

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

**HUGO SZMIDT NETO**

**POLÍTICA MONETÁRIA E ESTIMAÇÃO DE UMA REGRA DE TAYLOR PARA O  
BRASIL (2000-2014)**

**Porto Alegre**

**2015**

**HUGO SZMIDT NETO**

**POLÍTICA MONETÁRIA E ESTIMAÇÃO DE UMA REGRA DE TAYLOR PARA O  
BRASIL (2000-2014)**

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

Orientador: Prof. Dr. Marcelo Savino Portugal

**Porto Alegre**

**2015**

**HUGO SZMIDT NETO**

**POLÍTICA MONETÁRIA E ESTIMAÇÃO DE UMA REGRA DE TAYLOR PARA O  
BRASIL (2000-2014)**

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

Aprovada em: Porto Alegre, \_\_\_\_ de \_\_\_\_ de 2015.

BANCA EXAMINADORA:

---

Prof. Dr. Marcelo Savino Portugal – Orientador  
UFRGS

---

Prof. Dr. João Fróis Caldeira  
UFRGS

---

Prof. Dr. Ronald Otto Hillbrecht  
UFRGS

## **AGRADECIMENTOS**

Agradeço primeiramente ao professor e orientador Marcelo S. Portugal, pelos ensinamentos dentro e fora da sala de aula, que fizeram e permitiram parte importante do meu aprendizado. Agradeço também ao professor Jorge Paulo Araújo, outro grande professor, com o qual mais fiz cadeiras durante a graduação.

Agradeço aos grandes amigos, Andrei Carvalho, Eduardo Bourscheidt, Maurício Menezes e Thomas Souza, que sempre estiveram comigo, e com os quais posso contar para tudo.

Agradeço aos amigos da faculdade ou não: do antigo NAPE, das turmas de mestrado, colegas de trabalho, de moradia, colegas, ex-colegas e as parcerias para o trem, pessoas importantes que fazem parte da minha vida.

Agradeços aos já mestrados Daiane Zanon, Guilherme Morlin e Júlia Kraemer pela parceria de, de manhã cedo, incluindo as frias manhãs das férias de inverno, estudar para o exame da ANPEC.

E, finalmente, agradeço aos meus pais, meus incentivadores e apoiadores, que merecem muito esse momento de alegria.

*“Inflation is just like alcoholism, in both cases, when you start drinking or when you start printing too much money. The good effects come first; the bad effects only come later. That's why, in both cases, there is a strong temptation to overdo it, to drink too much and to print too much money. When it comes to the cure, it's the other way around, when you stop drinking or when you stop printing money the bad effects come first and the good effects only come later. That's why it's so hard to persist with the cure.”*

(Milton Friedman)

## RESUMO

O presente trabalho se propõe a estimar uma Regra de Taylor sub-ótima para o Brasil no período que vai de 2000 até 2014, sendo esses os anos que tiveram, por inteiro, a política monetária executada no chamado Regime de Metas de Inflação. O trabalho também trata da política monetária internacional com intuito de apresentar um pouco da sua evolução no tempo, focando no surgimento e adoção desse regime em alguns países, juntamente com sua justificativa teórica. Além disso, é feita uma análise pouco mais minuciosa da política monetária brasileira no mesmo período, relatando o comportamento das principais variáveis utilizadas.

**Palavras-chave:** Política Monetária. Regra de Taylor. Inflação. Taxa de Juros.

## **ABSTRACT**

The present work try to estimate a suboptimal Taylor rule for Brazil in the period of 2000 to 2014, being those years the ones which had an entirely executed monetary policy called Inflation Targeting. This work deals with international monetary policy intending to present a little about its evolution over time, focusing on the rise and adoption of this regime in some countries, with its theoretical justification. Furthermore, an analysis is made about the Brazilian monetary policy in the same period, reporting the behavior of the main variables used.

**Keywords:** Monetary Policy. Taylor Rule. Inflation. Interest Rate.

## LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1-FED Funds Rate e Regra de Taylor para os EUA.....	14
Gráfico 2– IPCA Ac. 12 Meses (Março de 1999 - Maio de 2015) .....	26
Gráfico 3- Selic Meta (Março de 1999- Maio de 2015).....	29
Gráfico 4- Expectativa de Inflação para 2002, 2003 e 2004 .....	31
Gráfico 5– Taxa SELIC Meta (2002-2003).....	31
Gráfico 6- IPCA Livres e Monitorados – Variação Ac. 12 Meses.....	32
Gráfico 7- IPCA Acumulado em 12 meses (Var. %) .....	34
Gráfico 8 - Modelo VIII, SELIC e Resíduos.....	60



## LISTA DE TABELAS

Tabela 1– Teste ADF.....	48
Tabela 2- Modelo I.....	50
Tabela 3- Modelo II.....	51
Tabela 4- Modelo III.....	52
Tabela 5 - Modelo IV.....	52
Tabela 6 - Modelo V.....	53
Tabela 7 - Modelo VI.....	54
Tabela 8 - Modelo VII.....	55
Tabela 9- Modelo VIII.....	56
Tabela 10- Modelo IX.....	57
Tabela 11- Modelo X.....	57

## SUMÁRIO

<b>1 INTRODUÇÃO .....</b>	<b>11</b>
<b>2 REGRA DE TAYLOR, INFLAÇÃO E POLÍTICA MONETÁRIA MUNDIAL .....</b>	<b>13</b>
<b>2.1 Regra de Taylor .....</b>	<b>13</b>
<b>2.2 Inflação e Política Monetária Mundial .....</b>	<b>15</b>
<b>2.3 Política Monetária e Combate à Inflação no Brasil.....</b>	<b>23</b>
<b>3 EXPLICAÇÃO DO MODELO .....</b>	<b>35</b>
<b>3.1 Séries Temporais.....</b>	<b>35</b>
3.1.1 Processos Auto-Regressivos AR(p) .....	37
3.1.2 Processo de Médias Móveis MA(q) .....	38
3.1.3 Processo ARIMA (p,d,q).....	39
3.1.4 Critério de Informação .....	41
3.1.5 Teste Dickey Fuller (DF) e Teste Dickey Fuller Aumentado (ADF).....	41
3.1.6 FAC, FACP, Ljung Box, LM e ARCH-LM.....	43
<b>3.2 Filtro Hodrick-Prescott .....</b>	<b>44</b>
<b>3.3 Séries utilizadas.....</b>	<b>45</b>
<b>4 ESTIMAÇÃO DO MODELO .....</b>	<b>48</b>
<b>5 CONSIDERAÇÕES FINAIS.....</b>	<b>58</b>
<b>REFERÊNCIAS .....</b>	<b>61</b>

## 1 INTRODUÇÃO

Diversos países implementaram o chamado Regime de Metas de Inflação na década de 1990. Criado na Nova Zelândia foi adotado pelo Brasil em 1999, alterando a forma de executar a política monetária nacional. Esse regime foi tema de discussão para diversos autores importantes, dentre eles Mishkin e Ben Bernanke, ex-presidente do Federal Reserve.

O objetivo principal do trabalho é investigar se a política monetária brasileira responde as variáveis macroeconômicas seguindo uma Regra de Taylor, criada por John Taylor em 1993 no *paper Discretion Policy Rules in Practice*, que compara a taxa de juros, o principal instrumento de combate à inflação desse regime, com diferenças de inflação da sua meta e do produto com relação ao produto potencial.

O Banco Central Brasileiro teve três presidentes no período estudado, sendo eles, em ordem cronológica, Armínio Fraga (2000-2002), Henrique Meirelles (2003-2010) e Alexandre Tombini (2011-2014). Assim, também investigamos se no mandato de cada um deles a política monetária foi executada de maneira diferente. Partimos do pressuposto de que podemos encontrar uma regra de Taylor sub-ótima para representar a taxa SELIC anualizada, o que não implica que o Banco Central do Brasil aplica sua política com a regra encontrada, e que no mandato de cada presidente a política monetária diferiu dos demais.

A política monetária costuma ser alvo de debates, e o regime de metas de inflação não foge a regra. Adotado por muitos países, o trabalho pretende ser mais uma análise para esse debate. Como será mostrado, um dos pontos centrais desse regime é a credibilidade do banco central, que, se construída, pode tornar a economia mais estável e reduzir custos, como o da desinflação e do pagamento de juros, além de poder auxiliar no objetivo de estabilização dos preços, ou, pelo menos, da estabilização de sua taxa de crescimento.

A Regra de Taylor já foi remodelada para modelos melhores e mais complexos, como os não lineares, aplicados em *Interest rate setting and inflation targeting: Evidence of a nonlinear Taylor rule for the United Kingdom*, de Alan M. Taylor e Davradakis, 2006, por exemplo. Entretanto, Regras de Taylor simples também podem estimar bem o comportamento da política monetária, como afirmado por Judd e Rudebusch, em 1998, no *paper Taylor's rule and the Fed: 1970-1997*.

O estudo foi dividido em três capítulos, além da introdução. No primeiro deles, tratamos da Regra de Taylor original, da política monetária internacional, voltada para o Regime de Metas de Inflação, com justificativas teóricas e práticas para sua implementação, juntamente com suas diferentes características, além de tratar da política monetária brasileira, principalmente a partir de 1999, com uma análise mais minuciosa, mostrando e justificando o comportamento de algumas variáveis durante o período estudado. No segundo, apresentamos as fórmulas, os processos, os testes e as séries, ou seja, a metodologia utilizada para a estimação do modelo, apresentada no último capítulo do trabalho. Por fim concluimos o trabalho, apresentando os resultados obtidos.

## 2 REGRA DE TAYLOR, INFLAÇÃO E POLÍTICA MONETÁRIA MUNDIAL

A primeira parte do trabalho trata da Regra de Taylor e da política monetária mundial e brasileira, com apresentação voltada para o Regime de Metas de Inflação.

### 2.1 Regra de Taylor

Em 1993, o economista John Taylor escreveu o *artigo Discretion Policy Rules in Practice*, no qual argumenta sobre a longínqua discussão entre política monetária executada por regras e executadas de modo discricionário. Taylor é crítico em relação à política monetária discricionária, e apesar de não defender a utilização de regras simples para guiá-la acredita que há outras formas de incorporar o *rule-like behavior* no sistema. Analisando as variáveis que as autoridades monetárias deveriam observar para a condução da política:

The policy rules that focus on the exchange rate or policies that focus on money supply do not deliver as good a performance (measured in output and price variability) as policies that focus on the price level and real output directly. In other words, monetary policy rules in which the short-term interest rate instrument is raised by the monetary authorities if the price level and real income are above a target and is lowered if the price level and real income are below target, seem to work well. (JOHN TAYLOR, 1993, p. 200)

Este artigo não ficou famoso pelo seu objetivo ou por sua argumentação, mas sim pela, depois nomeada, Regra de Taylor, na qual o autor exemplificou, de forma simples, um modelo de como as variações na taxa de juros dos Estados Unidos, chamada de *Fed Funds Rate*, escolhidas pelo Banco Central dos Estados Unidos (FED), poderiam ser explicadas. A regra de Taylor, no *paper* original, foi definida como:

$$r = p + 0.5y + 0.5(p - 2) + 2 \quad (1)$$

$r$  é a taxa de juros nominal (*fed funds*);

$p$  é a taxa de inflação acumulada nos últimos quatro trimestres;

$y$  é a porcentagem do desvio do PIB real do alvo, isto é,

$$y = 100(Y - Y^*)/Y^* \quad (2)$$

$Y$  o PIB real, e,

$Y^*$  a tendência do PIB real dos Estados Unidos, que Taylor diz ser igual a 2,2 % ao ano para o período de 1984 até o terceiro trimestre de 1992.

A regra estima os fed funds pela variação do diferencial do PIB que realmente ocorreu em relação ao PIB potencial, multiplicado por um coeficiente que determina seu peso, pela diferença entre a inflação ocorrida e a meta da taxa de inflação e pela taxa natural de juros, que ocorreria mesmo se as diferenças citadas se anulassem.

Além da tendência da variação taxa do PIB, já citada, a taxa de juros de equilíbrio foi colocada como dois por cento, assim como a meta de inflação, enquanto os pesos para os diferenciais de inflação e produto foram colocados como iguais a 0,5, ou seja, diferenças iguais das metas de inflação e do PIB potencial dos valores realmente verificados teriam a mesma resposta no aumento (ou diminuição) dos juros. Estes pesos foram determinados pelo autor, e, para o período considerado, conseguiram aproximar muito bem a verdadeira taxa de juros nominal.

### Gráfico 1-FED Funds Rate e Regra de Taylor para os EUA

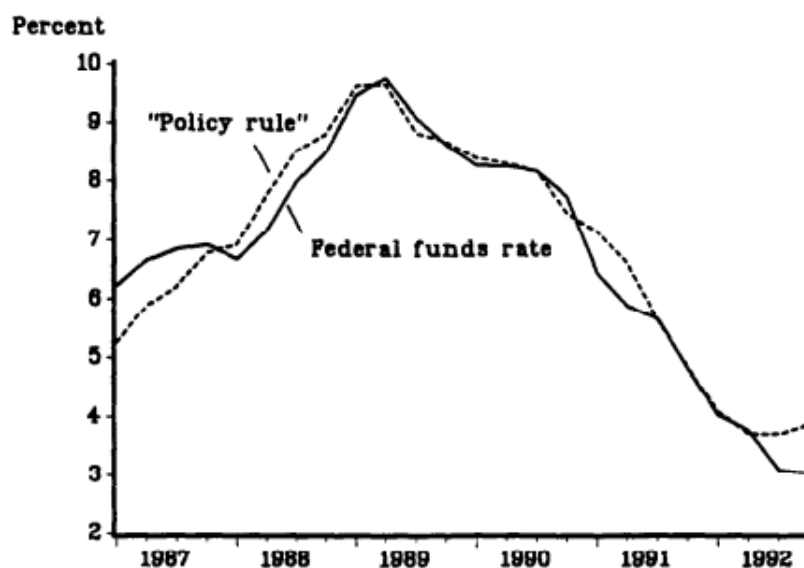


Figure 1. Federal funds rate and example policy rule.

Fonte: Discretion Policy Rules in Practice, John Taylor, 1993.

O autor não afirma qual das diferenças deveria ter peso maior na regra, sendo isso caso para estudos futuros. Entretanto, acredita que colocar pesos nessa equação para estimar a taxa de juros norte americana seria melhor que uma regra pura de preços.

Um dos valores presentes na regra de Taylor é a meta de inflação, que também é o nome de um regime de política monetária adotado por diversos países. A seguir, comentaremos alguns fatos e estudos sobre o desenvolvimento da política monetária no Mundo e, depois, no Brasil.

## **2.2 Inflação e Política Monetária Mundial**

A inflação é um dos aspectos econômicos que foi alvo de grande combate ideológico por diversos economistas, nos expondo diversas opiniões de como contê-la e de como esta se relaciona com outras variáveis. Algumas das principais questões que podem ser levantadas são quais variáveis devem ser utilizadas na atuação dos bancos centrais e o que estas (como a inflação e a política monetária) são capazes de influenciar, no curto e longo prazo, mostrando consistência lógica com as decisões políticas e econômicas tomadas.

Em Hayek (1979) foi tratada a importância da política monetária para definição de aumento ou diminuição do nível de emprego, principalmente relacionado ao longo prazo. Para o autor, fixar uma taxa de desemprego (no caso a de pleno emprego) é uma medida que tende a piorar a situação econômica em um prazo maior, já que os gastos fiscais para manter essa baixa taxa de desemprego podem induzir ao aumento da base monetária em um valor maior que o ideal (inflação), acarretando em sérios problemas econômicos.

Quanto maior a inflação (maior gasto) mais empregos serão criados no curto prazo, e estes seriam somente sustentáveis com um aumento daquela, ou seja, o processo inflacionário causaria a má distribuição da mão de obra. Os efeitos somente são visíveis depois que a inflação retorna ao nível inicial, causando desemprego ainda maior que o anterior à política expansionista, ou seja, caso o governo necessite de mais recursos para manter o pleno emprego, as soluções, logicamente, só podem ter como consequência aumento de preços, maior controle estatal (impostos) ou endividamento por parte do governo. Nesse trabalho pode-se tirar a conclusão que o *trade-off* entre inflação e desemprego não é considerado válido no longo prazo, pois grandes níveis inflacionários não criarão empregos para sempre. Os políticos, entretanto, precisam mostrar serviço no curto prazo e acabam por tomar medidas expansionistas em momentos inadequados. Assim, o pleno emprego não deveria ser o objetivo da política econômica (que poderia ser instável), mas o objetivo deveria ser o dinheiro estável, deixando o livre mercado agir na oferta e demanda por trabalho.

Friedman (1968) também se mostra cético em relação aos ideais pregados por keynesianos, criticando a ideia de que manter as taxas de juros baixas e estimular a demanda agregada e o investimento seria a política econômica ideal. Para ele, a política monetária tem diversas limitações, sendo que não deveria se atrelar as taxas de juros por mais que um período muito curto, e que não se pode, da mesma forma, atrelar a taxa de desemprego, o que pode ser colocado como uma crítica ao keynesianismo. No mesmo artigo, argumenta que uma expansão monetária aumentaria a taxa de juros no longo prazo, pois o crescimento da oferta de moeda inesperada aumentaria os gastos, logo a renda, tendo como consequência um aumento na demanda por empréstimos, que ocasionaria a elevação da taxa de juros. Além disso, o possível aumento dos preços decorrente da expansão monetária reduziria a quantidade real de moeda disponível, colaborando para este crescimento. Como exemplos empíricos para esse caso são citados países como Brasil, Chile e Estados Unidos.

No mesmo artigo, tratando do nível emprego como critério de política, argumenta que o motivo pelo qual este não se deve ser a variável de referência ocorre devido aos diferentes efeitos no curto e longo prazo cronológicos, o que também se aplica a taxa de juros. Com a introdução da taxa natural de desemprego (a qual revela não se saber o valor exato, e que esta é mutável e também determinada por políticas, como salário mínimo), ocorre que se o nível de emprego for tomado como base de política, o nível fixado estará abaixo ou acima da taxa natural, o que, de acordo com trabalhos do autor, teria de ser revertido com aumento ou diminuição de inflação permanentemente, supondo que a taxa natural de desemprego não mudasse, pois no curto prazo há o *trade-off* entre as variáveis. No longo prazo, entretanto, essa escolha não seria factível.

Outros autores, entretanto, discordam que uma inflação relativamente baixa, mas não tão reduzida, não tenha vantagens. Akerlof, Dickens e Perry (1996), partindo do pressuposto que os salários nominais são rígidos para baixo, concluem de que a inflação pode ajudar a regular o mercado de trabalho, já que a rigidez nominal poderia ser corrigida pelo aumento de preços.

A política monetária deve evitar ser a causa de grandes distúrbios econômicos, passar confiança sobre o provável futuro preço médio (que de preferência seja estável) e controlar distúrbios “especiais”, que podem ocorrer depois de guerras, por exemplo. Friedman, autor desse argumento, sugere que uma taxa de crescimento da oferta de moeda constante e moderada, que poderia evitar desequilíbrios inflacionários e deflacionários, já que considera a política discricionária insuficiente para atingir seus objetivos.



Bernanke e Mishkin (1997) tratam da busca pela melhor forma de execução da política monetária. Economistas debateram por muitos anos se a melhor forma de conduzi-la seria por regras, como taxas de crescimento de moeda ou padrão ouro, por exemplo, que servem de restrição para os políticos não tomarem medidas “de curto prazo”, ou discricionárias, flexíveis, que podem acomodar melhor choques externos e ser melhores para momentos de mudanças estruturais na economia. Essas formas de tratar a política monetária de maneira tão distinta foram parcialmente deixadas de lado pela adoção do regime de metas de inflação, que surgiu, de maneira formal, na Nova Zelândia, em março de 1990. Alguns economistas consideram esse novo regime mais relacionado a uma regra de política do que relacionado à discricionariedade, enquanto que para outros se pode considerar uma forma híbrida, já que, ela permite certa flexibilidade para lidar com circunstâncias inesperadas.

Algumas economias avançadas seguiram a ideia e empregaram esse regime, sendo que até 1993 Canadá (Fevereiro de 1991), Reino Unido (Outubro de 1992), Suécia (Janeiro de 1993), Finlândia (Fevereiro de 1993) e Austrália (1993) já o tinham adotado (MASSON; SAVASTANO; SHARMA, 1997).

O regime de metas de inflação pode ser definido como:

Inflation Targeting is a monetary policy strategy that encompasses five main elements: 1) the public announcement of medium-term numerical targets for inflation; 2) an institutional commitment to price stability as the primary goal of monetary policy, to which other goals are subordinated; 3) an information inclusive strategy in which many variables, and not just monetary aggregates or the exchange rate, are used for deciding the setting of policy instruments; 4) increased transparency of the monetary policy strategy through communication with the public and the markets about plans, objectives, and decisions of the monetary authorities; and 5) increased accountability of the central bank for attaining its inflation objectives. [...] it entails *much more* than a public announcement of numerical targets for inflation for the year ahead. This is important in the context of emerging markets` countries because many of them routinely reported numerical inflation targets or objectives as part of the government`s economic plan for the next year, and yet their monetary policy should not be characterized as inflation targeting, which requires the other four elements for it to be sustainable over the medium term. (MISHKIN, 2000, p.1-2).

Em outro *paper* são destacados os pilares de um regime de metas de inflação como “*absence of other nominal anchors, an institutional commitment to price stability, absence of fiscal dominance, policy instrument independence, and policy transparency and accountability.*” (MISHKIN, SCHMIDT-HEBBEL, 2001, p. 3). As últimas quatro características citadas servem para qualquer regime de política monetária, mas têm elevada importância nesse, já que seu ponto principal é a credibilidade, e essa é alcançada, também, através dos resultados obtidos e das

políticas que visam a meta estabelecida. Muitos países, no entanto, não cumpriram esses “pré-requisitos” quando estabeleceram uma meta inflacionária pela primeira vez, errando em fatos como o de manter metas para taxa cambial (como Chile e Israel), de ter baixa transparência ou de não publicar previsões inflacionárias. Não é possível alegar que os regimes de metas de inflação são cópias exatas uns dos outros, pois apresentam diferentes bandas (ou não as apresentam) e diferentes horizontes para convergência inflacionária, além de níveis de independência, transparência, comunicação, índices de preços, dentre outros, que tornam cada regime único (MISHKIN, SCHMIDT-HEBBEL, 2001).

Os mesmos choques externos têm diferentes respostas em diferentes economias, podendo requisitar políticas monetárias opostas devido à natureza (real ou de portfólio) e devido às mudanças macroeconômicas que causará. Assim, o Banco Central tem a tarefa de tomar decisões acertadas sobre cada choque de buscar as melhores regras para enfrentá-los. Por exemplo, um regime de metas que não tenha bandas para inflação e tenha um horizonte muito curto de convergência pode ser um problema para uma pequena economia aberta, na qual a alterações na taxa de câmbio modificam bastante os preços internos e exigem grandes custos para nova estabilização. Nesse caso, o Banco Central poderia alterar as variáveis citadas ou modificar o índice de inflação utilizado (utilizando somente o núcleo, por exemplo, com intuito de minimizar o choque externo). Entretanto, além de que pode ser prejudicial não considerar alimentos e energia, nos quais pessoas mais pobres gastam elevado percentual de sua renda, modificações nas regras podem ocasionar perda de credibilidade. O *lag* da política monetária em cada local também tem de ser levado em consideração para o estabelecimento das regras (MISHKIN, SCHMIDT-HEBBEL, 2001).

Apesar de diferenças entre eles, os Bancos Centrais têm de ser independentes, e isso implica possuir integralmente os mecanismos monetários para conter a inflação e o afastamento das questões políticas que visem somente o curto prazo, juntamente com a proibição de financiar déficits governamentais. (MISHKIN, 2004).

Bernanke e Mishkin (1997) relatam que um bom substituto para a fixação de um regime de metas de inflação seria o de ter como meta o PIB nominal. Entretanto, destacam algumas desvantagens que este teria em relação ao implementado mundialmente, dentre elas que as informações sobre o PIB nominal são mais suscetíveis a erro, têm menor frequência de divulgação e para o público têm entendimento mais complicado, até por ser confundível com o

PIB real, o que causa dificuldades para um regime que deveria buscar ser a maior transparência possível.

Uma das diferenças entre os regimes de meta de inflação adotados é o tipo de índice de inflação a ser utilizado. Além de cada um deles ter ponderações diferentes para os bens e serviços, há ainda a divisão entre índice de inflação inteiro (*headline index*) e índice de inflação sem considerar alimentos e energia (*core index*). Vários países fizeram opção diferente da brasileira, e acabaram por desconsiderar esses últimos dois itens. Apesar de que pessoas mais pobres sofrem mais com aumentos nos preços dos alimentos e da energia, países mais ricos têm menos problemas nessa diferença de mensuração da taxa inflacionária. O argumento utilizado para excluir esses bens e serviços da meta é que esses estão sujeitos a grande volatilidade nos preços, podendo ser causados por condições climáticas, por exemplo, como secas ou períodos com muitas chuvas, ocasionando grande variação nos seus valores finais, enquanto em favor de utilizar o índice cheio podemos citar que a cesta de consumo representa melhor o poder de compra da população, com mais bens e serviços. Países como Nova Zelândia, Austrália e Canadá utilizam o índice *core*, enquanto o Brasil utiliza o *headline index* (SILVA, PORTUGAL, 2001).

Apesar de ter sido criado na Nova Zelândia, o regime de metas de inflação foi rapidamente adotado pelo Chile no mesmo ano, em 1990, sendo o primeiro país emergente que o empregou (a taxa de inflação no Chile passava dos 20% ao ano). Em 1989, o país modificou a legislação do Banco Central, implementando características que viriam a ser cruciais para o regime de metas, como sua independência, além de tratar a inflação como dado macroeconômico mais relevante. Como outros pontos positivos, o país contava com uma política fiscal superavitária no início dos anos 90 e tinha boa supervisão e regulação bancárias. O Banco Central do Chile foi gradualmente reduzindo a meta, conseguindo um ótimo resultado de 3,5% de inflação anual no final da década (com taxa de crescimento média do PIB de 8% ao ano entre 1991 e 1997), sendo que, a partir de 1995, as bandas permitidas foram substituídas por uma meta inflacionária única. Entretanto, o Banco Central do Chile aumentou a taxa de juros em 1998 devido ao receio da flutuação da taxa de câmbio, o que acabou ocasionando uma recessão, inexistente há mais de 15 anos. O Banco Central do Chile ainda não apresentava um regime “completo”, já que não publicava relatórios de inflação e previsões. Apesar de ter iniciado em 1990, o país teve até 1999 a taxa de câmbio fixada com bandas, o que ocasionou a adoção “total” do regime ocorrer depois da brasileira (MISHKIN, 2004). “*Most of the developed countries*

*adopted inflation targeting between 1990 and 1993, whereas the majority of the developing countries adopted it from 1998 onward*” (FRAGA; GOLDFAJN; MINELLA, 2003, p. 369).

O regime de metas de inflação por si não impede constitucionalmente o país de ter outros objetivos, como perseguir uma taxa de câmbio, seja uma meta ou uma medida temporária. Entretanto, um dos pontos do regime é a construção de credibilidade, e ter mais do que um objetivo não aparenta ser muito crível: como afirmar qual meta será perseguida em caso de confronto entre variáveis? (SILVA, PORTUGAL, 2001).

Muitos países desenvolvidos adotaram o regime de metas de inflação, mas esse não foi o caso dos Estados Unidos. Apesar de não ter o mecanismo formal deste regime, diversos autores colocam que o país segue um regime de metas de inflação implicitamente, pelo menos desde que Alan Greenspan foi o *chairman* do Federal Reserve. Judd e Rudebusch (1998) fizeram um estudo para o período que vai desde o início de 1970 até pouco antes da publicação do *paper*, sendo os presidentes do Federal Reserve Arthur Burns (1970/I–1978/I), Paul Volcker (1979/III–1987/II), e Alan Greenspan (1987/III). De acordo com os autores:

Simple Taylor-type reaction functions were found to perform almost as well as optimal, forecast-based reaction functions that incorporate all the information available in the models examined. In addition, the simple specification was found to perform almost as well as reaction functions that explicitly include a variety of additional variables. These results appear to be fairly robust across a variety of macroeconomic models. (JUDD E RUDEBUSCH, 1998, p.4).

A estimação feita concluiu que, para o período de Alan Greenspan, os coeficientes da regra de Taylor original subestimaram o peso da variação do PIB e que a resposta do FED foi mais gradual, comparando com o mesmo trabalho. Ainda assim, as modificações na taxa de juros norte americana (*Fed Funds Rate*) feitas foram consistentes com o objetivo de diminuir a inflação (que ficou próxima de dois pontos percentuais, os mesmos colocados por Taylor em seu trabalho) e estabilizar a volatilidade do produto. Apesar de menos precisa, a estimação da regra para o período de Paul Volcker mostrou preocupação com a inflação, que declinou consideravelmente em seu período, aumentando gradualmente a taxa de juros, diferentemente do estimado para os anos de Arthur Burns como *Chairman* do FED, nos quais ocorreu pouca reação da política monetária com intuito de combater o aumento de preços.

Em Clarida, Galí, Gertler (1998), os autores separaram seis países em dois conjuntos: o primeiro inclui Alemanha, Estados Unidos e Japão, chamado de G3, o segundo França, Itália e Reino Unido, chamado de E3, e estimaram suas funções de reação, começando a análise em

1979. Nesse trabalho “*The baseline specification has a Central Bank adjust the nominal short term interest rate in response to the gaps between expected inflation and output and their respective targets. It is essentially a forward looking version of the simple backward looking reaction function popularized by Taylor (1993).*” (CLARIDA, GALÍ, GERTLER, 1998, p.2).

Desde 1979, os países do grupo G3 parecem ter utilizado a política monetária (aumentando a taxa de juros) em períodos de inflação mais alta, como no caso dos Estados Unidos na recessão de 1982, com uma taxa de juros muito apertada. Utilizando a regra do período pós 1979 para os anos anteriores, o estudo mostrou que a política monetária era muito frouxa em relação à taxa implícita. Os autores concluíram que os países do chamado G3 parecem ter seguido uma meta de inflação, ou seja, seus Bancos Centrais elevaram a taxa de juros real quando as expectativas de inflação subiam acima da meta implícita. Bem menos significativo foi o efeito de adequar o crescimento do PIB em relação à tendência, fixadas as expectativas de inflação. A conclusão para os países do E3 vai a outro sentido, mostrando que a perda do controle monetário independente destes torna mais complicada a construção de um regime crível e adequado para seus países.

Além do Reino Unido, alguns países como a Suécia executavam sua política monetária seguindo uma banda de taxa de câmbio. Esses dois, por exemplo, resolveram incorporar o regime de metas de inflação após sofrerem ataques especulativos, abandonando a fixação de taxa de câmbio (SILVA, PORTUGAL, 2001).

De acordo com Mishkin (2000), o regime de metas apresenta vantagens para a política monetária, dentre elas que “*that a stable relationship between money and inflation is not critical to its success [...] but instead uses all available information to determine the best settings for the instruments of monetary policy.*” (MISHKIN, 2000, p. 2). Também considera um regime transparente e de fácil entendimento, sendo que uma meta de inflação tende a diminuir tanto a probabilidade de acontecer uma armadilha de inconsistência temporal quanto às ocorrências de interferências políticas no âmbito econômico, focando no que a autoridade monetária “*can do in the long-run –i.e., control inflation – rather than what it cannot do – raise outputgrowth, lower unemployment, increase external competitiveness – through monetary policy.*” (MISHKIN, 2000, p. 3), corroborando o argumento de que a meta quantitativa para a inflação pode ser útil, pois, no longo prazo, a política monetária não pode determinar seu produto médio e nível de emprego, mas pode determinar a taxa de inflação média de um país (FRIEDMAN, 2000). Para

isso, o banco central deve estabelecer a meta de inflação como prioridade a outras variáveis econômicas, tendo controle exclusivo sobre os instrumentos necessários e podendo agir independentemente de opiniões políticas.

As metas de inflação são analisadas sob diversos aspectos, mostrando no que elas podem ter melhorado os dados macroeconômicos e o que estas, a princípio, não foram capazes de superar. Como fatores positivos podemos citar que a independência dos bancos centrais foi aumentada, juntamente com a transparência, a responsabilidade e a comunicação, que são fatores cruciais para a credibilidade desse regime. O objetivo principal, a queda da inflação, foi alcançado com sua implementação, sendo que *“The evidence shows that countries that have adopted inflation targeting reduce their long-run inflation below the levels they would have attained in the absence of inflation targeting.”* (MISHKIN;SCHMIDT-HEBBEL, 2001, p. 9). As evidências relatam que choques externos afetaram, na década de 90, países pequenos e abertos que adotaram o regime de metas de inflação, enquanto passaram despercebidos em diversos grandes países industriais que não as adotaram. Entretanto, os efeitos de choques de petróleo parecem ter tido efeitos menores e suavizados na inflação daqueles países (MISHKIN; SCHMIDT-HEBBEL, 2001).

Com relação ao custo da desinflação, pode-se mensurar o seu custo com e sem o regime de metas de inflação, concluindo se há alguma variação. Baseado em uma grande amostra de países, pode-se dizer que após a sua adoção o custo da desinflação declinou para os países emergentes, enquanto a volatilidade diminuiu em ambos os grupos. (CORBO ET. AL, 2001). Outros autores, buscando a mesma resposta, não obtiveram as mesmas conclusões. Tratando de estudar o caso com curvas de Phillips, Bernanke et al. (1999) não observaram mudança significativa com relação ao custo da desinflação antes e depois da implementação do regime de metas de inflação.

O regime de metas de inflação também é criticado e apresenta desvantagens. Como este depende fortemente da “dominância monetária frente à fiscal”, pode ocorrer que o banco central tenha dificuldades ou não consiga atingir seus objetivos por causa dos gastos fiscais governamentais, sobre os quais autoridades monetárias não têm controle. Além disso, os problemas que podem ser ocasionados pelas flutuações na taxa de câmbio (que não deveriam ser fixadas por longos períodos, já que a variável a ser controlada é a inflação), principalmente para países emergentes com altos déficits em moeda estrangeira, causam desequilíbrio nos balanços

contábeis governamentais e das famílias, aumentando a chance de ocorrerem crises financeiras (MISHKIN, 2000). E, finalmente, a inflação pode ser considerada uma variável de difícil controle e previsão, principalmente no caso em que se encontra (ou se encontrava há pouco tempo) em níveis muito altos, o que implica maiores dificuldades para ganhos de credibilidade (MASSON; SAVASTANO; SHARMA, 1997).

Cecchetti e Ehrmann (1999) fizeram um estudo com 23 países (sendo que nove adotavam explicitamente o regime de metas de inflação), no qual o Brasil não está presente, chegando à conclusão de que os *policymakers* de todos os países aumentaram a aversão à volatilidade da inflação, sendo que os países do regime de metas de inflação tiveram um aumento da mesma pouco maior que o dos países que não as adotaram.

Como dito na introdução, utilizamos somente trabalhos mais antigos para a análise, devido a falta trabalhos mais novos com metodologias mais simples. Diversos artigos tentam explicar o comportamento dos bancos centrais por regras não lineares, por otimização, incluindo modelos DSGE (*Dynamic Stochastic General Equilibrium*), como em *A Model of Unconventional Monetary Policy* (2010), de Mark Gertler e Peter Karadi, ou *Optimal Monetary Policy in Open Economies* (2010), de Corsetti, Dedola e Leduc.

### **2.3 Política Monetária e Combate à Inflação no Brasil**

O Brasil passou por diversos planos econômicos para tentar estabilizar sua economia com alta inflação, a qual chegou a variação máxima mensal de 82,39% em Março de 1990 (em relação a Fevereiro do mesmo ano), ocorrendo, inclusive, congelamento de preços, justificados pelo comportamento inercial da inflação. Em ordem cronológica, o Brasil passou por sete planos econômicos, sendo eles: Plano Cruzado (1986), Plano Cruzado II (1986), Plano Bresser (1989) e Plano Verão (1989) no Governo de José Sarney (PMDB), Plano Collor I (1990) e Plano Collor II (1991) no Governo Collor e o Plano Real (1994) no Governo de Itamar Franco. Todos ocorreram em menos de uma década e somente após o Plano Real a inflação foi estabilizada.

Mishkin (2004) relata que implementar o regime de metas de inflação é mais difícil em países emergentes, sendo que esses geralmente tem fraquezas institucionais, baixa credibilidade nas políticas monetárias, regulações mal feitas e ainda correm o risco de perderem capital estrangeiro em caso de crise. Se dentre as fraquezas institucionais está contido o sistema

bancário, há grandes chances de, quando descoberto esse fator, os capitais estrangeiros saírem do país, aumentando a inflação pelo efeito depreciativo da taxa cambial. Para evitar crises financeiras nos países emergentes, deve haver regulação nos bancos para desincentivar uma tomada exagerada de risco, modificações para a moeda não destruir as folhas de pagamento e abertura da economia.

Para os países emergentes, a flexibilidade do regime de metas de inflação pode ser de grande auxílio devido à possibilidade de atenuar os choques, que geralmente tem efeito muito maior que nas economias já desenvolvidas. (FRAGA; GOLDFAJ; MINELLA, 2003). Essa vantagem, no entanto, pode se tornar o ponto fraco do regime (CALVO, 2001).

Para introdução das metas inflacionárias faltavam mais do que apenas detalhes, já que “[...] *the Central Bank has never been granted formal instrument independence to conduct monetary policy. Moreover, even at the bank, very few staff members knew what an IT framework was about.*” (BOGDANSKI; RIBEIRO; TOMBINI, 2000, p. 8). Entretanto, em poucos meses foi implementado o regime de metas de inflação no Brasil, sendo a nova variável de interesse fixada em 8% em 1999, 6% em 2000 e 4% em 2001, já que a taxa de câmbio fixada havia sido forçadamente terminada. (BOGDANSKI; RIBEIRO; TOMBINI, 2000). E, “*For the surprise of many, the inflation target seemed to work.*” (MISHKIN, 2004. P. 18).

Pode-se dizer que o Brasil adotou o regime de metas de inflação, mais exatamente, no dia 1º de Julho de 1999, pelo decreto 3088, emitido em 21 de Junho de 1999, quando foram dadas algumas informações de como viria a ser tratada a política monetária, por exemplo, considerando a inflação anual para meta o período de janeiro até dezembro, além de declarar que o índice a ser utilizado seria o IPCA (índice que considera o consumo de famílias que tenham entre um e 40 salários mínimos de renda, definido pelo Conselho Monetário Nacional para ser utilizado como meta), de entregar a responsabilidade de políticas para controlar a inflação ao Banco Central do Brasil e, caso o a meta não fosse atingida, o seu presidente teria de mandar uma carta aberta ao ministro da fazenda explicando o porquê do acontecimento e qual o tempo que a inflação levaria para voltar a meta, ou seja, seu tempo para convergência. Nesse ponto o país diverge de muitos outros, pois a simples perda de credibilidade do banco central devido ao não cumprimento da meta é considerada suficiente em outras nações (BOGDANSKI; RIBEIRO; TOMBINI, 2000). Entretanto, não há uma punição formal aos responsáveis, da mesma forma que



ocorre em quase todos os países que adotam esse regime. A Nova Zelândia é exemplo contrário, no qual o presidente do banco central pode ser demitido.

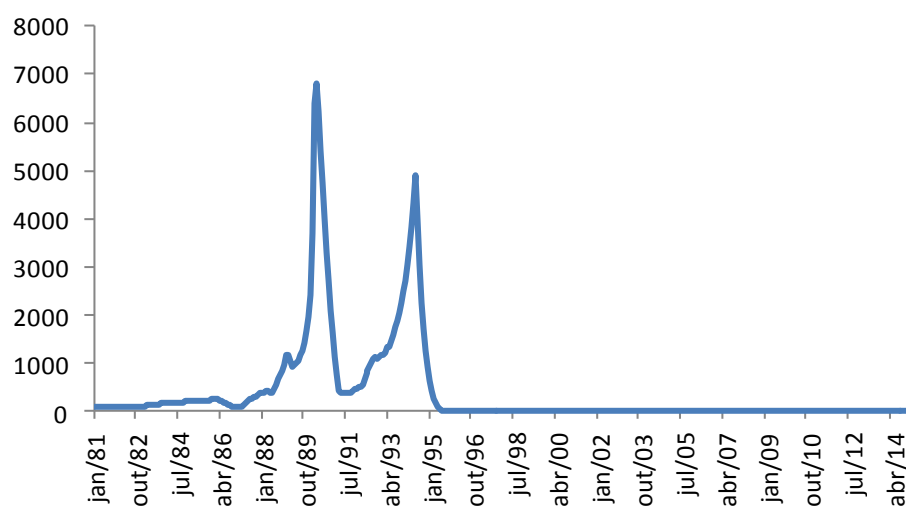
O Regime de Metas de Inflação adotado no Brasil tinha características muito similares ao regime adotado no Reino Unido. O Banco Central do Brasil divulgava um relatório a cada três meses contendo projeções para inflação futura, apresentadas em intervalos de confiança, além de informações sobre vários dados econômicos. A meta de inflação para o ano corrente é definida pelo Conselho Monetário Nacional (CMN), com dois anos de antecedência, no mês de Junho, enquanto que a Taxa SELIC é definida pelo Comitê de Política Monetária (Copom), criado em Junho de 1996, sendo o órgão de decisão da política monetária do Banco Central do Brasil. As reuniões do Copom ocorrem aproximadamente de seis em seis semanas, totalizando oito reuniões por ano, sendo que cada uma tem duração de dois dias. Até 2005, as reuniões eram mensais. Nessas reuniões, o Presidente tem direito ao voto decisório em caso de votação empatada.

No Brasil, o regime de metas de inflação foi implementado seis meses após a taxa de câmbio ter se tornado flutuante e aproximadamente cinco anos após o Plano Real, de 1994, que conseguiu baixar a inflação para níveis inferiores a dois dígitos como mostra o gráfico abaixo. Com o plano ocorreram privatizações, desindexações de contratos, salários e preços, além de liberalização comercial e reforma no sistema financeiro, fortalecendo sua regulamentação. Apesar das melhoras, muitos problemas estruturais ainda não haviam sido resolvidos e, em 1998, o choque externo causado pela moratória da Rússia forçou a saída de capital dos países emergentes, o que teve como consequência, em 1999, que “[...] *the Central Bank was forced to abandon the crawling peg to the dollar. After a brief attempt to conduct a controlled devaluation, the Real was forced to float on January 15*” (BOGDANSKI; RIBEIRO; TOMBINI, 2000, p. 7). As primeiras medidas tomadas foram com o intuito de assegurar o rendimento real positivo dos títulos públicos. Assim, a taxa SELIC meta passou de 39% para 45%, o maior valor da história brasileira. (BOGDANSKI; RIBEIRO; TOMBINI, 2000). De acordo com Mishkin (2004), a partir daí o Real começou a se valorizar e as taxas de juros sofreram um grande corte, passando para menos de 20% em um período de apenas sete meses.

De 1999 até o final de 2014, o Banco Central do Brasil teve três presidentes: Armínio Fraga (1999-2002) no Governo Fernando Henrique Cardoso, Henrique Meirelles (2003-2010) no governo de Luís Inácio Lula da Silva e Alexandre Tombini (2011-2014) no governo Dilma Rousseff. Neste período, a economia brasileira sofreu com choques externos e problemas

internos, como na crise energética de 2001, na crise da taxa de câmbio em 2002 “*in 2002, Brazil was faced with a negative swing of US\$30 billion—or 6% of domestic product (GDP)—in capital flows relative to an already difficult 2001, which led to a nominal depreciation of 50%*” (FRAGA; GOLDFAJN; MINELLA, 2003, p.366) e com crise mundial que de 2008, ou seja, diferentes reações de política monetária também podem ter sido causadas por diferentes desafios apresentados.

**Gráfico 2– IPCA Ac. 12 Meses (Março de 1999 - Maio de 2015)**



Fonte: IBGE. Elaborado pelo autor.

A eleição de 2002 trouxe preocupações com o futuro do país e as medidas que poderiam ser tomadas por causa de Luis Inácio Lula da Silva, o que mostra como a fragilidade das instituições pode vir a causar problemas, principalmente em um regime de metas de inflação (MISHKIN, 2004). Quando ocorreu uma depreciação do Real em 2002, o Banco Central Brasileiro mostrou os custos estimados da desinflação (que eram elevados, mostrando preocupação com outras variáveis), explicou o porquê da inflação ter estourado a banda e em quanto tempo ela deveria voltar a decrescer, tentando tornar o regime mais crível e transparente, inclusive por causa da fragilidade do país aos choques externos, reduzindo o custo da desinflação. Com o país ainda instável e com regime de política monetária recém implementado, pode ocorrer:

[...]given the history of low credibility, private agents assign some positive probability that the central bank will renege on its commitment to the targets. As a result, the expected inflation and consequently the actual inflation tend to be higher than with a

perfectly credible monetary authority. Similarly, when the economy is hit by an inflationary shock, private agents do not trust completely that the central bank will react strongly. As a consequence, the central bank incurs a cost of trust building because it has to react to curb the inflationary pressures stemming from low credibility and has to prove that it is committed to the new regime. During some period, the volatility of the interest rate and output will be higher and, because the central bank also takes into account output costs, the inflation volatility also tends to be higher when compared to a situation of full credibility (FRAGA; GOLDFAJN; MINELLA, 2003, p. 14-15).

O caso empírico brasileiro sugere que as políticas e instituições para um regime de metas de inflação eficiente não necessariamente precisam estar tão maduras como nos países desenvolvidos, pois é possível tornar o regime cada vez mais crível, avançando com o decorrer do tempo (MISHKIN, 2004).

Na América Latina, ocorreram diversas fugas de capitais por déficits fiscais, pois, na ausência de dinheiro, a simples ideia de que o Estado pudesse confiscar ativos dos bancos para pagar suas dívidas fazia com que os correntistas e os investidores retirassem seu dinheiro, “[...] *and the resulting banking crises would then also cause a contraction of lending and the economy. This happens several times in Argentina’s checkered history*” (MISHKIN, 2004, p.7). Outro problema relacionado com a taxa de câmbio é que governos e empresas com alto endividamento em moeda estrangeira tem sua dívida aumentada quando a moeda nacional deprecia, o que causa o aumento dos passivos e diminuição do patrimônio líquido das empresas, e disso decorrem problemas de seleção adversa e *moral hazard*, conseqüentemente abalando a atividade econômica. (MISHKIN, 2004).

Segundo Favero e Giavazzi (2004), para relacionar as variáveis taxa de câmbio, inflação e taxa de juros pode ser útil tratar do *Emerging Market Bond Index (EMBI)*, que é “[...] *the difference between the yield on a dollar-denominated Bond issued by the Brazilian government and a corresponding one issued by the the U.S. Treasury[...]*” (FAVERO; GIAVAZZI, 2004, p.1). Este índice está ligado as variáveis financeiras e mensura a chance de o país não cumprir com as obrigações da dívida. O desejável é que o superávit seja suficiente para, pelo menos, não aumentar a dívida do país, sendo que essa estabilidade deve fazer o regime de metas funcionar como normalmente, ou seja, como resposta a uma depreciação cambial, o Banco Central do Brasil aumentaria a taxa SELIC e a despesa com a dívida não deve sofrer grandes alterações devido à resposta na taxa de câmbio. Entretanto, países com problemas fiscais podem entrar num círculo vicioso, gerando inconsistência no regime de metas de inflação. Se, como anteriormente, ocorrer uma depreciação cambial:

[...] If the primary surplus remains unchanged, the debt level rises, and so does the Embi spreads. The increase in the spread adds to the initial increase in debt, especially since it is accompanied by a depreciation of the exchange rate, which raises the value of dollar-denominated bonds in terms of domestic gdp. The exchange rate depreciation also affects inflation expectations and, eventually, inflation itself. This induces the central bank to increase the *Selic* further, which further raises the cost of debt service, and so on. (FAVERO; GIAVAZZI, 2004, p. 3).

Blanchard (2004) tratou desse tema para o Brasil. Em seu trabalho, fez um modelo para estudar se o governo brasileiro, não tendo aumentado a taxa de juros até o início de 2003 (como uma resposta ao aumento de preços na metade de 2002), tomou a medida correta e por que. Quando a probabilidade de *default* aumenta no modelo, o governo tem de pagar juros maiores para manter os depósitos e o a modificação pode ser maior se há aversão ao risco por parte dos investidores. Além disso, este aumento causa depreciação na taxa de câmbio (o que, pelo padrão, teria como resposta um aumento da taxa SELIC) e, quanto maior nível da dívida, maior é a chance de um aumento na Selic causar depreciação na taxa de câmbio (o mesmo vale para quanto maior proporção de débito governamental em moeda estrangeira e maior aversão ao risco dos investidores de fora do país, sendo os três responsáveis fiscais do tempo presente por esse efeito diferente da taxa de juros). O autor utilizou o EMBI para sua análise, assim como Favero e Giavazzi, mostrando que a probabilidade de *default* está ligada a taxa de câmbio e também a expectativa dívida futura. Ou seja, a política monetária pode não ser muito útil para enfrentar problemas inflacionários com o chamado problema de dominância fiscal, como mostraram Sargent e Wallace em *Unpleasant Monetarist Arithmetic*, 1981.

Blanchard (2004) revela que os o Brasil possuía os três elementos fiscais do “tempo presente” que podem inverter o efeito de um aumento da taxa SELIC durante o ano de 2002. O Banco Central do Brasil baixou a taxa SELIC justamente quando a inflação começou a subir e a aumentou de 10% nos meses finais de 2002 para 18% na metade de 2003, o que parece confirmar a argumentação do autor. De 2002 para 2003 o superávit primário do setor público aumentou de 3,75% para 4,25% do PIB, e mesmo assim ainda havia receio de dominância fiscal.

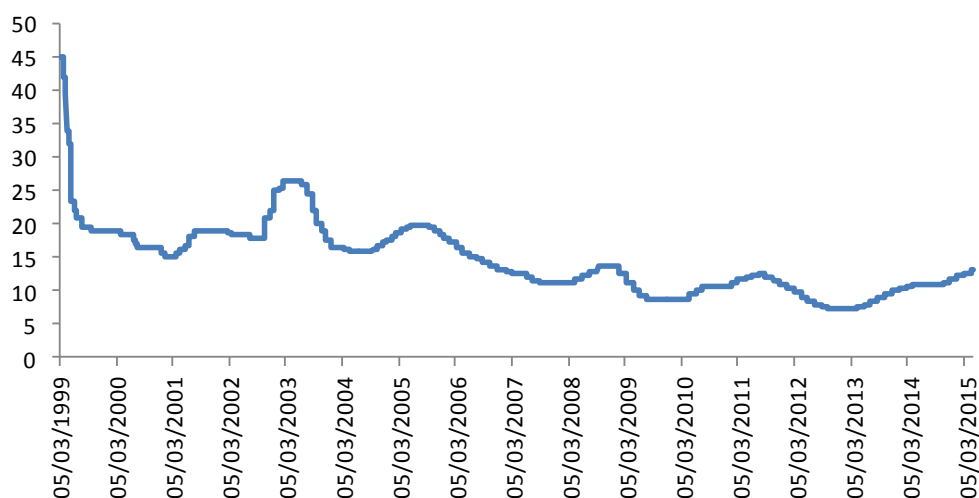
Por fim, concluiremos este assunto com o trabalho de Mishkin e Schmidt-Hebbel (2007), o qual mostra a evidência de que:

Our evidence suggests that inflation targeting helps countries achieve lower inflation in the long run, have a smaller inflation response to oil-price and exchange-rate shocks, strengthen monetary policy independence, improve monetary policy efficiency, and obtain inflation outcomes closer to target levels. Some benefits [...] are larger when

inflation targeters have achieved disinflation [...] (MISHKIN; SCHMIDT-HEBBEL, 2007, p. 1).

As conclusões tomadas por esses autores, entretanto, tem de ser cautelosas. O nível de consistência das variáveis e alguns resultados se modificaram conforme os grupos de países que eram colocados no modelo e os autores, apesar de considerarem as vantagens de um modelo de metas de inflação e afirmarem que este parece auxiliar os países a atingirem níveis baixos de inflação, não concluem que o grupo que as utiliza teve políticas monetárias melhores do que as dos países industriais mais desenvolvidos e que não as utilizam.

**Gráfico 3- Selic Meta (Março de 1999- Maio de 2015)**



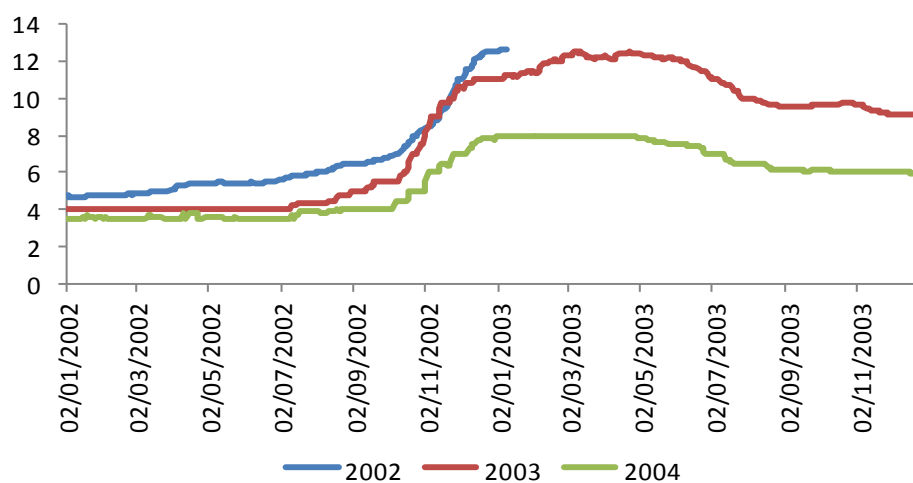
Fonte: Banco Central do Brasil

Para o regime de metas de inflação brasileiro, Tabak (2003) fez um modelo para explicar a variação na taxa de juros pela variação da meta de inflação, com acréscimo de uma variável *dummy* para comparar o período anterior e posterior às metas de inflação. Esse coeficiente foi significativo para todas as maturidades testadas da taxa de juros, com exceção da maturidade de um mês. Além disso, a transparência adotada pelo Brasil a partir de 1999 e a implementação da taxa de câmbio flutuante, podendo também absorver parte de algum choque, sem esse ter impacto direto somente na taxa de juros, podem ter sido causas do amortecimento das surpresas nas modificações da taxa de juros brasileira.

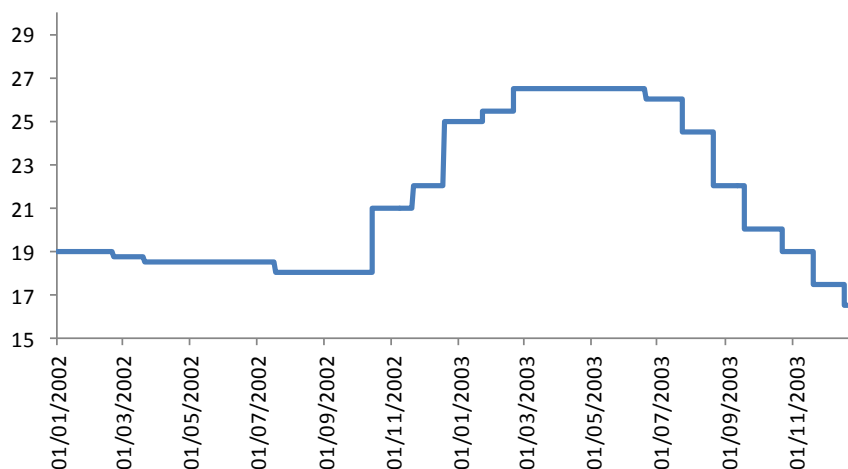
Tratando da melhor política monetária que pode ser tomada, mesmo em um ambiente de incerteza em relação à meta de inflação ser crível ou não, “ *it may be optimal do have an ideal status-quo (low target under high transparency) or a more defensible one (higher target and less central bank transparency). The optimal policy will also depend on the central bank`s willingness to avoid confidence crises*” (ALOISIO ARAÚJO, RAFAEL SANTOS, 2007, p.21). A meta de inflação brasileira foi sendo reduzida com o passar dos anos, assim como amplitude das bandas, estando fixadas nos mesmos patamares desde 2006 e, pelos últimos resultados obtidos, não parecem que vão ser modificadas muito rapidamente.

Os primeiros anos após o novo regime monetário entrar em vigor foram mais turbulentos, merecendo atenção especial, tanto pela fragilidade interna quanto pela instabilidade aos choques externos. Antes do câmbio flutuante e da implementação do regime de metas, o Real tinha sido muito valorizado com o intuito de combater a inflação. Assim, quando o preço de comprar um Dólar com a moeda brasileira começou a ser definido livremente pelo mercado, a depreciação dessa era natural. O Real depreciou quase 49% em 1999, 18,5% em 2001 e outros 53,2% em 2002, o que aumentou o preço dos produtos importados, negociados em moeda estrangeira. O Banco Central do Brasil estimou para 2001 que somente esse movimento na taxa de câmbio explicou 2,9% do aumento da inflação, ou seja, sem esse fato a meta de 4% ao ano estaria próxima de ter sido cumprida (BEVILAQUA, MESQUITA, MINELLA, 2007).

Em 2002, com a ocorrência de *sudden stop of capital inflows* e com um regime de política monetária ainda pouco crível, o Banco Central do Brasil teve executar aperto monetário. Em Outubro, pouco antes da eleição presidencial, a taxa de juros subiu 300 pontos base, atingindo 21% ao ano, e em fevereiro de 2003 a taxa SELIC já havia alcançado 26,5% ao ano, já que a inflação média desse período, em termos anualizados, superou 25%. A ainda presente indexação de alguns contratos e de serviços do setor público somadas com mecanismos de transmissão monetária emperrados ocasionaram, conjuntamente com outros fatores, a pouca efetividade política monetária, que necessitava de elevadas variações para controlar a inflação. Como mostra o gráfico a seguir, a expectativa de inflação para o final de 2003 teve substancial aumento, alcançando 12,5% ao ano, para uma meta de 8,5%, já ajustada (BEVILAQUA, MESQUITA, MINELLA, 2007).

**Gráfico 4- Expectativa de Inflação para 2002, 2003 e 2004**

Fonte: Banco Central do Brasil.

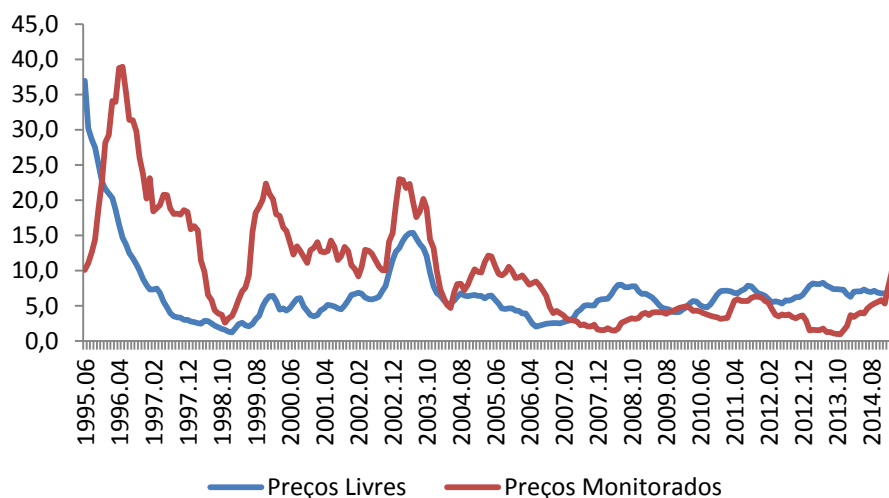
**Gráfico 5- Taxa SELIC Meta (2002-2003)**

Fonte: Banco Central do Brasil.

Em 2002, o IPCA aumentou 12,5% em relação a 2001 (aproximado pelo final da linha azul no gráfico acima). Como se pode perceber, ao final de 2003 a previsão para 2004 já estava próxima da meta estabelecida. Com expectativas menores, a taxa de juros começou a ser cortada pouco a pouco, terminando 2003 em 16,5% ao ano.

Em 2003 e 2004 o Brasil teve sua meta de inflação modificada. As metas estabelecidas pelo governo haviam sido de 4% ao ano em 2003 e de 3,75% ao ano em 2004. Entretanto, as metas foram elevadas para 8,5% e 5,5% ao ano, respectivamente, justificadas pela inércia inflacionária que teve de ser combatida e pelo ajuste de preços relativos. Estes últimos geralmente são corrigidos com inflação o que ocorreu nesse período no Brasil, pois os aumentos dos preços administrados pelo governo brasileiro desde a implementação do Plano Real superaram em muito os não administrados, também chamados de preços de mercado, como mostra o Gráfico abaixo. Em (FRAGA; GOLDFAJ; MINELLA, 2003), os autores afirmam que estas metas ajustadas levariam a inflação a convergir para o intervalo da meta em um período de dois anos. Além disso, relatam que uma queda mais brusca da inflação já em 2003 ocasionaria uma redução no crescimento do produto muito grande, enquanto um horizonte maior deveria levar a perda de credibilidade do banco central. Dois anos pode parecer muito, mas o tempo de convergência e a reação do banco central aos choques têm de ser diferentes conforme a gravidade desses, além de considerar a vulnerabilidade do próprio país (BEVILAQUA, MESQUITA, MINELLA, 2007).

**Gráfico 6- IPCA Livres e Monitorados – Variação Ac. 12 Meses**



Fonte: Banco Central do Brasil. Elaborado pelo autor.

O governo conseguiu estabelecer a meta para 2004 e 2005 em 5,5% e 4,5%, respectivamente, devido à valorização na taxa de câmbio, que atuou de maneira oposta a anterior,



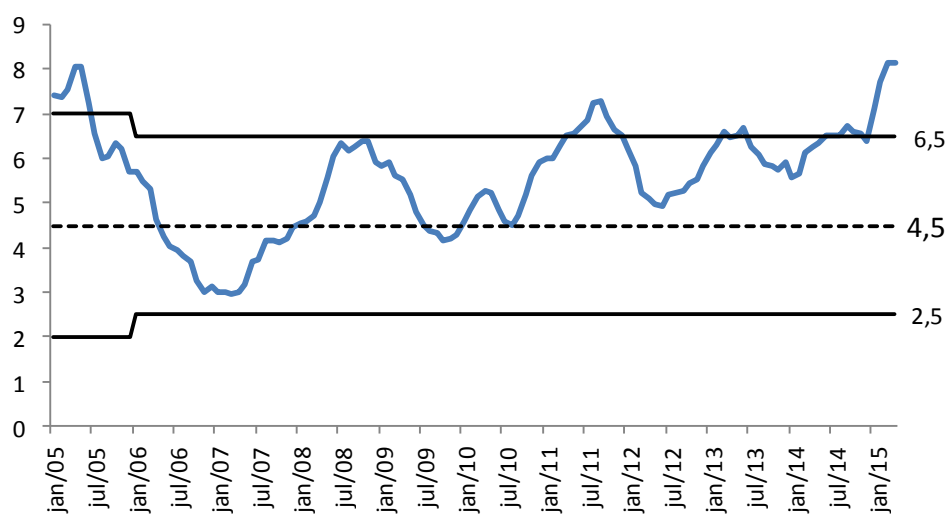
e também pela eficácia da política monetária implementada. A banda nesses dois anos foi definida em 2,5% acima e 2,5% abaixo da meta.

No ano de 2004 ocorreram alguns fatos que foram em sentido contrário ao objetivo de controlar a inflação: utilização de capacidade na indústria de transformação acima da média histórica, o Produto Interno Bruto crescendo mais e um aperto monetário nos Estados Unidos, desvalorizando novamente o Real, contribuíram para a inflação fechar o ano em 7,6%, sendo que a meta era de 5,5% no ano, com banda superior até 8% ao ano. Apesar de ter diminuído a taxa SELIC na parte inicial do ano, até 16% anuais, a partir de Setembro ela começou a ser elevada e foi “*the beginning of the first cycle of monetary tightening, under the inflation-targeting regime*” (BEVILAQUA, MESQUITA, MINELLA, 2007, p.10), terminando o ano em 17,75%, maior que a inicial de 2004, e mesmo assim a convergência para a meta de inflação não estava garantida. O aperto monetário brasileiro continuou até maio de 2005, quando a taxa SELIC atingiu 19,75% a.a, caindo a partir de Setembro, em um ciclo de queda, o primeiro isolado de uma recuperação de crise financeira desde 1999.

A meta de inflação para 2005 havia sido definida em 4,5% a.a, a mesma até 2015. Entretanto, somente a partir de 2006 que a banda foi reduzida de cinco por cento para quatro por cento. O IPCA fechou 2005 com aumento de 5,7% em relação a 2004, uma diminuição de quase dois pontos percentuais em comparação ao ano anterior. O gráfico abaixo mostra o IPCA acumulado em 12 meses, para cada mês, de Janeiro de 2005 até o último mês disponível. É importante notar que em nenhum ano o IPCA terminou o ano acima da banda superior, seja por causas majoritariamente econômicas ou políticas.

Pelo gráfico abaixo a seguir, a política monetária implementada em 2004 e 2005 parece ter surtido efeito, pois reverteu as expectativas que foram criadas em 2004. A inflação continuou caindo até 2006, fechando o ano com um aumento de 3,14%, aumento mínimo histórico desde a implementação do regime de metas. Observa-se que somente em dois momentos o IPCA acumulado em 12 meses permaneceu abaixo da meta estipulada por dois meses seguidos ou mais: entre Maio de 2006 e Dezembro de 2007, com a mínima da série inteira em Março de 2007 (2,96% ao ano) e entre Julho e Dezembro de 2009. Somados esses 26 meses com o único mês além desses que atingiu a meta, Agosto de 2010, temos 27 de 120 meses (até Dezembro de 2014) que foram iguais ou inferiores a meta, ou seja, somente 22,5% do tempo, o que não contribui para a credibilidade do Banco Central do Brasil.

**Gráfico 7- IPCA Acumulado em 12 meses (Var. %)**



Fonte: Banco Central do Brasil.

Para o caso brasileiro ocorre o mesmo que o citado no final da seção anterior, e por isso apresentamos trabalhos mais complexos, como *Preferences of the Central Bank of Brazil Under the Inflation Targeting Regime: Commitment vs. Discretion (2011)*, de Andreza Palma e Marcelo S. Portugal, e *Monetary Policy and Macroeconomic Stability in Latin America: The cases of Brazil, Chile, Colombia and Mexico, (2011)*, de Luiz de Mello e Diego Moccero.

### 3 EXPLICAÇÃO DO MODELO

Utilizaremos de séries temporais para estimação do modelo e, antes de obter os resultados, explicaremos o que será utilizado, incluindo parte econométrica, fórmulas e dados.

#### 3.1 Séries Temporais

A econometria de séries temporais é útil para modelar diversos fenômenos econômicos, incluindo o dessa monografia. Essa seção inteira seguirá o livro *Econometria de Séries Temporais*, de Rodrigo de Losso da Silveira Bueno, 2008. No início do livro, o autor trata sobre as condições necessárias para estimar uma série temporal: na seção 2.6 explica a ergodicidade, que é a propriedade necessária para modelagem de séries temporais. Entretanto, no final da mesma seção, relata que requerer ergodicidade, na prática, é o mesmo que requerer estacionaridade. Assim:

Uma série temporal  $y_t, t \in \mathbb{Z}, \mathbb{Z} = \{0, \pm 1, \pm 2 \dots\}$  é fracamente estacionária se:

$$\text{i) } E|y_t| < \infty \quad (3)$$

$$\text{ii) } E(y_t) = \mu, \text{ para todo } t \in \mathbb{Z}, \text{ e} \quad (2)$$

$$\text{iii) } E(y_t - \mu)(y_{t-j} - \mu) = \gamma_j \quad (5)$$

Ou seja, o segundo momento da série temporal deve ser finito, a média deve ser igual para todo o período, assim como a variância, e a autocovariância deve depender somente da distância temporal entre as observações, sem depender do tempo. Assim, como nem a autocovariância nem a esperança dependem do tempo, a série temporal  $y_t$  é fracamente estacionária. Como condição necessária para a estacionaridade fraca ser válida, temos que as raízes da equação característica devem estar fora do círculo unitário.

Uma série temporal  $\{y_t, t \in \mathbb{Z}\}, \mathbb{Z} = \{0, +1, -1, +2, -2, +3, \dots\}$  é estritamente estacionária se a função de distribuição cumpre:

$$F(y_{t1}, y_{t2}, y_{t3}, \dots, y_{tk}) = F(y_{t1+h}, y_{t2+h}, y_{t3+h}, \dots, y_{tk+h})$$

Ou seja, “intuitivamente, estacionaridade estrita significa que os gráficos da função de distribuição da série em quaisquer dois intervalos de tempo de igual tamanho exibirão propriedades estatísticas similares. Significa, na prática, que os momentos populacionais, quando existem, são independentes de  $t$ ” (BUENO, 2008, p.15).

A relação existente entre esses dois tipos de estacionaridade é que se a série temporal for fracamente estacionária e seguir a normalidade, isso implicará em estacionaridade forte. O inverso dessa afirmação é falso, assim como afirmar que uma delas deveria implicar na outra, pois séries temporais podem cumprir uma das definições de estacionaridade e não cumprir a outra.

Podemos olhar gráficos de séries temporais e intuir (ou não) a estacionaridade, observando se a variância parece não se modificar durante a série e se seus valores aparentam variar em torno de uma média fixa. Entretanto, o simples fato de visualizarmos esses dados não confirmam o que precisamos obter, ou seja, não sabemos se poderemos realizar inferência estatística com a série temporal. Para isso, utilizaremos o teste Dickey-Fuller Aumentado (Augmented Dickey-Fuller test), abreviado por teste ADF.

O teste Dickey-Fuller considera somente a possibilidade de o erro seguir um ruído branco, ou seja, uma sequência  $\{\varepsilon_t\}$ ,  $t=(-\infty, +\infty)$ , tem de cumprir:

$$i) E(\varepsilon_t) = 0 \text{ para todo } t \quad (6)$$

$$ii) E(\varepsilon_t^2) = \sigma^2 \quad (7)$$

$$iii) E(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-j}) = 0 \quad \forall j \neq 0. \quad (8)$$

Ou seja, a esperança de cada valor tem de ser zero, a variância tem de ser igual a uma constante, denominada  $\sigma^2$ , e autocorrelação igual a zero, ou seja, não correlacionado com qualquer valor da série  $\{\varepsilon_t\}$ . Se cumpridos i, ii e iii se diz que  $\{\varepsilon_t\}$  é um ruído branco, ou seja,  $\{\varepsilon_t\} \sim RB(0, \sigma^2)$ , no qual o primeiro valor dentro dos parênteses representa a média da série, e o segundo sua variância.

Como o teste Dickey-Fuller Aumentado pode ser utilizado para modelos ARIMA (p,d,q), temos de explicar alguns pontos importantes antes de continuarmos, que serão necessários no teste ADF e na estimação da Regra de Taylor.

### 3.1.1 Processos Auto-Regressivos AR(p)

Um processo AR(p) é representado por:

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{c} + \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \dots + \phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim \text{RB}(0, \sigma^2) \quad (9)$$

O erro segue um ruído branco, com média zero e variância constante. A letra p indica o número de termos auto-regressivos. Assim, para exemplificarmos, um AR(1) assume a forma:

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{c} + \phi_1 y_{t-1} + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim \text{RB}(0, \sigma^2) \quad (10)$$

Calculando o segundo momento de  $y_t$  sua autocovariância de defasagem j e sua autocorrelação de ordem j, temos, respectivamente:

$$\text{Var}(y_t) = \frac{\sigma^2}{1-\phi^2} \quad (11)$$

$$E\{(y_t - \mu)(y_{t-1} - \mu)\} = \frac{\phi}{1-\phi^2} \sigma^2 \quad (12)$$

$$\rho_j = \phi^j \quad (13)$$

Além disso,  $y_t$  pode ser escrita como:

$$y_t = \frac{c}{1-\phi} + \sum_{j=0}^{\infty} \phi^j \varepsilon_{t-j}, \quad (14)$$

Ou seja, um MA( $\infty$ ), que também será explicado. Da equação (14) definimos que:

$$\mu = \frac{c}{1-\phi} \quad (15)$$

$$E(y_t) = \frac{c}{1-\phi} + \sum_{j=0}^{\infty} \phi^j \varepsilon_{t-j} = \mu \quad (16)$$

Esses resultados estão de acordo com a definição de um processo fracamente estacionário, a variância é finita e sua média e autocovariâncias não dependem do tempo.

Generalizando para o Processo Auto-Regressivo de Ordem  $p$ , já apresentado, é condição necessária que as raízes do polinomial  $(1 - \phi_1 z_1 - \phi_2 z_2 - \phi_3 z_3 - \dots - \phi_p z_p)$  estejam fora do círculo unitário para que o processo AR( $p$ ) seja fracamente estacionário. Além disso, caso essa condição seja cumprida, será possível escrever um AR( $p$ ) como um MA( $\infty$ ).

### 3.1.2 Processo de Médias Móveis MA( $q$ )

Para exemplificarmos, utilizaremos, como feito para o processo Auto-Regressivo, o processo mais simples disponível para o Processo de Médias Móveis, neste caso o MA(1), com uma defasagem:

$$y_t = \mu + \varepsilon_t + \theta \varepsilon_{t-1}, \varepsilon_t \sim \text{RB}(0, \sigma^2) \quad (17)$$

Assim como no processo AR, o erro segue um ruído branco. O processo é chamado de MA(1) porque depende do erro atual e imediatamente anterior. Caso dependesse do erro com duas defasagens, seria chamado de MA(2), e assim sucessivamente.

Novamente calculando a esperança, a variância e autocovariância, respectivamente, para verificar estacionaridade fraca, temos:

$$E(y_t) = \mu + E(\varepsilon_t) + \theta E(\varepsilon_{t-1}) = \mu \quad (18)$$

$$\text{Var}(y_t) = E(\varepsilon_t - \mu)^2 = (1 + \theta^2)\sigma^2 \quad (19)$$

$$E\{(y_t - \mu)(y_{t-1} - \mu)\} = \sigma^2 \theta \quad (20)$$

As equações acima mostram que a variância é uma constante finita e que a esperança e a autocovariância não dependem de  $t$ . Assim, observa-se que o processo MA(1) também atende aos requisitos para ser fracamente estacionário. Feito isso, generalizamos para o processo MA( $q$ ), que pode ser escrito como:

$$y_t = \mu + \sum_{j=0}^q \theta_j \varepsilon_{t-j}, \quad \theta_0 = 1 \quad (21)$$

A adição de defasagens da variável  $\varepsilon$  no modelo não afeta a condição dada anteriormente, e a série  $y_t$  continua respeitando a estacionaridade fraca, com média  $\mu$ , variância constante igual a  $\sigma^2 \sum_{j=0}^q \theta_j^2$  e autocovariâncias não dependentes do tempo  $t$ , assim como no processo AR(p).

É importante destacar que se pode escrever um  $MA(\infty)$  como:

$$y_t = \mu + \sum_{j=0}^{\infty} \psi_j \varepsilon_{t-j} = \mu + \psi(L)\varepsilon_t \quad (22)$$

Em que  $\psi_0=1$  e  $\psi(L)$  é:

$$\psi(L) = \psi_0 + \psi L + \psi L^2 + \psi L^3 + \psi L^4 + \dots \quad (23)$$

Onde a equação (23) é um processo de ordem infinita, em que  $L$  é o operador de defasagem.

### 3.1.3 Processo ARIMA (p,d,q)

Começamos tratando de um ARMA(p,q), que nada mais é que um processo que considera o AR(p) e o MA(q) de maneira conjunta. Pode ser escrito como:

$$y_t = c + \sum_{i=1}^p \phi_i y_{t-i} + \sum_{j=0}^q \theta_j \varepsilon_{t-j}, \quad \varepsilon_t \sim RB(0, \sigma^2) \quad (24)$$

Para sua estimação, é necessário que “as raízes das equações características dos processos AR e MA estejam simultaneamente fora do círculo unitário” (BUENO, 2008,p. 31), ou seja, tanto o AR(p) quanto o MA(q) precisam ser estáveis.

Uma série temporal que tem comportamento de flutuar em torno de uma tendência determinística ( $\delta t$ ), sem ficar muito longe dessa, é chamada de tendência estacionária. Entretanto, a série:

$$y_t = y_0 + \delta t + \sum_{i=1}^t \varepsilon_t \quad (25)$$

É chamada de diferença estacionária ou tendência estocástica, pois sua diferença cumpre estacionaridade, enquanto a equação apresentada não cumpre. Essas séries são conhecidas como séries integradas, denotadas por I(d), com d representando sua ordem. Portanto, uma série seguindo um ARIMA(p,d,q) precisa ser diferenciada d vezes para se tornar estacionária. Uma série I(2) necessita de:

$$\begin{aligned} \Delta^2 y_t &= \Delta \Delta y_t = \Delta(y_t - y_{t-1}) \\ \Delta^2 y_t &= y_t - 2y_{t-1} + y_{t-2} \end{aligned}$$

“É conveniente notar outra forma de derivar a mesma relação. Uma série integrada de ordem dois tem duas raízes unitárias, significando que” (BUENO, 2008, p.91):

$$(1 - L)^2 y_t = (1 - 2L + L^2) y_t = y_t - 2y_{t-1} + y_{t-2} \quad (26)$$

Supondo um ruído branco, isolando  $y_t$  e substituindo  $(1-L)y_t$  por  $x_t$ , obtemos:

$$x_t = x_{t-1} + \varepsilon_t \Rightarrow x_t = x_1 + \sum_{i=2}^t \varepsilon_t$$

Substituindo ao contrário, obtemos:

$$\begin{aligned} y_t &= y_{t-1} + y_1 - y_0 + \sum_{i=2}^t \varepsilon_i \\ y_t &= y_{t-2} + 2y_1 - 2y_0 + \sum_{i=2}^t \varepsilon_i + \sum_{i=2}^{t-1} \varepsilon_i \\ &= \dots \\ y_t &= ty_1 - (t-1)y_0 + \sum_{i=2}^t \sum_{j=i}^t \varepsilon_j, \quad t \geq 2 \end{aligned} \quad (27)$$

No primeiro exemplo, o único somatório mostra que a série é integrada de ordem um, enquanto que, na última igualdade apresentada, o duplo somatório presente indica que a série é integrada de ordem dois, I(2).



### 3.1.4 Critério de Informação

Para realizar o teste de raiz unitária, seja o DF ou o ADF, ainda é necessário escolher um critério de informação, que busca informar o melhor número de parâmetros para a regressão. O critério de informação calcula uma punição pela adição de regressores, e esse valor é comparado com a diminuição da soma dos resíduos. Quando a penalidade é inferior a esse, o parâmetro é adicionado, caso contrário, rejeitado, permanecendo como resíduo na equação. Utilizaremos a estatística de Schwarz, dada por:

$$BIC(p, q) = \ln \hat{\sigma}^2 + n \frac{\ln T}{T} \quad (28)$$

Em que  $n$  representa o número de parâmetros, considerando a constante, se existir. Esse é um critério assintoticamente consistente, sendo válido tanto para processos estacionários quanto para processos integrados.

### 3.1.5 Teste Dickey Fuller (DF) e Teste Dickey Fuller Aumentado (ADF)

O teste Dickey Fuller (DF), considerando o modelo sem *drift* ou tendência determinística, supõe uma série  $y_0, y_1, y_2, \dots, y_T$ , com  $T+1$  observações, estimando por MQO e subtraindo 1 do parâmetro  $\phi$ , para testar  $H_0: \alpha = 0$ , com  $\alpha = \phi - 1$ , por exemplo, da equação a seguir:

$$\Delta y_t = \alpha y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (29)$$

$$\hat{A} = \frac{\sum_{t=1}^T y_{t-1} y_t}{\sum_{t=1}^T y_{t-1}^2} - 1$$

Calculamos, então, a variância,  $S^2$ , e o desvio padrão,  $s$ , de  $\hat{\alpha}$  para obter  $\tau$  calculado ( $\hat{\tau}$ ):

$$S^2 = \frac{1}{T-1} \sum_{t=1}^T (\Delta y_t - \hat{\alpha} y_{t-1})^2$$

$$s(\hat{\alpha}) = \frac{s}{\sqrt{\sum_{t=1}^T y_{t-1}^2}}$$

$$\hat{\tau} = \frac{\hat{\alpha}}{s(\hat{\alpha})} \quad (30)$$

Esse valor calculado é comparado com o valor tabelado obtido por experimentos de Monte Carlo, já que a série é não estacionária, rejeitando  $H_0$  se o valor calculado é menor que o tabelado. Assim, sob  $H_0$  e  $H_1$ , a série possui e não possui raiz unitária, respectivamente, ou seja, a série é estacionária se a hipótese nula é rejeitada.

Finalmente chegamos ao teste Dickey Fuller Aumentado, que pode ser considerado uma correção do teste anterior, já que ele não necessita que o erro siga um ruído branco, pois o erro, frequentemente, segue um processo estocástico (aleatório) qualquer.

$$Y_t = \mu + \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \dots + \phi_{p-1} y_{t-p+1} + \phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t$$

Somando e subtraindo  $\phi_p y_{t-p+1}$  na equação acima temos:

$$y_t = \mu + \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \dots + (\phi_{p-1} + \phi_p) y_{t-p+1} - \phi_p \Delta y_{t-p-1} + \varepsilon_t$$

Agora, somando e subtraindo  $(\phi_{p-1} + \phi_p) y_{t-p+2}$

$$y_t = \mu + \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \dots + (\phi_{p-2} + \phi_{p-1} + \phi_p) y_{t-p+2} - (\phi_{p-1} + \phi_p \Delta y_{t-p+2} - \phi_p \Delta y_{t-p-1} + \varepsilon_t$$

Repetindo o mesmo processo, obtemos:

$$\Delta y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \lambda_i \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (31)$$

Sendo  $\alpha = -(1 - \sum_{i=1}^p \phi_i)$  e  $\lambda_i = -\sum_{j=1}^p \phi_{j+1}$

O teste, então, deve ser comparado com os mesmos valores críticos do teste Dickey-Fuller, servindo, inclusive, para modelos ARIMA (p,1,q).

### 3.1.6 FAC, FACP, Ljung Box, LM e ARCH-LM

O capítulo três de Bueno (2008) trata de processos necessários para realizar inferências e previsões com séries estacionárias. A Função de Autocorrelação, chamada de FAC, é utilizada para identificar a ordem de um processo MA(q), ou seja, estamos tentando definir q. O gráfico da FAC mostra a autocorrelação da série escolhida em cada uma de suas defasagens, sendo a autocorrelação de um MA(q) dada por:

$$\rho_j = \frac{\theta_j + \theta_{j+1}\theta_1 + \theta_{j+2}\theta_2 + \dots + \theta_q\theta_{q-j}}{\sum_{j=0}^q \theta_j^2}, j = 1, 2, \dots, j \quad (32)$$

A autocorrelação de um MA é zero a partir da defasagem q, ou seja, a FAC de um MA(q) é truncada na defasagem q, enquanto sua FACP decai exponencialmente.

A função de Autocorrelação Parcial, chamada de FACP, é utilizada para detectar as defasagens de um AR(p), ou seja, para tentar definir o valor de p, com um gráfico que relaciona  $\phi_{j,j}$  contra j. Para exemplificar, um modelo AR(1) tem correlação entre o tempo atual e o anterior, assim como o anterior teria correlação com anterior a ele. Logo, o primeiro período tem alguma correlação implícita com todos períodos anteriores, e o que a FACP faz é eliminar essas correlações implícitas entre duas observações. Para obter o gráfico, pegamos a equação AR(p), subtraída da média:

$$y_t = \phi_{j,1}y_{t-1} + \phi_{j,2}y_{t-2} + \dots + \phi_{j,j}y_{t-j} + \varepsilon_t, j=1, 2, \dots \quad (33)$$

Começamos regredindo  $y_t$  contra  $y_{t-1}$  e obtemos o coeficiente  $\phi_{1,1}$ . Depois,  $y_t$  contra  $y_{t-1}$  e  $y_{t-2}$ , utilizando somente  $\phi_{2,2}$ , e assim sucessivamente. Logo, em um AR(p) os coeficientes serão diferentes de zero até  $j=p$ , e iguais a zero para  $j>p$ , ou seja, a FACP é truncada na defasagem p, enquanto a FAC decai exponencialmente. Quando se tem um modelo ARMA(p,q), ocorre decaimento exponencial na FAC, se  $j>q$ , e na FACP, se  $j>p$ .

Entretanto, a FAC E a FACP são insuficientes para estabelecer as defasagens do processo, até porque visualmente é complicado identificar quando se inicia um decaimento exponencial. Na prática, utiliza-se a estatística Ljung-Box sobre os resíduos:

$$Q = T(T + 2) \sum_{j=1}^n \frac{\hat{\rho}_j}{T-j} \xrightarrow{d} \chi_n^2 \quad (34)$$

$Q$  converge em distribuição para uma distribuição qui-quadrada com  $n$  graus de liberdade, com hipótese nula  $\sum_{j=1}^n \rho_j = 0$  e hipótese alternativa  $\sum_{j=1}^n \rho_j \neq 0$ . Assim, estamos testando a autocorrelação da série, se essa é independentemente distribuída ou se há correlação serial (sob  $H_0$  e  $H_1$ , respectivamente). Na prática, adicionam-se novas defasagens em um modelo ARMA( $p, q$ ) e se realiza o teste novamente, até a correlação serial ser removida. Caso contrário, o modelo deve ser insuficiente.

Outros testes bastante utilizados nas séries são o teste LM para autocorrelação dos resíduos e o ARCH-LM, para heterocedasticidade condicionada. Utilizando as equações, respectivamente:

$$\hat{\varepsilon}_t = \beta_1 \hat{\varepsilon}_{t-1} + \beta_2 \hat{\varepsilon}_{t-2} + \dots + \beta_t \hat{\varepsilon}_{t-h} + \mu_t \quad (35)$$

$$\hat{\varepsilon}_t = \beta_1 \hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + \beta_2 \hat{\varepsilon}_{t-2}^2 + \dots + \beta_t \hat{\varepsilon}_{t-h}^2 + \mu_t \quad (36)$$

Testamos, sob  $H_0$ , se todos os  $\beta$  são iguais a zero, e sob  $H_1$  que pelo menos um  $\beta$  é diferente de zero. Calculamos então o valor do teste LM e do ARCH-LM <sub>$h$</sub> , dado por:

$$TR^2 \xrightarrow{d} \chi_h^2$$

Esse valor calculado será comparado com o tabelado. Caso maior, rejeita-se  $H_0$  e haverá autocorrelação e heterocedasticidade condicional, respectivamente.

### 3.2 Filtro Hodrick-Prescott

De acordo com Bueno (2008), filtros são transformações, ajustes nas séries temporais feitos antes de trabalhar com elas, com intuito, por exemplo, de torná-las estacionarizadas. Aqui, utilizaremos Jong, Sakarya (2013) e Ravn, Uhlig (1984).

O Filtro Hodrik-Prescott é um filtro bastante conhecido e utilizado para remover o componente cíclico (tendência) de séries temporais, principalmente na literatura sobre o ciclo real de negócios. Utilizaremos desse filtro para remover a tendência da variável de atividade, a ser escolhida, sendo que os valores dados pelo filtro substituirão o PIB potencial para a variável *proxy* do PIB. O chamado Filtro HP resolve o valor mínimo da função, determinando  $\tau$ :

$$\text{Min}(\tau) \sum_{t=1}^T ((y_t - \tau_t)^2 + \lambda((\tau_{t+1} - \tau_t) - (\tau_t - \tau_{t-1}))^2) \quad (37)$$

Com a notação de Ravn, Uhlig, no qual a série  $y_t$  é composta de um componente cíclico e um componente de tendência. A diferença  $y_t - \tau_t$  é chamada de *business cycle component*, enquanto o restante da equação aumenta conforme a distância da tendência, ainda multiplicada por  $\lambda$ , ou seja, quanto maior  $\lambda$  maior será a segunda parte da equação.

Entretanto,  $\lambda$  é uma constante que tem de ser definida, assumindo valores diferentes conforme a frequência da série utilizada. Pesquisadores estimaram valores para utilizar no lugar de *lambda*, e, nos dois trabalhos citados, chegaram a conclusão de utilizar a frequência temporal da série baseada em trimestres, elevada na quarta potência e multiplicada por 1600. Por exemplo, para uma série anual teríamos:

$$\lambda = (1/4)^4 1600 = 6,25$$

Já para séries mensais, temos:

$$\lambda = (3)^4 1600 = 129.600, \text{ valor que utilizaremos para construir as tendências.}$$

### 3.3 Séries utilizadas

Para a estimação desse trabalho, necessitamos de uma medida para a taxa SELIC, uma medida do IPCA, a ser comparada com a meta de inflação, e uma medida de atividade da economia, a ser comparada com a “atividade potencial”. A taxa SELIC é disponibilizada pelo Banco Central do Brasil em todos os dias úteis, em termos anualizados, apesar de as reuniões para sua mudança ocorrerem a cada seis semanas, em média. O IPCA, índice utilizado pelo regime de metas de inflação brasileiro, é disponibilizado mensalmente pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), enquanto sua expectativa para o final do ano corrente e seguintes, além da sua expectativa para os próximos 12 meses também é divulgada diariamente, com

defasagem de poucos dias. Já o PIB, dado mais utilizado para medir a atividade, é somente disponibilizado trimestralmente, enquanto o PIB potencial tem de ser estimado.

Apesar de a taxa SELIC ser divulgada diariamente, não parece fazer muito sentido utilizar dados diários, pois ela não está sujeita (fora exceções) a variação em cada dia, ou em dias aleatórios, tomando o mesmo valor por diversos dias seguidos, ainda mais se o Comitê de Política Monetária decide não modificar essa taxa em algumas reuniões consecutivas. Para uma medida de produto ocorre o oposto, já que o PIB, medido trimestralmente, tem intervalo muito grande entre suas divulgações. Há algumas formas de substituir o produto, seja estimando o produto potencial por uma função de produção (como  $y=f[A,K,T]$ ) ou utilizando uma variável *proxy*, que substitui a que gostaríamos de usar, por essa não ser observável ou por outros motivos, como o espaçamento de divulgação, no caso do PIB. Como a *proxy* substitui alguma variável, agindo como se fosse a substituída, o ideal é que tenha a maior correlação possível com aquela, sendo exemplos para o produto variáveis como a produção física industrial, o IBC-BR (Índice de Atividade Econômica do Banco Central) e até mesmo o desemprego. Assim, decidimos utilizar os seguintes dados mensais:

1) SELIC meta, informada pelo Banco Central do Brasil. Como os dados são diários, utilizamos a média mensal dessa variável. Os valores são fornecidos em termos anualizados, e serão testados diferentes *lags* dessa como variáveis explicativas.

2) Expectativas de inflação (IPCA), também informadas pelo Banco Central do Brasil, com dados diários. A expectativa para os 12 meses consecutivos não está disponível desde 2000, mas a expectativa para o final de cada ano está. Utilizaremos essa última de maneira ajustada, como em Minella, Freitas, Goldfajn e Muinhos (2002):

$$D_j = \frac{12-j}{12} (E_j \pi_t - \pi_t^*) + \frac{j}{12} (E_j \pi_{t+1} - \pi_{t+1}^*) \quad \forall t = 1, 2, 3, \dots, 12 \quad (38)$$

Onde, em ordem,  $j$  é o mês do ano atual, sendo igual a 1 em Janeiro, 2 em Fevereiro e assim sucessivamente até  $m$  igual a 12 em Dezembro,  $E_j \pi_t - \pi_t^*$  é a inflação esperada para o final do ano corrente  $t$ , descontada da meta de inflação do ano corrente  $t$ ,  $\pi_t^*$ , e o restante,  $E_j \pi_{t+1} - \pi_{t+1}^*$ , é a inflação esperada para o final do seguinte a  $t$ ,  $t+1$ , descontada da meta de inflação do ano  $t+1$ . Essa equação diz que, em janeiro, o banco central dá peso 11 dos 12 totais para o diferencial entre a inflação esperada para o final do ano corrente e a sua meta, e pouco

peso para a inflação do ano seguinte. A situação se modifica quando avançamos no tempo, com o Banco Central cada vez dando peso maior para o diferencial esperado para o ano seguinte, conseqüentemente diminuindo o peso para o ano corrente.

A expectativa de inflação será utilizada porque o Banco Central deve tomar suas decisões tentando modificar o rumo das expectativas já criadas, além de que as reuniões para modificar a taxa SELIC têm intervalos consideráveis e a política monetária aparenta apresentar *lag* temporal, ou seja, não surtem efeito total instantaneamente. Como outro ponto positivo argumentamos que, nos meses finais de cada ano, o Banco Central terá dificuldade em aumentar ou diminuir a inflação que será acumulada durante os 12 meses do ano corrente, pois muitos meses teriam sido computados.

Para a inflação também utilizaremos as séries do IPCA separadas em preços livres e monitorados, fornecidas pelo Banco Central do Brasil. Essas séries, no entanto, não estão disponíveis como expectativa e serão testadas como variáveis independentes sem descontar a meta de inflação. Para estimação as variáveis serão defasadas com *lag* de um mês, pois obtemos a inflação de preços livres e monitorados do mês corrente no mês seguinte.

3) *Proxy* do PIB, fornecida pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Testaremos algumas variáveis como possíveis substitutas do Produto Interno Bruto (PIB) brasileiro, todas descontadas de sua tendência no período, obtida pelo Filtro HP. Assim, utilizamos a taxa de desemprego (disponíveis na nova metodologia somente a partir de Março de 2002) e dados da série da produção física industrial, que tem metodologia nova desde 2014, com dados iniciando somente em 2002. Para contornar o problema, aumentamos a série aplicando a variação mensal da série antiga na série nova para os meses inexistentes. Dessa série construída, obtivemos a variação mensal acumulada em 12 meses e a variação de um mês com relação ao mesmo mês do ano anterior, para cada mês de 2000 até 2014. A *proxy* preferida para o PIB brasileiro nesse trabalho foi a produção física industrial, que dentre esses é dado que o Banco Central do Brasil obtém mais rapidamente, além de ser o único a estar disponível para todo período analisado, enquanto o IBC-BR, disponível somente a partir de 2003, perdeu a aderência com o PIB brasileiro nos últimos anos, sendo, por isso, descartado da análise. Independentemente da variável utilizada, ela será defasada em dois *lags*, pois os dados do mês corrente se tornam disponíveis dois meses depois.

## 4 ESTIMAÇÃO DO MODELO

Apresentadas as séries utilizadas, o primeiro procedimento que faremos é analisar cada teste ADF individualmente para testar se as séries são estacionárias ou não. Se cumprirem este quesito, os dados estão prontos para estimação, caso contrário não poderemos modelar as séries sem antes executar ajustes. O teste ADF mostra que:

**Tabela 1– Teste ADF**

	Teste ADF (p-valores)		
	Com Constante e com Tendência	Com Constante e Sem Tendência	Sem Constante e sem Tendência
R	0.0077		
DINF		0.0044	
PLIV_1		0.0115	
PMON_1			0.0298
DES_2			0.0000
VPI_2			0.0000
VPIM_2			0.0000

Fonte: IBGE, Banco Central do Brasil. Elaboração do autor.

No qual R é a taxa de juros básica da economia brasileira anualizada (SELIC), DINF é a expectativa de inflação descontada da meta do ano corrente e do ano seguinte, assim como apresentado na fórmula (38) do capítulo anterior, PLIV\_1 e PMON\_1 representam os preços livres e monitorados, ambos apresentados como variação acumulada em 12 meses, fornecidas pelo IBGE, DES\_2 é a taxa de desemprego mensal descontada da taxa de desemprego natural, VPI\_2 é a variação da produção física industrial acumulada em 12 meses, para cada mês, descontada da sua taxa de variação natural, e VPIM\_2 é a variação da produção física industrial em relação ao mesmo mês do ano anterior, também descontada da sua tendência. As tendências para a *proxy* do produto foram executadas com Filtro HP, enquanto o número depois do *underline*, se existente, representa o *lag* imposto na variável.

O teste foi executado com tendência e intercepto, somente com intercepto e sem tendência e sem intercepto para cada série se necessário, nessa ordem, testando o próximo se as variáveis de tendência e intercepto não fossem significativas. Apresentamos somente a melhor alternativa, mostrando que todas elas são estacionárias, apesar de a taxa SELIC ser estacionária com intercepto e tendência.



Além das variáveis apresentadas, testamos nos modelos outras variáveis, chamadas de variáveis *dummy*. Utilizamos três, a *dummy* para o período de Armínio Fraga (AFD), entre 2000 e 2002, a *dummy* para o período de Henrique Meirelles (MEID), entre 2003 e 2010 e a *dummy* para o período de Alexandre Tombini (TOMD), entre 2011 e 2014, respectivos períodos como presidentes do Banco Central do Brasil. Ou seja, utilizando apenas uma delas estamos isolando parte do efeito das variáveis do modelo para aqueles anos, tomando como base o período que a variável *dummy* não está ativa, no caso, os anos em que o presidente não foi o da variável *dummy* introduzida. Com duas *dummies* no modelo, por exemplo AFD e TOMD, a base passa a ser os anos nos quais Henrique Meirelles foi o presidente do Banco Central do Brasil (2003-2010), que definimos para todo seu período como presidente, já que queremos analisar os diferentes presidentes. As *dummies* também foram testadas multiplicando as variáveis dos modelos escolhidos.

Como já apresentado no estudo, o Regime de Metas de Inflação brasileiro começou em 1999. Apesar disso, faremos a estimação excluindo os meses de 1999 da análise, já que o regime de política monetária havia sido modificado em um momento turbulento da economia brasileira. As tabelas apresentadas conterão dados importantes dos modelos, como o  $R^2$  e o  $R^2$  ajustado, as estatísticas  $t$  de cada variável e o teste Breusch-Godfrey para correlação serial, também chamado de teste LM, feito com 2 *lags*. Já a heterocedasticidade não gera viés nas estimações, mas a modificação na variância dos parâmetros causa valores diferentes para estatística  $t$ , podendo gerar  $p$ -valores que induziriam erroneamente a aceitar ou rejeitar o quão significativa é a variável. Neste trabalho, utilizamos do processo de White em todas as estimações, com objetivo de obter maior segurança na significância das variáveis utilizadas.

Os modelos utilizando o desemprego descontado de seu filtro HP e com a variável de preços monitorados, ou seja, a variação dos preços monitorados acumulados em 12 meses descontada das metas de inflação corrente e futura, com pesos conforme o mês do ano corrente, não estão presentes por não apresentarem bons resultados nas estimações. Nesse trabalho, adotamos a estratégia de inicialmente apresentar um modelo mais simples e ir adicionando novas variáveis dependentes, escolhendo os modelos que parecem ter sinais corretos nas variáveis e que tenham bons resultados. Começamos com o Modelo I, sem considerar preços livres e variáveis *dummy*. Todos os modelos foram estimados com o software econométrico EViews. Obtemos, assim:

**Tabela 2- Modelo I**

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.267251	0.079303	3.369973	0.0009
R_1	1.678434	0.086631	19.37447	0.0000
R_2	-0.704971	0.086641	-8.136671	0.0000
DINF	0.058554	0.027174	2.154757	0.0326
VPIM_2	0.009259	0.003751	2.468314	0.0145
AFD	0.206361	0.084359	2.446218	0.0154
R-squared	0.996258	Mean dependent var		14.18785
Adjusted R-squared	0.996150	S.D. dependent var		4.610462
S.E. of regression	0.286068	Akaike info criterion		0.367594
Sum squared resid	14.23932	Schwarz criterion		0.474026
Log likelihood	-27.08346	Hannan-Quinn criter.		0.410748
F-statistic	9264.107	Durbin-Watson stat		1.773540
Prob(F-statistic)	0.000000			
Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:				
F-statistic	1.872881	Prob. F(2,172)		0.1568
Obs*R-squared	3.836434	Prob. Chi-Square(2)		0.1469

Fonte: Elaborado pelo autor.

Começamos com o Modelo I, modelo que possui como variáveis explicativas uma constante, duas taxas de juros defasadas, a expectativa de inflação, a variável *proxy* para a atividade econômica como a variação da produção física industrial do mês corrente em relação ao mesmo do ano anterior e uma variável *dummy* para os anos de Armínio Fraga como presidente do Banco Central. A tabela mostra que todas as variáveis são significativas ao nível de 5%, o que é um bom sinal. A variável correspondente ao diferencial de inflação parece mais importante que a *proxy* da atividade econômica para explicar a taxa SELIC nominal, R, já que seu coeficiente é bem maior. A *proxy* AFD mostra que para o período Armínio Fraga a taxa SELIC natural seria maior que no período restante, já que seu coeficiente é positivo.

Como ocorrerá com os outros modelos também, temos um alto  $R^2$  e  $R^2$  ajustado e um teste F enorme, indicando, respectivamente, que as variáveis independentes dos modelos explicam quase 100% da variável dependente e que elas são em conjunto, muito significativas para modelar a taxa SELIC. No primeiro modelo ainda percebemos que o teste LM não pode ser rejeitado ao nível de 10%, podendo indicar que não há correlação serial.

**Tabela 3- Modelo II**

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.516255	0.128862	4.006250	0.0001
R_1	1.626948	0.089127	18.25428	0.0000
R_2	-0.670260	0.086835	-7.718743	0.0000
DINF	0.100224	0.035014	2.862415	0.0047
VPIM_2	0.008196	0.003742	2.190414	0.0298
TOMD	-0.199123	0.069243	-2.875723	0.0045
AFD	0.213703	0.082378	2.594186	0.0103
R-squared	0.996419	Mean dependent var		14.18785
Adjusted R-squared	0.996294	S.D. dependent var		4.610462
S.E. of regression	0.280660	Akaike info criterion		0.334764
Sum squared resid	13.62717	Schwarz criterion		0.458934
Log likelihood	-23.12874	Hannan-Quinn criter.		0.385110
F-statistic	8021.818	Durbin-Watson stat		1.771206
Prob(F-statistic)	0.000000			
Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:				
F-statistic	1.924451	Prob. F(2,171)		0.1491
Obs*R-squared	3.962292	Prob. Chi-Square(2)		0.1379

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nos modelo seguinte foi adicionada a *proxy* do período de Alexandre Tombini como presidente do Banco Central do Brasil (TOMD). Nota-se que o p-valor do teste LM mudou muito pouco de um modelo para o outro, enquanto a adição dessa variável tornou a variável DINF mais significativa e com um coeficiente maior. Ainda vamos adicionar a variável PLIV\_1 nos modelos, verificando sua significância.

Testamos também alguns modelos com a variável dependente defasada três vezes, com intuito de não rejeitar mais fortemente a ausência de correlação serial. Para esses casos também testamos os modelos com VPI\_2 e VPIM\_2, escolhendo a melhor variável *proxy* do Produto Interno Bruto possível.

Os modelos com R\_1, R\_2 e R\_3 com a variável AFD não apresentaram valores tão bons quanto esses. Por isso, adicionamos duas variáveis *dummy* presentes, AFD e TOMD. Testaremos, primeiramente, a adição dos preços livres com as variáveis AFD e AFD com TOMD no mesmo modelo.

Esses modelos adicionaram a variável de preços livres no modelo, que se apresenta bem significativa, ao contrário do que ocorre com a adição dos preços monitorados. As variáveis

**Tabela 4- Modelo III**

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.519871	0.156323	3.325627	0.0011
R_1	1.602999	0.082231	19.49387	0.0000
R_2	-0.629890	0.080455	-7.829088	0.0000
DINF	0.151867	0.047097	3.224545	0.0015
PLIV_1	-0.052566	0.022054	-2.383496	0.0182
VPIM_2	0.009859	0.003652	2.699842	0.0076
AFD	0.156474	0.079462	1.969176	0.0505
R-squared	0.996432	Mean dependent var		14.18785
Adjusted R-squared	0.996309	S.D. dependent var		4.610462
S.E. of regression	0.280112	Akaike info criterion		0.330855
Sum squared resid	13.57401	Schwarz criterion		0.455026
Log likelihood	-22.77696	Hannan-Quinn criter.		0.381201
F-statistic	8053.347	Durbin-Watson stat		1.769135
Prob(F-statistic)	0.000000			
Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:				
F-statistic	1.966305	Prob. F(2,171)		0.1431
Obs*R-squared	4.046528	Prob. Chi-Square(2)		0.1322

Fonte: Elaborado pelo autor.

**Tabela 5 - Modelo IV**

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.777566	0.193299	4.022614	0.0001
R_1	1.549330	0.086599	17.89086	0.0000
R_2	-0.593305	0.081999	-7.235537	0.0000
DINF	0.195840	0.053666	3.649217	0.0003
PLIV_1	-0.053440	0.021051	-2.538561	0.0120
VPIM_2	0.008787	0.003631	2.420408	0.0165
AFD	0.163119	0.077941	2.092857	0.0378
TOMD	-0.202716	0.068617	-2.954302	0.0036
R-squared	0.996599	Mean dependent var		14.18785
Adjusted R-squared	0.996461	S.D. dependent var		4.610462
S.E. of regression	0.274283	Akaike info criterion		0.294114
Sum squared resid	12.93976	Schwarz criterion		0.436023
Log likelihood	-18.47026	Hannan-Quinn criter.		0.351652
F-statistic	7200.565	Durbin-Watson stat		1.774271
Prob(F-statistic)	0.000000			
Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:				
F-statistic	1.859282	Prob. F(2,170)		0.1589
Obs*R-squared	3.853023	Prob. Chi-Square(2)		0.1457

Fonte: Elaborado pelo autor.

no geral apresentam elevada significância, e os preços livres apresentam sinais negativos, enquanto o teste LM praticamente não apresenta mudanças. Nos dois modelos, a variável DINF apresentou coeficientes maiores que anteriormente, apresentando outro ponto positivo para esses modelos. O modelo com uma *dummy* indica que o período de Armínio Fraga parece ter sido mais duro que o restante com relação a inflação, pois seu coeficiente é positivo. Ocorre o mesmo resultado no último modelo apresentado, que possui duas *dummies*, sendo a base de comparação, agora, o período de Henrique Meirelles. Esse modelo também mostra que Alexandre Tombini parece ter sido o mais leviano dos três no combate a inflação, apresentando coeficiente negativo na sua variável TOMD. Agora, apresentamos alguns modelos com três defasagens da variável dependente, representados por:

**Tabela 6 - Modelo V**

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.745764	0.185589	4.018360	0.0001
R_1	1.657515	0.098659	16.80036	0.0000
R_2	-0.840520	0.151159	-5.560508	0.0000
R_3	0.140656	0.075677	1.858649	0.0648
DINF	0.201637	0.054561	3.695622	0.0003
PLIV_1	-0.053159	0.020514	-2.591317	0.0104
VPIM_2	0.009050	0.003605	2.510538	0.0130
AFD	0.152749	0.076445	1.998140	0.0473
TOMD	-0.196477	0.068578	-2.865025	0.0047
R-squared	0.996678	Mean dependent var		14.18785
Adjusted R-squared	0.996522	S.D. dependent var		4.610462
S.E. of regression	0.271891	Akaike info criterion		0.281879
Sum squared resid	12.64117	Schwarz criterion		0.441527
Log likelihood	-16.36914	Hannan-Quinn criter.		0.346610
F-statistic	6412.323	Durbin-Watson stat		1.975102
Prob(F-statistic)	0.000000			
Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:				
F-statistic	0.180504	Prob. F(2,169)		0.8350
Obs*R-squared	0.383686	Prob. Chi-Square(2)		0.8254

Fonte: Elaborado pelo autor.

A diferença entre as variáveis desse e do próximo modelo é apenas a variável *proxy* do PIB, representando as variações do mês em relação ao mesmo mês do ano anterior ou das variação acumulada em 12 meses, ambos relativos a produção física industrial. Ambos continuam mostrando a mesma interpretação obtida anteriormente para as variáveis *dummy*. Esses dois

aparentam ser parecidos, entretanto o primeiro não tem o terceiro *lag* da variável dependente significativo a 5%, enquanto o segundo apresenta teste LM menos favorável. O modelo abaixo apresenta constante maior e p-valores um pouco menores.

**Tabela 7 - Modelo VI**

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.020234	0.208695	4.888627	0.0000
R_1	1.608480	0.100046	16.07748	0.0000
R_2	-0.851087	0.147872	-5.755551	0.0000
R_3	0.186345	0.077822	2.394523	0.0177
DINF	0.272594	0.060601	4.498156	0.0000
PLIV_1	-0.072270	0.021462	-3.367297	0.0009
VPI_2	0.022066	0.006216	3.549813	0.0005
AFD	0.147850	0.074882	1.974443	0.0499
TOMD	-0.307387	0.078142	-3.933715	0.0001
R-squared	0.996778	Mean dependent var		14.18785
Adjusted R-squared	0.996627	S.D. dependent var		4.610462
S.E. of regression	0.267757	Akaike info criterion		0.251230
Sum squared resid	12.25961	Schwarz criterion		0.410878
Log likelihood	-13.61070	Hannan-Quinn criter.		0.315960
F-statistic	6612.565	Durbin-Watson stat		1.942947
Prob(F-statistic)	0.000000			
Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:				
F-statistic	0.907706	Prob. F(2,169)		0.4054
Obs*R-squared	1.913024	Prob. Chi-Square(2)		0.3842

Fonte: Elaborado pelo autor.

Com esses modelos apresentados tentamos, finalmente, modelos com mais variáveis *dummies*, utilizando variáveis *dummy* multiplicadas pelas variáveis do modelo, com intuito de modificar o sinal da variável de preços livres, que até agora se apresentou negativo. Testamos, primeiramente, adicionando ao modelo as variáveis AFD multiplicada por R\_1 e por PLIV\_1, além da variável TOMD multiplicada por LIVRES\_1. Os resultados são apresentados a seguir, mostrando que as variáveis são bastante significativas, incluindo as *dummies* multiplicadas. O teste LM, feito para dois *lags*, mostra um p-valor bem parecido com o do modelo apresentado anteriormente, com três *lags* da variável dependente, mas com menos variáveis *dummy* incluídas. O modelo abaixo ainda apresenta PLIV\_1 com sinal negativo, enquanto esse valor multiplicado por AFD e TOMD apresenta valor positivo e maior que o do período base, o de Henrique Meirelles.

**Tabela 8 - Modelo VII**

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.678780	0.190611	3.561070	0.0005
R_1	1.574192	0.082309	19.12542	0.0000
R_2	-0.606706	0.079209	-7.659562	0.0000
DINF	0.164249	0.054378	3.020483	0.0029
PLIV_1	-0.061170	0.022805	-2.682317	0.0080
VPIM_2	0.008150	0.003328	2.448575	0.0154
AFD	1.958303	0.671605	2.915853	0.0040
AFD*R_1	-0.160067	0.048125	-3.326081	0.0011
AFD* PLIV_1	0.184705	0.058515	3.156541	0.0019
TOMD	-0.777207	0.272308	-2.854143	0.0049
TOMD* PLIV_1	0.094308	0.038240	2.466187	0.0147
R-squared	0.997086	Mean dependent var		14.18785
Adjusted R-squared	0.996913	S.D. dependent var		4.610462
S.E. of regression	0.256149	Akaike info criterion		0.173050
Sum squared resid	11.08849	Schwarz criterion		0.368175
Log likelihood	-4.574521	Hannan-Quinn criter.		0.252165
F-statistic	5782.141	Durbin-Watson stat		2.025433
Prob(F-statistic)	0.000000			
Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:				
F-statistic	0.961747	Prob. F(2,167)		0.3843
Obs*R-squared	2.049620	Prob. Chi-Square(2)		0.3589

Fonte: Elaborado pelo autor.

O resultado do modelo VII parece indicar que é o período de Henrique Meirelles que está tornando o sinal de PLIV\_1 negativo. Assim, estimamos um modelo parecido com esse, mas utilizando os dois anos de Armínio Fraga como Presidente do Banco Central do Brasil como base para estimação. O modelo VIII indica que nossa posição estava correta, pois conseguimos tornar todas as variáveis significativas, e, finalmente, obtendo um coeficiente para PLIV\_1 positivo. Por fim, ainda estimamos o modelo IX e XX, que nada mais são que o modelo II estimado com três defasagens da variável dependente e com as duas variáveis mais úteis para o explicar o produto, separadamente. Apresentamos, a seguir, os modelos VIII, IX e X.

**Tabela 9- Modelo VIII**

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.534351	0.694871	3.647224	0.0004
R_1	1.405622	0.091309	15.39407	0.0000
R_2	-0.582135	0.078904	-7.377723	0.0000
DINF	0.187595	0.051309	3.656172	0.0003
PLIV_1	0.086567	0.042653	2.029554	0.0440
VPIM_2	0.007690	0.003417	2.250552	0.0257
MEID	-1.780806	0.633797	-2.809743	0.0055
MEID*R_1	0.140182	0.041128	3.408442	0.0008
MEID* PLIV_1	-0.153788	0.041790	-3.680026	0.0003
TOMD	-3.142219	0.830044	-3.785606	0.0002
TOMD*R_1	0.155187	0.046005	3.373240	0.0009
R-squared	0.997060	Mean dependent var		14.18785
Adjusted R-squared	0.996887	S.D. dependent var		4.610462
S.E. of regression	0.257256	Akaike info criterion		0.181672
Sum squared resid	11.18450	Schwarz criterion		0.376797
Log likelihood	-5.350441	Hannan-Quinn criter.		0.260786
F-statistic	5732.360	Durbin-Watson stat		1.957337
Prob(F-statistic)	0.000000			
Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:				
F-statistic	0.357076	Prob. F(2,167)		0.7003
Obs*R-squared	0.766468	Prob. Chi-Square(2)		0.6817

Fonte: Elaborado pelo autor.

Os modelos IX e X, apesar de não possuírem a variável PLIV\_1, são também significativos e parecem explicar bem o período estudado, cada um com sua vantagem: com VPIM\_2 o R\_3 não se torna tão significativo, mas o p-valor do teste LM se apresenta maior, ao contrário do que ocorre no modelo X. Os dois modelos ainda parecem confirmar a diferença entre os presidentes do Banco Central do Brasil que havia sido identificada anteriormente. Os dois últimos modelos testados são apresentados a seguir:



**Tabela 10- Modelo IX**

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.485458	0.123830	3.920361	0.0001
R_1	1.736021	0.108238	16.03886	0.0000
R_2	-0.920036	0.169133	-5.439715	0.0000
R_3	0.142346	0.079874	1.782129	0.0765
DINF	0.106599	0.035751	2.981705	0.0033
VPIM_2	0.008465	0.003698	2.288879	0.0233
AFD	0.202940	0.080353	2.525591	0.0125
TOMD	-0.192828	0.069022	-2.793710	0.0058
R-squared	0.996499	Mean dependent var		14.18785
Adjusted R-squared	0.996356	S.D. dependent var		4.610462
S.E. of regression	0.278298	Akaike info criterion		0.323177
Sum squared resid	13.32135	Schwarz criterion		0.465086
Log likelihood	-21.08592	Hannan-Quinn criter.		0.380715
F-statistic	6993.604	Durbin-Watson stat		1.982063
Prob(F-statistic)	0.000000			
Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:				
F-statistic	0.122197	Prob. F(2,170)		0.8851
Obs*R-squared	0.258399	Prob. Chi-Square(2)		0.8788

Fonte: Elaborado pelo autor.

**Tabela 11- Modelo X**

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.606161	0.132504	4.574653	0.0000
R_1	1.734769	0.107323	16.16397	0.0000
R_2	-0.953347	0.166019	-5.742407	0.0000
R_3	0.168109	0.080967	2.076273	0.0394
DINF	0.127427	0.036679	3.474104	0.0006
VPI_2	0.013206	0.005080	2.599468	0.0101
AFD	0.212608	0.079734	2.666468	0.0084
TOMD	-0.263882	0.073998	-3.566050	0.0005
R-squared	0.996486	Mean dependent var		14.18785
Adjusted R-squared	0.996343	S.D. dependent var		4.610462
S.E. of regression	0.278815	Akaike info criterion		0.326890
Sum squared resid	13.37091	Schwarz criterion		0.468799
Log likelihood	-21.42012	Hannan-Quinn criter.		0.384428
F-statistic	6967.591	Durbin-Watson stat		1.950109
Prob(F-statistic)	0.000000			
Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:				
F-statistic	1.859659	Prob. F(2,170)		0.1589
Obs*R-squared	3.853788	Prob. Chi-Square(2)		0.1456

Fonte: Elaborado pelo autor.

## 5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Depois de estimados os diversos modelos, concluímos que os melhores modelos estimados foram os das tabelas VIII, IX e X, dados por:

*Modelo VIII:*

$$R = 2,534351 + 1,405622R_1 - 0,582135R_2 + 0,187595DINF + 0,086567PLIV_1 + 0,007690VPIM_2 - 1,780806MEID + 0,140182MEID * R_1 - 0,153788MEID * PLIV_1 - 3,142219TOMD + 0,155187TOMD * R_1 \quad (39)$$

*Modelo IX:*

$$R = 0,485458 + 1,736021R_1 - 0,920036R_2 + 0,142346R_3 + 0,106599DINF + 0,008465VPIM_2 + 0,202940AFD - 0,192828TOMD \quad (40)$$

*Modelo X:*

$$R = 0,606161 + 1,734769R_1 - 0,953347R_2 + 0,168109R_3 + 0,127427DINF + 0,013206VPI_2 + 0,212608AFD - 0,263882TOM \quad (41)$$

Esses modelos apresentam variáveis bastante significativas, elevado  $R^2$  e  $R^2$  ajustado e ausência de correlação serial, como esperado, pois mesmo vários dos modelos descartados também tinham essas características. Além disso, os modelos dizem, superficialmente, o mesmo, que a autoridade monetária leva em conta (ou pelo menos se comporta dessa forma, mesmo sem intenção) as expectativas de inflação (descontadas da meta) e o produto (ou uma variável *proxy* deste), descontado do produto potencial, para definir a chamada taxa básica de juros da economia brasileira, a taxa SELIC.

Estimamos diversos modelos, e duas variáveis não apareceram nas estimações: a variação acumulada em 12 meses de preços monitorados e a *proxy* do produto como o desemprego descontado de sua tendência. Como todas essas variáveis relacionadas com o produto foram testadas com dois *lags*, devido à sua publicação dois meses atrasada, a variável do desemprego não se mostrou muito significativa, talvez porque a autoridade monetária teria como, aproximadamente, antecipar esse valor, por exemplo, com notícias de grande quantidade de demissões por parte das empresas ou por pedidos de seguro desemprego. Entretanto, decidimos utilizar expectativas somente na variável mais importante desse regime, a inflação. Já os preços

monitorados realmente não deveriam ser significativos, diferentemente do desemprego, pois esses são definidos “fora do mercado”, como ocorre com a gasolina no Brasil, por exemplo.

No modelo VIII há diversas variáveis importantes para explicar a taxa SELIC nominal, sendo elas a própria taxa de juros defasada em um e dois *lags*, a soma do diferencial das expectativas de inflação do ano corrente e do ano posterior em relação à meta do ano corrente e posterior, respectivamente, ponderados conforme o mês do ano, a variação dos preços livres acumulados nos últimos 12 meses, com um *lag* de um mês, a variação da produção industrial com relação ao mesmo mês do ano anterior, descontada de sua tendência, as variáveis *dummy* para o período Meirelles e Tombini, em nível, além de suas multiplicações pela taxa SELIC defasada em um *lag* e a multiplicação da *dummy* MEID (Meirelles) multiplicada pelos preços livres defasados em um *lag*. Para os outros dois modelos retiramos as variáveis *dummy* multiplicativas e a variação dos preços livres com *lag* de um mês.

O modelo VIII, com muitas variáveis, foi o único testado que deixou as variáveis significativas e com PLIV\_1 positivo. Nos outros modelos essa variável apresentou coeficientes negativos, ou seja, uma inflação de preços livres maior levaria a queda da taxa SELIC, o que não parece fazer muito sentido. Rodando esse modelo podemos perceber que isso ocorreu devido ao período de Henrique Meirelles, pois essa variável isolada seu período apresenta um coeficiente bem negativo, o que não acontece para os outros dois presidentes. Como Henrique Meirelles ficou mais da metade do tempo desse estudo no cargo de presidente, esse valor acabou influenciando os demais resultados.

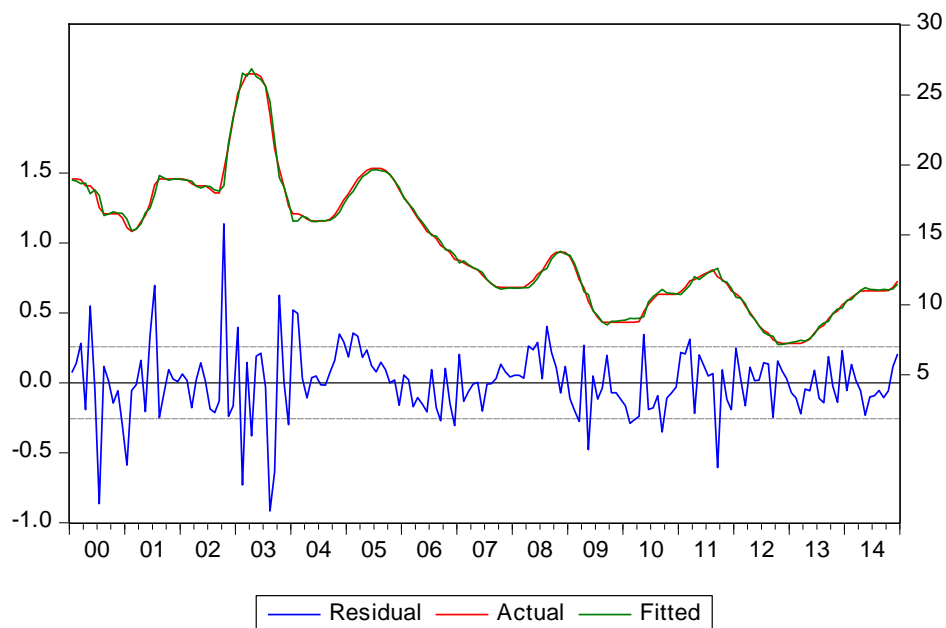
Desses modelos, destacamos que a inflação se apresentou muito mais representativa que a variável relativa ao produto, o que converge para o resultado presente na literatura. A diferença nesse trabalho foi muito grande, sendo que os coeficientes da inflação nos três modelos escolhidos são aproximadamente 10 vezes maior que o coeficiente do produto. Além disso, a soma dos coeficientes da taxa SELIC defasada é muito próxima de um em todos os modelos, indicando que o juro deve ser uma “variável rígida”, sendo muito explicada pelos seus valores passados. Além disso, utilizamos o procedimento de White para correção do erro padrão, melhorando a confiabilidade nas estatísticas  $t$ .

Vimos que a política monetária brasileira pode ser estimada por uma Regra de Taylor, e mais ainda, que a reação da política monetária foi bem diferente no período de cada um dos presidentes, o que ficou evidente em todas as estimações apresentadas no trabalho. Podemos

afirmar que Alexandre Tombini foi o mais leniente com a inflação, enquanto Armínio Fraga foi o menos tolerante, restando Henrique Meirelles na posição intermediária.

Por fim, exemplificamos a estimação com o gráfico do modelo VIII, em verde, juntamente com a SELIC que verdadeiramente ocorreu, em vermelho, e com o resíduo da equação, em azul, mostrando o quão próximo foram os valores estimados por esse modelo.

**Gráfico 8 - Modelo VIII, SELIC e Resíduos**



Fonte: Elaborado pelo autor.

## REFERÊNCIAS

- AKERLOF, G.A; DICKENS, W. T; PERRY G.L. The macroeconomic of low inflation. Brookings Papers on Economic Activity, Cambridge v.27, n. 1, p. 1–76, 2004.
- ARAUJO, A.; SANTOS, R.. Inflation targeting, credibility and confidence crises. Banco Central do Brasil. Working Paper Series, n. 140, 2007.
- BERNANKE, B.; LAUBACH, T.; MISHKIN, F. & Posen, A. Inflation targeting. Princeton, Princeton University Press, 1999.
- BERNANKE, B. S; MISHKIN, F. S. Inflation targeting: a new framework for monetary policy? National Bureau of Economic Research, Cambridge, Working Paper 5893, p.1-29, Jan. 1997.
- BEVILAQUA, A.; MESQUITA, M.; MINELLA, A. Brazil: taming inflation expectations, Banco Central do Brasil, Working Paper Series n 129, Brasília, 2007.
- BLANCHARD, O. Fiscal dominance and inflation targeting: lessons from Brazil. National Bureau of Economic Research, Cambridge, Working Paper 10389, p.1-34, Mar. 2004.
- BOGDANSKI, J; TOMBINI, A.A; WERLANG, S. R. C. Implementing inflation target in Brazil. Working Paper Series, Brasília, n. 1, p. 1-29, jul 2000.
- BUENO, R. L. S. Econometria de séries temporais. São Paulo, Cengage Learning, 2008.
- CALVO, G. A. Capital markets and the exchange rate, with special reference to dollarization debate in Latin America. Journal of Money, Credit and Banking, Ohio, v.33, n.2, p. 312-334, Mai. 2001.
- CALVO, G. A; REINHART, C. M. Fear of floating. National Bureau of Economic Research, Cambridge, Working Paper 7993, p.1-64, Nov. 2000.
- CECCHETTI, S. G; EHRMANN, M. Does inflation targeting increase output volatility? An international comparison of policymakers' preferences and outcomes. National Bureau of Economic Research, Cambridge, Working Paper 7426, p.1-63, Dez. 1999.
- CLARIDA, R.; GALÍ, J.; GERTLER, M. Monetary policy rules in practice: some international evidence. European Economic Review, v. 42, pp. 1033-1067, jun. 1998.
- CORBO, V; LANDERRETICHE, O; SCHMIDT-HEBBEL, K. Does inflation targeting make a difference? Central Bank of Chile, Santiago, 2001.
- CORSETTI, G; DEDOLA, L; LEDUC, S. Optimal monetary policy in open economies. B.M. Friedman e Woodford, Handbook of Monetary Economics, volume 3, Amsterdam: North-Holland, 2010.

DE JONG, R.; SAKARYA, N. The Econometrics of the Hodrick-Prescott Filter. Ohio State University: Columbus, OH, USA, 2013.

DE MELLO, L; MOCCERO, D. Policy and macroeconomic stability in Latin America: The cases of Brazil, Chile, Colombia and Mexico. Monetary policies and inflation targeting in emerging economies, OECD, Paris (2008)

FAVERO, C. A; GIAVAZZI, F. Inflation targeting and debt: lessons from Brazil. National Bureau of Economic Research, Cambridge, Working Paper 10390, p.1-21, Mar. 2004.

FRAGA, A; GOLDFAJN, I; MINELLA, A. Inflation targeting in emerging market economies. National Bureau of Economic Research Annuals, Cambridge, v.18, n 1, p.365-416, Abr. 2004.

FRIEDMAN, M. The role of monetary policy. The American Economic Review, Pittsburgh, V. LVIII, n.1, p. 1-17, Mar 1968.

GERTLER, M.; KARADI, P. A model of unconventional monetary policy. Journal of Monetary Economics, v. 58, n. 1, p. 17–34, 2011.

HAYEK, F.A. Unemployment and monetary policy: government as generator of the “business cycle”. San Francisco: Cato Institute, 1979.

JUDD, J.; RUDEBUSH, G. D. Taylor’s rule and the Fed: 1970-1997. Federal Reserve Bank of San Francisco. Economic Review, n. 3, p. 3-16, 1998.

MASSON, P.R.; SAVASTANO, M.; SHARMA, S. The scope for inflation targeting in developing countries. International Monetary Fund Working Paper, out. 1997.

MINELLA, A.; FREITAS, P.; GOLDFAJN.; MUINHOS, M. Inflation targeting in Brazil: lessons and challenges. Brasília, Banco Central do Brasil, Working Paper Series, n. 53, p. 1-47, 2002.

MISHKIN, F. S. Can inflation targeting work in emerging countries? National Bureau of Economic Research, Cambridge, Working Paper 10646, p.1-34, Jul. 2004.

MISHKIN, F. S. Inflation targeting in emerging market countries. National Bureau of Economic Research, Cambridge, Working Paper 7618, p.1-12, Mar. 2000.

MISHKIN, F. S; SCHMIDT-HEBBEL, K. One decade of inflation targeting in the world: what do we know and what do we need to know? National Bureau of Economic Research, Cambridge, Working Paper 8397 p.1-39, Jul. 2001.

MISHKIN, F. S; SCHMIDT-HEBBEL, K. Does inflation targeting make a difference? National Bureau of Economic Research, Cambridge, Working Paper 5893, p.1-63, Jan. 2007.

PALMA, A.A.; PORTUGAL, M.S. Preferences of the Central Bank of Brazil under the inflation targeting regime: commitment vs. discretion. Revista Brasileira de Economia, 65, 347-358, 2011.

RAVN, M. O.; UHLIG, H. On adjusting the HP-filter for the frequency of observations. The Review of Economics and Statistics. 84 (2): 371-375, 2002.

SARGENT, T. e WALLACE, N. Some unpleasant monetarist arithmetic. Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review, 5, p. 1-17.

SILVA, M. E. A. da; PORTUGAL, M. S. Inflation targeting in Brazil: an empirical evaluation. Porto Alegre: PPGE/UFRGS, Texto para Discussão 10, 2001.

TABAK, B.M. Monetary policy surprises and the brazilian term structure of interest rate. Brasília, Banco Central do Brasil. Working Paper Series, n.70, 2003.

TAYLOR, J. Discretion versus policy rules in practice. Carnegie-Rochester Conference on Public Policy. Stanford University, v.3, n39, p 195-214, 1993.

TAYLOR, M. and DAVRADAKIS, E. Interest rate setting and inflation targeting: Evidence of a nonlinear Taylor rule for the United Kingdom. Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics, artigo 1, 2006.