

**UNIVERSIDADE DO EXTREMO SUL CATARINENSE - UNESC
CURSO DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS**

ROBERTO GLISLERE FILHO

**ADEUS, REGRA DE TAYLOR. OLÁ, REGRA SILVA-ROUSSEF: A INEFICÁCIA
DA POLÍTICA MONETÁRIA NO PERÍODO 2003 – 2016.**

**CRICIÚMA
2018**

ROBERTO GLISLERE FILHO

**ADEUS, REGRA DE TAYLOR. OLÁ, REGRA SILVA-ROUSSEF: A INEFICÁCIA
DA POLÍTICA MONETÁRIA NO PERÍODO 2003 – 2016.**

Trabalho de Conclusão de Curso elaborado como cumprimento da disciplina de Monografia II, do curso do Curso de Ciências Econômicas, da Universidade do Extremo Sul Catarinense, UNESC.

Orientador: Prof. Ms. Ismael Cittadin

CRICIÚMA

2018

ROBERTO GLISLERE FILHO

**ADEUS, REGRA DE TAYLOR. OLÁ, REGRA SILVA-ROUSSEF: A INEFICÁCIA
DA POLÍTICA MONETÁRIA NO PERÍODO 2003 – 2016.**

Trabalho de Conclusão de Curso elaborado
como cumprimento da disciplina de Monografia
II, do curso do Curso de Ciências Econômicas,
da Universidade do Extremo Sul Catarinense,
UNESC.

Criciúma, novembro de 2018.

BANCA EXAMINADORA

Prof. Ismael Cittadin - Mestre - (UNESC) - Orientador

Prof. Amauri de Souza Porto Junior - Mestre - (UNESC)

Prof. Thiago Rocha Fabris - Mestre - (UNESC)

Dedico esse trabalho aos meus pais, que com muita sabedoria, carinho e paciência me apoiam em todas as minhas jornadas.

AGRADECIMENTOS

Em minhas reflexões costumo me colocar como uma célula de um organismo com bilhões de conexões possíveis, em que as mais próximas são, realmente, as que somam me fortalecendo e encorajando.

Minha família é, sem dúvida, meu elo mais robusto, sempre esteve firme ao meu lado em todas as minhas conquistas e falhas.

Gostaria de agradecer primeiramente minha Mãe, que com sua fibra e a persistência de alguém que jamais se abranda diante de qualquer obstáculo, me apoiou muito nesta caminhada. Meu Pai, que com sua imensa paciência e sabedoria, sempre foi meu parceiro de vida, em casa e no trabalho.

Não poderia deixar de agradecer minhas irmãs queridas, das quais tenho muito orgulho e admiração pelas mulheres que se tornaram, sempre em busca dos seus sonhos e no comando de suas vidas. Com certeza aprendemos muitas coisas juntos. Também não esquecer meus cunhados e meus sobrinhos, que também fazem parte da minha história.

Agradeço minha namorada, que me incentivou e apoiou nesta reta final do curso.

Reconheço a dedicação dos meus colegas de curso e também dos meus professores, a quem sou imensamente grato por compartilharem esta caminhada comigo.

“A dificuldade reside não tanto em desenvolver novas ideias, mas em escapar às antigas”.

John Maynard Keynes

RESUMO

A presente monografia se propôs a investigar a aplicação da Regra de Taylor durante o recorte temporal de 2003 a 2016, período que compreende os governos Lula e Dilma, por meio de uma análise descritiva em cima de dados coletados sobre a política monetária e resultados de testes econométricos, fazendo uso do método de VAR (Vetor Auto Regressivo). O objetivo foi analisar os impactos da política monetária entre 2003 e 2016, medidos por meio de modelo VAR (Vetor Auto Regressivo), apresentando como determinante a forma de utilização da Regra de Taylor como modelo de fazer política monetária. O modelo VAR (Vetor Auto Regressivo), foi utilizado para atestar se a autoridade monetária realizou desvios em relação ao enunciado pela Regra de Taylor. Foram realizados o método X – 12 ARIMA para dessazonalizar as séries, testes Dickey Fuller Aumenta (ADF) para estacionariedade, de Jaque-Bera para normalidade, de Breusch-Godfrey para autocorrelação dos resíduos e analisada função impulso resposta. Foi possível identificar que os choques do Hiato do PIB não surtem efeito significativo nas demais variáveis, enquanto os choques da taxa de juros Selic têm impacto nas demais variáveis, sobretudo no nível do Hiato do PIB. Identificou-se, relacionando com os outros trabalhos empíricos, que, no primeiro momento (de 2003 até 2012), a política monetária foi bastante eficiente, levando em consideração as expectativas, apontando que o Hiato do PIB não teria relação nas decisões, enquanto que no segundo momento (2012 até 2016), diferente do que vinha sendo seguido desde de 1999, com mais rigor a partir de 2003 até 2008. No pós-crise de 2008 a decisão quanto a política monetária passa a ignorar todas as expectativas racionais na decisão sobre a taxa de juros Selic, considerando apenas o Hiato do PIB.

Palavras-chave: Regra de Taylor, modelo de política monetária, metas de inflação, taxa de inflação.

LISTA DE FIGURAS

| | |
|---|----|
| Figura 1. Mecanismo de Transmissão do Modelo de Pequeno Porte. | 24 |
| Figura 2. Mecanismo de Transmissão do Modelo de Médio Porte..... | 25 |

LISTA DE GRÁFICOS

| | |
|--|----|
| Gráfico 3. IPCA acumulado (com constante) | 39 |
| Gráfico 4. Selic para 12 meses (com constante)..... | 40 |
| Gráfico 5. Expectativa do IPCA (com constante) | 40 |
| Gráfico 6. Hiato do PIB (com constante) | 40 |

LISTA DE TABELAS

| | |
|---|----|
| Tabela 1. Teste de Dickey Fuller Aumentado (ADF)..... | 38 |
|---|----|

LISTA DE ABREVIACOES

| | |
|-------|--------------------------------------|
| BCB | Banco Central do Brasil |
| PIB | Produto Interno Bruto |
| BACEN | Banco Central |
| IPCA | Índice de Preços ao Consumidor Amplo |
| URV | Unidade Real de Valor |
| VAR | Vetor AutoRegressivo |

SUMÁRIO

| | |
|---|-----------|
| 1 INTRODUÇÃO | 11 |
| 1.1 TEMA | 12 |
| 1.2 PROBLEMA DE PESQUISA | 12 |
| 1.3 OBJETIVOS | 12 |
| 1.3.1 Objetivo Geral | 12 |
| 1.3.2 Objetivos Específicos | 13 |
| 1.4 JUSTIFICATIVA | 13 |
| 2 FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA | 15 |
| 2.1 TEORIA DO REGIME DE METAS DE INFLAÇÃO | 15 |
| 2.2. ADOÇÃO DO CONTROLE INFLACIONÁRIO E DO REGIME DE METAS NO BRASIL | 17 |
| 2.3. A REGRA DE TAYLOR | 18 |
| 2.4. POLÍTICA MONETÁRIA NO BRASIL PÓS-PLANO REAL ATÉ A ADOÇÃO DO REGIME DE METAS (1999)..... | 20 |
| 2.5. TRANSMISSÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA..... | 21 |
| 2.6. TRABALHOS EMPÍRICOS..... | 26 |
| 3 METODOLOGIA | 28 |
| 3.1 NATUREZA E TIPO DE PESQUISA | 28 |
| 3.2 METODOLOGIA VAR (VETORES AUTO REGRESSIVOS) | 28 |
| 3.3 TRATAMENTO E ANÁLISE DAS VARIÁVEIS | 31 |
| 3.3.1 PIB Potencial e Hiato do PIB | 31 |
| 3.3.2 Filtro X – 12 ARIMA | 32 |
| 3.3.3 Critério de Informação AKAIKE e BAYESIANO | 33 |
| 3.3.4 Coeficiente de Determinação R^2 | 34 |
| 3.3.5 O Teste de auto correlação dos resíduos Breusch-Godfrey | 34 |
| 3.3.6 Teste de normalidade Jarque-Bera | 35 |
| 3.3.7 Estacionariedade da série: testes de Dickey-Fuller e Dickey-Fuller Aumentado (ADF) | 36 |
| 4 APRESENTAÇÃO E ANÁLISE DOS RESULTADOS | 38 |
| 5 CONCLUSÃO/CONSIDERAÇÕES | 48 |
| REFERÊNCIAS | 50 |
| APÊNDICE(S) | 56 |

1 INTRODUÇÃO

A Regra de Taylor, como modelo de realização de política monetária, define a taxa de juros com base na inflação, seja sobre expectativa de inflação (*forward-looking*) ou projeção a partir do histórico de inflação passado (*backward-looking*). A importância se dá pela taxa de juros natural ser o ponto de equilíbrio entre a poupança e o investimento produtivo (BARBOSA; CAMÊLO; JOÃO, 2016). Ainda o modelo de definição da taxa de juros, deve levar em consideração o grau de abertura econômica e o tamanho da economia, como segue:

O fato de que o grau de abertura da economia brasileira é pequeno, medido pela razão do comércio internacional (importações mais exportações) como proporção do PIB, não justifica o uso do modelo de uma economia fechada para o cálculo da taxa de juros natural. Deve-se observar os diferentes canais de integração do país com os mercados financeiros internacionais (BARBOSA; CAMÊLO; JOÃO, 2016, p.2)

Barbosa, Camêlo e João (2016) reforçam o caso da securitização da dívida externa em 1994, convertendo os títulos públicos emitidos internamente em dólar, devido ao grau de dependência da taxa de juros brasileira em relação à americana, causando insegurança financeira. Estes apontam como fato estilizado a elevada taxa de juros real do mercado interbancário (taxa SELIC), que é o instrumento de política monetária do Banco Central do Brasil, tendo algumas hipóteses que tentam explicar o fato:

Semidominância fiscal (Favero & Giavazzi, 2002), incerteza jurisdicional (Arida, Bacha & Lara-Resende, 2004), efeito contágio dos títulos da dívida pública (Barbosa, 2006), baixa taxa de poupança (Goldfajn & Bicalho, 2011) e mercado de crédito segmentado (Schwartzman, 2011). A taxa de juros real é igual a soma da taxa de juros natural (\tilde{r}) com o hiato da taxa de juros ($r - \tilde{r}$), pois $r \equiv \tilde{r} + r - \tilde{r}$ (BARBOSA; CAMÊLO; JOÃO, 2016, p.2).

Em 1999 o Brasil adota o sistema de metas de inflação e define o Banco Central como responsável por definir a taxa de juros a ser utilizada, como forma de garantir a satisfação da meta anunciada. É nesse contexto que a Regra de Taylor entra como um modelo de política monetária, que estima a melhor taxa de juros natural.

O presente trabalho estudou o emprego da Regra de Taylor e a política monetária adotada, no período de 2003 até 2016, analisando o impacto das

decisões tomadas quanto à taxa de juros. Fica a monografia estruturada da forma como apresentado a seguir. Primeiro a fundamentação teórica, que irá trazer um breve esclarecimento sobre o que é e como funciona a Regra de Taylor e a política monetária adotada no Brasil pós-Plano Real, antes e depois do regime de metas (1999). Também descrever as vias de transmissão de política monetária e o que levou ao controle inflacionário e regime de metas de inflação, realizando com as contribuições de alguns trabalhos empíricos que dão qualificação aos argumentos e aos testes empíricos realizados. Na seqüência serão apresentados os testes econométricos, utilizando do modelo VAR (Vetor Auto Regressivo), junto a testes de validação das variáveis e resultados. Por fim, a análise dos resultados e as considerações finais.

1.1 TEMA

A presente monografia se propôs a investigar a aplicação da Regra de Taylor, durante o recorte temporal de 2003 a 2015, período que compreende os governos Lula e Dilma, por meio de uma análise descritiva de dados coletados sobre a política monetária e resultados de testes econométricos fazendo uso do método de VAR (Vetor Auto Regressivo).

1.2 PROBLEMA DE PESQUISA

Qual o impacto da política monetária aplicada à economia brasileira no período de 2003 a 2016 comparando com a reação estimada pela Regra de Taylor, que estima a taxa de juros natural para conter a inflação em um patamar aceitável?

1.3OBJETIVOS

1.3.1Objetivo Geral

Analisar os impactos da política monetária entre 2003 e 2016, medidos por meio de modelo VAR (Vetor Auto Regressivo), tendo como determinante a forma

de utilização da Regra de Taylor, que estima da taxa de juros natural que contém o ímpeto inflacionário.

1.3.2 Objetivos Específicos

Como objetivos específicos de pesquisa: 1) descrever a teoria das metas de inflação; 2) descrever breve trajetória até a adoção do regime de metas no Brasil; 3) explicar que é e como funciona a Regra de Taylor; 4) revisar as vias de transmissão de política monetária; 5) descrever a política monetária do Brasil no pós-plano real até a adoção do regime de metas; 6) revisão bibliográfica de estudos empíricos realizados no Brasil; 7) coleta e tratamento de dados para posterior estimação de um modelo VAR.

1.4 JUSTIFICATIVA

A utilização da Regra de Taylor se deu pela implantação do regime de metas de inflação, no ano de 1999, quando a inflação era controlável pela elevação da taxa de juros, como propõe a Regra com base na reação projetada para a inflação. Como a questão não é trivial, o tratamento empírico de construção sistemática vai ajudar a esclarecer o problema de pesquisa. Enfatiza-se que a rigidez na aplicação do tripé macroeconômico seguiu apenas até a crise de 2008, quando essa política foi paulatinamente substituída por uma Nova Matriz Macroeconômica caracterizada por uma política de juros baixos, câmbio “competitivo” e política fiscal “amigável”. Com políticas de redistribuição de renda, elevação da valorização real do salário mínimo e de expansionismo fiscal. A mudança se deu inicialmente como uma política anticíclica em resposta à crise de 2008, que acabou se estendendo. Essa política visava reforçar a participação do mercado interno no crescimento da economia, substituindo a parcela de desaceleração externa, estimulando o consumo das famílias via expansão do crédito para consumo. Supondo, além disso, que as expectativas de lucros futuros, geradas pelo aumento do consumo, estimulariam os empresários a realizarem novos investimentos produtivos, aumentando espontaneamente a capacidade produtiva, o

emprego e a produtividade do trabalho. Como resultado, isso se refletiria na elevação do PIB e sustentação dos salários reais, contendo a inflação (OREIRO, 2014).

A motivação de pesquisa são os debates atuais no Brasil, que discutem a viabilidade das políticas ortodoxas¹ que foram adotadas a partir de 1999, com o tripé macroeconômico (estabilidade monetária, câmbio flutuante e equilíbrio fiscal). Nesse sentido, a justificativa se sustenta na necessidade de reforçar o debate, realizando trabalhos empíricos com diferentes variáveis, períodos, métodos econométricos e discussão com base em outros trabalhos.

¹ Políticas conduzidas de maneira mais livre, acreditando que, uma vez liberadas, as forças de mercado resolverão os desequilíbrios ao liberar a taxa de câmbio, liberar preços, liberar a taxa de juros (fazendo com que seu aumento desestime o investimento, levando à recessão em período de economia excessivamente aquecida e contendo a inflação) e, inclusive liberar os salários. Estes, porém, segundo a lógica da receita, devem ser controlados e reduzidos (HAGGARD; KAUFMAN, 1993). Um exemplo de política ortodoxa é o tripé macroeconômico, adotado o Brasil a partir de 1999, com câmbio flutuante, juros flutuantes com superávit primário e metas de inflação controladas pela elevação da taxa base que remunera os títulos públicos (a taxa Selic).

2 FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA

A Regra de Taylor é um modelo econômico para a política monetária, que se propõe a estimar a taxa de juros natural capaz de conter a inflação, criado e aperfeiçoado por John Taylor (1992), depois delineado em seu estudo “*Discretion vs. Policy Rules in Practice*” (1993). A taxa de juros prevista é calculada com base numa função que considera a taxa de inflação, o hiato dessa taxa de inflação (definido pela diferença entre a taxa e a meta de inflação) e o hiato do produto. Essa reação estimada para a taxa de juros, no curto prazo, deve orientar sua definição, na tentativa de conter a inflação por meio do controle da demanda agregada. A taxa de juros é definida para o curto prazo, devendo ser recalculada de maneira recorrente (BARBOSA; CAMELÔ; JOÃO, 2016). O trabalho se inicia na criação da Regra de Taylor, passando pelo plano real, pós-plano real, a adoção do regime de metas de inflação no Brasil.

Muitas pesquisas empíricas foram realizadas depois do estudo de Taylor (1993), em sua grande maioria concentradas em economias grandes e fechadas como os Estados Unidos. Poucos se preocuparam com o estudo da Regra e suas adaptações para economias em desenvolvimento, em particular ao Brasil. É difícil chegar a uma conclusão sobre essas adaptações, considerando a taxa de juros não estacionária. Apesar da estabilização dos preços atingida, não parece caracterizar adequadamente o período estável. Isso demonstra a relevância de seguir desenvolvendo estudos sobre a Regra de Taylor, para adequá-la ao Brasil e identificar quais partes faltam no modelo para caracterização dos períodos e, assim, sanar a incompletude dos resultados (BUENO, 2009).

2.1 TEORIA DO REGIME DE METAS DE INFLAÇÃO

Nos anos 1990, a ocorrência de crises cambiais em diversos países fez com que estes fossem aderindo ao regime de câmbio flutuante, porque suas reservas já não conseguiam mais sustentar a paridade cambial. Isso levou muitos países, inclusive o Brasil, a abandonarem a ancora cambial², aumentando a volatilidade do retorno de investimentos dependentes da taxa de câmbio, em maior

²Instrumento de política econômica que visa atrelar a moeda nacional a uma moeda estrangeira forte (geralmente o dólar americano), buscando com isso a estabilização da moeda nacional.

ou menor grau em cada economia, seguindo a tendência do mercado financeiro em expansão, que está levando a liberalização do fluxo de capitais em várias praças de negociação pelo mundo. Para garantir a taxa de retorno dos investimentos e certa estabilidade de preços frente a uma taxa de câmbio flexível, foram adotadas metas de inflação em diversos países que buscavam comunicar com antecedência uma meta de inflação praticável. Ao anunciar essa meta e conseguir cumpri-la, a economia adquire credibilidade junto aos agentes do mercado, porque com uma meta crível estes podem fazer previsões de retorno do seu investimento. É uma política de estabilidade monetária que objetiva conquistar credibilidade frente aos agentes do mercado, condicionando o grau de rigidez em função da sua credibilidade (OLIVEIRA, 2006).

A ênfase na estabilidade de preços enquanto objetivo primário da política monetária decorre da percepção de que: a) no longo prazo a política monetária se mostra incapaz de controlar sistematicamente as variáveis reais; b) a estabilidade de preços gera um ambiente adequado para a alocação eficiente de recursos e minimiza redistribuições arbitrárias sobre a riqueza e a renda e; c) a utilização da política monetária para reduzir o desemprego no curto prazo é ineficiente e provoca mais inflação. (LEIDERMAN; SVENSSON, 1995 *apud* OLIVEIRA, 2006).

O instrumento de política monetária consiste na manipulação da taxa de juros de curto prazo, que irá influenciar no hiato do produto, via contração da demanda, o que se espera que se reflita negativamente na inflação. Com maior estabilidade monetária ficam mais precisas as metas anunciadas pela autoridade monetária, que podem ser calculadas com base no efeito de uma variável (a taxa de juros de curto prazo). Nesse sentido, a inconsistência temporal da política monetária possui um viés inflacionário, ficando ao encargo da autoridade monetária a decisão de cumprir ou não com a meta anunciada. Ela o faz consciente da racionalidade dos agentes do mercado, que reconhecem o viés inflacionário de uma condução discricionária da política monetária. O que pode atrair a confiança dos agentes são *policymakers* que sigam regras definidas. Quando a autoridade monetária erra, ela perde credibilidade, aumentando a desconfiança a cada recorrência e deixando desconforto aos agentes do mercado (BERTOLDI, 2009; CARRARA; CORREA, 2012; KYDLAD; PRESCOTT, 1977; OLIVEIRA, 2006).

Na tentativa de resolver o problema da inconsistência temporal, surgiu a tese de independência do Banco Central, lhe dando um caráter mais técnico. Uma

tese fundada no trinômio credibilidade-reputação-transparência, que teve aceitação em países desenvolvidos, se desdobrando na adoção de metas de inflação (KYDLAND; PRESCOTT, 1977; ROGOFF, 1985). Assim, aos países subdesenvolvidos são cobradas metas mais rígidas, enquanto países de maior estabilidade monetária podem se dar metas mais flexíveis ou nem anunciar metas, à medida que o mercado já identificou o intervalo no qual costuma operar (OLIVEIRA, 2006).

2.2. ADOÇÃO DO CONTROLE INFLACIONÁRIO E DO REGIME DE METAS DE INFLAÇÃO NO BRASIL

Segundo Mohanty e Klau (2004), que avaliaram o comportamento da inflação em treze países emergentes, os países com maior volatilidade na taxa de juros nominal são aqueles que possuem histórico de grande variação no índice de preços e na taxa de câmbio. A América Latina, com seu passado recente de hiperinflação e desvalorização cambial, apresentou maior volatilidade da taxa de juros nominal quando comparado com os países da Ásia e da Europa. Dentre as variáveis analisadas, o hiato do produto é a que apresenta menor volatilidade. Mohanty e Klau (2004) resumem esta investigação preliminar concluindo que a taxa de juros nominal possui uma estreita correlação tanto com a taxa de inflação quanto com a taxa de câmbio. Já no caso do hiato do produto, Soares e Barbosa (2006) apontaram que a correlação se mostrou ambígua.

A justificativa para uso do regime de metas de inflação foi a estabilização da política monetária passado o período 1994-1999, que foi marcado por transformações, como o efeito colateral da estabilização abrupta dos preços com a introdução do Plano Real. Com a interrupção da série de inflação alta, que onerava o poder de compra da população, houve um ímpeto por consumo com a retomada do poder de compra, sobretudo de bens duráveis, que levou à abertura da economia aos produtos importados, evitando o desabastecimento. Essa abertura da balança comercial visou atender a demanda, mas prevendo que se isso não fosse administrado poderia ocorrer uma nova elevação no nível de preços, o que poderia pôr em risco o Plano Real, e que seria provocada pela forte demanda reprimida que tencionava para cima os preços versus a oferta doméstica inferior e incapaz de fornecer certos produtos (CARNEIRO, 2002).

Para combater a especulação externa contra a economia brasileira, nos primeiros meses após o Plano Real, o Banco Central passou a operar com maior efetividade sobre o mercado de câmbio, negociando quantidades expressivas de dólares, prometendo manter a taxa de câmbio relativamente fixa. Passados os choques iniciais, começa a operar dentro de um limite – denominada banda cambial. Em outubro de 1994, existia uma “minibanda”, que estimava a desvalorização em 7% ao ano, impedindo nova apreciação do câmbio. A taxa de juros durante o período 1994-1999 se manteve elevada, sobretudo no período imediatamente após a implantação do Plano Real e na crise cambial do final do período, como forma de atrair dólares via investimento direto externo em títulos públicos. Isso causou uma apreciação do real, garantindo dólares o suficiente para a indexação da Unidade Real de Valor (URV) ao dólar e colocar as cédulas de real em circulação (CORREIA; AMARAL, 2008).

Restabelecida a confiança e a estabilidade monetária, em 1999 ocorre uma crise cambial. A autoridade monetária então resolveu adotar o regime de metas de inflação e a Regra de Taylor para orientação da política monetária, o que estabilizou juros e inflação. No período que se seguiu, a inflação se manteve controlada, com elevação pontual no ano de 2003, pela saída brusca de dólares da economia como efeito da incerteza do mercado com a posse de Lula como presidente. Depois ela estabilizou, se mantendo controlada pelos sete anos seguintes, em que a autoridade monetária manteve a taxa de juros acima da taxa estimada. Isso mudou no governo Dilma, que reduziu as taxas de juros abaixo da taxa estimada e ainda desonerou impostos, fazendo com que a inflação disparasse e tivesse que ser contida por uma rápida reação do BACEN, elevando a taxa de juros novamente (BARBOSA; CAMÊLO; JOÃO, 2016).

2.3. A REGRA DE TAYLOR

A Regra de Taylor trata de uma tese do economista John B. Taylor, em um artigo que foi apresentado ao público em 1993, e é baseada em uma função de reação para analisar o comportamento das taxas de juros nos Estados Unidos. Seu estudo compila dados de 1987 a 1992 e resumiu em uma equação como o Federal Reserve (o Banco Central Americano - Fed) deveria se comportar quanto à taxa básica de juros para atingir seu objetivo de ter uma inflação controlada, seguindo

uma simples regra, conforme apresentado na Equação 1 (PALHUCA; CANDIDO, 2015).

$$r = p + 0,5y + 0,5(p - 2) + 2 \quad (1)$$

Em que "r" é a taxa de juros básica da economia americana (*Federal Funds Rate*), "p" é a taxa de inflação, "y" é o desvio do produto em relação ao seu potencial e o termo $(p - 2)$ indica o desvio da inflação em relação à meta (tácita em 2% ao ano no caso americano). Dessa forma, a regra indica o seguinte: se a inflação (p) subir acima da meta, aumente a taxa básica de juros (r) em proporção maior que o aumento da inflação (o termo $0,5(p - 2)$ indica isso) para que ela volte ao patamar de 2% no futuro. A equação também indica que a taxa básica de juros (r) deve pagar um retorno real ao investidor (PALHUCA; CANDIDO, 2015).

This paper has endeavored to study the role of policy rules in a world where simple, algebraic formulations of such rules cannot and should not be mechanically followed by policymakers. Starting with the assumption that systematic and credible features of rule-like behavior improve policy performance, I considered several ways to incorporate rule-like behavior into actual policymaking. Clarification of terms, distinguishing between the design, the transition, and the operation of policy rules, and actually using specific rules or their general features in policy decisions are some of the ideas considered. Two case studies and a hypothetical policy rule illustrated how the ideas could work in practice (TAYLOR, 1993, p. 19).

Como concluiu Taylor (1993), a política monetária apresenta melhor desempenho quando conduzida por regras transparentes, com características sistemáticas e críveis, medido pela taxa de inflação e variação do crescimento econômico. São considerados os efeitos de regras específicas e suas características gerais nas decisões das políticas. Segue equação geral:

$$i - i^* = \alpha\pi \cdot (\pi - \pi^*) + \alpha y \cdot (Y - Y^*)$$

Onde:

i: taxa de juros real estimada por Taylor.

i*: taxa de juros real de equilíbrio.

π : taxa de inflação anual observada.

π^* : meta de inflação do Banco Central

Y : produto interno bruto (PIB).

Y^* : PIB de pleno emprego dos fatores de produção.

$Y - Y^*$: pode ser definida como o "hiato do produto".

$\alpha\pi$: coeficiente de sensibilidade à variação da inflação.

αy : coeficiente de sensibilidade à variação do produto

2.4. POLÍTICA MONETÁRIA NO BRASIL PÓS-PLANO REAL ATÉ A ADOÇÃO DO REGIME DE METAS (1999)

Rompendo com a lógica dos planos anteriores, ortodoxos (Delfim III e Plano Collor) e heterodoxos (Cruzado I e II, Bresser e Verão), o Plano Real não se impôs de maneira autoritária nem foi deixado somente na responsabilidade da população. A âncora nominal (cambial) foi o diferencial do Plano Real, garantindo a paridade do real com o dólar e estimulando uma adesão voluntária em que os próprios agentes no mercado iriam migrar para a URV³ (Unidade Real de Valor) antes de lançar o real. Dessa forma a inflação estabilizou-se abruptamente, mantendo-se a ancora até fazer a transição para o câmbio flutuante, quando as expectativas foram controladas, em 1999. No mesmo ano ocorre um choque cambial e passa a ser adotado no Brasil o regime de metas de inflação (SOARES, 2010). Uma das principais características do regime de metas para a inflação é que essa estrutura não pode ser entendida como um caso de regra rígido. Na escolhadas metas de inflação o Banco Central do Brasil pode fazer o uso de modelos para estimar a melhor meta, levando em conta a meta que satisfaz seu objetivo, sendo orientado no sentido de garantir a estabilidade de preços. Fica claro que é uma política discricionária, que visa atrair credibilidade (MENDONÇA, 2001).

Desde o Plano Real até 1999, o país utilizava como âncora nominal uma variante do regime de câmbio fixo, como forma de controle dos preços domésticos. Com o retorno de um regime de câmbio flexível, a política monetária deixou de ser determinada pela variação da taxa de câmbio, necessitando de uma nova âncora

³ Versão escrituraria do real, que foi lançada como virtual, estimulando a indexação de todos os preços a ela, por adesão voluntária, migrando do cruzeiro real para o real.

nominal. O novo regime monetário escolhido pelo Banco Central do Brasil (BCB) foi o uso de metas para a inflação que entrou em vigor a partir de junho de 1999. O principal instrumento à disposição do Banco Central do Brasil (BCB) para execução de política monetária consiste no uso da taxa de juros⁴ estimadas pela Regra de Taylor, uma vez que, com ela, é possível afetar o nível de preços e a atividade da econômica, condicionando a demanda. A taxa de juros à disposição da autoridade monetária brasileira, que serve como referência para as demais, é a taxa de juros do mercado de reservas bancárias (taxa Selic) (OLIVEIRA; TUROLLA, 2003).

A política cambial brasileira no período de 1994 a 1998 possui uma singularidade. No contexto de um plano de estabilização baseado em âncora cambial, as variações dos preços dos bens transacionáveis com o exterior devem convergir para a inflação externa, enquanto os preços dos não transacionáveis crescem num ritmo superior por um período relativamente longo, causando uma variação do índice de preços. Isso levou a uma apreciação da moeda doméstica, dando êxito a política de âncora cambial e conquistando credibilidade, o que deixou que os juros internos convergissem com os juros externos, permitindo a substituição da âncora por um regime de câmbio flutuante (SOARES, 2010). Tanto o regime de âncora cambial quanto o de câmbio flutuante tratam de gerar expectativas para o mercado, que tende a convergir para o objetivo proposto mediante sinalização e sobriedade na condução da política, sem surpresas repentinas por parte dos agentes promotores desta (SOUZA, 1999).

2.5. TRANSMISSÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA

Além da taxa de juros, existem outros caminhos de transmissão da política monetária, que se aplicam ao caso brasileiro dado as condições que potencializam os efeitos de mudanças na taxa de juros SELIC. Quanto ao mercado e ao efeito condicionante da demanda por consumo, é importante ressaltar que pela especificidade da formação e distribuição da renda no país, também pela demanda reprimida, as elevações da SELIC afetam com maior efetividade o investimento do que o consumo da população (ABRITA et al., 2014; BARBOZA, 2015).

⁴ Existem diversas taxas de juros na economia: taxas de poupança, taxas de empréstimo, taxas de financiamento, etc., que são classificadas de acordo com o prazo como: curto, médio e longo tempo. É importante ressaltar que o Banco Central possui controle direto apenas sobre a taxa de juros do mercado de reservas bancárias.

Há também a inflação de demanda provocada pela elevação do valor do salário mínimo acima da inflação, aumentando o seu poder de compra. Em um cenário de crescimento econômico, criam-se expectativas de que o salário mínimo continuaria aumentando e, somando isso com a expansão do crédito para consumo, estimula-se um ímpeto por consumo imediato, descompassando a inflação para valores acima da meta. Quanto à questão de manter os juros elevados, como forma de tentar conter esse movimento, isso significou um *trade off* entre a renda extraída da produção e a renda auferida em forma de juros dos títulos públicos, que enxuga moeda da economia. Moeda que uma vez nos cofres do Estado, são utilizadas para financiar os investimentos/gastos do Estado, em infraestrutura, encomendas governamentais e políticas sociais diversas (SERIGATI; POSSAMAI,2014).

Com a adoção do regime de câmbio flutuante, em virtude da crise cambial em 1999, ocorre uma ruptura, passando a política monetária a sofrer maior influência da taxa de câmbio. A elevação da taxa de juros provoca uma contração monetária e atrai dólares externos, causando uma apreciação da taxa de câmbio nominal. Não ocorrendo alteração nos preços domésticos e externos, a taxa de câmbio real também se aprecia, diminuindo a competitividade geral dos produtos domésticos, o que leva à queda das exportações líquidas e, por consequência, do produto da economia. Isso influencia negativamente no nível de preços, penalizando os setores produtivos menos competitivos. Ao favorecer as importações, os produtos domésticos que empregam matéria-prima importada ficam mais baratos e aqueles que podem substituir a matéria-prima doméstica por importada o fazem. Isso desloca a demanda do produto doméstico para o similar importado, afetando os produtores domésticos da matéria-prima substituída, que perderam competitividade via câmbio (MENDONÇA, 2001).

Os produtos domésticos dependentes de matéria-prima importada passam a ter seu nível de preços afetado pela oscilação cambial, impactando uma parcela da cesta de produtos que serve de base para o cálculo da variação do nível geral de preços. A importação também afeta parte da oferta de bens duráveis para satisfazer a demanda das famílias, causando uma inflação de demanda sensível a câmbio. Quando isso se soma a uma condução de taxa de juros contrária ao que estima o modelo de Taylor, para cada período, num mercado onde a produção é mais sensível a juros que o consumo das famílias, o efeito perde significativamente seu potencial de controle inflacionário. De 1999 a 2015, o salário apresentou

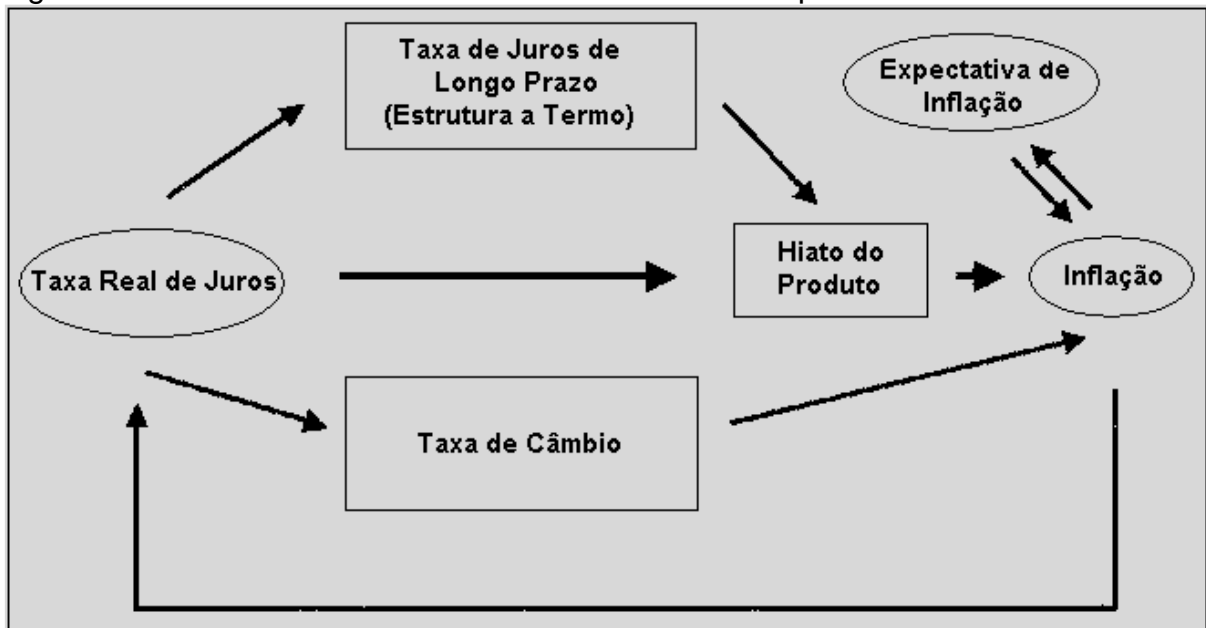
elevação nominal acima da inflação, isto é, ganho salarial real para a população, com expansão do crédito para consumo sem contrapartida equivalente de investimento produtivo, para que a produção doméstica de bens duráveis pudesse se preparar para auferir lucros maiores (DIEESE, 2006; MEDEIROS, 2015; PEREIRA; CARVALHO, 2000).

Quando o Banco Central altera a taxa de juros, as expectativas dos agentes econômicos em relação à evolução presente e futura da economia podem sofrer alterações. Ou seja, um aumento da taxa de juros na tentativa de evitar um aumento da inflação causa efeitos recessivos no curto prazo, porém pode restabelecer a confiança no desempenho futuro da economia fazendo com que as taxas de juros esperadas de médio e longo prazo sejam menores (FONSECA, 2008).

Em um relatório de inflação direcionado ao Banco Central, Muinhos e Alves (2002). Citam seus estudos sobre modelo macroeconômico de porte médio para a economia brasileira, explorando as variáveis taxa de juros e inflação. Seguem dois esquemas apresentados nas Figuras 1 e 2.

O esquema da Figura 1 inclui o canal tradicional, o hiato do produto, e um segundo canal, a taxa de câmbio. Pela curva IS, um aumento na taxa de juros reais afeta negativamente o hiato do produto, direta e indiretamente, via taxa Selic e via estrutura da taxa de juros respectivamente. E o decréscimo do hiato do produto causa redução da inflação via curva de Phillips. Pela relação de não arbitragem da paridade descoberta de juros, um aumento na taxa de juros causa apreciação na taxa de câmbio que, pelo decréscimo dos preços dos produtos importados, modelado na curva de Phillips, reduz a inflação (MUIINHOS; ALVES, 2002).

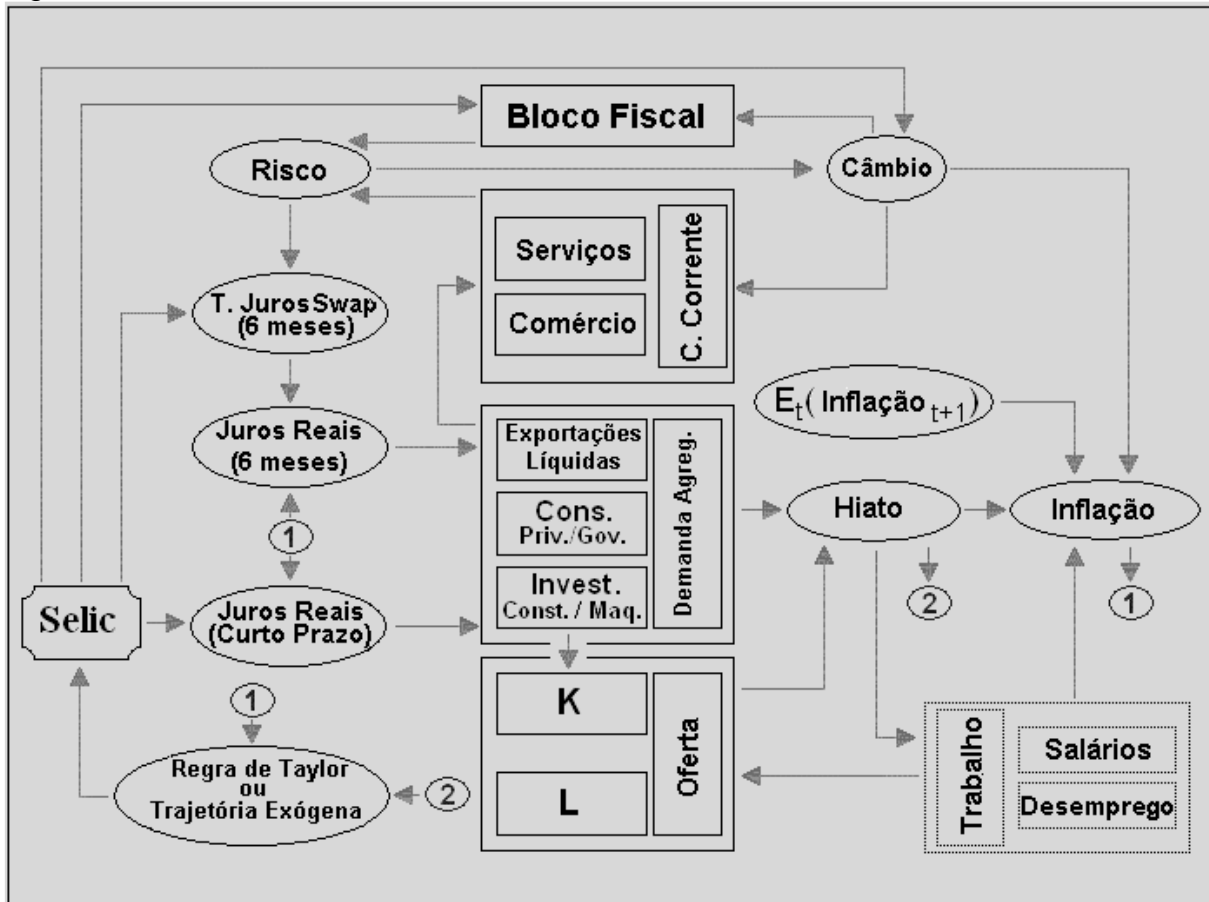
Figura 1. Mecanismo de Transmissão do Modelo de Pequeno Porte.



Fonte: Muinhos e Alves, 2002.

Já na Figura 2, o mecanismo da taxa de câmbio ainda está presente no modelo de médio porte, porém agora as variáveis fiscais e externas afetam a taxa de câmbio via prêmio de risco. Aumentos na taxa de juros que pioram as contas públicas geram aumento no prêmio de risco e depreciação na taxa de câmbio, o que pode neutralizar parcialmente o canal da demanda agregada. O déficit em conta corrente também afeta o prêmio de risco e, conseqüentemente, a taxa de câmbio e inflação. Crescimentos rápidos do PIB podem causar inflação via hiato do produto e também via pioras na balança comercial (MUIINHOS; ALVES, 2002).

Figura 2. Mecanismo de Transmissão do Modelo de Médio Porte.



Fonte: Muinhos e Alves, 2002.

O hiato do produto, conforme Araújo e Guillén (2008), se trata da diferença entre o produto corrente e o produto potencial de uma economia, portanto, uma variável importante, observada para identificar pressões inflacionárias. Estes autores buscaram analisar a previsão inflacionária em um cenário de incerteza quanto ao hiato do produto, no Brasil. Nesse caso eles identificaram entre 1995 e 2017 três picos de queda abrupta do hiato do produto, no início de 1998, 2000 e 2004, e outras quatro elevações, no final de 1998, 2001, 2003 e 2006. De certa forma, ainda assim, a partir de 2003 houve uma maior proximidade do hiato com o potencial do produto da economia, dada a demanda aquecida pelo aumento do poder de compra de maior parcela da população. Nessa perspectiva fica claro que o nível do hiato permite prever a inflação, que no caso brasileiro pós-2003 foi causada por falta de contingenciamento da demanda reprimida, a qual não pode ser atendida pela produção doméstica, passou a ter que ser suprida por importações e forçou a meta inflacionária para cima.

2.6. TRABALHOS EMPÍRICOS

Minella et al. (2003), estimou uma Regra de Taylor *forwarding-looking*⁵ para o Brasil, utilizando dados coletados para o período de 1999 a 2002, e percebeu que o Banco Central do Brasil reagia fortemente a desvios na expectativa de inflação em relação à meta. O autor analisou que isso colaborou para uma redução, mantendo a inflação sobre controle e aumentando a credibilidade da autoridade monetária, enquanto se mantinha dentro da meta de inflação (RODRIGUES; MORI, 2015).

Balbino, Colla e Teles (2011) analisaram a condução da política monetária nas gestões de Armínio Fraga⁶ e Henrique Meirelles⁷, apontando as diferenças entre os períodos. Os pesquisadores estimaram um modelo VAR (Vetor Auto Regressivo), cujos parâmetros e matriz de variância-covariância variam ao longo do tempo, utilizando um algoritmo de simulação de Monte Carlo. Os resultados mostram que (i) não há diferenças significativas na condução de política monetária durante as gestões de Armínio Fraga e Henrique Meirelles; (ii) a partir de 2003, a taxa de juros permaneceu acima da necessária para a convergência da inflação de acordo com a condição de estabilidade; e (iii) a gestão Armínio Fraga agiu de acordo com a regra de estabilização na crise de 2002, porém a inflação permaneceu acima da meta por causa da magnitude dos choques exógenos.

No estudo de Jesus e Lopes (2016), motivados por uma hipótese de mudança nos parâmetros de reação do Banco Central durante a gestão Tombini⁸, coletaram dados para o período de 2003 a 2016 e fizeram os testes recomendados para estimação dos melhores modelos. Por fim, os resultados apontaram que as evidências encontradas não se mostraram tão distintas, se considerado o período completo, que compreende três gestões (Fraga, Meirelles e Trombini, respectivamente). Mas, quando testado o período da gestão Tombini separadamente, encontraram-se claras evidências de que ele negligenciou o desvio

⁵ A abordagem *forward-looking* utiliza as expectativas de inflação e de produto, diferindo da abordagem *backward-looking* utilizada por Taylor (1993), que considera os valores passados de inflação e do produto (SOARES; BARBOSA, 2006).

⁶ Gestão de Armínio Fraga como Presidente do Banco Central: 4 de março de 1999 a 1 de janeiro de 2003.

⁷ Gestão de Henrique Meirelles como Presidente do Banco Central: 1 de janeiro de 2003 a 31 de dezembro de 2010.

⁸ Gestão de Alexandre Tombini como Presidente do Banco Central: 1 de janeiro de 2011 a 9 de junho de 2016.

na expectativa de inflação em relação à meta e, em contrapartida, ampliou a resposta da taxa básica de juros devido a mudanças no hiato do produto. Curiosamente, não foram encontrados resultados que provassem que, durante o período, a Regra de Taylor não tenha sido respeitada. Isso se mostrou compatível com a evolução da inflação, que não mostrou um comportamento explosivo no período. Os resultados também sugeriram que o Banco Central deve ter considerado os choques cambiais, na sua função de reação, o que pode ajudar a explicar esse controle.

O uso da regra pelos bancos centrais está associado diretamente à ampliação da confiança dos agentes, comprimindo os objetivos propostos, e nesse sentido a vitalidade da inflação depende da perda de credibilidade do governo. Em países com maior dificuldade em cumprir metas estas tendem a ser mais rígidas, se tornando um pouco mais flexível à medida que eles adquirem credibilidade. Se a autoridade monetária ceder a toda pressão inflacionária, com o intuito de preservar uma taxa menor de desemprego, isso pode afetar a sua credibilidade. A política antiinflacionária é um exemplo de permanência no tempo. Uma boa política não deve apresentar desvios, de forma que os agentes econômicos possam aprender rapidamente a combatê-los e até mesmo prevê-los (BERTOLDI, 2009). Conclui-se que a realização de política monetária depende da tríade: inflação, banco central e governo. Onde é recomendado um Banco Central Independente (BCI), com um presidente conservador, sendo técnico sem viés inflacionário ou preferências sociais, evitando as perdas de bem-estar em eventual período inflacionário⁹ (ROGOFF, 1985)

⁹ ROGOFF, Kenneth. **The Optimal Degree of Commitment To An Intermediate Monetary Target.** The Quarterly Journal of Economics, p. 21, nov. 1985. Disponível em: <https://scholar.harvard.edu/files/rogoff/files/51_qje85.pdf>. Acesso em: set. 2018.

3 METODOLOGIA

3.1 NATUREZA E TIPO DE PESQUISA

O presente estudo é uma pesquisa explicativa que visa desenvolver o tema descrito. As pesquisas explicativas são aquelas que tem como preocupação central identificar os fatores que determinam ou que contribuem para a ocorrência dos fenômenos, buscando conhecimento através da realidade, considerado o mais complexo e delicado. Nas ciências sociais, a pesquisa dessa natureza, em virtude da dificuldade já referida, exige o recurso de uma maior amplitude de métodos, ressaltando o observacional (GIL, 2010).

3.2 METODOLOGIA VAR (VETORES AUTO-REGRESSIVOS)

A utilização dos modelos de VAR no contexto da análise macroeconômica lançou suas bases a partir de uma visão crítica dos modelos usuais de análise até então, como por exemplo os modelos com equações simultâneas. Conta como vantagem a apresentação do modelo e as possibilidades de combinações das variáveis simultâneas, permitindo a interferência intertemporal de causalidades aos postulados econômicos (SIMS, 1980 *apud* GUGEL, 2015). Os modelos VAR têm maior amplitude de aplicabilidade por permitir a modelagem macroeconômica. A princípio temos duas variáveis que devem apresentar causalidade, para considerar a modelagem válida. As relações podem ser identificadas por um conjunto de equações, uma para cada variável, que na leitura dos resultados da modelagem irão mostrar se serão ou não aceitas (GUGEL, 2015).

Nesse sentido, a especificação VAR (p) é determinante na escolha da melhor modelagem, por meio da análise de estacionariedade, correlação e cointegração. Estas ajudam a especificar se as variáveis se situam nas diferenças e se existe multicolinearidade para utilizar da forma VAR (MEDEIROS, DOORNICK, OLIVEIRA, 2011). Ele pode ser descrito como um modelo de duas ou mais variáveis e que possuam uma causalidade bilateral, onde as variáveis têm relação simultânea. Assim, o nome Vetores Auto-Regressivos é dado pela composição, vetor, que se utiliza em lugar do sistema de equações simultâneas, e que se resolve através da

composição vetorial dos coeficientes. O termo “auto-regressivo” se refere a utilização dos valores defasados das variáveis envolvidas no lado direito da equação (GUGEL, 2015). Segue a Equação 2, de VAR (1) bidimensional¹⁰:

$$\begin{aligned} y_{1t} &= \Phi_{11}y_{1,t-1} + \Phi_{12}y_{2,t-1} + u_{1t} \\ y_{2t} &= \Phi_{21}y_{1,t-1} + \Phi_{22}y_{2,t-1} + u_{2t} \end{aligned} \quad (2)$$

Onde y_1 e y_2 são as variáveis endógenas (PIB e inflação, por exemplo) no sistema e u_1 e u_2 são os resíduos de cada equação (os demais termos são constantes a serem estimadas). Φ_{12} denota dependência linear de y_{1t} em $y_{2,t-1}$ na presença de $y_{1,t-1}$, isto é, representa o efeito condicional de $y_{2,t-1}$ sobre y_{1t} dado $y_{1,t-1}$. Se $\Phi_{12}=0$, então y_{1t} não depende de $y_{2,t-1}$. Similarmente, se $\Phi_{21}=0$, então a segunda equação mostra que $y_{2,t}$ não depende de $y_{1,t-1}$ quando $y_{2,t-1}$ é dado.

Se considerarmos as duas equações conjuntamente, existirá uma relação unidirecional de y_{1t} para y_{2t} se $\Phi_{12}=0$ e $\Phi_{21}\neq 0$, dizemos que y_{1t} e y_{2t} não são “acopladas” e se $\Phi_{12}\neq 0$ e $\Phi_{21}\neq 0$, existe uma relação de “*feedback*” entre as duas séries.

Com base no modelo VAR (1), podemos notar que há duas fontes de choques, y_1 e y_2 (duas variáveis endógenas), e quatro tipos de possíveis de efeitos (as variáveis reagem a choques de umas nas outras):

Choque de y_1 para y_1

Choque de y_1 para y_2

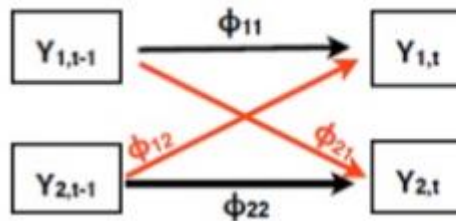
Choque de y_2 para y_1

Choque de y_2 para y_2

Usando notação matricial, os quatro casos podem ser resumidos como a seguir:

¹⁰ A equação VAR e a explicação das variáveis, foram retiradas do material do professor Fernando Boeira Sabino da Silva, Analista de pesquisa quantitativa e Professor assistente de econometria e estatística e ciência de dados na UFRGS. Disponível em: <<https://pt.slideshare.net/FernandoBoeiraSabino1/vetores-autoregressivos>>. Acesso em: nov. 2018.

1. y_1 causa y_2 e vice-versa, $y_1 \longleftrightarrow y_2 : \Phi = \begin{pmatrix} \Phi_{11} & \Phi_{12} \\ \Phi_{21} & \Phi_{22} \end{pmatrix}$
2. Independentes, $y_1 \perp y_2 : \Phi = \begin{pmatrix} \Phi_{11} & 0 \\ 0 & \Phi_{22} \end{pmatrix}$
3. y_1 causa y_2 , mas y_2 não causa y_1 , $y_2 \rightarrow y_1 : \Phi = \begin{pmatrix} \Phi_{11} & \Phi_{12} \\ 0 & \Phi_{22} \end{pmatrix}$
4. y_2 causa y_1 , mas y_1 não causa y_2 , $y_1 \rightarrow y_2 : \Phi = \begin{pmatrix} \Phi_{11} & 0 \\ \Phi_{21} & \Phi_{22} \end{pmatrix}$



A extensão de VAR (p) pode ser representada (matricialmente) da seguinte forma apresentada pela Equação 3:

$$y_t = A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_p y_{t-p} + B x_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

Obs: O número de lags p é a ordem do modelo

Onde y_t é um vetor de variáveis endógenas, x_t é um vetor de variáveis exógenas, A_1, \dots, A_p e B representam matrizes de coeficientes a serem estimados e ε_t é um vetor de resíduos não correlacionado com seus próprios valores defasados e com todas as variáveis do lado direito da equação.

3.3 TRATAMENTO E ANÁLISE DAS VARIÁVEIS

Os dados para a modelagem e análise dos dados, foram a taxa Selic, extraída na base de dados do Banco Central do Brasil (BACEN), e extraídas da base de dados do IPEADATA, as variáveis IPCA acumulado, expectativa de IPCA (a meta de inflação) e o Hiato do PIB. Dados que compreendem ao período entre 2003 e 2016.

3.3.1 PIB Potencial e Hiato do PIB

O PIB, como uma aproximação do valor total dos bens e serviços produzidos pelo país, no decorrer do ano, é chamado de PIB efetivo. O PIB potencial já é o nível de produto que pode ser obtido com a utilização dos recursos disponíveis sem gerar pressões sobre a taxa de inflação. O hiato mede a capacidade ociosa da economia, fundamental para avaliação da política monetária sobre a economia, ou seja, a diferença entre o produto potencial e o produto efetivo. A taxa de juros afeta a inflação, entre outros canais, por sua influência sobre a demanda agregada, portanto afetando a utilização da capacidade ociosa de produção, que reflete na alteração do valor do hiato do produto. Taxas de juros mais elevadas tendem a provocar hiatos negativos, reduzindo a inflação (BACEN, 2012). “A necessidade de cálculo do produto potencial levou ao desenvolvimento de diversas metodologias que combinam áreas distintas da análise econômica, em particular, a teoria macroeconômica, a estatística e a econometria” (ALMEIDA; FELIX, 2006, p. 75). Isso permite construir uma análise através de uma ou mais variáveis, então as informações para o cálculo da metodologia utilizada são geralmente agrupadas em métodos estatísticos e métodos estruturais, variando de acordo com as técnicas a serem utilizadas.

A aplicação de métodos univariados consiste na utilização de filtros estatísticos que decompõem a série cronológica do PIB em componentes com diferentes frequências, utilizando processos de média móvel bilateral. Através da extração do PIB, este pode crescer a taxas constantes, dados os filtros para suavizar a série histórica do PIB (ALMEIDA; FELIX, 2006). Há uma variedade de técnicas para se calcular o produto potencial, onde se destaca a extração a partir de uma tendência ao longo do tempo, pela utilização do filtro de Kalman e a estimativa de

função de produção para suavizar a série do PIB. A extração do PIB ao longo do tempo permite estimar uma regressão onde o PIB está como logaritmo, “a” e “b” são parâmetros estimados e “t” corresponde ao erro de previsão. Este procedimento de extração do PIB potencial pressupõe uma variação crescente à taxa constante, que permite um ajuste linear (BACEN, 2006).

O PIB Potencial é dado pela Equação 4.

$$Y_t = Y_t^* + X_t \quad (4)$$

Onde:

Y_t é o logaritmo do PIB

Y_t^* é o logaritmo do produto potencial

X_t é o hiato do produto no período t.

Neste trabalho, tanto o produto potencial quanto o hiato do produto foram obtidos através do filtro de Hodrick-Prescott, método usualmente utilizado para extrair o componente cíclico e o de tendência em uma série temporal. Assim, o produto potencial será correspondente ao componente de tendência da série do PIB e o hiato do produto será correspondente ao componente cíclico da mesma série.

3.3.2 Filtro X – 12 ARIMA

O método X – 12 ARIMA é utilizado na dessazonalização de séries temporais, trazendo uma melhor análise dos estimadores de coeficientes sazonais. Os principais avanços do X-12-ARIMA se deram pela inclusão do RegARIMA, que é um ajustamento sazonal, realizado no X -12 ARIMA, que permite uma série de ajustes prévios das variáveis definidas pelo usuário. A filtragem inicial realiza-se quase que mediante uma função de transferência, pelo fato que o RegARIMA não permite a especificação de denominadores nas variáveis de entrada (FERREIRA; GONDIN; MATTOS, 2015).

3.3.3 Critério de Informação AKAIKE e BAYESIANO

O critério de informação Akaike (AIC) pode ser considerado como uma média relativa de qualidade como ajuste ao modelo econométrico utilizado. Oferece medidas relativas de informações perdidas, dando uma melhor qualidade de reajuste do modelo. O modelo AIC é o critério de avaliação do ajuste do modelo avaliado através da verossimilhança, calculando os logaritmos de razão entre os modelos, penalizando apenas os modelos pelos parâmetros utilizados. Por si só o valor de AIC para um determinado conjunto de dados não tem qualquer significado, tornando-se útil quando são comparados diversos modelos (EMILIANO, 2009). O critério de AIC foi determinado pela seguinte função apresentada na Equação 5.

$$AIC = e_2k / n \Sigma \mu \ln_2 = e_2k / nSQRn \quad (5)$$

Onde 'p' é o número de parâmetros estimados e 'n' é o número de amostras. Que são importantes para entender tanto dentro quanto fora da amostra, podendo ser empregado como extensão da linha do modelo, prevendo o modelo de regressão. O critério Bayesiano (ou critério de Schwarz), assim como o critério de Akaike, pode trazer o mesmo desempenho em relação aos testes de comparação dos desempenhos, dentro e fora da amostra semelhante ao CIS (GUJARATI, 2006). O critério CIS é definido conforme apresentado na Equação 6.

$$CIS = nk / n \Sigma \mu \ln_2 = nk / nSQRn \quad (6)$$

Onde (k/n) é considerado como fator de correção. Esse modelo Bayesiano impõe uma medida mais dura em relação às correções do modelo em relação ao modelo de Akaike (GUJARATI, 2006). Estes critérios foram os utilizados para a determinação do número de defasagens adequadas na estimação do VAR.

3.3.4 Coeficiente de Determinação R^2

O R^2 é definido como um coeficiente de determinação, importante para garantir a qualidade dos ajustes da regressão quanto aos seus dados, medindo a proporção ou percentual da variação total de Y que é explicado pelo modelo de regressão (GUJARATI, 2006). Sua equação pode ser dada através da Equação 7:

$$R^2 = \frac{\sum (\hat{Y}_i - \bar{Y})^2}{\sum (Y_i - \bar{Y})^2} = \frac{SQESTQ}{SQTOT} \quad (7)$$

Segundo as propriedades de R^2 o valor não é negativo, os limites estão entre $0 \leq R^2 \leq 1$. Onde um R^2 igual a 1 significa um ajustamento perfeito, onde $\hat{Y}_i = Y_i$ para cada i , onde $R^2 = 0$, significa que não há nenhuma relação entre o regressando e o regressor (GUJARATI, 2006).

3.3.5 O Teste de auto correlação dos resíduos Breusch-Godfrey

No teste de Breusch-Godfrey os resíduos (\hat{u}_t) da regressão são obtidos e estimados como variável dependente em uma regressão auxiliar contra a variável independente X_t e seus próprios valores defasados. Este teste de auto correlação dos resíduos também é conhecido como teste LM (MAIA, 2017). Para implementá-lo, regredimos, através da Equação 8.

$$\hat{u}_t = \beta_1 \hat{u}_{t-1} + \beta_2 \hat{u}_{t-2} + \dots + \beta_i \hat{u}_{t-i} + u_i \quad (8)$$

As hipóteses do teste são:

$$\begin{cases} H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_i = 0 \\ H_i: \beta_1 \neq \beta_2 \neq \beta_i \neq 0 \end{cases}$$

Pode-se demonstrar através da hipótese nula que não há correlação serial dos resíduos.

3.3.6 Teste de normalidade Jarque-Bera

O teste de normalidade é necessário para avaliar se as condições para validação da amostra foram atendidas. Segundo Lucambio (2008) os testes de normalidade mais utilizados são: teste Jarque-Bera, teste D'Agostino, teste X^2 de Pearson de bondade de ajuste, teste Shapiro-Wilk, teste Lilliefors, teste Anderson-Darling e teste de Cramer-von Mises.

A suposição de normalidade dos dados amostrais ou experimentais é uma condição exigida para a realização de muitas inferências válidas a respeito de parâmetros populacionais. Vários dos diferentes métodos de estimação e testes de hipóteses existentes foram formulados sob a suposição de que a amostra aleatória tenha sido extraída de uma população normal. Os testes de hipóteses e os métodos de estimação são, em geral, baseados na suposição de normalidade multivariada da amostra aleatória (CANTELMO; FERREIRA, 2007).

O teste de normalidade de Jarque-Bera se baseia na diferença entre os coeficientes de skewness e kurtosis dos dados y_1, y_2, \dots, y_n e aqueles da distribuição assumida normal (JARQUE; BERA, 1980). O coeficiente de skewness (assimetria) mostra a assimetria da série ao redor de sua média. A assimetria de uma série normal é perto de zero. Uma assimetria positiva mostra uma distribuição com uma cauda direita longa. Negativa, é para a esquerda. O coeficiente de kurtosis (curtose) mostra o achatamento da distribuição. Se a curtose excede 3, há um "pico"; se é menor que três, é excessivamente achatada (CASTRO JÚNIOR, 2008). Segue a estatística do teste, apresentada pela Equação 9.

$$JB = n (\alpha_3^2 \backslash 6 + (\alpha_4 - 3)^2 \backslash 24) \quad (9)$$

Onde:

$$\alpha_3 = Pn \ i = 1(y_i - y)^3 \backslash ns^3$$

$$\alpha_4 = Pn \ i = 1(y_i - y)^4 \backslash ns^4$$

$$s^2 = Pn \ i = 1(y_i - y)^2 \backslash n$$

Aqui, y é a média amostral e s^2 , α_3 e α_4 o segundo, terceiro e quarto momentos centrais, respectivamente. A estatística Jarque-Bera têm distribuição

assintótica χ^2 (2) sob a hipótese nula. A hipótese nula do teste é que a série tem uma distribuição normal e uma estatística do teste significativa a rejeição da hipótese nula (JARQUE; BERA, 1980). A hipótese nula e a hipótese alternativa no teste Jarque-Bera são: $H_0: y_1, y_2, \dots, y_n \sim N(\mu, \sigma^2)$ vs $H_1: \text{não } H_0$.

O teste tem boas propriedades para verificar normalidade e é simples de ser calculado, sendo muito utilizado no contexto de regressão em econometria. Sua limitação é poder ser usado apenas na verificação de normalidade (LUCAMBIO, 2008)

3.3.7 Estacionariedade da série: testes de Dickey-Fuller e Dickey-Fuller Aumentado (ADF)

O teste de Dickey Fuller é utilizado para testar a estacionariedade da série, de acordo com a estimação para o modelo VAR através da equação $Y_t - Y_{t-1}$, em teste de raiz unitária, com a intenção de estimar através da regressão o coeficiente angular igual a zero. Com a intenção de avaliar se as melhores variáveis escolhidas seguem um processo estocástico estacionário, foi realizado o teste de raiz unitária Dickey Fuller Aumentado. O teste da hipótese nula (H_0). A Tabela 1 mostra os resultados apurados pelo teste.

O teste desenvolvido por Dickey e Fuller (1979) testa a série em raiz unitária. O teste para hipótese nula $a=1$, caso onde há presença de raiz unitária, o que equivale a testar a regressão após incluir a constante se $(a-1) = 0$, com a representação Y_t que pode ser descrita conforme apresentado na Equação 10 (ROSSI, 1996):

$$\Delta Y_t = (a - 1)Y_{t-1} + \mu_t \quad (10)$$

O teste é obtido através da divisão do coeficiente Y_{t-1} e de seu desvio padrão, e quando há indícios de auto correlação residual inclui-se a primeira diferença da variável com uma defasagem entre as variáveis explicativas (ROSSI, 1996). A nova equação é descrita pela Equação 11:

$$\Delta Y_t = c + a_{yt-1} + \sum b_{ni} = 1 \Delta Y_t - 1 + \mu_t \quad (11)$$

A inclusão de mais um termo corresponde à primeira diferença com mais duas defasagens até ocorrer a eliminação do problema residual onde 'c' corresponde ao termo de constante e 'n' o menor valor onde não ocorreria correlação residual. (ROSSI, 1996). Assim, o teste pode ser realizado de forma simples, com o aumento de valores críticos e utilizando mais variáveis que podem ser conhecidas como teste de Dickey Fuller Aumentado.

4 APRESENTAÇÃO E ANÁLISE DOS RESULTADOS

Para a modelagem e análise dos dados, foram utilizadas séries históricas extraídas da base dados do Banco Central do Brasil (BACEN), referentes às variáveis IPCA acumulado, Expectativa do IPCA, Selic e Hiato do PIB, a partir do início do primeiro governo Lula (2003) até 2016. Assim, estamos capturando dados de um período em que se manteve o tripé macroeconômico (câmbio flutuante, meta de inflação e superávit primário), dando continuidade ao que se iniciou com FHC em 1999, como política econômica de garantia da estabilidade macroeconômica, bem como a fase posterior da chamada “nova matriz macroeconômica”. Após a realização de testes e a estimação do modelo VAR (Vetor Auto Regressivo), resumindo, obtivemos os resultados. O objetivo é atestar os efeitos da instrumentalização da Regra de Taylor, em que medida foi conduzida com rigor e seus efeitos nas variáveis estimadas. Descrevendo as variáveis, o IPCA acumulado utiliza o acumulado dos últimos 12 meses, quanto às alterações, enquanto a Expectativa do IPCA projeta o valor esperado para o IPCA, portanto, sendo uma expectativa futura com base na estimação. A taxa Selic utiliza os valores da primeira diferença acumulada para 12 meses, e o Hiato do PIB os dados do PIB mensal calculado pelo Banco Central dessazonalizada através do método X – 12 ARIMA.

A fim de avaliar se as variáveis utilizadas seguem um processo estocástico estacionário foram realizados dois testes de raiz unitária. A Tabela 6 mostra os resultados do teste Dickey-Fuller Aumentado (Said e Dickey, 1984). A hipótese nula (H_0), de que a série testada possui raiz unitária (não estacionária), é rejeitada para as quatro variáveis em questão aos níveis usuais de significância de 5% e 10%. Para Margarido e Junior (2006), a grande vantagem do teste de Dickey Fuller Aumentado em relação ao teste Dickey Fuller usual é permitir a utilização de um número suficiente de defasagens, permitindo atestar que as séries não apresentem raiz unitária.

Tabela 1. Teste de Dickey Fuller Aumentado (ADF).

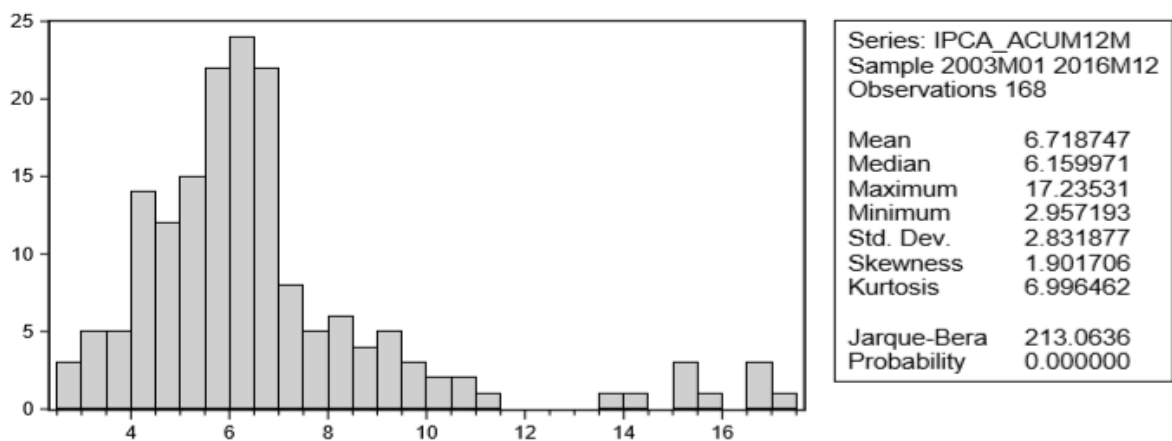
| Variáveis | Defasagem | Teste T | V. Critico 5% | V. Critico 10% | P- valor | Estacionariedade |
|---------------------|-----------|-----------|---------------|----------------|----------|------------------|
| IPCA acum. | 1 | -4,429104 | -2,878829 | -2,576067 | 0,0004 | Sim |
| Expec. IPCA | 1 | -5,024246 | -2,878829 | -2,576067 | 0,0000 | Sim |
| Selic | 4 | -3,591775 | -2,879155 | -2,576241 | 0,0069 | Sim |
| Hiato do PIB | 2 | -4,170055 | -2,878937 | -2,576124 | 0,0010 | Sim |

Fonte: Elaborado pelo autor.

Os resultados da aplicação do teste de raiz unitária, que são apresentados na Tabela 1, contém nas defasagens apresentadas e em primeira diferença (com constante), a presença de estacionariedade, com base na leitura do p-valor, rejeitando a hipótese nula de presença de raiz unitária. Segue resultados de p-valor: IPCA acumulado 4,00E-04; Expec. IPCA 0,00; Selic 6,90E-3; e, Hiato do PIB 1,00E-3.

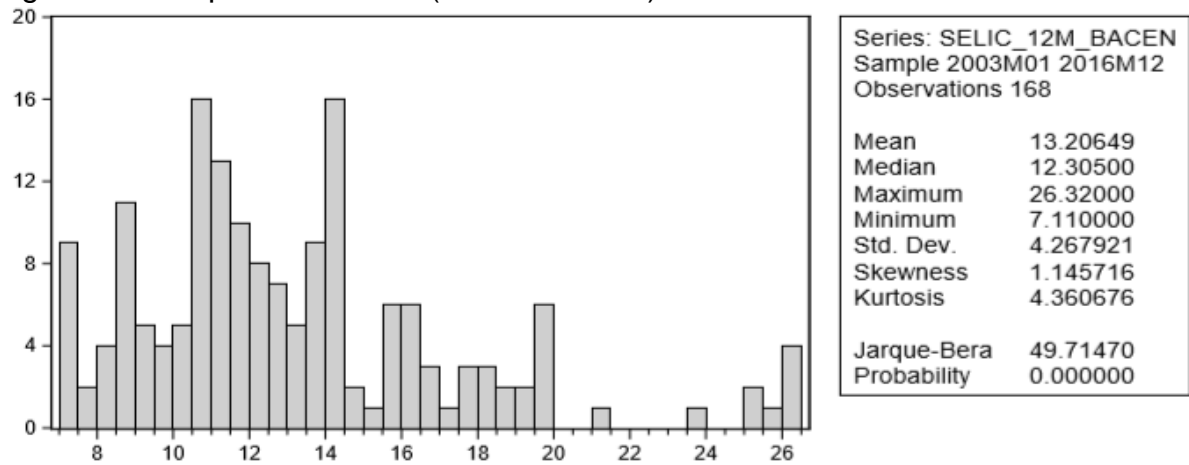
Como pode ser observadas nas Figuras de 3 a 6, salvo a Figura 5, todos apresentam indícios de normalidade em suas distribuições, quanto à leitura gráfica. No entanto, observando os valores do teste de normalidade de Jarque-Bera, apenas a série do Hiato do PIB apresentou normalidade, com valor do teste Jarque-Bera abaixo do valor limite. Nas séries de IPCA acumulado, Expec. IPCA e Selic, o teste não apresenta possibilidade de normalidade, com valores de Jarque-Bera bastante acima do valor limite, com destaque para IPCA acumulado e Expec. IPCA, que dão um salto acima do limite. Analisando para probabilidade de normalidade, apenas o Hiato do PIB apresenta valor acima de zero. E, quanto a leitura da curtose, percebemos que a ausência de normalidade nas séries se confirmam, com os valores de todas elas excedendo em muito 3,0, exceção feita ao Hiato do PIB, com valor de 3,494661.

Figura 3. IPCA acumulado (com constante).



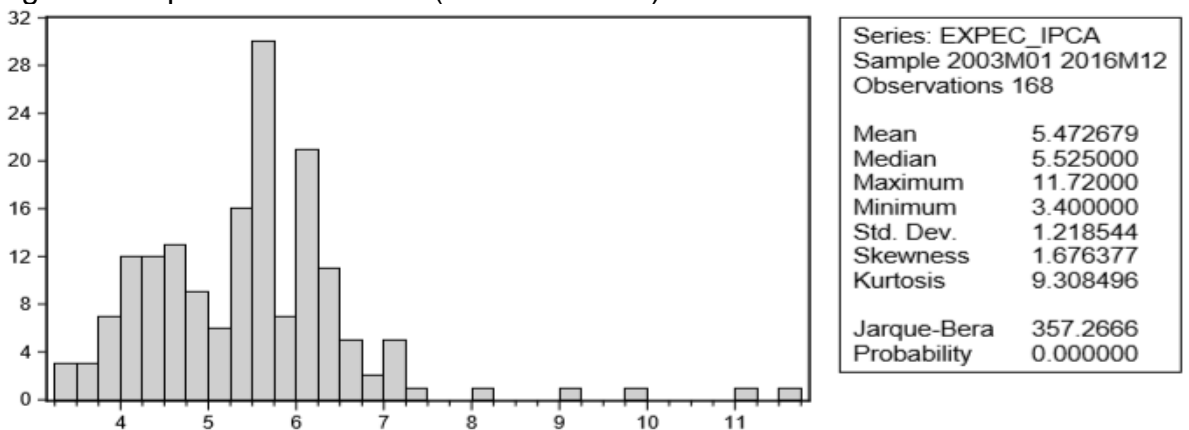
Fonte: Elaborado pelo autor.

Figura 4. Selic para 12 meses (com constante).



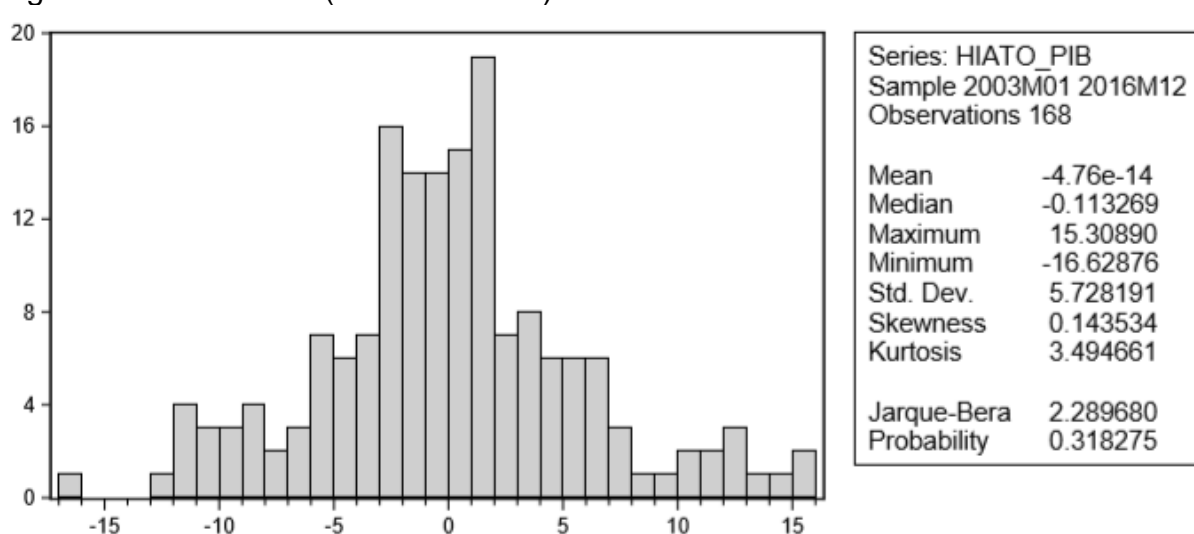
Fonte: Elaborado pelo autor.

Figura 5. Expectativa do IPCA (com constante).



Fonte: Elaborado pelo autor.

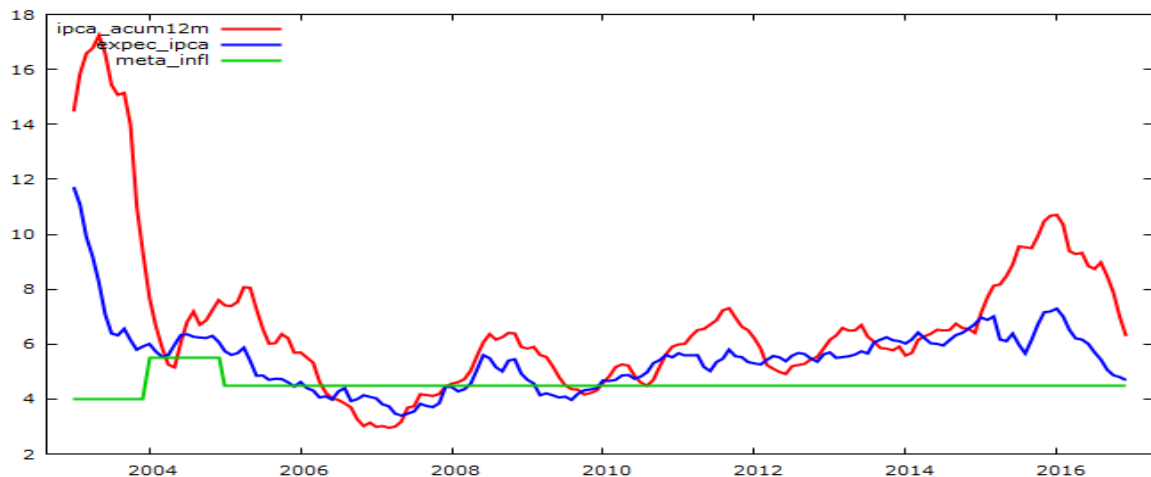
Figura 6. Hiato do PIB (com constante)



Fonte: Elaborado pelo autor.

Na Figura 7, podemos perceber que, em praticamente toda a série, as metas de inflação foram ultrapassadas, tanto pelo IPCA quando pela sua expectativa, reforçando que o IPCA acumulado esteve ainda, na maior parte da série, acima também da sua expectativa futura. Assim, como pode ser observado, em 2004 e 2009, pontualmente, o IPCA acumulado e sua expectativa estiveram a baixo da meta, e ainda, o único período de consistência dentro da meta é de 2006 até 2008, apenas dois anos.

Gráfico 1. IPCA acumulado para 12 meses, Expectativa do IPCA e meta de inflação, de 2003 a 2016.



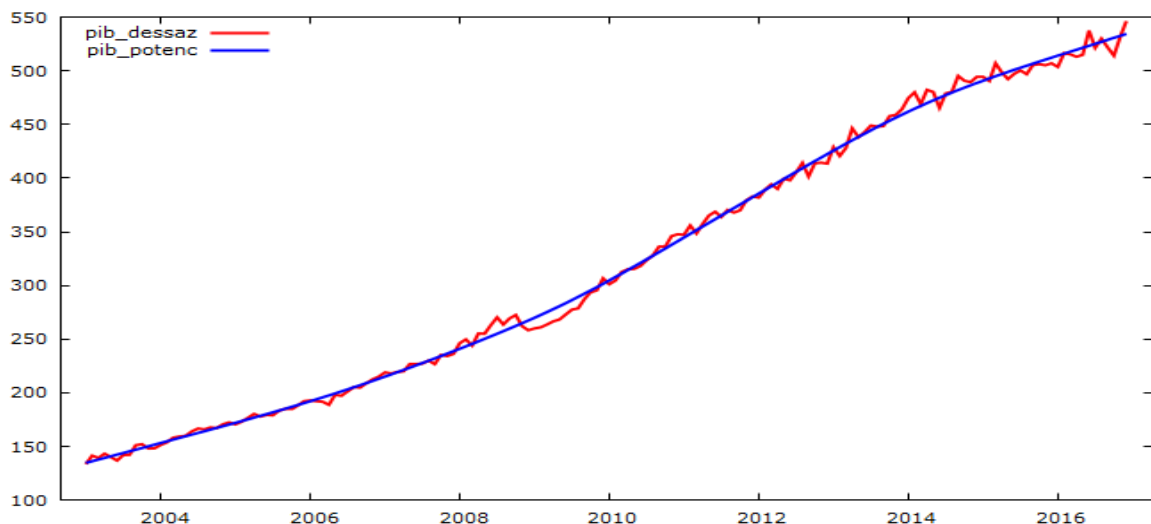
Fonte: Elaborado pelo autor.

Desde o estabelecimento do regime de metas de inflação no Brasil (1999), o Banco Central do Brasil (BACEN) segue uma mesma medida para atingir a meta de inflação anualmente anunciada, apaziguando as expectativas dos agentes. Essa estratégia passa pela Regra de Taylor, realizando um controle da inflação por meio de choques de taxa de juros (Selic), elevando ou baixando essa taxa de juros que remuneram os títulos públicos, alterando-a durante o ano, à medida que seja necessário para cumprir a meta de inflação anunciada. Aqui vemos o indício mais claro do desprezo da autoridade pela Regra de Taylor. Observamos um declínio tanto da expectativa do IPCA quando do IPCA acumulado até 2007 como parte dos planos de estabilização elaborados pelo primeiro governo Lula. Em 2008, tivemos uma fuga dos pressupostos da Regra como parte de uma política anticíclica para conter os resultados da crise do *Subprime*, que resultou em perda mundial da liquidez. A partir de 2010, tivemos eleições e vimos a opção definitiva por desprezar

os pressupostos da Regra de Taylor, o que ficou mais claro ainda a partir de 2011, quando assume a presidência Dilma Rousseff, que passou a formar uma equipe econômica predominantemente heterodoxa, resultando na instauração da Nova Matriz Macroeconômica.

Pós-estabilização econômica, propiciada pelo Plano Real, a economia se encontrava em certa estabilidade, que permitiu adotar esta prática de fazer política monetária controlando uma única variável macroeconômica, a taxa de juros (taxa Selic). Isso afeta diretamente o Hiato do PIB, uma vez que a elevação da taxa de juros contrai a demanda (aumentando o Hiato), ocorrendo o inverso quando diminui a taxa de juros (diminuindo o Hiato), em vista que a produção aumenta porque o consumo aumenta, havendo mais dinheiro circulando na economia.

Gráfico 2. PIB Dessazonalizado e PIB potencial, de 2003 a 2016.

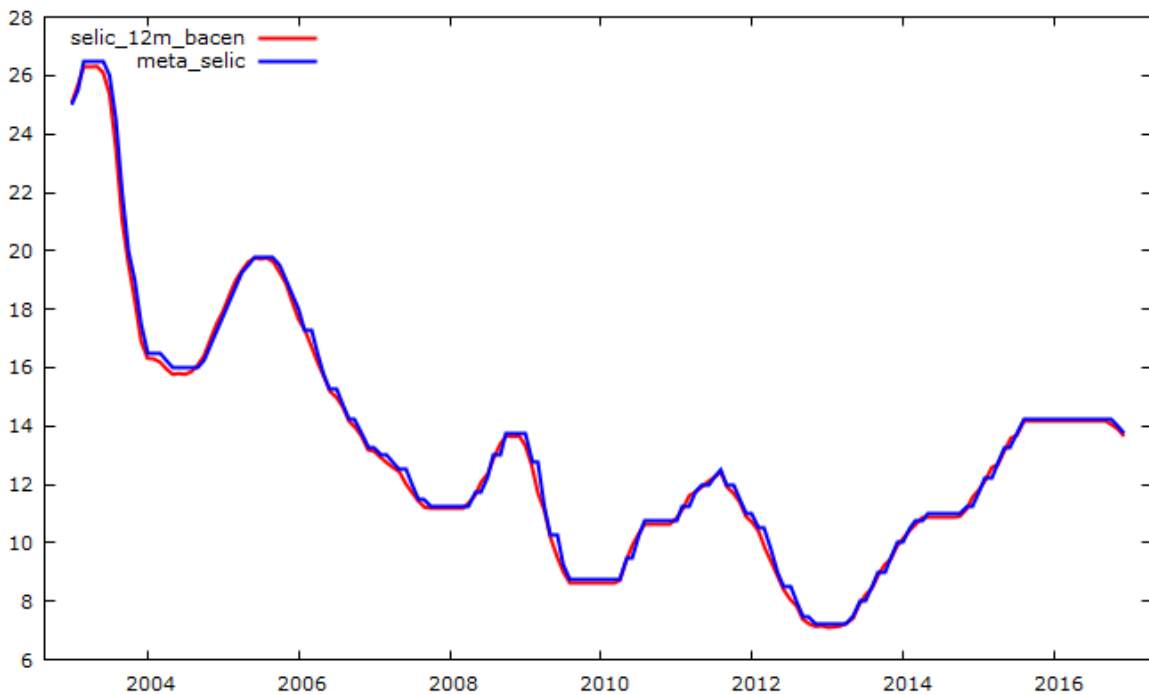


Fonte: Elaborado pelo autor.

A Figura 5, mostra os valores de PIB dessazonalizado, portanto, com maior regularidade na variação, e também o PIB potencial, que se trata da capacidade potencial de produção, estimado pela capacidade instalada. É dentro dessa capacidade instalada que se opera a produção, oscilando de maneira sazonal durante o ano, o que explica a escolha por relacioná-lo com o valor dessazonalizado, que apresentaria maior amplitude da variação no gráfico. Percebe-se que praticamente em toda a série da figura 8, as duas curvas se encontram bastante próximas, ou seja, com baixa capacidade ociosa, o Hiato do PIB tendendo a zero. Em alguns momentos da série, pontualmente, a série do PIB

dessazonalizado ultrapassa o PIB potencial. Fica a ênfase no pós-crise de 2008, que apresentou seus efeitos no ano seguinte, onde podemos ver o período de maior variação negativa do PIB dessazonalizado, se mantendo por mais tempo sem retornar. Vemos o mesmo comportamento a partir de 2015. Já o período que corresponde aos entornos do ano de 2014, vemos a situação oposta: O PIB efetivo ultrapassa em diversos pontos o PIB potencial, sugerindo pressão inflacionária.

Gráfico 3. Selic para 12 meses e Selic meta, de 2003 a 2016.



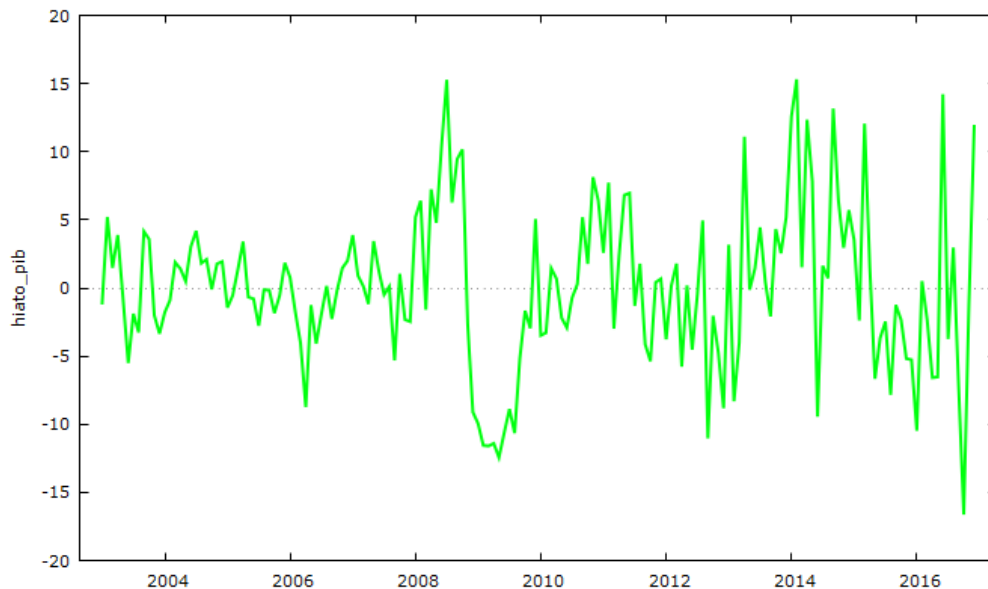
Fonte: Elaborado pelo autor.

Na Figura 9 apresenta-se a Selic acumulada e a Selic meta (que vai sendo definida e alterada durante as reuniões do Comitê de Política Monetária). Como já é esperado, elas praticamente convergem em toda a série, com afastamentos mínimos, uma vez que a Selic meta vai sendo alterada durante o ano, influenciando no acumulado de 12 meses, que capta essas pequenas alterações. Estes dados indicam o predomínio de um “respeito” aos postulados da Regra de Taylor.

Na Figura 10, está apresentada a série de variação do Hiato do PIB, que é a capacidade produtiva ociosa, ou seja, a diferença entre o PIB real (que foi produzido) e o PIB potencial (capacidade de produção instalada). Ela mostra grandes oscilações, uma vez que é uma série mensal e capta as sazonalidades

durante o ano. Vale ressaltar o ano de 2009, que na série fica mais destacado, pela maior amplitude na sua variação negativa e menor tempo até a inflexão, para voltar a subir. Isso, mais uma vez, pode apresentar relação com o pós-crise de 2008, que refletiu no Brasil no ano seguinte. Ainda, dá para identificar certa instabilidade na variação, que reflete o momento da economia. A maior oscilação positiva é em 2008, antes da queda acentuada no ano seguinte, e depois do fim de 2012 novamente, com maiores oscilações tanto positiva quanto negativa, com maior amplitude, que se mantém até o final da série em 2016, onde num curto recorte temporal, entre o meio e o final do ano de 2016. Varia positivamente em quase 15%, repetindo pouco mais de 15% negativamente e voltando a subir até quase o patamar anterior.

Gráfico 4. Hiato do PIB, de 2003 a 2016.

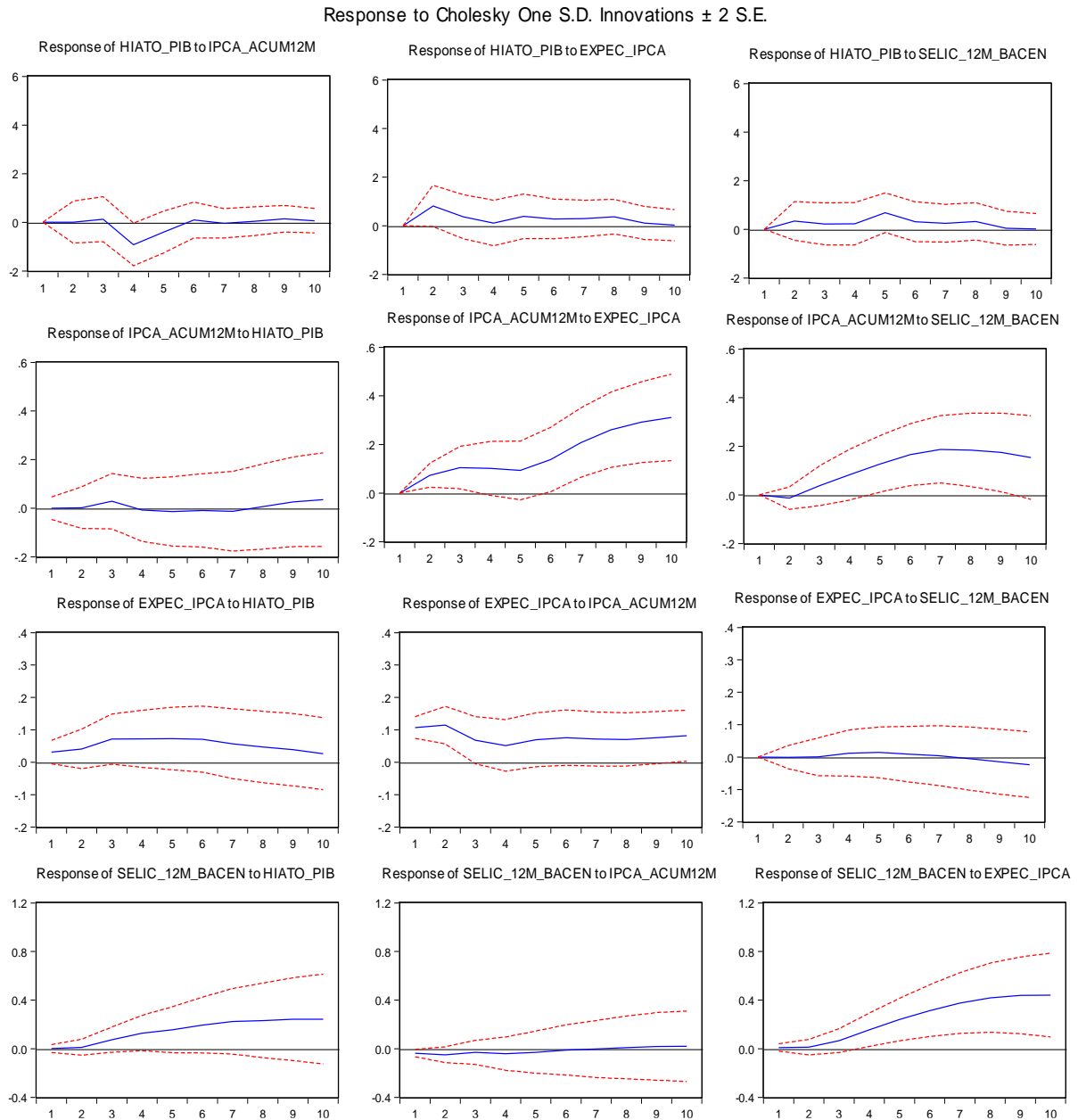


Fonte: Elaborado pelo autor.

O teste de autocorrelação serial de Breush-Godfrey, disponível no apêndice B, implica que até a 12ª defasagem não há indícios de autocorrelação como se pode ver pelo valor p. Para a regressão, foi selecionado um VAR (5) através dos critérios de Akaike e Bayesiano, uma vez que a 5ª defasagem apresentou os menores critérios. Vemos um alto grau de ajustamento através do R² em todas as regressões, exceção feita à regressão do Hiato do PIB, que apresentou um ajustamento pouco maior que 34%. Todos os testes, gráficos e regressões foram realizados no software Eviews 8.0. A partir da regressão, procedemos à estimação da função impulso-resposta, cujos resultados podem ser encontrados nos gráficos

apresentados na Figura 11. Adicionalmente, foram incluídos intervalos de confiança baseados em 100 mil experimentos de Montecarlo.

Gráfico 5. Função Impulso – Resposta do choque das variáveis IPCA acumulado, expectativa do IPCA, Selic e Hiato do PIB para o período de 2003 a 2016.



Fonte: Elaborado pelo autor.

Como pode ser observado, aplicando um choque de um desvio padrão entre as variáveis, há certa regularidade no sentido da maioria das respostas. Assim, as respostas tendem a retornar ao seu nível normal imediatamente ou alguns

períodos após os choques. Isto se deve pela estacionariedade nas séries temporais que compõe as variáveis.

Partindo do primeiro gráfico à esquerda, vemos a resposta do hiato do produto a um choque no IPCA acumulado (12 meses). Obtemos resposta relevante apenas entre o terceiro e o sexto mês de propagação do choque. Sua direção negativa pode apontar para um resultado de maior atividade econômica, onde o choque (aumento) no IPCA acumulado seria uma consequência. A resposta do hiato à expectativa do IPCA traz a relação inversa, o que pode ser indício de uma “causalidade cruzada”: a resposta positiva pode ser resultado de um aumento na SELIC, devido ao aumento da expectativa inflacionária. Tal conclusão pode ser corroborada pelo último gráfico à direita, no qual se apresenta um aumento expressivo da taxa SELIC devido ao aumento da expectativa do IPCA. Por fim, este argumento também pode ser corroborado pela resposta positiva do hiato do produto a um choque na expectativa do IPCA, observado no terceiro gráfico da primeira linha.

Na segunda linha de gráficos temos as respostas do IPCA acumulado. Para um choque do hiato do PIB há uma variação muito pequena, indicando o poder que o hiato tem de controlar os índices de inflação. A resposta de IPCA acumulado ao um choque em sua expectativa é a esperada: há um aumento exponencial. Já a resposta do IPCA acumulado a um choque na SELIC é um pouco controversa. Vemos que há um aumento da inflação até o sétimo período, quando começa uma queda. Isso pode indicar um efeito defasagem da resposta da inflação à autoridade monetária, embora seja muito longo. Este ponto requer pesquisas adicionais.

A terceira linha de gráficos trata das respostas da expectativa do IPCA. O primeiro gráfico, mostrando a resposta dela a um choque no hiato do produto, traz uma resposta que se mantém bastante estável em todo o período projetado ainda que a partir do quinto período exista o início de uma queda. Mais uma vez, é possível que tal resultado seja atribuído à própria capacidade de o hiato do produto de controlar a inflação. Em seguida, a resposta a um choque do IPCA acumulado parece sugerir uma espécie de “efeito inercial” no índice de inflação, no qual a inflação passada é repassada à expectativa futura. Já a resposta da expectativa do IPCA a um choque na SELIC parece corroborar o fenômeno observado anteriormente, referente à resposta do IPCA acumulado a um choque na SELIC: os

juros como fundamento de política monetária parecem ter efeito, ainda que tal efeito demore para surgir.

Finalmente, temos a resposta da SELIC aos choques. Inicialmente, vemos que um choque no hiato do PIB obtém uma resposta positiva forte da SELIC, enquanto a resposta ao IPCA acumulado é praticamente nula. A função que obtém a resposta mais significativa aqui é o choque sobre a expectativa de IPCA, que produz uma resposta positiva, e muito forte, da SELIC, corroborando o uso desta como instrumento de política monetária para controle da inflação.

Os resultados do trabalho apontam, em certa medida, uma fuga dos pressupostos da Regra de Taylor. Ainda que observemos um aumento da SELIC à medida que damos um choque na expectativa do IPCA, a resposta da SELIC ao IPCA acumulado é praticamente nula. Parece haver indícios de respeito à Regra de Taylor, bem como indícios de desprezo pela regra. Esta conclusão não é de todo contraditória, uma vez que o período analisado foi caracterizado por ser dividido em dois períodos: o de 2003 a 2008, com a predominância de políticas ortodoxas e a presença de uma equipe econômica consoante com as políticas dos anos 90, e 2009 a 2016, com o predomínio de políticas heterodoxas, da Nova Matriz Macroeconômica e de uma equipe que representou uma quebra com os postulados contracionistas ortodoxos dos anos 1990. Ainda, esta conclusão é corroborada pelo trabalho de Balbino, Colla e Teles (2011), que não encontrou diferenças significativas na condução da política monetária sob Armínio Fraga (1999 – 2002) e Henrique Meirelles (2003 – 2010), e reforçada por Jesus e Lopes (2016), que encontraram evidências de condução diferente na política monetária de Alexandre Tombini, presidente do Banco Central durante a gestão Dilma Roussef, em relação a Armínio Fraga e Henrique Meirelles.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

No presente trabalho, foi analisado o uso da Regra de Taylor pelo Banco Central do Brasil na condução da política monetária, durante o período de 2003 até 2016, quanto a sua eficiência. Por meio do uso desse instrumento, a partir da incorporação do tripé macroeconômico, tendo ênfase nesse caso no regime de metas de inflação. Nesse sentido, a adoção das taxas de juros Selic indicadas pela Regra de Taylor e seus efeitos, como instrumento de controle da inflação. A autoridade monetária passa a realizar política monetária administrando apenas uma variável macroeconômica, a taxa de juros Selic (que remunera os títulos públicos), do qual se tem entendimento, que uma vez estabilizada a economia brasileira do pós-Plano Real, é capaz de controlar as demais variáveis da economia. Com variações positivas ou negativas na taxa de juros, haveria mais ou menos estímulo a aquisição de novos títulos ou venda os já existentes.

Assim, quando a atividade econômica está aquecida, com excesso de demanda por moeda, diminuindo o Hiato do PIB, basta aumentar a taxa de juros e dispor de novos títulos, para frear uma parcela da demanda por moeda, evitando inflação. O contrário também acontece, tornando a recomprar os títulos e injetar moeda quando o ritmo de crescimento está caindo.

Rodando o modelo VAR (Vetor Auto Regressivo), foi identificada a defasagem, e depois, na realização do teste de Dickey Fuller Aumentado, foi obtida a primeira diferença em variáveis com constante, onde todas apresentaram estacionariedade, rejeitando a hipótese nula. O teste Breusch-Godfrey não apresentou autocorrelação dos resíduos até a décima segunda defasagem, o teste de Jarque-Bera apresentou normalidade na variável Hiato do PIB, não apresentando nas demais. Os testes indicaram causalidade entre o IPCA e a meta estabelecida, sendo que a tomada de decisão sobre a taxa de juros ocorre olhando para a expectativa do IPCA, alterando a taxa de juros que deve afetar os preços futuros, bem como o consumo final das famílias e o investimento produtivos das empresas.

O modelo VAR permitiu identificar que o PIB reage à alteração nas expectativas para o IPCA. Nesse sentido, o Hiato do PIB seguiu como variável explicativa e sofrendo os efeitos da oscilação da taxa de juros, via tomada de decisão olhando para a expectativa do IPCA, uma vez que a taxa de juros interfere diretamente no Hiato do PIB, por conter a demanda. Foi possível identificar,

relacionando com os outros trabalhos empíricos que, no primeiro momento (2003 até 2012), a política monetária foi bastante eficiente, levando em consideração as expectativas, apontando que o Hiato do PIB não teria relação nas decisões; enquanto que, no segundo momento (2011 até 2016), diferente do que vinha sendo seguido desde de 1999, com mais rigor a partir de 2003, passa a ignorar todas as expectativas racionais na formação de preços, considerando apenas o Hiato do PIB.

REFERÊNCIAS

ABRITA, M. B.; et al. **O crédito como mecanismo de transmissão da política monetária: aspectos teóricos e evidências empíricas para o Brasil**. Belo Horizonte: Nova Economia. v. 24, mai./ago. 2014. p. 18. Disponível em: <http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0103-63512014000200225> Acesso em: ago. 2018.

ALMEIDA, V.; FELIX, R. **Cálculo do produto potencial e do hiato do produto para a econômica portuguesa**. Boletim Econômico: Banco de Portugal, 2006. Disponível em: <<http://ftp.infoeuropa.euroid.pt/files/database/000037001-000038000/000037849.pdf>>. Acesso em: out. 2018.

ARAUJO, Carlos Hamilton Vasconcelos.; GUILLÉN, Osmani Teixeira de Carvalho. **Previsão de inflação com incerteza do hiato do produto no Brasil**. Brasília: Banco do Brasil, p. 18, 2008.

BALBINO, Christian Eduardo; COLLA, Ernesto; TELES, Vladimir Kuhl. **A Política Monetária Brasileira sob o Regime de Metas de Inflação**. Rio de Janeiro: FGV-EESP, p. 14, 2011. Disponível em: <<http://bibliotecadigital.fgv.br/ojs/index.php/rbe/article/viewFile/1119/2199>> Acesso em: nov. 2017.

BARBOSA, F. H.; CAMÊLO, F. D.; JOÃO, I. C. **A taxa de juros natural e a Regra de Taylor no Brasil: 2003-2015**. Revista Brasileira de Economia, Rio de Janeiro v. 70, n.4, out/dez.2016, p. 19. Disponível em: <<http://www.scielo.br/pdf/rbe/v70n4/0034-7140-rbe-70-04-0399.pdf>>. Acesso em: ago. 2018.

BARBOZA, R. M. **Taxa de juros e mecanismos de transmissão da política monetária no Brasil**. São Paulo: Revista de Economia Política, v. 35, nº 1, jan/mar. 2015, p. 23. Disponível em: <http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0101-31572015000100133>. Acesso em: ago. 2018.

BERTOLDI, Ariana. **A eficiência das regras de política monetária nos bancos centrais dos Estados Unidos, do Japão e da União Europeia, a partir da década de 1990**. 2009. 106 f. Dissertação (Mestrado) - Curso de Economia, Universidade do Vale do Rio dos Sinos, São Leopoldo, 2009. Disponível em: <<http://www.repositorio.jesuita.org.br/bitstream/handle/UNISINOS/2772/AdrianaBertoIdiEconomia.pdf?sequence=1&isAllowed=y>>. Acesso em: ago. 2018.

BUENO, Rodrigo de Losso da Silveira. **Taylor Rule in Brazil**. Relatório jul. 2009. São Paulo: FGV, p. 23, 2009. Disponível em: <http://bibliotecadigital.fgv.br/dspace/bitstream/handle/10438/13435/Rel072009_0.pdf?sequence=1&isAllowed=y>. Acesso em: out. 2018.

CANTELMO, Narjara Fonseca; FERREIRA, Daniel Furtado. **Desempenho de teste de normalidade multivariados avaliado por simulação Monte Carlo**. Revista

Ciência Agrotec, v. 31, n. 6, p. 1630-1636, nov/dez. 2007. Disponível em: <https://www.researchgate.net/profile/Daniel_Ferreira15/publication/262445993_Monte_Carlo_evaluation_of_the_performance_of_multivariate_normality_tests/links/544e2e2c0cf26dda088e5d79/Monte-Carlo-evaluation-of-the-performance-of-multivariate-normality-tests.pdf>. Acesso em: nov. 2018.

CARNEIRO, Ricardo. **Desenvolvimento em crise: a economia brasileira no último quarto do século XX**. São Paulo: UNESP, 2002. p. 423. (Economia Contemporânea) ISBN 8571394040.

CARRARA, Anieli Fagundes; CORREA, André Luiz. **O Regime de Metas de Inflação no Brasil: Uma análise empírica do IPCA**. Revista Economia Contemporânea, Rio de Janeiro, v.16, n.3, p. 441-462, set-dez, 2012. Disponível em: <<http://www.scielo.br/pdf/rec/v16n3/a04v16n3.pdf>>. Acesso em: out. 2018.

CASTRO JÚNIOR, Francisco Henrique Figueiredo de. **Apreçamento de ativos com assimetria e curtos: Um teste de comomentos com dados em painel**. 2008. 164 f. Tese (Doutorado) - Curso de Administração, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade/USP, São Paulo, 2008. Disponível em: <<http://www.teses.usp.br/teses/disponiveis/12/12139/tde-13082008-114812/en.php>> Acesso em: Novembro\2018.

CORREIA, Fernando Motta; AMARAL, Rafael Quevedo do. **Política monetária e a determinação da função reação do Banco Central brasileiro**. João Pessoa: UFPB, p. 38, 2008.

DIEESE. **O câmbio e suas influências na economia**. São Paulo: DIEESE. Nota técnica nº 24 de maio de 2006. p. 9. Disponível em: <<https://www.dieese.org.br/notatecnica/2006/notatec24cambio.pdf>> Acesso em: Outubro\2017.

FERREIRA, P. C.; GONDIN, J. L.; MATTOS, D. M. **Métodos de ajuste sazonal para séries de de Business Tendency: um estudo de caso para a Sondagem da Indústria utilizando o método X13-ARIMA-SEATS (Notas Técnicas)**. Fundação Getúlio Vargas. Rio de Janeiro: FGV\IBRE, p. 41, 2015. Disponível em: <https://www.researchgate.net/publication/272175187_Metodos_de_ajuste_sazonal_para_series_de_Business_Tendency_um_estudo_de_caso_para_a_Sondagem_da_Industria_utilizando_o_metodo_X13-ARIMA-SEATS> Acesso em: out. 2018.

FONSECA, M. W. **Mecanismos de transmissão da política monetária no Brasil: uma análise pós-regime de metas de inflação**. Curitiba: PPGDE\UFPR. 2008, p. 240. Disponível em: <<http://www.economia.ufpr.br/Teses%20Doutorado/MARCOS%20WAGNER%20DA%20FONSECA.pdf>> Acesso em: set. 2018.

GIL, Antonio C. **Métodos e técnicas de pesquisa social**. 6. ed. São Paulo: Atlas, 2010.

GUGEL J. C. **Metas de Inflação: Evidências Teóricas e Empíricas aplicadas no**

caso Brasileiro. Trabalho de conclusão (Curso de Graduação em Ciências Econômicas), Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal do Rio Grande do Sul Rio Grande do Sul, p. 80, 2015. Disponível em: <<http://www.lume.ufrgs.br/bitstream/handle/10183/140365/000986577.pdf?sequence=1>>. Acesso em: out. 2018.

GUJARATI, D. N. **Econometria básica**. 5.ed. Rio de Janeiro: Elsevier, p. 924, 2011.

HAGGARD, Stephan; KAUFMAN, Robert. **O estado no início e na consolidação da reforma orientada para o mercado**. In: SOLA, Lourdes (Org.). 133 Estado, mercado e democracia: política e economia comparadas. Rio de Janeiro: Paz e terra, p. 391-421, 1993. Disponível em: <[https://books.google.com.br/books?id=I7tx8bBkxXcC&pg=PA161&lpq=PA161&dq=HAGGARD,+Stephan;+KAUFMANN,+Robert.O+estado+no+início+e+na+consolida%C3%A7%C3%A3o+da+reforma+orientada+para+o+mercado.+In:+SOLA,+Lourdes+\(Org.\)&source=bl&ots=9z972Du6tr&sig=hTCI2gLrb-QncfZ0ARCY1T0ZJ_Q&hl=pt-BR&sa=X&ved=2ahUKEwjeneHg1freAhWKIJAKHV7KCplQ6AEwAnoECAgQAQ#v=onepage&q=HAGGARD%2C%20Stephan%3B%20KAUFMANN%2C%20Robert.O%20estado%20no%20início%20e%20na%20consolida%C3%A7%C3%A3o%20da%20reforma%20orientada%20para%20o%20mercado.%20In%3A%20SOLA%2C%20Lourdes%20\(Org.\)&f=false](https://books.google.com.br/books?id=I7tx8bBkxXcC&pg=PA161&lpq=PA161&dq=HAGGARD,+Stephan;+KAUFMANN,+Robert.O+estado+no+início+e+na+consolida%C3%A7%C3%A3o+da+reforma+orientada+para+o+mercado.+In:+SOLA,+Lourdes+(Org.)&source=bl&ots=9z972Du6tr&sig=hTCI2gLrb-QncfZ0ARCY1T0ZJ_Q&hl=pt-BR&sa=X&ved=2ahUKEwjeneHg1freAhWKIJAKHV7KCplQ6AEwAnoECAgQAQ#v=onepage&q=HAGGARD%2C%20Stephan%3B%20KAUFMANN%2C%20Robert.O%20estado%20no%20início%20e%20na%20consolida%C3%A7%C3%A3o%20da%20reforma%20orientada%20para%20o%20mercado.%20In%3A%20SOLA%2C%20Lourdes%20(Org.)&f=false)> Acesso em: Novembro\2018.

JESUS, Cleiton Silva de; LOPES, Thiago Henrique Carneiro Rios. **Função de reação da política monetária: o caso do Brasil**. Fortaleza: Banco do Nordeste (BNB), p. 14, 2016. Disponível em: <<https://www.bnb.gov.br/documents/160445/2051679/FUN%C3%87%C3%83O+DE+REA%C3%87%C3%83O+DA+POL%C3%8DTICA+MONET%C3%81RIA.pdf/061e6cfd-454b-a70c-987b-459f1698af1a>> Acesso em: nov. 2017.

JARQUE, Carlos M.; BERA, Anil K. **Efficient tests for normality, homoscedasticity and serial independence of regression**. North-Holland: Economics Letters, nº 6, p. 255-259, 1980. Disponível em: <<https://pdfs.semanticscholar.org/8314/ae1ebfa961eb6e7ff3574c96295bdeacc7a.pdf>> Acesso em: nov. 2018.

KYDLAND, F.; PRESCOTT, E.C. **Rules rather than discretion: The inconsistency of optimal plans**. Journal of Political Economy, v. 85, n. 3, p. 473-492, 1977. Disponível em: <<http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.603.6853&rep=rep1&type=pdf>> Acesso em: out. 2018.

LEIDERMANN, Leonardo; SVENSSON, Lars (Ed.). **Inflation targets**. Londres: CEPR.

LUCAMBIO, Fernando. **Diferentes testes para verificar normalidade de uma amostra aleatória**. Curitiba: Departamento de Estatística/UFPR, p. 5, mai. 2008.. Disponível em: <https://docs.ufpr.br/~lucambio/CE225/2S2009/Normal_test.pdf>. Acesso em: out. 2018..

MAIA, Alexandre Gori. **Econometria: conceitos e aplicações**. São Paulo: Editora Sant Paul, Aula 12 e 13 - Cap. 13: Auto correlação, 2017. Disponível em: <<http://www4.eco.unicamp.br/docentes/gori/index.php/105-menu-principal/304-econometria-i>>. Acesso em: out. 2018.

MEDEIROS, C. A. **A influência do salário mínimo sobre a taxa de salários no Brasil na última década**. Campinas: Revista Economia e Sociedade, Unicamp, 2015, p. 30. Disponível em: <<http://www.scielo.br/pdf/ecos/v24n2/0104-0618-ecos-24-02-00263.pdf>>. Acesso em: out. 2017.

MEDEIROS, O.R.; DOORNIK, B.F.N.V.; OLIVEIRA, G.R. **Modelando e estimando as demonstrações financeiras de uma empresa com o modelo VAR – VECM**. Brazilian Business Review, Vitória, v. 8, n.3, p. 21, 2011. ISSN 1807-734X. Disponível em: <http://repositorio.unb.br/bitstream/10482/14580/1/ARTIGO_ModelandoEstimandoDemonstracoes.pdf>. Acesso em: out. 2018.

MENDONÇA, Helder Ferreira de. **Mecanismos de transmissão monetária e a determinação da taxa de juros: Uma aplicação da Regra de Taylor ao caso brasileiro**. Campinas: Economia e Sociedade, p. 19, 2001.

MINELLA, et al. **Inflation targeting in Brazil: constructing credibility under exchange rate volatility**. Working Paper Series, Brasília, n. 77. 2003

MOHANTTY; M. S.; KLAU, M. **Monetary policy rules in emerging market economies: issues and evidence**. Banking of International Settlements. Working Papers, nº149. 2004.

MUINHOS, Marcelo Kfoury; ALVES, Sérgio Afonso Lago. **Modelo macroeconômico de médio porte para a economia brasileira**. Relatório de Inflação. Brasília: Banco Central, p. 4, 2002.

OLIVEIRA, Giuliano Contento de. **Regime de metas de inflação: algumas lições a partir da experiência internacional**. Curitiba: UFPR: Revista Economia e Tecnologia. Ano 02, Vol. 5, abril/junho. p. 14, 2006. Disponível em: <www.eco.unicamp.br/docprod/downarq.php?id=3286&tp=a> Acesso em: setembro\2018.

OLIVEIRA, G.; TUROLLA, F. **Política econômica do segundo governo FHC: mudança em condições adversas**. Revista Tempo Social, São Paulo, v. 15, n.2, 2003, p. 23. Disponível em: <http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0103-20702003000200008>. Acesso em: out. 2017.

OREIRO, José Luis. **Muito além do tripé: proposta de um novo regime de política macroeconômica para dobrar a renda per capita em 20 anos**. São Paulo: Seminário Indústria e Desenvolvimento Produtivo no Brasil. ESSP\IBRE, 2014, p. 32. Disponível em: <https://www.researchgate.net/profile/Joseluis_Oreiro/publication/272829706_Muito_alem_do_tripé_proposta_de_um_novo_regime_de_politica_macroeconomica_para>

dobrar_a_renda_per-capita_em_20_anos/links/54f0dcce0cf2f9e34efd1c98.pdf>. Acesso em: set. 2018.

PALHUCA, L; CANDIDO, V. **A Regra (de Taylor) é clara**. 2015. Disponível em: <<http://terraoeconomico.com.br/a-regra-de-taylor-e-clara>> Acesso em: Outubro/2017.

PEREIRA, Thiago Rabelo; CARVALHO, Alexandre. **Desvalorização cambial e seu impacto sobre os custos e preços industriais no Brasil: uma análise dos efeitos de encadeamento nos setores produtivos**. Brasília: IPEA, 2000, p. 28. Disponível em: <http://ipea.gov.br/agencia/images/stories/PDFs/TDs/td_0711.pdf>. Acesso em: out. 2017.

RODRIGUES, Wellington Gonçalves; MORI, Rogério. **Mudanças de regime na função de reação do Banco Central do Brasil: Uma abordagem utilizando Markow Regime Switching**. Florianópolis: ANPEC, p. 20, 2015. Disponível em: <https://www.anpec.org.br/encontro/2015/submissao/files_/i4-d50cb592039b2d1325a68c90b4768ed2.pdf>. Acesso em: nov. 2017.

ROGOFF, Kenneth. **The Optmal Degree Of Commitment To Na Intermediate Monetary Target**. The Quarterly Journal of Economics, November 1985, p. 21. Disponível em: <https://scholar.harvard.edu/files/rogoff/files/51_qje85.pdf > Acesso em: set. 2018.

ROSSI, J. **O modelo monetário de determinação da taxa de câmbio: testes para o Brasil**. Pesquisa e Planejamento Econômico. 1996.

SERIGATI, Felipe; POSSAMAI, Roberta. **Preços: inflação de demanda**. Mercado & Negócios: Agroanalysis, p. 13-15, 2014.

SIMS, Cristopher A. **Macroeconomics and reality**. Econometrica. Economic Society, v. 48, n. 1, jan. 1980. p. 1-48.

SOARES, Fernando Antônio Ribeiro. **Da formação às fases da âncora cambial no Brasil: uma perspectiva histórica do Plano Real**. Revista Economia e Desenvolvimento, Recife, v.9, n.1, p.48, 2010.

SOARES, João José Silveira; BARBOSA, Fenando de Holanda. **Regra de Taylor no Brasil: 1999-2005**. Salvador: ANPEC: XXXIV Encontro Nacional de Economia. p. 19, 2006.

SOUZA, F. E. **A política de câmbio do Plano Real (1994-1998): especificidades da âncora brasileira**. Revista de Economia Contemporânea, Rio de Janeiro, n. 5, jan-jul. 1999.

TAYLOR, John B. **Discretion versus policy rules in practice**. North-Holland: Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 39. p. 195-2014, 1993. Disponível em: <https://web.stanford.edu/~johntayl/Onlinepaperscombinedbyyear/1993/Discretion_versus_Policy_Rules_in_Practice.pdf> Acesso em: out. 2018.

APÉNDICE(S)

APÊNDICE A: testes de raiz unitária Dickey-Fuller aumentado.

| | | |
|---|-------------|-----------|
| Null Hypothesis: SELIC_12M_BACEN has a unit root | | |
| Exogenous: Constant | | |
| Lag Length: 4 (Automatic - based on SIC, maxlag=13) | | |
| | t-Statistic | Prob.* |
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -3.591775 | 0.0069 |
| Test critical values: | 1% level | -3.470679 |
| | 5% level | -2.879155 |
| | 10% level | -2.576241 |
| *MacKinnon (1996) one-sided p-values. | | |

| | | |
|---|-------------|-----------|
| Null Hypothesis: IPCA_ACUM12M has a unit root | | |
| Exogenous: Constant | | |
| Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=13) | | |
| | t-Statistic | Prob.* |
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -4.429104 | 0.0004 |
| Test critical values: | 1% level | -3.469933 |
| | 5% level | -2.878829 |
| | 10% level | -2.576067 |
| *MacKinnon (1996) one-sided p-values. | | |

| | | |
|---|-------------|-----------|
| Null Hypothesis: HIATO_PIB has a unit root | | |
| Exogenous: Constant | | |
| Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=13) | | |
| | t-Statistic | Prob.* |
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -4.170055 | 0.0010 |
| Test critical values: | 1% level | -3.470179 |
| | 5% level | -2.878937 |
| | 10% level | -2.576124 |
| *MacKinnon (1996) one-sided p-values. | | |

| | | |
|---|-------------|-----------|
| Null Hypothesis: EXPEC_IPCA has a unit root | | |
| Exogenous: Constant | | |
| Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=13) | | |
| | t-Statistic | Prob.* |
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -5.024246 | 0.0000 |
| Test critical values: | 1% level | -3.469933 |
| | 5% level | -2.878829 |
| | 10% level | -2.576067 |
| *MacKinnon (1996) one-sided p-values. | | |

APÊNDICE B: regressão VAR (5).

| Vector Autoregression Estimates | | | | |
|--|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|
| Date: 10/13/18 Time: 13:57 | | | | |
| Sample (adjusted): 2003M06 2016M12 | | | | |
| Included observations: 163 after adjustments | | | | |
| Standard errors in () & t-statistics in [] | | | | |
| | HIATO_PIB | IPCA_ACUM12 M | EXPEC_IPCA | SELIC_12M_B ACEN |
| HIATO_PIB(-1) | 0.334149 (0.08773) [3.80863] | -0.001829 (0.00504) [-0.36309] | -0.000127 (0.00393) [-0.03237] | 0.002287 (0.00344) [0.66490] |
| HIATO_PIB(-2) | 0.086022 (0.08851) [0.97188] | 0.005720 (0.00508) [1.12588] | 0.007016 (0.00396) [1.77110] | 0.008474 (0.00347) [2.44249] |
| HIATO_PIB(-3) | 0.228271 (0.09194) [2.48293] | -0.013075 (0.00528) [-2.47774] | -0.003346 (0.00411) [-0.81328] | -0.003680 (0.00360) [-1.02102] |
| HIATO_PIB(-4) | -0.226765 (0.09491) [-2.38927] | 0.003097 (0.00545) [0.56843] | 0.000926 (0.00425) [0.21807] | -0.005954 (0.00372) [-1.60047] |
| HIATO_PIB(-5) | 0.075835 (0.09187) [0.82549] | -0.004097 (0.00527) [-0.77689] | -0.003381 (0.00411) [-0.82240] | 0.002044 (0.00360) [0.56759] |
| IPCA_ACUM12M(-1) | -1.254536 (1.61032) [-0.77906] | 1.303014 (0.09243) [14.0969] | -0.096568 (0.07207) [-1.33993] | 0.061308 (0.06312) [0.97126] |
| IPCA_ACUM12M(-2) | 2.232467 (2.74624) [0.81292] | -0.506221 (0.15764) [-3.21135] | 0.056280 (0.12291) [0.45791] | -0.081902 (0.10765) [-0.76083] |
| IPCA_ACUM12M(-3) | -4.189202 (2.82237) [-1.48428] | 0.065398 (0.16201) [0.40368] | 0.061065 (0.12631) [0.48343] | -0.087706 (0.11063) [-0.79276] |
| IPCA_ACUM12M(-4) | 3.896099 (2.57819) [1.51118] | 0.148034 (0.14799) [1.00030] | -0.013214 (0.11539) [-0.11452] | 0.212289 (0.10106) [2.10058] |
| IPCA_ACUM12M(-5) | -0.856941 (1.34339) [-0.63789] | -0.144911 (0.07711) [-1.87925] | 0.001688 (0.06012) [0.02808] | -0.111173 (0.05266) [-2.11118] |
| EXPEC_IPCA(-1) | 4.065097 (2.10090) [1.93493] | 0.377089 (0.12059) [3.12697] | 1.330724 (0.09403) [14.1528] | -0.025089 (0.08235) [-0.30466] |
| EXPEC_IPCA(-2) | -4.408986 (3.27488) [-1.34630] | -0.460089 (0.18798) [-2.44755] | -0.562840 (0.14657) [-3.84015] | 0.273201 (0.12837) [2.12821] |
| EXPEC_IPCA(-3) | -0.007461 (3.42639) | 0.181129 (0.19668) | 0.222740 (0.15335) | -0.144206 (0.13431) |

APÊNDICE B: regressão VAR (5) (continuação)..

| | | | | |
|---|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|
| | [-0.00218] | [0.92095] | [1.45252] | [-1.07368] |
| EXPEC_IPCA(-4) | 2.050676 (3.28799) [0.62369] | -0.070870 (0.18873) [-0.37551] | -0.025513 (0.14715) [-0.17337] | 0.044898 (0.12889) [0.34835] |
| EXPEC_IPCA(-5) | -1.331525 (2.02949) [-0.65609] | 0.156429 (0.11649) [1.34282] | -0.035809 (0.09083) [-0.39425] | -0.114970 (0.07955) [-1.44519] |
| SELIC_12M_BACEN(-1) | 1.769177 (2.02175) [0.87507] | -0.070221 (0.11605) [-0.60510] | -0.002855 (0.09048) [-0.03155] | 1.777619 (0.07925) [22.4305] |
| SELIC_12M_BACEN(-2) | -2.670391 (4.05554) [-0.65845] | 0.414088 (0.23279) [1.77881] | 0.005810 (0.18151) [0.03201] | -0.844024 (0.15897) [-5.30925] |
| SELIC_12M_BACEN(-3) | 1.685238 (4.31895) [0.39020] | -0.441680 (0.24791) [-1.78162] | 0.062787 (0.19329) [0.32483] | 0.229937 (0.16930) [1.35818] |
| SELIC_12M_BACEN(-4) | 0.315183 (3.98401) [0.07911] | 0.225986 (0.22868) [0.98820] | -0.089912 (0.17830) [-0.50427] | -0.386037 (0.15617) [-2.47193] |
| SELIC_12M_BACEN(-5) | -1.057064 (1.97699) [-0.53468] | -0.122246 (0.11348) [-1.07725] | 0.008092 (0.08848) [0.09146] | 0.216884 (0.07750) [2.79867] |
| C | -1.209408 (3.99418) [-0.30279] | -0.216230 (0.22927) [-0.94314] | 0.513517 (0.17876) [2.87268] | -0.070975 (0.15657) [-0.45332] |
| R-squared | 0.341856 | 0.986513 | 0.946349 | 0.997509 |
| Adj. R-squared | 0.249160 | 0.984613 | 0.938793 | 0.997158 |
| Sum sq. resids | 3575.578 | 11.78084 | 7.161882 | 5.494024 |
| S.E. equation | 5.017980 | 0.288034 | 0.224579 | 0.196699 |
| F-statistic | 3.687917 | 519.3141 | 125.2375 | 2842.895 |
| Log likelihood | -482.9697 | -17.16400 | 23.39868 | 45.00529 |
| Akaike AIC | 6.183678 | 0.468270 | -0.029432 | -0.294543 |
| Schwarz SC | 6.582259 | 0.866851 | 0.369150 | 0.104038 |
| Mean dependent | -0.053239 | 6.428578 | 5.333190 | 12.81595 |
| S.D. dependent | 5.791023 | 2.322016 | 0.907754 | 3.689612 |
| Determinant resid covariance (dof adj.) | | 0.002961 | | |
| Determinant resid covariance | | 0.001705 | | |
| Log likelihood | | -405.6629 | | |
| Akaike information criterion | | 6.008134 | | |
| Schwarz criterion | | 7.602459 | | |

APÊNDICE C: Teste Breusch-Godfrey de autocorrelação dos resíduos.

| Lags | LM-Stat | Prob |
|------|----------|--------|
| 1 | 22.59774 | 0.1249 |
| 2 | 25.69732 | 0.0584 |
| 3 | 23.37440 | 0.1041 |
| 4 | 11.58373 | 0.7721 |
| 5 | 13.88465 | 0.6073 |
| 6 | 12.68424 | 0.6957 |
| 7 | 14.04912 | 0.5951 |
| 8 | 7.472229 | 0.9631 |
| 9 | 15.79715 | 0.4672 |
| 10 | 21.30071 | 0.1672 |
| 11 | 18.73527 | 0.2826 |
| 12 | 47.70994 | 0.0001 |

Probs from chi-square with 16 df.