato do produto,

$r_t = \log(1 + R)$ logaritmo da taxa real de juros

ε_t^h = choque na demanda

Para incorporar os efeitos da política fiscal Bogdanski, Tombini e Werlang (2000) fazem a inclusão da variável $pr = \log(1 + PR)$ onde PR constitui a necessidade de financiamento do setor público medida em percentagem do PIB, assim equação para a curva IS passa a ser representada por:

$$h_t = \beta_0 + \beta_1 h_{t-1} + \beta_2 h_{t-2} + \beta_3 r_{t-1} + pr_{t-1} + \varepsilon_t^h \quad (6)$$

O lado da oferta é modelado mediante a estimação de uma Curva de Phillips que relaciona a inflação com o hiato do produto, expectativas de inflação e mudanças na taxa de câmbio real. Segundo, Bogdanski, Tombini e Werlang (2000) existem três diferentes especificações para a curva e a imposição de que a soma dos coeficientes α seja igual a 1 se faz necessária para garantir a verticalidade da curva no longo prazo. Sendo assim, na especificação *backward-looking*, onde a inflação corrente é unicamente determinada por valores defasados das variáveis a Curva de Phillips é descrita como:

$$\pi_t = \alpha_1^b \pi_{t-1} + \alpha_2^b \pi_{t-2} + \alpha_3^b h_{t-1} + \alpha_4^b \Delta(p_t^F + e_t) + \varepsilon_t^b \quad (7)$$

Em que:

π_t = taxa de inflação

h_t = logaritmo do hiato do produto

p_t^F = logaritmo do índice de preços ao produtor externo

e_t = logaritmo da taxa de câmbio

ε_t^b = termo aleatório

De acordo com Bogdanski, Tombini e Werlang (2000) este tipo de especificação é motivado pela hipótese das expectativas adaptativas em relação à inflação e embora seja de

fácil estimação seu poder preditivo é baixo dado as mudanças no regime de política monetária além de ser vulnerável a Crítica de Lucas.

A especificação do tipo *foward-looking* procura superar a instabilidade diante das quebras estruturais. É motivada pela hipótese de que uma vez que o regime de metas alcança credibilidade as expectativas tendem a convergir para o valor da meta. O problema deste tipo de especificação, como apontam Bogdanski, Tombini e Werlang (2000), vem da dificuldade em se encontrar medidas adequadas para as expectativas de inflação. A equação desta especificação é dada por:

$$\pi_t = \alpha_1^f \pi_{t-1} + \alpha_2^f E_t(\pi_{t+1}) + \alpha_3^f h_{t-1} + \alpha_4^f \Delta(p_t^F + e_t) + \varepsilon_t^f \quad (8)$$

Em que:

π_t = taxa de inflação

h_t = logaritmo do hiato do produto

p_t^F = logaritmo do índice de preços ao produtor externo

e_t = logaritmo da taxa de câmbio

ε_t^f = termo aleatório

$E_t(\pi_{t+1})$ = expectativa em t para a inflação em t + 1

As hipóteses sobre como os agentes formavam suas expectativas conduziram a uma série de testes que apontaram para a existência de uma combinação convexa entre inflação passada e esperada, com peso mínimo de 60% para o componente *foward-looking* (BOGDANSKI; TOMBINI; WERLANG, 2000). O dilema fora solucionado combinando as duas especificações *backward-looking* e *foward-looking*. A média das duas especificações da Curva de Phillips, conforme Bogdanski, Tombini e Werlang (2000), é capaz de reproduzir as principais propriedades dinâmicas observadas como a persistência da inflação advinda pelo ajustamento gradual pelos termos *backward-looking*, enquanto que os termos *foward-looking* refletem a importância deste componente adquire no período de transição após mudanças nos regimes de política monetária ou câmbio.

$$\pi_t = \frac{(\alpha_1^b + \alpha_1^f)}{2} + \frac{\alpha_2^f}{2} E_t(\pi_{t+1}) + \frac{\alpha_2^b}{2} \pi_{t-2} + \frac{(\alpha_3^b) + \alpha_3^f}{2} h_{t-1} + \frac{(\alpha_4^b) + \alpha_4^f}{2} \Delta(p_t^F + e_t) + \varepsilon_t^n \quad (9)$$

Em que:

π_t = logaritmo da taxa de inflação,

h_t = logaritmo do hiato do produto,

p_t^F = logaritmo do índice de preços ao consumidor externo,

e_t = logaritmo da taxa de câmbio,

Δ = operador de diferença,

$E_t(\cdot)$ = operador de expectativa

ε_t^n = choques de oferta.

O repasse das variações na taxa de câmbio para a inflação doméstica é uma questão chave dentro da estimação da Curva de Phillips. Bogdanski, Tombini e Werlang (2000) citam que foram testadas várias especificações lineares e não-lineares para o coeficiente de repasse. No modelo proposto pelos autores a taxa de câmbio nominal definida pela condição de equilíbrio financeiro do mercado cambial, ou seja, a paridade descoberta da taxa de juros que relaciona mudanças esperadas na taxa de câmbio entre dois países com o diferencial das taxas de juros e uma medida de prêmio de risco:

$$E_t e_{t+1} - e_t = i_t - i^F - t - x_t \quad (10)$$

Em que:

e_t = logaritmos da taxa de câmbio,

i = logaritmo da taxa de juros doméstica,

i^F = logaritmo da taxa de juros externa,

X_t = logaritmo do prêmio de risco.

$E_t(\cdot)$ = operador de expectativas

Se for tomada a primeira diferença da equação $E_t e_{t+1} - E_{t-1} e_t - \Delta e_t = \Delta i_t - \Delta i_t^F - \Delta x_t$ e for suposto, por questão de simplicidade conforme Bogdanski, Tombini e Werlang (2000), de que as expectativas sigam um processo estocástico do tipo ruído branco, isto é $E_t e_{t+1} - E_{t-1} e_t = \eta_t$, a dinâmica cambial pode ser descrita como:

$$\Delta e_t = \Delta i_t^F + \Delta X_t - \Delta i_t + \eta_t \quad (11)$$

Na equação 11 existem duas variáveis exógenas, sendo elas a taxa de juros externa e o prêmio de risco. De acordo com os autores, por ser praticamente estável a taxa de juros externa pode ser facilmente obtida a partir de contratos futuros. No entanto, o prêmio de risco pode possuir tanto uma especificação endógena quanto exógena. Uma das especificações utilizadas pelos autores é que o prêmio de risco responda a situação fiscal, além de outros fatores como as condições de liquidez, nível das taxas de juros no exterior, desempenho do mercado de capitais, preço de commodities, as expectativas relativas ao balanço de transações correntes e classificação de risco do país por agências especializadas. Sendo assim, a prêmio estaria vinculado a condição de paridade pela seguinte equação:

$$\Delta X_t = \gamma_1 \Delta X_{t-1} + \gamma_2 \Delta PR_{t-3} + \sum_{j=3}^n \gamma_j \Delta Z_{j,t-j} \quad (12)$$

Em que:

X_t = logaritmo do prêmio de risco,

PR = o resultado primário do setor público como percentagem do PIB

Z_t = demais variáveis que afetam o prêmio de risco.

Sendo a taxa de juros o principal instrumento utilizado pelo Banco Central é preciso definir uma regra para a condução da política monetária. Bogdanski, Tombini e Werlang (2000), especificam três trajetórias para a taxa juros sendo apenas delas uma trajetória integralmente exógena, a segunda uma combinação linear das variáveis do sistema e funções ótimas são implementadas por modelos de otimização. Neste modelo será utilizada a segunda destas especificações (combinação linear).

Uma combinação linear das variáveis do sistema pode ser interpretada como uma Regra de Taylor, onde a política monetária passa a reagir contemporaneamente ao hiato do produto e aos desvios da inflação de sua meta como na equação 13. Quando $\lambda = 1$ a função torna-se uma regra de Taylor padrão, quando $\lambda \in (0,1)$ a regra de Taylor apresenta uma suavização da taxa de juros. De acordo com Bogdanski, Tombini e Werlang (2000), os valores dos coeficientes α podem tanto ser fixados arbitrariamente quanto especificados por procedimentos específicos de otimização.

$$i_t = (1 - \lambda)i_{t-1} + \lambda(\alpha_1(\pi_t - \pi^*) + \alpha_2 h_t + \alpha_3) \quad (13)$$

Em que:

π_t = logaritmo da inflação,

π^* = logaritmo da meta,

h_t = logaritmo do hiato do produto e

i_t = logaritmo da taxa de juros.

O modelo estimado neste trabalho fundamenta-se nas equações acima mencionadas com o objetivo de responder as questões levantadas neste trabalho acerca da sensibilidade de mudanças no produto da economia dado variações na taxa de juros e também sobre a sensibilidade do índice de inflação (IPCA) a mudança nas taxas de juros básicas.

3.2 BANCO DE DADOS

Para estimar o modelo proposto e analisar os mecanismos de transmissão da política monetária este trabalho utilizou-se do conjunto de variáveis descritos na Tabela 1. Todos os dados foram coletados mensalmente durante o período compreendido entre janeiro de 2009 e fevereiro de 2018.

Tabela 1 – Descrição das Variáveis Utilizadas no Modelo

Variável	Denominação	Tipo	Descrição
Inflação	π_t	Endógena	Utilizou-se o índice de preços ao consumidor amplo (IPCA) com variação acumulada divulgado pelo IBGE.
Juros nominais	i_t	Endógena	Média mensal da Selic divulgadas pelo Banco Central do Brasil
EMBI	X_t	Endógena	Risco País medido pelo EMBI + divulgado pelo IPEADATA
Hiato	h_t	Endógena	O cálculo do hiato foi realizado mediando a estimativa do seu produto potencial mediante aplicação do filtro Hodrick-Prescott com valor de $\lambda= 14400$ para a série mensal do IBC-br dessazonalizada.
Câmbio	e_t	Endógena	Taxa de câmbio livre para venda medida em R\$/US\$ série PTAX800 divulgada pelo Sisbacen.

Variável	Denominação	Tipo	Descrição
NFSPS	$NFSP_t$	Exógena	Necessidade de financiamento Público acumulada, medida pelo Banco Central com desvalorização cambial (em % do PIB)
Juros Reais	r_t	Exógena	Taxa de juros reais deflacionada pelo IGP-M.
Juros externos	I_t^F	Exógena	Taxa de juros para os títulos americanos (Treasury Bills) divulgado pelo FMI
Preços ao Produtor Externos	ppi_t	Exógena	Producer Price Index divulgado pelo Bureau Labor of Statistics
Desvio	$\pi_t - \pi^*$	Exógena	Calculado pela diferença entre as séries observada para o IPCA e sua respectiva meta para o ano.

Fonte: Elaborado pelo autor a partir das fontes consultadas

3.3 ESTACIONARIDADE

Antes da modelagem do sistema proposto é preciso o conhecimento prévio do comportamento das variáveis consideradas. Cryer e Chan (2008) argumentam que para realizar inferências estatísticas sobre a estrutura de um processo estocástico com base na observação de uma de suas realizações geralmente é necessário a suposição *a priori* de algumas características subjacentes a esta estrutura sendo a mais importante dessas suposições a hipótese de estacionariedade das variáveis utilizadas.

Autores como Morettin (2008), Montgomery, Jennings e Kulahci (2015) definem o conceito de estacionariedade como sendo relacionado aos aspectos qualitativos da distribuição de probabilidade dos processos estocásticos. Para estes autores, uma série é dita estacionária se suas propriedades estatísticas (momentos estatísticos) permanecem constantes ao longo do tempo. Assim, uma série $\{y_t\}$ será dita estacionária se sua distribuição de probabilidade permanecer inalterada em cada translação temporal.

Embora este seja um conceito muito estrito para a condição de estabilidade de um processo estocástico a literatura sobre séries temporais restringe-se em observar apenas o comportamento dos dois primeiros momentos da distribuição de probabilidade, assim, conforme expõe Lütkepohl e Krätzig (2004), um processo estocástico pode ser dito estacionário se estes momentos forem invariantes a cada translação temporal, ou seja:

$$E(y_t) = \mu_y \quad \forall t \in T \quad (14)$$

$$E[(y_t - \mu_y)(y_{t-1} - \mu_y)] = \gamma_h \quad (15)$$

A primeira destas condições afirma que a média do processo deve ser constante a cada período no tempo. A segunda condição estabelece que a variância do processo deve ser constante já que $h = 0$ implica que a variância $\sigma^2 = E[(y_t - \mu_y)^2] = \gamma_0$ não é dependente do tempo. Ainda, temos que a covariância do processo, $E[(y_t - \mu_y)(y_{t-1} - \mu_y)] = \gamma_h$ não depende de t e sim da distância temporal, h , entre as observações.

Tendo como base estas suposições Cryer e Chan (2008) demonstram as restrições impostas sobre os coeficientes a_i para que um processo autorregressivo do tipo AR(p) seja dito estacionário. Desta forma, considerando que processo AR(1) descrito abaixo seja estacionário com média zero

$$y_t = a_1 y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (16)$$

Deve-se ter que:

$$VAR(y_t) = \gamma_0 = a_1^2 VAR(y_{t-1}) + \sigma_\varepsilon^2 \quad (17)$$

Se a variância for constante tem então que:

$$\gamma_0 = \frac{\sigma_\varepsilon^2}{1 - a_1^2} \quad (18)$$

Assim fica demonstrado que o termo deve ser menor que um ou ainda $|a_1|^2 < 1$, pois caso o coeficiente fosse igual a um o processo seria um passeio aleatório.

Para Enders (2015) a estacionariedade de uma série está associada as propriedades de convergência e/ou estabilidade da equação em diferença que modela a trajetória da variável em consideração já que, para este autor, todo o trabalho da econometria de séries temporais constitui um processo de estimação de equações em diferenças contendo elementos estocásticos. Desta forma, se a trajetória de uma variável pode, por exemplo, ser modelada por uma equação na diferença de segunda ordem do tipo:

$$y_t = a_1 y_{t-1} + a_2 y_{t-2} + \varepsilon_t \quad (19)$$

Pode-se avaliar a estacionariedade da série transformando-a em sua forma homogênea chegando na seguinte expressão⁴:

$$\alpha_0^2 - a_1 \alpha - a_2 = 0 \quad (20)$$

⁴ Uma descrição melhor sobre este exemplo pode ser encontrada em Enders (2015, pg. 22)

A equação acima descrita é chamada de equação característica e os valores de α são conhecidos como raízes características. Assim, para Enders (2015), o comportamento da série será estável se as raízes características da equação forem, em módulo, menores que um ou como sumariza o próprio autor, caso estiverem contidas dentro de uma região delimitada no plano conhecida como círculo unitário. Outra forma sugerida, ainda em Enders (2015) é resolver a expressão mediante a utilização dos operadores de retardo, fazendo com que o processo seja reescrito como:

$$y_t = (a_0 + \varepsilon_t)/(1 - a_1L - a_2L^2) \quad (21)$$

Seguindo esta notação, conforme Enders (2015), as raízes α que resolvem a equação guardam uma relação recíproca com os valores de L que resolvem $(1 - a_1L - a_2L^2)$, já que está nada mais é do que a inversa da equação característica implicando que as raízes do polinômio de operador de retardo devem estar fora do círculo unitário.

Devida a importância desta suposição para a análise econométrica foram desenvolvidos métodos estatísticos específicos capazes de identificar se um determinado processo estocástico é ou não estacionário. Os métodos desenvolvidos para testar a hipótese de estacionariedade de um processo avaliam se as raízes do polinômio característicos da série estão ou não contidos dentro da região delimitada no plano conhecida como círculo unitário. Na literatura estes processos de inferência são conhecidos como testes de raiz unitária (LÜTKEPOHL; KRÄTZIG, 2004; CRYER; CHAN, 2008; PFAFF, 2008; ENDERS, 2015; DURLAUF; BLUME, 2016).

Os testes de estacionariedade podem ter poder de julgamento diferente dada as particularidades da construção do seu método de análise, assim serão realizados três testes diferentes para chegar a uma conclusão melhor embasada sobre a estacionariedade das séries utilizadas no presente trabalho, sendo eles o Teste de Dickey-Fuller, o teste Phillips-Perros e os Teste KPSS.

3.3.1 TESTE DICKEY-FULLER

Em geral, um processo do tipo AR(1), $y_t = a_1y_{t-1} + \varepsilon_t$, será considerado estacionário se e somente se $|a_1| < 1$. Se subtrairmos y_{t-1} de ambos os lados da expressão obteremos $\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t$ onde $\gamma = (a_1 - 1)$, de forma que, testar a hipótese de que $a_1 = 1$ é equivalente a testar a hipótese nula de $\gamma = 0$ (ENDERS, 2015).

Dickey e Fuller (1979) apud Enders (2015) propuseram três tipos de regressões para avaliar a hipótese de raiz unitária conforme os modelos abaixo

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (22)$$

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (23)$$

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_2 t + \varepsilon_t \quad (24)$$

A primeira equação é a descrição de um modelo simples de passeio aleatório, o segundo adiciona um intercepto ao modelo enquanto o terceiro incorpora tanto um intercepto como um componente de tendência. Assim, de acordo com Enders (2015), o parâmetro de interesse em todas as regressões é γ . Se $\gamma = 0$, a sequência $\{y_t\}$ contém raiz unitária. Estes testes envolvem a estimação destas equações através de mínimos quadrados de modo a obter estimativas de γ e seus erro-padrão associados. Comparando os resultados das estatísticas t com os valores reportados na tabela fornecida por Dickey e Fuller (1979) pode-se avaliar se a hipótese nula pode ou não ser rejeitada (ENDERS, 2015).

De forma esquemática tem o seguinte teste de hipóteses para os testes Dickey e Fuller:

$$H_0: \gamma = 0 \text{ (há raiz unitária)}$$

$$H_1: \gamma \neq 0 \text{ (não há raiz unitária)}$$

3.3.2 TESTE PHILLIPS-PERON

O teste de Phillips e Perron (1988) apud PFAFF (2008) constitui uma extensão do teste Dickey-Fuller estimado por meio de métodos não-paramétricos cuja hipótese nula sobre a existência de raiz unitária é robusta sobre a heterocedasticidade dos resíduos.

$$H_0: \text{Há raiz unitária}$$

$$H_1: \text{Não há raiz unitária}$$

O modelo sugerido pelos autores, conforme Pfaff (2008), testa a hipótese sobre as seguintes regressões:

$$y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (25)$$

$$y_t = \mu + \beta \left(t - \frac{1}{2}T\right) + \alpha y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (26)$$

Para o teste dos parâmetros descritos pela equação (25) os autores definiram as seguintes estatísticas

$$Z(\hat{\alpha}) = T(\hat{\alpha} - 1) - \hat{\lambda}/\bar{m}_{yy} \quad (27)$$

$$Z(\tau_{\hat{\alpha}}) = (\hat{s}/\hat{\sigma}_{Tl})t_{\hat{\alpha}} - \hat{\lambda}'\hat{\sigma}_{Tl}/\bar{m}_{yy}^{0,5} \quad (28)$$

$$Z(\tau_{\hat{\mu}}) = (\hat{s}/\hat{\sigma}_{Tl})t_{\hat{\mu}} + \hat{\lambda}'\hat{\sigma}_{Tl}m_y/\bar{m}_{yy}^{0,5}m_{yy}^{0,5} \quad (29)$$

Em que: $\bar{m}_{yy} = T^{-2} \sum (y_t - \bar{y})^2$, $m_{yy} = T^{-2} \sum y_t^2$, $m_y = T^{-3/2} \sum y_t$, $\hat{\lambda} = 0,5(\hat{\sigma}_{Tl} - \hat{s}^2)$ sendo \hat{s}^2 a variância estimada dos resíduos, $\hat{\lambda}' = \hat{\lambda}/\hat{\sigma}_{Tl}^2$, e $t_{\hat{\alpha}}$, $t_{\hat{\mu}}$ são as razões t de $\hat{\alpha}$ e $\hat{\mu}$ respectivamente. A variância $\hat{\sigma}_{Tl}^2$ é estimada de acordo com a equação:

$$\hat{\sigma}_{Tl}^2 = T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t^2 + 2T^{-1} \sum_{s=1}^l w_{sl} \sum_{t=s+1}^T \hat{\varepsilon}_t \hat{\varepsilon}_{t-s} \quad (30)$$

No qual $w_{sl} = 1 - s/(l + 1)$.

De forma similar ao exposto acima as estatísticas teste para o modelo descrito pela equação (26) são:

$$Z(\tilde{\alpha}) = T(\tilde{\alpha} - 1) - \lambda/M \quad (31)$$

$$Z(t_{\tilde{\alpha}}) = (\tilde{s}/\tilde{\sigma}_{Tl})t_{\tilde{\alpha}} - \tilde{\lambda}'\tilde{\sigma}_{Tl}/M^{0,5} \quad (32)$$

$$Z(t_{\tilde{\mu}}) = (\tilde{s}/\tilde{\sigma}_{Tl})t_{\tilde{\mu}} - \tilde{\lambda}'\tilde{\sigma}_{Tl}m_y/M^{0,5}(M + m_y^2)^{0,5} \quad (33)$$

$$Z(t_{\tilde{\beta}}) = (\tilde{s}/\tilde{\sigma}_{Tl})t_{\tilde{\beta}} - \tilde{\lambda}'\tilde{\sigma}_{Tl}(\frac{1}{2}m_y - m_{ty})/(M/12)^{0,5}\bar{m}_{yy}^{0,5} \quad (34)$$

Em que m_y , \bar{m}_{yy} , $\hat{\lambda}$, $\hat{\lambda}'$ e $\hat{\sigma}_{Tl}^2$ são definidos de maneira semelhante as equações para o teste do modelo com constante e $m_{ty} = T^{-5/2} \sum ty_t$, t_{μ} , t_{β} são as razões t de μ e β respectivamente. O escalar M é definido da seguinte forma $M = (1 - T^{-2})m_{yy} - 12m_{ty}^2 + 12(1 + T^{-1})m_{ty}m_y - (6 + 6T^{-1} + 2T^{-2})m_y^2$.

Os valores críticos da estatística Z são semelhantes aos do teste ADF. A vantagem destas modificações, segundo Pfaff (2008), reside no fato de que estes testes eliminam o problema da violação dos resíduos não obedecerem a uma distribuição *i.i.d*⁵. Contudo, o

⁵ $X \sim N(0, \sigma^2)$

problema destes testes está na escolha adequada do número de defasagens escolhidas para o cálculo das variações de longo-prazo, $\tilde{\sigma}_{Tl}^2$, $\hat{\sigma}_{Tl}^2$

3.3.3 TESTE KWIATKOWSKI-PHILLIPS-SCHMIDT-SHIN

Kwiatkowski et al. (1992) apud Pfaff (2008) elaboraram um teste LM para testar a hipótese nula, que de forma contrária aos modelos acima descritos, garante a estacionariedade do processo, portanto, rejeitar a hipótese nula implica afirmar o comportamento não estacionário da série analisada.

H_0 : Não há raiz unitária

H_1 : Há raiz unitária

O modelo, conforme Pfaff (2008) é apresentado pelas equações:

$$y_t = \beta t + r_t + \varepsilon_t \quad (35)$$

$$r_t = r_{t-1} + u_t \quad (36)$$

No qual r_t é um processo do tipo passeio aleatório e o termo de erro, ε_t , segue uma distribuição *i.i.d* $(0, \sigma^2)$. O valor inicial, r_0 é fixado e corresponde ao nível da série. Se $\beta = 0$, então o modelo, em termos de constante, possui apenas um regressor determinístico. Sobre a hipótese nula, ε_t é estacionário e, portanto y_t ou é estacionária sobre tendência, ou, caso ocorra de $\beta = 0$ é estacionária em nível.

A estatística do teste é estimada por meio de um dos modelos apresentados pelas equações, dependendo se será testado a hipótese de estacionariedade em nível ou com tendência, e calculando a soma parcial dos resíduos dessa regressão que conforme Pfaff (2008) é descrita abaixo:

$$S_t = \sum_{i=1}^t \hat{\varepsilon}_i, t = 1, 2, \dots, T \quad (37)$$

Define-se assim a estatística teste como:

$$LM = \frac{\sum_{t=1}^T S_t^2}{\hat{\sigma}_\varepsilon^2} \quad (38)$$

Em que $\hat{\sigma}_\varepsilon^2$ é a variância estimada dos erros. Kwiatkowski et al. (1992) apud Pfaff (2008) sugeriram o uso de uma janela de Bartlett $w(s, l) = 1 - s/(l + 1)$ como pesos na estimação da variância de longo prazo:

$$\hat{\sigma}_\varepsilon^2 = s^2(l) = T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t^2 + 2T^{-1} \sum_{l=1}^{s-1} \left(1 - \frac{s-l}{s}\right) \sum_{t=l+1}^T \hat{\varepsilon}_t \hat{\varepsilon}_{t-l} \quad (39)$$

3.4 TESTE DE COINTEGRAÇÃO

Segundo Wang (2005) a cointegração é um dos tópicos mais importantes no desenvolvimento da teoria de séries temporais nos últimos anos, sendo introduzido na literatura pelos trabalhos publicados por Engle e Granger (1987). Um grupo de séries não-estacionárias do tipo $I(1)$ são ditas cointegradas se existir alguma combinação linear destas variáveis que resulte em um processo estacionário. De outra forma, define-se que os componentes do vetor x_t serão ditas cointegradas de ordem d, b denotado por $x_t \sim CI(d, b)$ se: (a) todos os componentes de x_t forem $I(d)$, ou seja, com a mesma ordem de integração e, (b) o vetor $\alpha \neq 0$ existir de forma que $z_t = \alpha' x_t \sim I(d - b)$, $b > 0$. O vetor α é chamado de vetor de cointegração (PFAFF, 2008).

Em essência o teste consiste em estimar uma regressão de uma variável contra a outra e testar a hipótese de normalidade dos resíduos mediante o teste Dickey-Fuller. Se os resíduos foram estacionários a séries são ditas cointegradas de forma que é possível corrigir o modelo para que este capture a velocidade com a qual estas duas variáveis se movimentam para o mesmo equilíbrio de longo prazo.

Os passos para a estimação do vetor de cointegração proposto por Engle e Granger (1987) apud Pfaff (2008) consistem em primeiro se estimar uma regressão com as variáveis, supondo ambas como sendo $I(1)$:

$$y_t = \alpha_1 x_{t,1} + \alpha_2 x_{t,2} + \dots + \alpha_k x_{t,k} + z_t \quad (40)$$

No qual z_t representa um distúrbio aleatório. O vetor $\alpha(K + 1)$ é dado por $\hat{\alpha} = (1, -\hat{\alpha})'$, onde $\hat{\alpha} = (\hat{\alpha}_1, \dots, \hat{\alpha}_k)$. Estimada a regressão pela equação (40) testa-se a hipótese de estacionariedade dos resíduos através do teste Dickey-Fuller. Se os resíduos forem estacionários as variáveis serão cointegradas.

O segundo passo consiste na construção de um modelo de correção dos erros (ECM), o modelo apresentado restringe-se ao caso bivariado onde os processos x_t e y_t são cointegrados e ambos $I(1)$. Assim conforme Pfaff (2008) o ECM pode ser expresso como

$$\Delta y_t = \psi_0 + \gamma_1 \hat{z}_{t-1} + \sum_{i=1}^K \psi_{1,i} \Delta x_{t-1} + \sum_{i=1}^L \psi_{2,i} \Delta y_{t-i} + \varepsilon_{1,t} \quad (41a)$$

$$\Delta x_t = \xi_0 + \gamma_2 \hat{z}_{t-1} + \sum_{i=1}^K \xi_{2,i} \Delta x_{t-1} + \sum_{i=1}^L \xi_{2,i} \Delta y_{t-i} + \varepsilon_{2,t} \quad (41b)$$

Em que: \hat{z}_t é o vetor de resíduos estimado da equação (40) e $\varepsilon_{1,t}$ e $\varepsilon_{2,t}$ são processos do tipo ruído branco. O modelo de correção dos erros em (41a) afirma que as variações em y_t são explicadas pela sua própria história, pelas mudanças em x_t e pelos desvios do equilíbrio de longo prazo do período anterior. Desta forma o coeficiente γ_1 geralmente exhibe um valor negativo, caso contrário o sistema descrito divergiria de sua trajetória de equilíbrio (PFAFF, 2008).

3.4.1 TESTE DE JOHANSEN

O modelo proposto por Johansen⁶ constitui uma generalização do teste de Engle-Granger⁷ onde o número de vetores de cointegração do sistema é dado pelo posto da matriz de coeficientes de forma que se testa as restrições impostas pela cointegração em um modelo de Vetores Autorregressivos (WANG, 2005).

$$y_t = \mu + A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (42)$$

Em que y_t é um vetor de dimensão k com variáveis sendo assumidas integradas de ordem um, $I(1)$, A_i é a matriz de coeficientes e ε_t é um vetor de erros com dimensão k . Subtraindo y_{t-1} de ambos os lados da equação obtém-se

$$\Delta y_t = \mu + \Pi y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + \varepsilon_t \quad (43)$$

No qual:

$$\Pi = \sum_{i=1}^p A_i - I \quad (44)$$

E assim:

$$\Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^p A_j \quad (45)$$

⁶ Para maiores detalhes ver Johansen (1988), Johansen e Juselius (1990), Johansen (1991)

⁷ O teste de Johansen é aplicado da em análise multivariadas em séries temporais enquanto que os teste Engle-Granger são utilizados para os casos univariados.

Da equação 43 apenas o termo Πy_{t-1} está em nível de forma que a relação de cointegração entre as variáveis depende exclusivamente das propriedades da matriz Π , de forma que, conforme Wang (2005) surgem três situações possíveis associadas ao posto desta matriz:

1. $rk^8(\Pi) = K$
2. $rk(\Pi) = 0$
3. $0 < rk(\Pi) = r < K$

Na primeira situação todas as K combinações são linearmente independentes e estacionárias de forma que o modelo pode ser especificado como um Vetor Autorregressivo padrão.

Na situação (2) não existe combinação linear capaz de tornar Πy_t estacionária, ou seja, não existe relação de integração entre y_t e as demais variáveis em nível de forma que o modelo pode ser especificado como um VAR padrão com as variáveis na primeira diferença. Por fim, na situação (3) a matriz não possui o posto completo de forma que existirão duas matrizes ($K \times r$) α e β de posto r tal que $\Pi = \alpha\beta'$. Assim, existirão r vetores de cointegração $\alpha\beta'y_t$ de ordem $I(0)$. (WANG, 2005; PFAFF, 2008)

O teste para o número de vetores de cointegração existentes é realizado mediante o uso da estatística Traço que testa a hipótese nula de pelo menos r vetores de cointegração e é definida, conforme em Wang (2005) por :

$$\hat{\lambda}_{trace} = -T \sum_{i=r+1}^k \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (46)$$

No qual a estatística é calculada pelo somatório da estatística dos autovalores máximos de 0 até r vetores de cointegração.

No presente trabalho será utilizada para detectar a presença de cointegração entre as variáveis descritas na Tabela 1, o Teste Traço. Dada a detecção ou não de cointegração entre as variáveis, isso irá determinar o tipo de análise de séries de tempo a ser utilizada; os Vetores Autoregressivos (VAR) no caso da ausência de cointegração ou o Vetor de Correção de Erros (VEC) no caso das variáveis serem cointegradas.

⁸ rk = posto da matriz de coeficientes

3.5 VETORES AUTORREGRESSIVOS

Conforme pontuam autores como Lütkepohl e Krätzig (2004), Lütkepohl (2005), Pfaff (2008) e Enders (2015) a utilização de Vetores Autorregressivos para a análise de modelos dinâmicos multivariados passou a se consolidar como instrumento padrão na análise de relações macroeconômicas após a crítica realizada por Sims (1980) à utilização de modelos de larga escala que, segundo este autor, seriam incapazes de incorporar a endogeneidade de algumas variáveis ao sistema.

Essa classe de modelos, conforme Lütkepohl e Krätzig (2004), são adequados para a modelagem do processo gerador de dados para um grupo pequeno de variáveis. Estes autores ainda advertem para que as características individuais das séries como existência de tendência ou mudanças estruturais sejam levadas em consideração durante a estimação do modelo. Estas características muitas vezes podem ser identificadas mediante a análise gráfica.

A existência de tendência, em particular, levanta questões interessantes. Caso seja observado uma tendência em comum entre as séries o modelo pode conter variáveis que sejam cointegradas e, desta forma, os modelos VAR deixam de ser adequados para a modelagem do processo gerador de dados. Neste caso é necessário reespecificar o modelo de forma que este seja capaz de incorporar as relações de cointegração existentes, os modelos adequados para este propósito passam a ser então o modelo VEC ou Vetor de Correção de Erros (LÜTKEPOHL; KRÄTZIG, 2004).

Outra vantagem da utilização do modelo de vetores autorregressivos, conforme Enders (2015) e Lütkepohl (2005) é que estes modelos, além das previsões, fornecem outras poderosas ferramentas analíticas como a função de impulso resposta e a decomposição da variância. A função de impulso resposta é frequentemente utilizada para analisar as relações entre as variáveis do sistema mediante a estimação de elasticidades, isto é, da sensibilidade das $(k - 1)$ variáveis do sistema a possíveis mudanças em uma variável específica. Neste trabalho a função de impulso resposta será empregada para a estimação da sensibilidade do produto a choques de política monetária como o aumento da taxa básica de juros.

A decomposição da variância, por sua vez, fornece a contribuição, em termos percentuais, de uma variável j sobre os desvios em relação a previsão estimada para a variável k , permitindo examinar o quanto desta variação se deve a própria variável e quanto se deve as demais variáveis endógenas do sistema (PFAFF, 2008; DURLAUF; BLUME, 2016).

Assim, Lütkepohl (2005) define o modelo VAR(p) ou modelo VAR de ordem p da seguinte forma:

$$y_t = \mu + A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + v_t \quad (47)$$

No qual $y_t = (y_{1t}, \dots, y_{kt})$ é uma vetor ($K \times 1$) de variáveis endogênas, A_i é uma matriz ($K \times K$) de coeficientes fixos, $\mu_t = (\mu_1, \dots, \mu_k)$ é um vetor ($K \times 1$) contendo o intercepto, permitindo a possibilidade de uma média, $E(y_t)$, diferente de zero. Finalmente o $v_t = (v_1, \dots, v_k)$ é um vetor de dimensão K de ruídos brancos, isto é, $E(v_t) = 0$, $E(v_t v_t) = \Sigma_v$ e $E(v_t v_s) = 0$ para $t \neq s$. A matriz de covariância Σ_v é assumida como sendo não-singular⁹. A estabilidade do sistema pode ser verificada, de acordo com Pfaff (2008) mediante análise dos autovalores da matriz de coeficientes. Caso estes forem, em módulo, menos que um, o sistema será dito estável.

Caso as variáveis sejam todas integradas de ordem um $I(1)$ pode ser que exista alguma combinação linear entre elas que resulte em um processo $I(0)$, sendo assim as séries serão cointegradas. Aceita esta hipótese, o modelo (47) não será mais adequado de forma que o modelo VEC descrito pela equação 48 passe a ser mais indicado:

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + u_t \quad (48)$$

Na equação (41) tem-se que $\Pi = -(I_k - A_1 - \dots - A_p)$ e $\Gamma_i = -(A_i + 1 + \dots + A_p)$ para $i = 1, \dots, p$. O VECM é obtido pela subtração de y_{t-1} em ambos os lados da equação 47 e rearranjando os termos. O componente Δy_t está livre de tendências dada a suposição de que as variáveis são todas $I(1)$, sendo, portanto, estacionárias em sua primeira diferença. Sendo assim o termo Πy_{t-1} é o único a conter as variáveis em nível, isto é $I(1)$, o que conseqüentemente implica que Πy_{t-1} deve ser $I(0)$. Os termos Γ_i são geralmente chamados de parâmetros de curto prazo e Πy_{t-1} é algumas vezes mencionado como termo de longo prazo.

A escolha da ordem de defasagem deve ser observada uma vez que pode comprometer os testes de hipóteses e viesar os parâmetros estimados, desta forma, Pfaff (2008) sugere que estas sejam determinadas de acordo com os critérios de informações tipo Akaike (AIC), Hannan e Quinn (HQ), Schwarz (SBC) ou pelos erros de previsão (FPE) que são descritos pelas equações abaixo:

⁹ Ou seja, é invertível já que seu determinante é igual a zero

$$AIC(p) = \log \det(\tilde{\Sigma}_u(p)) + \frac{2}{T} pK^2; \quad (49a)$$

$$HQ(p) = \log \det(\tilde{\Sigma}_u(p)) + \frac{2 \log(\log(T))}{T} pK^2; \quad (49b)$$

$$SC(p) = \log \det(\tilde{\Sigma}_u(p)) + \frac{\log(T)}{T} pK^2; \quad (49c)$$

$$FPE = \left(\frac{T+p^*}{T-p^*}\right)^K \det(\tilde{\Sigma}_u(p)) \quad (49d)$$

Sendo $\det(\tilde{\Sigma}_u(p)) = T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{u}_t \hat{u}_t'$, e p^* a quantidade de parâmetros em cada equação, assim p define a ordem defasagem.

A análise mediante o uso dos modelos VAR tradicionais apresenta-se inadequada para a realização de previsões e estudo da dinâmica do sistema já que esta classe de modelos não impõe nenhuma restrição sobre a forma como as variáveis estão relacionadas tendo a teoria econômica apenas a função de especificar o conjunto de variáveis a serem incluídas no modelo assim como sua ordenação (PFAFF,2008).

Os modelos estruturais SVAR e/ou SVEC surge como solução para este problema de especificação e pode ser descrito pela equação

$$Ay_t = A_1^* y_{t-1} + \dots + A_p^* y_{t-p} + B \varepsilon_t \quad (50)$$

Os termos de erro do modelo, ε_t , são assumidos como ruídos brancos e as matrizes A_i^* , pra $i = 1, \dots, p$ são as matrizes de coeficientes estruturais. De acordo com Pfaff(2008) os modelos VAR padrão constituem uma forma reduzida dos modelos estruturais o que pode ser demonstrado multiplicando a equação 50 pela inversa da matriz A

$$y_t = A^{-1} A_1^* y_{t-1} + \dots + A^{-1} A_p^* y_{t-p} + A^{-1} B \varepsilon_t \quad (51)$$

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + v_t \quad (52)$$

Um modelo SVAR é geralmente utilizado no estabelecimento de relações estruturais mediante a imposição de restrições sobre a matriz A e/ou B de forma que o número de restrições não pode exceder a $\frac{n(n-1)}{2}$ (PFAFF,2008).

De forma semelhante o modelo SVEC contém as mesmas considerações sendo especificado da seguinte forma:

$$A \Delta y_t = \Pi^* y_{t-1} + \Gamma_1^* \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1}^* \Delta y_{t-k+1} + C^* D_t + B^* Z_t + v_t \quad (53)$$

Em que Π^* , Γ_j^* , C^* e B^* são as formas estruturais dos parâmetros e v_t é o termo de erro na sua forma estrutural de dimensões $(n \times 1)$ que é assumido por possuir média zero sendo um processo do tipo ruído branco. As relações instantâneas entre as variáveis do lado direito da

equação 53 são representadas pela matriz A. Se esta matriz for invertível, a forma reduzida do modelo estrutural na equação 53 pode ser descrita como $\Pi = A^{-1}\Pi^*$, $\Gamma_j = A^{-1}\Gamma_j^*$, $C = A^{-1}C^*$ e $B = A^{-1}B^*$ e $u_t = A^{-1}v_t$.

Desta forma a multiplicação da equação 53 por A^{-1} resulta em

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta y_{t-k+1} + v_t \quad (54)$$

Na forma estrutural são impostas restrições sobre as matrizes A e B. Conforme assegura LÜTKEPOHL (2004) a restrição de que a matriz B seja triangular inferior garante que os choques entrem sucessivamente nas equações do sistema. A depender das restrições impostas, segundo o autor, podem surgir três diferentes situações:

- 1- A matriz $B = I_k$ em que o termo de erro $u_t = A^{-1}B\varepsilon_t$ passe a ser afetado pelas relações contemporâneas
- 2- A matriz $A = I_k$: neste caso o termo de erro fica em função da especificação da matriz B, de forma que a matriz A é utilizada apenas na especificação do sistema
- 3- Combinações de restrições para ambas as matrizes

Apresentados então todas as características dos modelos de séries de tempo, no presente trabalho serão analisadas todas as questões tratadas ao longo dessa metodologia. Primeiro no software R serão realizados os testes de estacionariedade. Após a identificação de quais das variáveis apresentadas na Tabela 1 possuem ou não raiz unitária, será executado no software J Multi o teste de cointegração de Johansen (Traço) e no mesmo software (JMulti) será feita a estimação do modelo mais adequado dado as características de cointegração, levando em conta a estacionariedade ou não das variáveis e também o melhor ajuste dos critérios de defasagem. A estimação se ordenará por meio das etapas descritas na Figura 5 abaixo.

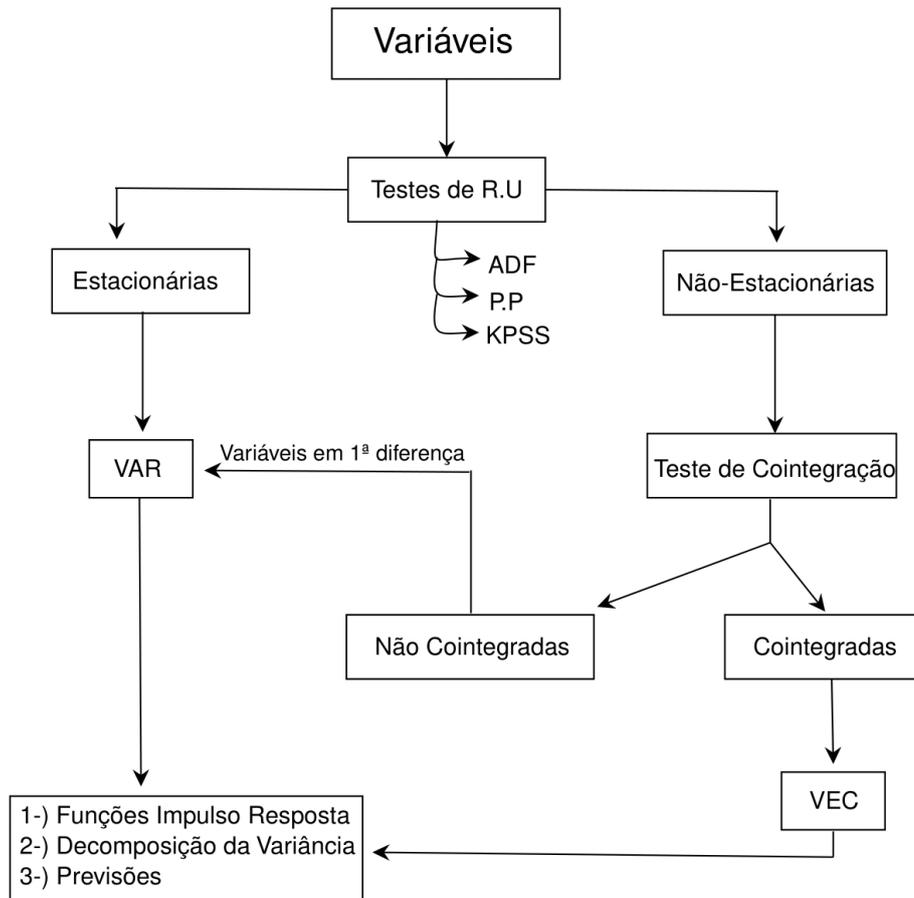


Figura 5 – Etapas e Análise para Construção de um Modelo de Séries Temporais
 Fonte: Elaborado pelo autor a partir das fontes consultadas na metodologia

4 RESULTADOS

4.1 ANÁLISE DESCRITIVA DAS VARIÁVEIS

Nesta seção será realizada a análise descritiva das principais variáveis de interesse deste trabalho. Inicialmente será exposto o comportamento do índice de preços mensurado pelo IPCA. Posteriormente a taxa de juros básica, a Selic, será analisada e com base em Barbosa (2013) será apresentada uma estimativa da taxa de juros neutra para o caso brasileiro com o intuito de avaliar a postura da política monetária durante o período analisado. Por fim será analisado a trajetória do nível de atividade econômica por meio do índice IBC-br.

O Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) é a medida oficial da inflação no Brasil desde a adoção do RMI e é constituído por um agregado hierarquizado que se subdivide em grupos, subgrupos, itens e subitens. Desde agosto de 1999 são nove grupos que compõe o índice sendo eles: alimentos, habitação, artigos de residência, vestuário, transporte, comunicação, saúde, despesas pessoais e educação. Os pesos de cada grupo são definidos mensalmente de acordo com os gastos das famílias. Estes gastos são captados pela Pesquisa de Orçamento Familiar (POF).

A Figura 6 abaixo mostra o comportamento da variação mensal e variação acumulada em 12 meses do índice cheio do IPCA.

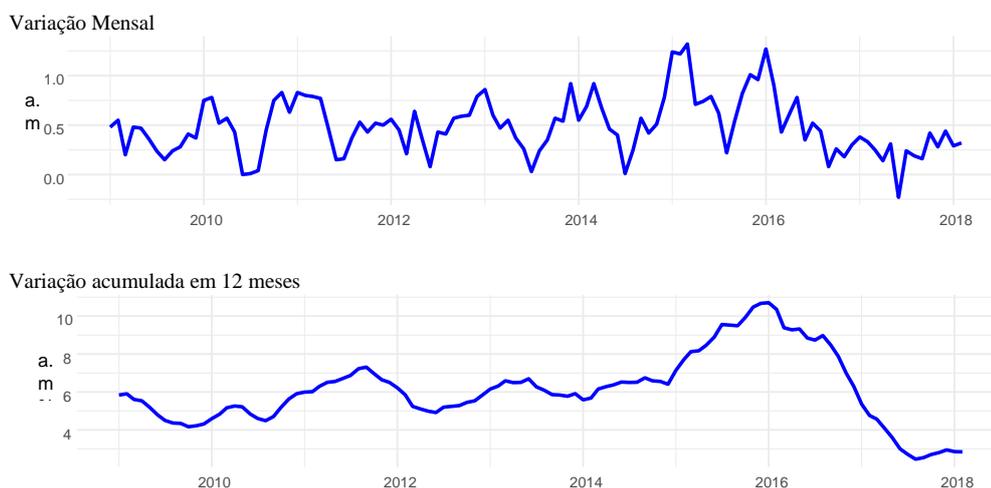


Figura 6 – Evolução da Variação mensal e acumulada do IPCA

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados do IBGE

Por meio da análise da Figura 6 pode-se tirar importantes conclusões sobre a dinâmica dos preços. A variação mensal do índice cheio durante o período apresenta ciclos regulares representado, em grande parte, pelo comportamento sazonal dos grupos que compõe o índice.

Este comportamento sazonal pode ser explicado tanto por variações climáticas, que afetam diretamente o grupo alimentos, datas comemorativas e ajuste de contratos, como é o caso do ajuste do preço das matrículas escolares todo o início do ano, fazendo com que o índice apresente, em média, variações maiores nos meses iniciais, decaindo a partir de maio e retornando a aumentar a partir de setembro conforme mostra a Figura 7.

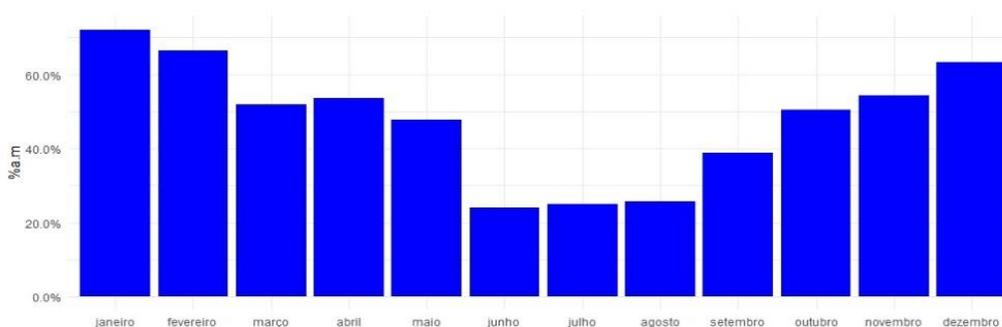


Figura 7 – Sazonalidade do IPCA (ano de ano)

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados do IBG

Por outro lado, a série de valores acumulados apresenta um comportamento praticamente estável e, em grande parte dos períodos que antecedem o início de 2015, esteve abaixo do teto da meta. No entanto, ao final do ano de 2014 as variações do índice começaram a apresentar uma dinâmica ascendente. Em dezembro deste ano o índice apresentava variação mensal de 0,78% fechando o ano com um acumulado de 6,41% em doze meses, valor ainda abaixo do teto da meta e já em janeiro de 2015 a variação no acumulado era 0,63% maior que o teto da meta.

A trajetória ascendente do índice de preços estendeu-se por todo ano de 2015 e já no final do ano atingiu dois dígitos fechando o ano com um acumulado de 10,67% e atingiu o pico máximo em janeiro de 2016 com variação acumulada de 10,71% ao ano.

A Figura 8 apresenta o comportamento dos nove grupos que compõe o índice cheio. É possível perceber uma explosão na variação dos preços que compõe o grupo habitação e saúde nos anos de 2015 e 2016, respectivamente.

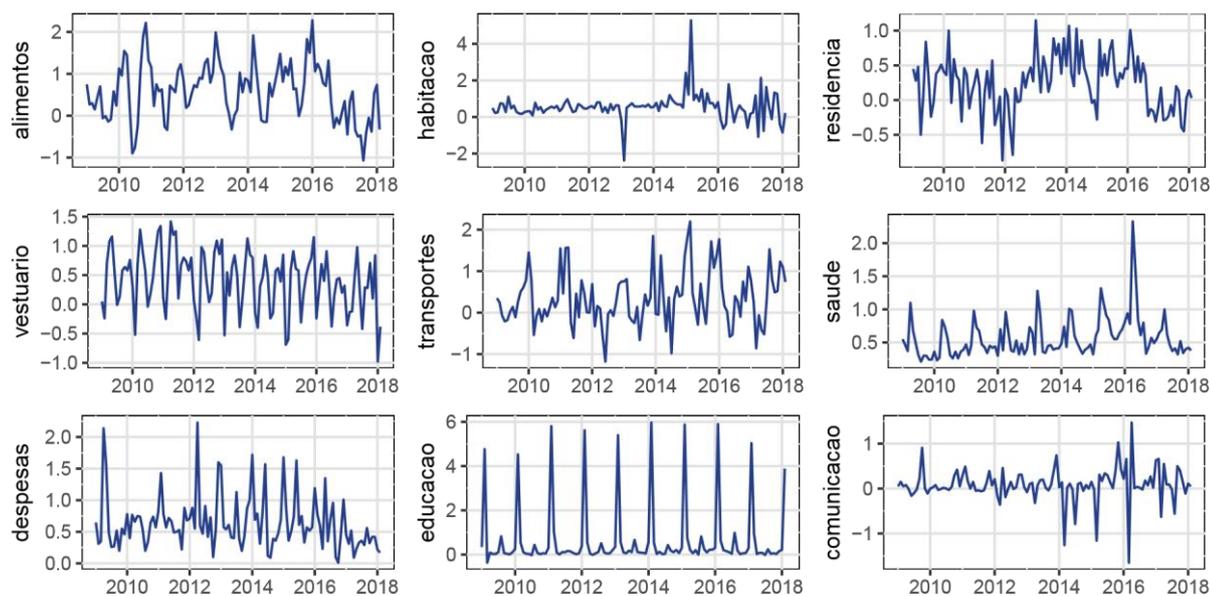


Figura 8 – Variação mensal dos nove grupos do IPCA
 Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados do IBGE

Uma melhor compreensão do comportamento destes grupos pode ser observada pela Tabela 2 onde são apresentadas as contribuições¹⁰ de cada grupo do IPCA na variação do índice cheio para dezembro de 2014 e os primeiros meses de 2015.

Tabela 2 – Contribuição dos grupos para o IPCA (p.p)

	Dez/14	Jan/15	Fev/15	Mar/15
IPCA Mensal	0,78	1,24	1,22	1,32
Alimentos	0,27	0,37	0,20	0,29
Habitaco	0,08	0,36	0,18	0,79
Residncia	0	-0,01	0,04	0,02
Vesturio	0,06	-0,04	-0,04	0,04
Transportes	0,25	0,34	0,41	0,09
Comunicao	0,05	0,04	0,07	0,08
Sade	0,08	0,18	0,09	0,04
Despesas Pessoais	0	0,01	0,27	0,04
Educao	0	0,01	0	-0,05

Fonte – Elaborado pelo autor a partir de dados do IBGE

Pode-se observar que as maiores contribuies sobre o IPCA, nos perodos, residem nos itens que compem o grupo dos preos dos alimentos e dos gastos em transporte. Em

¹⁰ As contribuies de cada grupo para a variao do ndice cheio so calculadas tomando o produto da variao do grupo i , no tempo t , π_{it} , pelo seu peso respectivo ω_{it} . A variao do ndice cheio ento calculada pelo somatrio destas contribuies.

março de 2015, o índice mensal apresentou variação de 1,32%, a maior do período, sendo o grupo habitação responsável por aproximadamente 60% do total, refletindo em grande parte o reajuste nas tarifas de energia que no período variaram 22,08%.

Sendo os preços deste item regulados por contratos de concessão, a energia elétrica pertence a uma classe de bens cuja dinâmica é distinta dos demais bens que compõe a cesta abrangida pelo IPCA. De acordo com o Banco Central, em 2013 a redução das tarifas repercutiu com efeitos sobre a prorrogação de concessões de geração de energia elétrica e redução de encargos setoriais. Em 2014, devido à escassez de chuvas e com nível reduzido nos reservatórios houve um aumento da produção de energia termoelétrica, cujo preço de produção é maior fazendo com que o índice voltasse a subir. Já em 2015 o início do sistema de bandeiras tarifárias com a implementação das bandeiras vermelhas somada a necessidade de se cobrir despesas do setor atreladas a Conta de Desenvolvimento Energético (CDE) com o aumento da tarifa referente a energia gerada em Itaipu e o início do pagamento de empréstimos tomados pelas distribuidoras de energia junto a consórcio bancário em 2014 e 2015 pressionaram o aumento dos preços deste item no início deste último ano conforme pode ser observado na Figura 9.

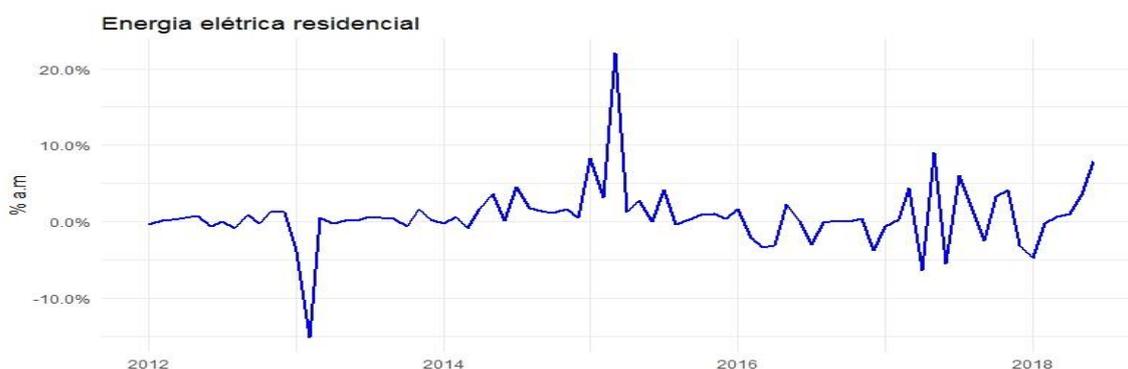


Figura 9 – Variação mensal do item energia elétrica residencial

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados do IBGE

Por meio da Figura 10 nota-se que os preços livres apresentaram um comportamento estável durante todo o período enquanto que os administrados praticamente explodiram em 2015 devido ao choque de reajustes. Em janeiro de 2015 o índice deste grupo apresentou variação de 2,5% valor um pouco maior que seis vezes a variação do mesmo período de 2014 (0,38%). A variação anômala dos monitorados foi em grande parte impulsionada pelo grupo habitação, mais especificamente sobre o item energia elétrica. Este item apresentou variação de 8,27% em janeiro de 2015 e já em março apresentava variação mensal de 22,08%, a máxima registrada para todo o período analisado conforme mostra a figura. Sendo que o peso deste item na variação do índice cheio, em março de 2015, foi de 3,21% a energia elétrica contribuiu com 0,71 p.p na variação do índice cheio, ou seja, o item sozinho foi responsável por aproximadamente 53,7% da variação do IPCA no período.

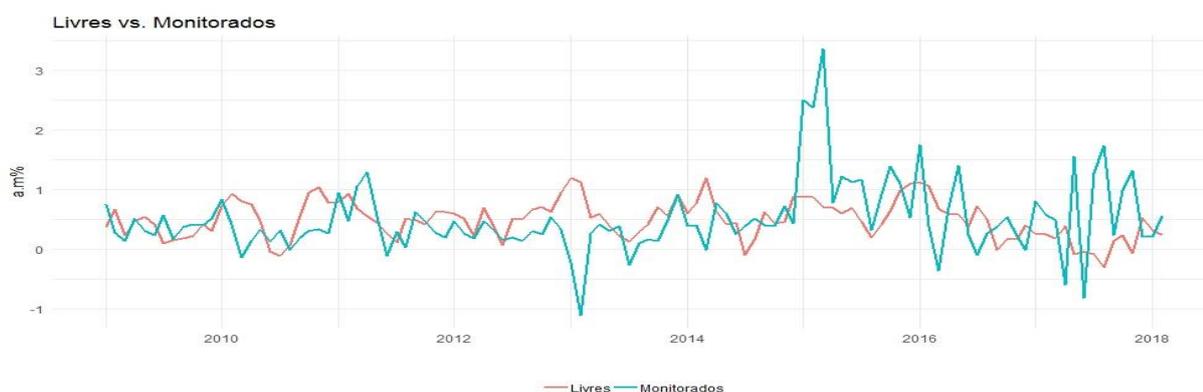


Figura 10 – Evolução dos preços livres e administrados
Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados do BACEN.

No que se refere a taxa básica de juros, após uma sequência de cortes iniciada já no final de 2011 e intensificada em 2013 onde chegou a atingir 7,11% voltou aos dois dígitos em janeiro de 2014 quando atingiu a marca de 10,17%, conforme a Figura 11.



Figura 11 – Taxa Selic anualizada
Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados do BACEN.

Nesta época houve uma condução expansionista da política monetária com o barateamento do crédito, principalmente para as famílias. O aumento da taxa em 2014 perdurou e em 2015 a taxa atingiu o pico máximo do período em 14,15%, tendo crescido em média 1,7% durante todo o ano. A redução foi mais expressiva em 2017 sendo que para o período a taxa caiu em torno de -5,97%.

De acordo com Barbosa (2013) a política monetária expansionista praticada pelo Banco Central durante 2013 pode ser avaliada contrastando a taxa de juros reais avaliada *ex-ante* ou *ex-post* com a taxa de juros neutra. Sendo a taxa neutra aquela responsável por equilibrar investimento e poupança no pleno emprego. Por ser uma variável não observável, a taxa de juros neutra, deve ser estimada por algum procedimento econométrico. A Figura 12 exhibe o comportamento da taxa real de juros *ex-post* e da taxa neutra estimada pela aplicação do filtro Hodrick-Prescott. Caso a taxa de juros reais seja inferior a taxa neutra a política monetária será expansionista e caso contrário será dita contracionista (BARBOSA,2013).

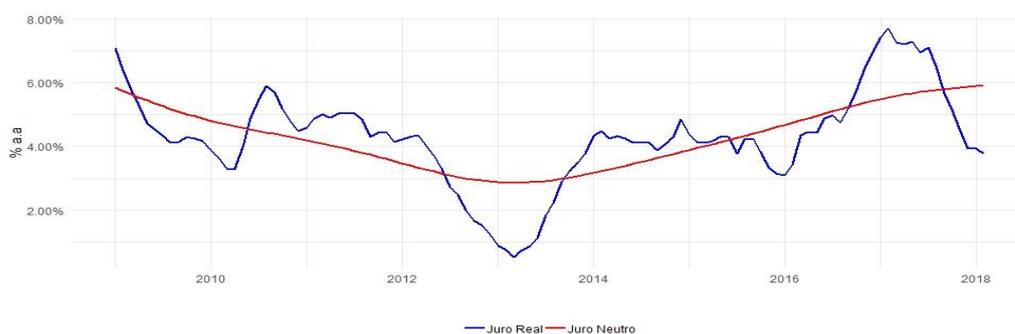


Figura 12 – Taxa de juros reais e taxa natural
Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados do BACEN

Observa-se que a partir de 2012 a taxa real esteve abaixo da taxa neutra e este comportamento acentua-se durante todo o ano de 2013, indicando uma política monetária expansionista por parte do Banco Central. Em 2014 as taxas reais passam a subir e em 2017 apresentam-se bem acima da taxa neutra, indicando uma política contracionista por parte das autoridades monetárias brasileiras.

A Figura 13 exibe o comportamento do índice IBC-br com e sem ajuste sazonal. O índice é calculado pelo Banco Central e atua como um indicador prévio do nível de atividade.

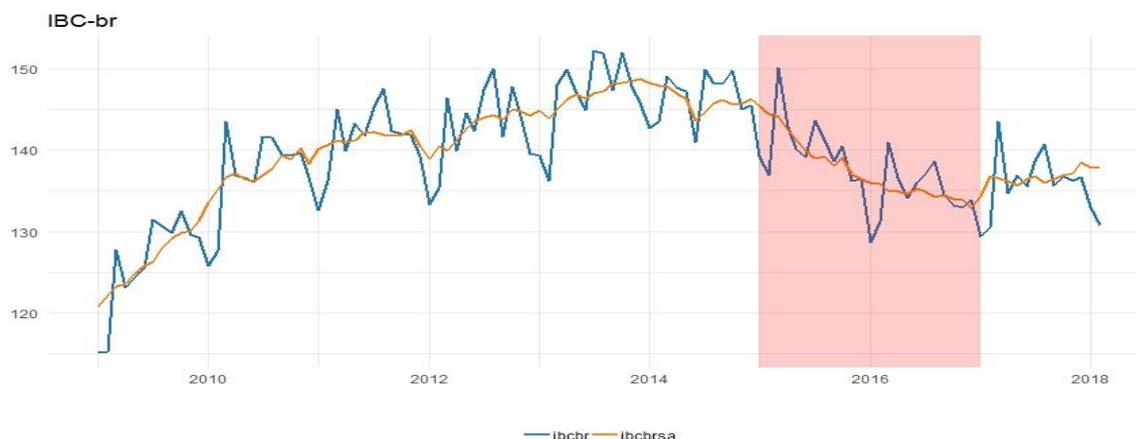


Figura 13 – Evolução do IBC-br

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados do BACEN

No início de 2009 ao final de 2013 este índice apresentou um crescimento médio de 3,5% ao ano. No entanto, em 2014, a trajetória de crescimento apresentou um ponto de inflexão e do início deste ano ao início de 2018 o índice apresentou uma contração de -2,52% ao ano, culminando em um processo de estagnação econômica, gerando um processo de desconfiança no mercado quando a taxa de desocupação, mensurada pelo IBGE elevou-se para 12%, aproximadamente. .

Pela análise descritiva das variáveis identificou-se a importância da variação dos preços administrados na explicação da elevação do índice cheio no início de 2015 impulsionada, majoritariamente, pelo reajuste dos preços que compõe o grupo habitação. A Selic, por sua vez, iniciou uma trajetória ascendente no final de 2013, período de afrouxamento da política monetária.

4.2 MODELO MACROECONÔMICO ESTIMADO

Nesta seção será apresentada a estimação do modelo proposto por Bogdansk, Tombini e Werlang (2000) apresentadas na seção 3.1 do presente trabalho. As equações propostas pelos autores serão estimadas por meio de Vetores Autoregressivos e constituem no conjunto de equações apresentadas abaixo:

$$\Delta X_t = \gamma_1 \Delta X_{t-1} + \gamma_2 \Delta PR_{t-3} + \sum_{j=3}^n \gamma_j \Delta Z_{j,t-j}$$

$$\Delta e_t = \Delta i_t^F + \Delta x_t - \Delta i_t + \eta_t$$

$$h_t = \beta_0 + \beta_1 h_{t-1} + \beta_2 h_{t-2} + \beta_3 r_{t-1} + \varepsilon_t^h$$

$$\pi_t = \alpha_1^b \pi_{t-1} + \alpha_2^b \pi_{t-2} + \alpha_3^b h_{t-1} + \alpha_4^b \Delta(p_t^F + e_t) + \varepsilon_t^b$$

$$i_t = (1 - \lambda) i_{t-1} + \lambda(\alpha_1(\pi_t - \pi^*) + \alpha_2 h_t + \alpha_3)$$

4.2.1 TESTES DE RAÍZ UNITÁRIA

Preliminarmente a estimação do modelo torna-se necessário determinar se as séries são ou não estacionárias assim como identificar suas respectivas ordens de integração. Este processo é importante na tomada de decisão sobre qual o melhor modelo a ser estimado.

A Tabela 3 expõe os resultados dos testes de raiz unitária para o conjunto de variáveis endógenas do sistema com seus respectivos níveis de significância. A escolha da ordem de defasagens foi selecionada em conformidade com os critérios de informação sendo escolhida 4 defasagens para a realização dos testes com todas variáveis em escala logarítmica.

Os resultados da tabela demonstram que todas as variáveis, com exceção do hiato do produto, possuem raiz unitária para cada um dos três testes realizados. O hiato, embora tenha sido considerado uma variável não estacionária para o teste Dickey-Fuller foi tida como estacionária para os testes Phillips-Peron e KPSS.

Tabela 3 – Testes Raiz Unitária para as variáveis endógenas

Variável		Teste ADF		Teste PP		Teste KPSS	
		$H_0: \text{Existe RU}$		$H_0: \text{Existe RU}$		$H_0: \text{Estacionária}$	
		Nível	1ª Diferença	Nível	1ª Diferença	Nível	1ª Diferença
IPCA	Constante	-1.697	-3.149**	-0.725	-4.572*	0.260	0.284
	Constante e tendência	-1.406	-3.466**	-0.553	-4.659*	0.248*	0.132***
SELIC	Constante	-2.418	-3.002**	-1.234	-3.392*	0.363**	0.226
	Constante e tendência	-2.053	-3.164***	-1.130	-3.407***	* 0.161**	0.214**
HIATO	Constante	-2.391	-5.578*	-	-15.751*	0.075	0.051
	Constante e tendência	-2.397	-5.552*	6.788* - 6.743*	-15.719*	0.068	0.028
EMBI	Constante	-2.035	-4.312*	-2.308	-7.754*	0.790*	0.209
	Constante e tendência	-2.692	-4.256*	-2.883	-7.782*	0.257*	0.139***
CÂMBIO	Constante	-0.632	-3.842*	-0.456	-6.769*	1.911*	0.280
	Constante e tendência	-2.552	-3.786*	-2.791	-6.835*	0.258*	0.174***

Fonte – Elaborado pelo autor a partir de dados da pesquisa

Notas – * significância a 1%, **significância a 5%, ***significância a 10%

Valores críticos teste ADF: Constante: (-3.43*); (-2.86**); (-2.57***)

Constante e tendência: (-3.96*); (-3.41**); (-3.13***)

Valores críticos teste PP: Constante: (-3.49*); (-2.89**); (2.58***)

Constante e tendência: (-4.05*); (-3.45**); (-3.15***)

Valores críticos teste KPSS: Constante: (0.739*); (0.463**); (0.347***)

Constante e tendência: (0.216*); (0.146**); (0.119***)

Os valores para as variáveis exógenas encontram-se nos anexos deste trabalho

Os valores dos testes para as variáveis exógenas encontram-se no Apêndice A

Para as variáveis não estacionárias verificou-se suas respectivas ordens de integração sendo esta obtida pelo número de diferenças necessárias para tornar a séries estacionária. Os resultados, conforme a Tabela 3 demonstra que todas as variáveis tornam-se estacionárias tomando sua primeira diferença, por tanto, sendo consideradas integradas de ordem um, $I(1)$.

O critério de rejeição para a hipótese nula para ambos os testes considerou o nível de significância de até 10%.

4.2.2 TESTE DE COINTEGRAÇÃO

Sendo as variáveis endógenas cointegradas de mesma ordem e estacionárias em sua primeira diferença é preciso prosseguir o teste para avaliar se no sistema existem relações de coitegração, ou seja, se as variáveis compartilham algum tipo de equilíbrio de longo prazo. A Tabela 4, abaixo, demonstra os resultados do teste de cointegração de Johansen, sendo

utilizada a estatística do Traço. Os resultados obtidos sugerem evidências sobre a existência de ao menos um vetor de cointegração.

Tabela 4 – Teste do traço para as variáveis do modelo estimado

	Estatística	P-Valor	10%	5%	1%
$r \leq 4$	2.76	0.6323	7.60	9.14	12.53
$r \leq 3$	7.16	0.8814	17.98	20.16	24.69
$r \leq 2$	15.52	0.9317	32.25	35,07	40.78
$r \leq 1$	30.98	0.8795	50.50	53.94	60.81
$r = 0$	80.86	0.0231	72.74	76.81	84.84

Fonte – Elaborado pelo autor a partir de dados da pesquisa

Havendo, portanto, evidências para a existência de relações de cointegração o modelo mais adequado para atender aos objetivos desta pesquisa será um Vetor de Correção de Erros (VEC) cujo os resultados da estimação são apresentados na seção abaixo. Para estimar o modelo fez-se o uso do software estatístico *Jmulti*.

4.2.3 RELAÇÕES CONTEMPORÂNEAS

Fundamentando-se no trabalho original de Bogdanski estimou-se um modelo de Vetor de Correção de Erros (VEC) contendo um vetor de cointegração. Para capturar o choque inflacionário vivenciado no início de 2015 foi utilizada uma variável *dummy* de mudança estrutural para este período. Os resultados e diagnósticos do modelo podem ser encontrados nos apêndices. As relações contemporâneas entre as variáveis do modelo foram calculadas definindo-se a matriz B do modelo estrutural em conformidade com a especificação original proposta pelos autores.

$$B = \begin{pmatrix} * & 0 & 0 & 0 & 0 \\ * & * & 0 & 0 & * \\ 0 & 0 & * & 0 & 0 \\ 0 & * & 0 & * & 0 \\ 0 & 0 & * & 0 & * \end{pmatrix} \begin{pmatrix} X_t \\ e_t \\ h_t \\ \pi_t \\ i_t \end{pmatrix}$$

Nesta especificação apenas as variáveis câmbio, IPCA e Selic passam a ter relações contemporâneas com outras variáveis endógenas do modelo. Os resultados da matriz estimada são apresentados na matriz abaixo. Os coeficientes estimados devem ser interpretados com seus sinais opostos, de forma a Selic apresenta uma resposta positiva as variações contemporâneas no hiato do produto, ou seja, para o aumento de 1% no hiato o índice a taxa

Selic deve aumentar cerca de 0,0036%. O câmbio não apresentou coeficiente significativo a respostas contemporâneas na Selic assim como o coeficiente de relação contemporânea do IPCA ao hiato do produto. Os resultados da matriz contemporânea se tornam relevantes para uma análise das respostas contemporâneas entre as variáveis do modelo, muito embora, empiricamente, seja observado que estas respostas aconteçam com alguma defasagem dada a estrutura institucional dos mecanismos de transmissão das políticas monetária.

$$B = \begin{pmatrix} 0.0714 ** & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0.0187 ** & 0.0243 ** & 0 & 0 & -0.0045 \\ 0 & 0 & 0.0011 ** & 0 & 0 \\ 0 & -0.0052 & 0 & 0.0392 ** & 0 \\ 0 & 0 & -0.0036 ** & 0 & 0.0167 ** \end{pmatrix}$$

Notas – * significância a 1%, **significância a 5%, ***significância a 10%
Valores críticos: (2,64*); (1,96**); (1,28***)

Sendo um dos intuitos deste trabalho avaliar as relações entre as variáveis macroeconômicas no RMI, assim como a sensibilidade, entre juros, inflação e hiato o interesse principal reside na análise das funções impulso resposta das variáveis citadas. A Figura 14 abaixo exhibe a resposta do IPCA a um choque na Selic pelo modelo estimado.

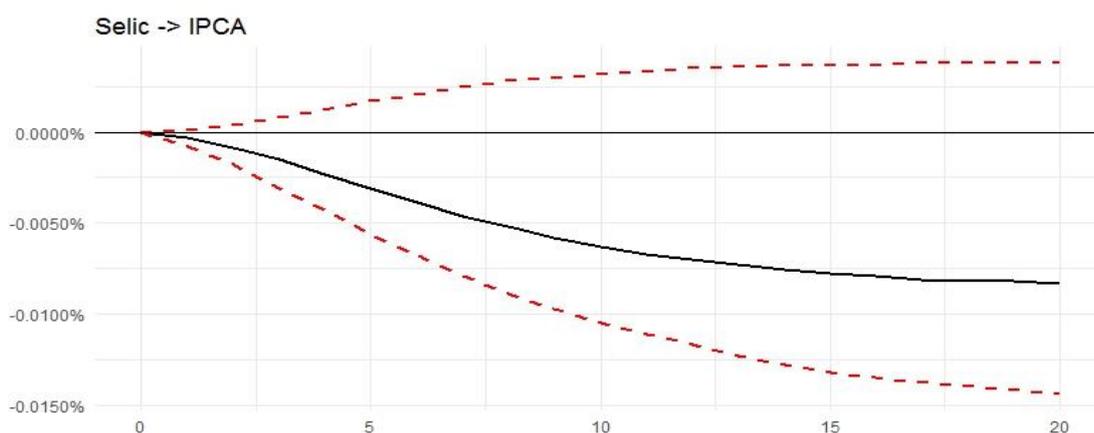


Figura 14 – Resposta IPCA a um choque na Selic
Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados da pesquisa

O resultado apresentado pela figura por si demonstra que variações na Taxa Selic produzem o efeito esperado de redução no índice de preços. Considerando as variáveis em escala logarítmica o choque com o aumento de 1% na taxa Selic provoca um decaimento

suave da taxa de inflação que atinge uma redução de aproximadamente 0,0083% em 20 períodos.

Os efeitos do aumento da Selic sob o hiato do produto também respeita a teoria econômica, pois sendo o hiato do produto definido como a diferença entre o produto real e o potencial se ocorre de $Y^r - Y^* < 0$ logo $Y^r < Y^*$. Desta forma, um aumento na Selic produz um efeito negativo sob o hiato que se dá mediante a redução do produto real em relação a capacidade potencial da economia.

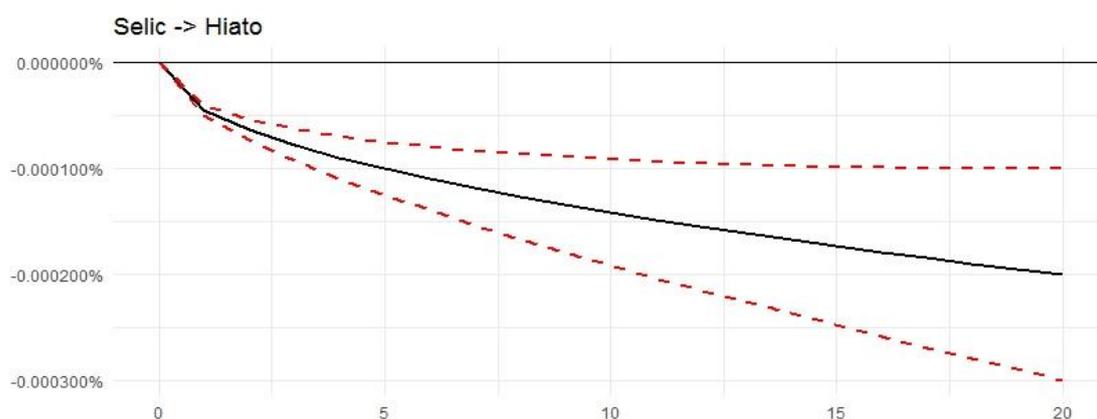


Figura 15 – Resposta do hiato a um choque na Selic
Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados da pesquisa

No modelo estimado, um choque na Selic de 1% provoca uma redução no hiato que se aproxima sucessivamente de 0,0004% ao longo do tempo.

De acordo com estes resultados é possível inferir que o índice de preços apresenta uma sensibilidade maior em resposta as variações na taxa de juros do que o hiato do produto, o que justifica o uso da taxa de juros como instrumento na influência da trajetória da taxa de inflação uma vez que sendo esta mais sensível os efeitos esperados de uma política contracionista (aumento dos juros) alcançarão seus objetivos de redução do índice de preços com uma influência de menor intensidade sobre a atividade econômica.

Em conjunto com as Funções de Impulso-Resposta (FIR), a análise das funções de decomposição de variância, também constituem uma ferramenta importante por fornecer uma perspectiva sobre a influência das variáveis endógenas na explicação das demais variáveis endógenas do modelo estimado. Os resultados fornecidos pelo modelo, conforme serão analisados, indicam a proporção de cada uma das variáveis endógenas na explicação das variáveis de interesse deste trabalho.

A Tabela 5 exibe a dinâmica da decomposição da variância para o hiato do produto. Conforme mostra tabela, grande parte das variações do hiato são explicadas por si mesma, sendo que nos dois primeiros períodos toda a sua variação é explicada por sua própria defasagem. A partir do terceiro período, conforme a tabela, o índice de preços passa a exercer influência na explicação das variações do hiato do produto.

Tabela 5 – Decomposição da Variância do hiato do produto.

Período	Embi	Cambio	Hiato	Ipca	Selic
1	0	0	1	0	0
2	0	0	1	0	0
3	0	0	0,99	0,01	0
4	0	0	0,98	0,02	0
5	0	0	0,95	0,04	0
6	0	0	0,92	0,07	0
7	0,01	0	0,88	0,11	0
8	0,01	0,01	0,83	0,15	0,01
9	0,01	0,01	0,78	0,19	0,01
10	0,01	0,01	0,73	0,24	0,01
11	0,01	0,01	0,69	0,28	0,01
12	0,02	0,01	0,64	0,32	0,01
13	0,02	0,01	0,6	0,36	0,01
14	0,02	0,01	0,56	0,4	0,02
15	0,02	0,01	0,52	0,43	0,02
16	0,02	0,01	0,49	0,47	0,02
17	0,02	0,01	0,46	0,49	0,02
18	0,02	0,01	0,43	0,52	0,02
19	0,02	0,01	0,4	0,54	0,02
20	0,03	0,01	0,38	0,56	0,02

Elaborado pelo autor a partir de dados da pesquisa

A taxa Selic, embora também apresente variação em grande parte explicada por si mesma, os dados também mostram contribuições significativas do hiato como componente explicativo. A capacidade desta variável em explicar as variações no hiato se manifestam já no primeiro período com cerca de 4% do total e chega a ocupar 61% do total na explicação ao final dos 20 períodos analisados conforme demonstra a Tabela 6.

Tabela 6 – Decomposição da Variância da Selic

Período	Embi	Cambio	Hiato	Ipca	Selic
1	0	0	0,04	0	0,96
2	0	0	0,13	0	0,86
3	0	0	0,22	0,01	0,76
4	0	0	0,31	0,03	0,66
5	0	0	0,38	0,05	0,56
6	0	0	0,44	0,07	0,48
7	0,01	0	0,48	0,1	0,41
8	0,01	0	0,52	0,12	0,35
9	0,01	0	0,54	0,14	0,31
10	0,01	0	0,56	0,15	0,27
11	0,01	0	0,57	0,17	0,24
12	0,01	0	0,58	0,18	0,22
13	0,01	0	0,59	0,19	0,2
14	0,01	0	0,6	0,2	0,18
15	0,01	0	0,6	0,21	0,17
16	0,01	0	0,61	0,22	0,16
17	0,01	0	0,61	0,23	0,15
18	0,01	0	0,61	0,23	0,14
19	0,01	0	0,61	0,24	0,13
20	0,01	0	0,61	0,24	0,13

Elaborado pelo autor a partir de dados da pesquisa

O IPCA, por outro lado, passa a explicar a Selic a partir do terceiro período e chega a explicar 24% das variações na taxa de juros no vigésimo período. Diante do peso expressivo do hiato na explicação da Selic tem-se evidências que o Banco Central, durante o período analisado, tem adotado uma política monetária do tipo flexível, ou seja, as autoridades monetárias, na execução das políticas estão priorizando, além da estabilidade de preços, as oscilações do hiato.

Por fim, a análise da decomposição da variância do IPCA demonstrou que a variável inflação (IPCA) não é explicada ao longo do tempo por oscilações na taxa de juros. Durante os vinte períodos analisados suas variações são explicadas, sobretudo, por si mesma. A taxa de câmbio que explica 2% de suas variações nos primeiros períodos decai para 1% permanecendo assim ao final do 20º período. O hiato chega no máximo cerca de 8% de suas variações.

Tabela 7 – Decomposição da Variância do IPCA

Período	Embi	Cambio	Hiato	Ipca	Selic
1	0	0,02	0	0,98	0
2	0	0,02	0,01	0,98	0
3	0	0,01	0,01	0,97	0
4	0	0,01	0,02	0,97	0
5	0	0,01	0,03	0,96	0
6	0	0,01	0,03	0,96	0
7	0	0,01	0,04	0,95	0
8	0	0,01	0,05	0,94	0
9	0	0,01	0,05	0,94	0
10	0	0,01	0,06	0,93	0
11	0	0,01	0,06	0,93	0
12	0	0,01	0,06	0,93	0
13	0	0,01	0,07	0,92	0
14	0	0,01	0,07	0,92	0
15	0	0,01	0,07	0,92	0
16	0	0,01	0,08	0,91	0
17	0	0,01	0,08	0,91	0
18	0	0,01	0,08	0,91	0
19	0	0,01	0,08	0,91	0
20	0	0,01	0,08	0,91	0

Elaborado pelo autor a partir de dados da pesquisa

Essa insensibilidade ao longo do tempo do índice de preços em relação às variações na taxa de juros pode ser explicada pelo aumento do peso dos preços administrados dentro da cesta de bens que compõe o índice cheio. Sendo estes preços indexados por contratos é esperado que apresentem maior rigidez as condições normais de mercado reduzindo assim o poder da política monetária em afetar suas trajetórias. Os preços administrados contêm bens que externalizam os impactos das variações em seus preços para o restante da economia como é o caso do preço da energia e dos combustíveis. Aumentos nestes bens tendem a produzir efeitos secundários sobre o índice cheio dada a influência destes bens no encadeamento produtivo.

De acordo com o Banco Central o conjunto dos preços administrados representavam, em maio de 2016, cerca de 24,10% do índice cheio o que é ilustrado na Figura 16.



Figura 16 – Evolução do peso dos preços administrados no índice cheio.
Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados do IBGE

Conforme mostra a figura, a partir de 2015 a contribuição deste conjunto de preços passou a crescer de forma significativa o que pode contribuir para reduzir o efeito dos juros sobre a explicação do índice de preços.

Os resultados desta seção indicam que o hiato do produto se tornam mais significativo na explicação das variações na taxa Selic do que as variações no IPCA, o que pode indicar uma postura mais flexível do Banco Central neste período quanto aos objetivos da política monetária. Embora o IPCA tenha reagido de forma esperada a variações na Selic, esta praticamente não se demonstrou capaz de explicar a trajetória do IPCA e uma explicação possível seria a participação, cada vez mais crescente, dos preços administrados na composição do índice cheio.

O modelo estimado fornece também previsões que poderão responder a hipótese deste trabalho que é: existe espaço para implementação de política econômica expansionista via redução da taxa de juros com a manutenção das taxas de inflação sob valores estáveis? Para responder esta pergunta foram estimadas previsões para os valores da taxa Selic e para o IPCA compreendendo um horizonte de dez meses.

Conforme mostra a Tabela 8, o IPCA deveria seguir uma trajetória descendente fechando o ano com um acumulado de 2,71%, no entanto, diante do choque na demanda provocada pela greve dos caminhoneiros ocorrida em maio de 2018 o índice para observado para o mês de junho marcou 4,39% no acumulado em doze meses fazendo com que o ano terminasse com uma inflação de 3,75%, com o cumprimento da meta.

Tabela 8 – Valores previstos pelo modelo para o IPCA

Horizonte	Previsão	Mínima	Máxima	Observado
mar/18	2,82	2,60	3,06	2,68
abr/18	2,81	2,41	3,28	2,76
mai/18	2,79	2,22	3,51	2,86
jun/18	2,78	2,06	3,75	4,39
jul/18	2,77	1,92	3,99	4,48
ago/18	2,75	1,80	4,23	4,19
set/18	2,74	1,69	4,46	4,53
out/18	2,73	1,59	4,70	4,56
nov/18	2,72	1,50	4,93	4,05
dez/18	2,71	1,43	5,16	3,75

Fonte: Elaborado pelo autor com dados do BACEN e da pesquisa realizada

A taxa de juros básica (Selic) manteve-se estável em torno dos 6,6% nas previsões geradas pelo modelo enquanto as taxas observadas estavam em torno de 6,4%, menor valor durante todo o período analisado conforme a Tabela 9 abaixo.

Tabela 9 – Valores previstos pelo modelo para a taxa Selic.

Horizonte	Previsão	Mínima	Máxima	Observado
mar/18	6,62	6,40	6,86	6,58
abr/18	6,57	6,19	6,96	6,4
mai/18	6,52	5,98	7,11	6,4
jun/18	6,51	5,80	7,31	6,4
jul/18	6,52	5,62	7,55	6,4
ago/18	6,51	5,43	7,80	6,4
set/18	6,51	5,25	8,08	6,4
out/18	6,54	5,09	8,40	6,4
nov/18	6,58	4,95	8,75	6,4
dez/18	6,61	4,80	9,10	6,4

Fonte: Elaborado pelo autor com dados do BACEN e da pesquisa realizada

Os dados coletados no presente trabalho e as observações feitas a partir deles indicam que existe um possível espaço para queda na taxa de juros básico da economia brasileira, a Selic, juntamente com a manutenção das taxas de inflação em níveis controlados. A baixa taxa de juros reduz o custo de capital das empresas estimulando o investimento, contudo o desempenho da economia que fechou o ano com crescimento aproximado de 1,12% no acumulado em quatro trimestres sugere haver certa dificuldade da política expansionista em estimular a demanda. A Figura 17 exhibe o comportamento do produto da economia e da formação bruta de capital fixo acumuladas em quatro trimestres.

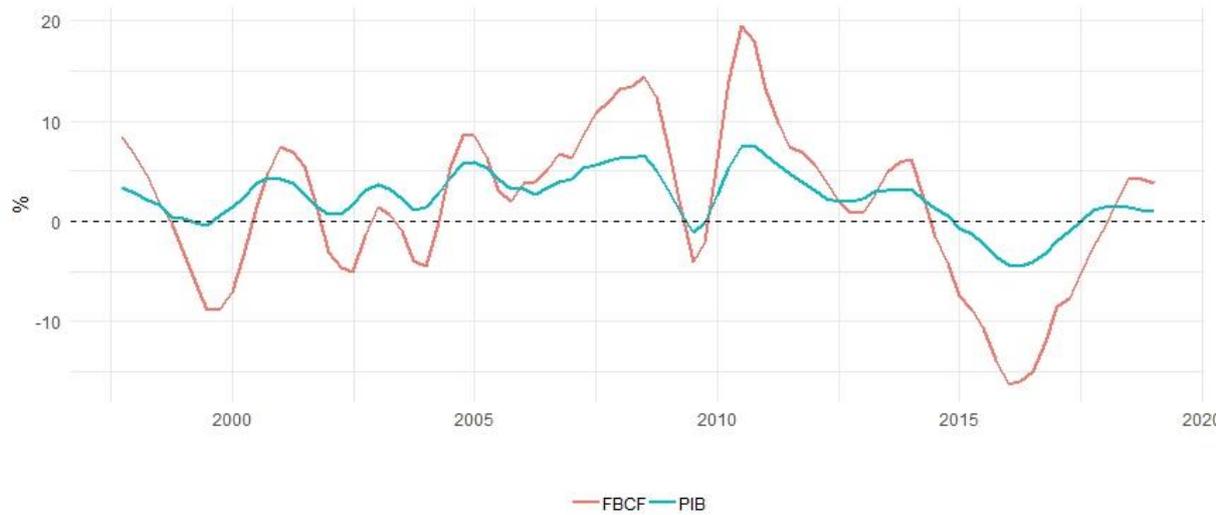


Figura 17 – PIB e Formação Bruta de Capital Fixo no acumulado de quatro trimestres
 Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados do IBGE

Os dados indicam uma dificuldade do investimento em responder aos estímulos da taxa de juros em níveis menos elevados. Tal fato pode sugerir a partir das relações destacadas pela Curva IS, uma baixa elasticidade juros-investimento.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo do trabalho se debruçou sobre o estudo do RMI com uma breve revisão do arcabouço teórico que o fundamenta. Por ser construído com os pilares da teoria novo-keynesiana é aceita a hipótese do *trade-off* entre desemprego e inflação no curto prazo dada a rigidez de preços e salários, contudo, no longo prazo é aceita a neutralidade da moeda. Sendo assim, o Banco Central torna-se exclusivamente responsável pela manutenção da estabilidade de preços com a execução de uma política monetária transparente. O intuito principal foi investigar os mecanismos de transmissão da política monetária assim como a sensibilidade de resposta das variáveis inflação e hiato aos choques na taxa básica de juros. Verificou-se que tanto o hiato quanto a inflação respondem negativamente aos choques na Selic sendo a sensibilidade de respostas da inflação maior que do hiato, o que justifica o uso da taxa de juros como instrumento de controle da autoridade monetária. Pelos resultados estimados uma elevação de 1% na taxa Selic causa uma redução de 0,0083% na inflação tendo como *trade-off* uma redução 0,0004% no hiato do produto.

No entanto, pela função de decomposição de variância do modelo estimado verificou-se que a taxa Selic apresenta contribuição nula nas explicações dos erros de previsão da taxa de inflação medida pelo IPCA. Este resultado, conforme argumenta o trabalho, pode ser explicado devido a evolução significativa do peso dos preços administrados dentro da composição do índice cheio uma vez que, sendo estes preços indexados estes apresentam uma menor sensibilidade as condições de mercado o que pode reduzir o efeito da política monetária sobre o índice geral reduzindo o efeito da política.

Por meio das previsões geradas pelo modelo procurou-se responder a hipótese inicial deste trabalho sobre a possibilidade de manutenção da taxa de juros em níveis reduzidos mantendo a inflação controlada. Pelos resultados há a possibilidade para a redução da taxa básica de juros sem impacto significativo sobre o IPCA, contudo, as séries históricas do acumulado em quatro trimestres para o produto da economia e formação bruta de capital fixo demonstram dificuldades da economia brasileira em responder ao cenário de baixa taxa de juros e inflação controlada, o que pode indicar uma inclinação acentuada para Curva IS brasileira. Tal fato pode ser investigado em pesquisas futuras onde tenha-se por objetivo estimar a elasticidade juros do investimento brasileiro.

REFERÊNCIAS

AKAIKE, H. Likelihood of a model and information criteria. *Journal of econometrics*, Elsevier, v. 16, n. 1, p. 3–14, 1981. Citado na página 32.

BARBOSA, F. d. H. *Macroeconomia*. [s.n.], 2010. Disponível em: <<http://www.fgv.br/professor/fholanda/Arquivo/Macroeconomia.pdf>>. Citado 2 vezes nas páginas 6 e 11.

BOGDANSKI, J.; TOMBINI, A.; WERLANG, S. Implementing inflation targeting in brazil. 2000. Citado 5 vezes nas páginas 17, 20, 21, 22 e 23.

CARVALHO, F. et al. *Economia monetária e financeira: teoria e política*. [S.l.]: Elsevier Brasil, 2017. v. 3. Citado 4 vezes nas páginas 10, 11, 14 e 18.

CARVALHO, L. V. *Efeitos da condução da política monetária na economia brasileira pós-plano real*. Universidade Federal de São Carlos, 2012. Citado na página 18.

CLARIDA, R.; GALI, J.; GERTLER, M. The science of monetary policy: a new keynesian perspective. *Journal of economic literature*, v. 37, n. 4, p. 1661–1707, 1999. Citado na página 16.

CRYER, J.; CHAN, K. *Time Series Analysis: With Applications in R*. Springer New York, 2008. (Springer Texts in Statistics). ISBN 9780387759593. Disponível em: <<https://books.google.com.br/books?id=bHke2k-QYP4C>>. Citado 2 vezes nas páginas 24 e 26.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American statistical association*, Taylor & Francis, v. 74, n. 366a, p. 427–431, 1979. Citado na página 26.

DURLAUF, S.; BLUME, L. *Macroeconometrics and Time Series Analysis*. Palgrave Macmillan UK, 2016. (The New Palgrave Economics Collection). ISBN 9780230280830. Disponível em: <<https://books.google.com.br/books?id=8KcYDAAAQBAJ>>. Citado 3 vezes nas páginas 24, 26 e 31.

ENDERS, W. *Applied econometric time series*. [S.l.]: John Wiley & Sons, 2015. Citado 4 vezes nas páginas 25, 26, 30 e 31.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, JSTOR, p. 251–276, 1987. Citado na página 28.

FRAGA, A. Dez anos de metas para a inflação. Central Bank of Brazil, 10 Years of Inflation Targets in Brazil 1999-2009 [in Portuguese], 2009. Citado na página 6.

FREITAS, V. G. M. A. D. *Influência das taxas de juros no crescimento econômico brasileiro*. 2012. Citado 2 vezes nas páginas 9 e 19.

- FRIEDMAN, M. The role of monetary policy. *The American Economic Review*, American Economic Association, v. 58, n. 1, p. 1–17, 1968. ISSN 00028282. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/1831652>>. Citado 3 vezes nas páginas 11, 12 e 13.
- FROYEN, R. T. *Macroeconomia: Teorias e Aplicações*. [S.l.]: Saraiva, 2013. Citado 6 vezes nas páginas 11, 12, 13, 14, 15 e 17.
- GOMES, C.; AIDAR, O. Metas inflacionárias, preços livres e administrados no brasil: Uma análise econométrica. *Encontro Nacional de Economia*, v. 23, p. 1–17, 2004. Citado na página 19.
- HANNAN, E. J.; QUINN, B. G. The determination of the order of an autoregression. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, JSTOR, p. 190–195, 1979. Citado na página 32.
- HICKS, J. R. Mr. keynes and the "classics"; a suggested interpretation. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, JSTOR, p. 147–159, 1937. Citado na página 10.
- JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of economic dynamics and control*, Elsevier, v. 12, n. 2-3, p. 231–254, 1988. Citado na página 29.
- JOHANSEN, S. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, JSTOR, p. 1551–1580, 1991. Citado na página 29.
- JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration—with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, Wiley Online Library, v. 52, n. 2, p. 169–210, 1990. Citado na página 29.
- JUNIOR, J. d. S. C.; PONTILI, R. M. Uma análise econométrica dos componentes que afetam o investimento privado no brasil, fazendo aplicação do teste de raiz unitária. VII SENPPEX, Campo Mourão (PR), 2010. Citado 2 vezes nas páginas 9 e 19.
- KWIATKOWSKI, D. et al. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root? *Journal of econometrics*, Elsevier, v. 54, n. 1-3, p. 159–178, 1992. Citado 2 vezes nas páginas 27 e 28.
- KYDLAND, F. E.; PRESCOTT, E. C. Rules rather than discretion: The inconsistency of optimal plans. *Journal of political economy*, The University of Chicago Press, v. 85, n. 3, p. 473–491, 1977. Citado 2 vezes nas páginas 6 e 14.
- LUPORINI, V. The monetary transmission mechanism in brazil: evidence from a var analysis. *Estudos Econômicos (São Paulo)*, SciELO Brasil, v. 38, n. 1, p. 7–30, 2008. Citado 2 vezes nas páginas 9 e 18.
- LÜTKEPOHL, H. *New introduction to multiple time series analysis*. [S.l.]: Springer Science & Business Media, 2005. Citado 2 vezes nas páginas 30 e 31.
- LÜTKEPOHL, H.; KRÄTZIG, M. *Applied time series econometrics*. [S.l.]: Cambridge university press, 2004. Citado 4 vezes nas páginas 24, 26, 30 e 31.

- MCCALLUM, B. T. Monetary policy analysis in models without money. [S.l.], 2001. Citado na página 16.
- MEYER, L. H. Does money matter. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, Federal Reserve Bank of St. Louis, v. 83, n. September/October 2001, 2001. Citado na página 16.
- MINELLA, A.; SOUZA-SOBRINHO, N. Canais monetários no brasil sob a ótica de um modelo semiestrutural. BANCO Central do Brasil. Dez anos de metas para a inflação–1999-2009. Brasília: Banco Central do Brasil, 2011. Citado 3 vezes nas páginas 7, 8 e 9.
- MISHKIN, F. S. Inflation targeting in emerging-market countries. *American Economic Review*, v. 90, n. 2, p. 105–109, 2000. Citado na página 18.
- MONTGOMERY, D. C.; JENNINGS, C. L.; KULAHCI, M. Introduction to time series analysis and forecasting. [S.l.]: John Wiley & Sons, 2015. Citado na página 24.
- MORETTIN, P. A. Econometria financeira: um curso em séries temporais financeiras. [S.l.]: Edgard Blücher, 2008. Citado na página 24.
- NEVES, A. L.; OREIRO, J. L. O regime de metas de inflação: uma abordagem teórica. *Ensaio FEE*, v. 29, n. 1, 2008. Citado 9 vezes nas páginas 6, 8, 10, 11, 13, 14, 15, 16 e 18.
- OREIRO, J. L. d. C.; ROCHA, M. A experiência internacional de regimes de metas de inflação: uma análise com painel dinâmico. SciELO Brasil, 2008. Citado na página 7.
- PFUFF, B. Analysis of integrated and cointegrated time series with R. [S.l.]: Springer Science & Business Media, 2008. Citado 7 vezes nas páginas 26, 27, 28, 29, 30, 31 e 32.
- PHILLIPS, A. W. The relation between unemployment and the rate of change of money wage rates in the united kingdom, 1861–1957. *economica*, Wiley Online Library, v. 25, n. 100, p. 283–299, 1958. Citado na página 10.
- PHILLIPS, P. C.; PERRON, P. Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, Oxford University Press, v. 75, n. 2, p. 335–346, 1988. Citado na página 26.
- PIZA, E. C. de; DIAS, J. et al. Novo consenso macroeconômico e política monetária no brasil: uma avaliação empírica. In: ANPEC-ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS CENTROS DE PÓSGRADUAÇÃO EM ECONOMIA [BRAZILIAN ASSOCIATION OF GRADUATEPROGRAMS IN ECONOMICS]. Anais do XXXIV Encontro Nacional de Economia [Proceedings of the 34th Brazilian Economics Meeting]. [S.l.], 2006. Citado 3 vezes nas páginas 15, 16 e 17.
- SAMUELSON, P. A.; SOLOW, R. M. Analytical aspects of anti-inflation policy. *The American Economic Review*, JSTOR, v. 50, n. 2, p. 177–194, 1960. Citado na página 10.
- SCHWARZ, G. Estimating the dimension of a model. *The annals of statistics*, Institute of Mathematical Statistics, v. 6, n. 2, p. 461–464, 1978. Citado na página 32.
- SIMS, C. A. Macroeconomics and reality. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, JSTOR, p. 1–48, 1980. Citado na página 31.

SOARES, J. J. S.; BARBOSA, F. d. H. Regra de taylor no brasil: 1999-2005. ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, v. 34, 2006. Citado na página 17.

TEIXEIRA, A. M.; MISSIO, F. J. O “novo” consenso macroeconômico e alguns insights da crítica heterodoxa. Economia e Sociedade, SciELO Brasil, v. 20, n. 2, p. 723–297, 2011. Citado na página 15.

WANG, P. Financial econometrics. [S.l.]: Routledge, 2005. Citado 3 vezes nas páginas 28, 29 e 30.

APÊNDICES

Apêndice A – Testes de Raiz Unitária para as Variáveis Exógenas

Variável		Teste ADF		Teste PP		Teste KPSS	
		Nível	1ª Diferença	Nível	1ª Diferença	Nível	1ª Diferença
JUROS REAIS	Constante	-2,179	-3,149**	-0,725	-4,572*	0.260	0.284
	Constante e tendência	-1,984	-3,466**	-0.553	-4,659*	0.248*	0.132***
PPI	Constante	-2,418	-3,002**	-1.234	-3.392*	0.363**	0.226
	Constante e tendência	-2,053	-3,164***	-1.130	-3.407***	*	0.214**
						0.161**	
JUROS EXTERNO	Constante	-0,874	-5.578*	-	-15.751*	0.075	0.051
	Constante e tendência	-2.397	-5.552*	6.788*	-15.719*	0.068	0.028
				-			
				6.743*			
NFSP	Constante	-2.035	-4.312*	-2.308	-7.754*	0.790*	0.209
	Constante e tendência	-2.692	-4.256*	-2.883	-7.782*	0.257*	0.139***
DESVIO DA META	Constante	-0.632	-3.842*	-0.456	-6.769*	1.911*	0.280
	Constante e tendência	-2.552	-3.786*	-2.791	-6.835*	0.258*	0.174***

Fonte – Elaborado pelo autor a partir de dados da pesquisa

Apêndice B – Teste de Cointegração

```
*** Sun, 28 Apr 2019 22:36:18 ***  
Johansen Trace Test for: Embi Cambio Hiato Ipca Selic  
sample range: [2009 M3, 2018 M2], T = 108  
included lags (levels): 2  
dimension of the process: 5  
intercept included  
response surface computed:
```

r0	LR	pval	90%	95%	99%
0	80.86	0.0231	72.74	76.81	84.84
1	30.98	0.8795	50.50	53.94	60.81
2	15.52	0.9317	32.25	35.07	40.78
3	7.16	0.8814	17.98	20.16	24.69
4	2.76	0.6323	7.60	9.14	12.53

Apêndice C – Testes de Defasagem

OPTIMAL ENDOGENOUS LAGS FROM INFORMATION CRITERIA

sample range: [2009 M11, 2018 M2], T = 100

optimal number of lags (searched up to 10 lags of levels):

Akaike Info Criterion:	2
Final Prediction Error:	2
Hannan-Quinn Criterion:	2
Schwarz Criterion:	1

Apêndice E – Testes de Normalidade e Autocorrelação do Modelo Estimado

*** Fri, 10 May 2019 16:42:02 ***
LM-TYPE TEST FOR AUTOCORRELATION with 5 lags

LM statistic: 299.7577
p-value: 0.0000
df: 125.0000

*** Fri, 10 May 2019 16:42:02 ***
TESTS FOR NONNORMALITY

Reference: Doornik & Hansen (1994)
joint test statistic: 22.2005
p-value: 0.0141
degrees of freedom: 10.0000
skewness only: 14.1522
p-value: 0.0147
kurtosis only: 8.0483
p-value: 0.1536

Reference: Lütkepohl (1993), Introduction to Multiple Time Series
Analysis, 2ed, p. 153

joint test statistic: 18.4872
p-value: 0.0473
degrees of freedom: 10.0000
skewness only: 11.2839
p-value: 0.0460
kurtosis only: 7.2033
p-value: 0.2060

*** Fri, 10 May 2019 16:42:02 ***
JARQUE-BERA TEST

variable	teststat	p-Value (Chi ²)	skewness	kurtosis
u1	9.9185	0.0070	0.6603	3.6932
u2	3.2539	0.1965	0.4157	3.1964
u3	3.7319	0.1547	0.2257	3.7958
u4	0.0464	0.9770	0.0459	3.0448
u5	2.1949	0.3337	0.0908	3.6777

*** Fri, 10 May 2019 16:42:02 ***
ARCH-LM TEST with 16 lags

variable	teststat	p-Value (Chi ²)	F stat	p-Value (F)
u1	12.8966	0.6803	0.9391	0.5298
u2	11.3543	0.7871	0.8108	0.6692
u3	16.8709	0.3940	1.2944	0.2238
u4	9.1865	0.9055	0.6386	0.8421
u5	21.6041	0.1564	1.7706	0.0519

*** Fri, 10 May 2019 16:42:02 ***
MULTIVARIATE ARCH-LM TEST with 5 lags

VARCHLM test statistic: 1103.1781
p-value(chi²): 0.6733
degrees of freedom: 1125.0000

Apêndice F – Matriz de Relações Contemporâneas

*** Wed, 5 Jun 2019 10:21:34 ***

This is a B-model with long run restrictions

Long run restrictions provide(s) 0 independent restriction(s).

Contemporaneous restrictions provide(s) 16 additional restriction(s).

Structural VAR Estimation Results

ML Estimation, Scoring Algorithm (see Amisano & Giannini (1992))

Convergence after 15 iterations

Log Likelihood: 1904.4510

Structural VAR is over-identified with 6.0000 degrees of freedom

LR Test: $\chi^2(6.0000)$: 3.8266, Prob: 0.7001

Estimated B matrix

0.0714	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
0.0187	0.0243	0.0000	0.0000	-0.0045
0.0000	0.0000	0.0011	0.0000	0.0000
0.0000	-0.0052	0.0000	0.0392	0.0000
0.0000	0.0000	-0.0036	0.0000	0.0167

Bootstrap standard errors:

0.0061	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
0.0027	0.0037	0.0000	0.0000	0.0024
0.0000	0.0000	0.0001	0.0000	0.0000
0.0000	0.0047	0.0000	0.0047	0.0000
0.0000	0.0000	0.0018	0.0000	0.0020

Bootstrap t-values:

11.6449	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
7.0364	6.5481	0.0000	0.0000	-1.8795
0.0000	0.0000	9.5612	0.0000	0.0000
0.0000	-1.1083	0.0000	8.4196	0.0000
0.0000	0.0000	-2.0075	0.0000	8.3530

Estimated long run impact matrix

0.0847	-0.0078	-0.0621	0.0544	-0.0159
0.0174	0.0224	-0.0149	0.0130	-0.0083
-0.0001	-0.0001	0.0002	0.0008	-0.0002
-0.0030	-0.0163	-0.0401	0.1208	-0.0088
-0.0054	-0.0079	-0.0707	0.0547	0.0222

Bootstrap standard errors:

0.0192	0.0069	0.0230	0.0239	0.0070
0.0028	0.0038	0.0075	0.0077	0.0033
0.0000	0.0001	0.0002	0.0002	0.0001
0.0025	0.0137	0.0264	0.0360	0.0074
0.0022	0.0068	0.0215	0.0226	0.0061

Bootstrap t-values:

4.4039	-1.1305	-2.7059	2.2754	-2.2560
6.2979	5.9844	-1.9828	1.6830	-2.5308
-3.4938	-1.2695	0.9867	3.6276	-3.1823
-1.1946	-1.1901	-1.5187	3.3521	-1.1802
-2.4478	-1.1583	-3.2891	2.4235	3.6381

SigmaU~*100

0.5096	0.1332	0.0000	0.0000	0.0000
0.1332	0.0960	0.0000	-0.0126	-0.0076
0.0000	0.0000	0.0001	0.0000	-0.0004
0.0000	-0.0126	0.0000	0.1566	0.0000
0.0000	-0.0076	-0.0004	0.0000	0.0290

end of ML estimation