

Universidade Federal de Santa Catarina - UFSC
Centro Sócio-Econômico - CSE
Departamento de Economia e Relações Internacionais - CNM

RICHARD SCHNORRENBARGER

COMPORTAMENTO DA FUNÇÃO DE REAÇÃO DO BANCO CENTRAL DO BRASIL:
Uma análise para o período do Sistema de Metas de Inflação

FLORIANÓPOLIS
2014

RICHARD SCHNORRENBARGER

**COMPORTAMENTO DA FUNÇÃO DE REAÇÃO DO BANCO CENTRAL DO BRASIL:
Uma análise para o período do Sistema de Metas de Inflação**

Monografia submetida ao curso de Ciências
Econômicas da Universidade Federal de Santa
Catarina como requisito obrigatório para a
obtenção do grau de Bacharelado.

Orientador: Roberto Meurer

**FLORIANÓPOLIS
2014**

RICHARD SCHNORRENBERGER

COMPORTAMENTO DA FUNÇÃO DE REAÇÃO DO BANCO CENTRAL DO BRASIL:

Uma análise para o período do Sistema de Metas de Inflação

**UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA CATARINA
CURSO DE GRADUAÇÃO EM CIÊNCIAS ECONÔMICAS**

A Banca Examinadora resolveu atribuir a nota 10,00 ao aluno Richard Schnorrenberger na disciplina CNM 7107 – Monografia, pela apresentação deste trabalho.

Banca Examinadora:

Prof. Dr. Roberto Meurer
Orientador

Prof. Dr. André Alves Portela Santos
Membro da Banca

Prof. Dr. Guilherme Valle Moura
Membro da Banca

AGRADECIMENTOS

Eu gostaria de agradecer profundamente e demonstrar minha gratidão aos meus pais, Alípio e Érica, por terem me incentivado, apoiado e acreditado no meu potencial. Desde sempre, me forneceram as bases e valores fundamentais para meu desenvolvimento e viabilizaram as melhores condições para meu estudo. Acredito que devo tudo à educação que recebi de vocês e tenho como compromisso gerar a contrapartida devida. Agradeço ao meu irmão Rodrigo que cresceu ao meu lado e esteve presente nos momentos inesquecíveis, principalmente aqueles de descontração. Tenho prazer e orgulho de compartilhar dessa família excepcional.

Quero agradecer particularmente à minha namorada e companheira Karina Buss, que desde minha adolescência partilha de minhas conquistas. Sua companhia sempre me alegra e me torna uma pessoa mais feliz. Agradeço a você por tudo, pois és a pessoa mais especial de minha vida.

Em especial, gostaria de agradecer ao meu orientador na monografia e pesquisa de iniciação científica, Prof. Roberto Meurer, por todas as oportunidades que me ofereceu, pelas inúmeras dúvidas resolvidas, pela sua sempre prontidão em me atender e pelas grandes contribuições aos meus trabalhos.

Aos demais professores e colegas de curso que contribuíram de alguma forma para a minha formação acadêmica. À todos os meus amigos que construí desde a infância, pela amizade, companheirismo e apoio em todos os momentos de minha vida.

Este prazer de estar com todos vocês se transforma numa fonte de motivação interna. Manifesto à todos meu obrigado.

RESUMO

A função de reação do Banco Central expressa as preferências da autoridade monetária em relação aos desvios da inflação à sua meta e ao hiato do produto. O presente trabalho investiga estas preferências e possíveis assimetrias nos objetivos do Banco Central do Brasil durante o período do sistema de metas para inflação, aplicando e estendendo o modelo de Clarida, Galí e Gertler (1999) com abordagem *forward-looking*. A econometria de séries temporais é empregada como principal ferramenta estatística para obtenção dos resultados. Os resultados indicam que o Banco Central do Brasil tem conduzido uma política monetária com preferências assimétricas em relação aos seus objetivos. O formulador de política monetária é mais sensível à estabilidade de preços, mas também se atenta aos movimentos do hiato do produto e suaviza intertemporalmente a taxa de juros de curto prazo. Ainda, a autoridade monetária reagiu com maior intensidade aos preços dos itens administrados nas gestões de Armínio Fraga e Henrique Meirelles e aos preços livres na gestão de Alexandre Tombini. Foram identificadas oscilações na função de reação em períodos de alta instabilidade financeira, quando ocorrem aumentos do peso da estabilidade de preços na decisão de política monetária. Por fim, o trabalho encontra indícios de ganhos de potência da política monetária ao longo do regime de metas, convergindo aos resultados de análises do Banco Central do Brasil.

Palavras-chave: função de reação, preferências, política monetária, Banco Central do Brasil, inflação, hiato do produto.

ABSTRACT

The Central Bank reaction function indicates the policymaker preferences in relation to deviation of inflation and output to their targets. The present work investigates these preferences and possible asymmetries in Central Bank of Brazil objectives during inflation targeting regime, applying and extending Clarida, Galí and Gertler (1999) model with forward-looking approach. Time series econometrics is used as the main statistical tool for obtaining results. The results indicate that Central Bank of Brazil has conducted a monetary policy with asymmetric preferences in relation to their aims. The policymaker is more sensitive to price stability, but it also concerns with the movements of the output gap and intertemporally smoothing of the short-term interest rate. Also, during Armínio Fraga and Henrique Meirelles managements the monetary authority reacted more strongly to prices of monitored items, while it reacted more strongly to market prices in Alexandre Tombini management. Fluctuations in the reaction function were identified in periods of high financial instability, when increases the weight of price stability in monetary policy decision. Finally, the work finds evidence of power gains in monetary policy during inflation targeting regime, converging to Central Bank of Brazil analysis.

Palavras-chave: reaction function, preferences, monetary policy, Central Bank of Brazil, inflation, output gap.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 Principais mecanismos de transmissão da política monetária brasileira.....	17
Figura 2 Comprometimento do Banco Central do Brasil com a meta de inflação.....	27
Figura 3 Trajetória da taxa Selic, preços livres e preços administrados.....	28
Figura 4 Índice de credibilidade monetária do Banco Central do Brasil	30
Figura 5 Coeficiente recursivo da variável $E\pi_{t,j}$ da equação estimada 4.8.....	45
Figura 6: Coeficiente recursivo da variável y_{t-1} da equação estimada 4.8.....	45
Figuras 7: Coeficientes recursivos da equação estimada 4.14.....	51
Figuras 8: Coeficientes recursivos da equação estimada 4.15.....	52

LISTA DE TABELAS

Tabela 1	Resultados dos testes de raiz unitária para as séries trimestrais.....	39
Tabela 2	Resultados dos testes de raiz unitária para as séries mensais.....	40
Tabela 3	Estimativas da curva IS.....	41
Tabela 4	Estimativas da curva de Phillips.....	42
Tabela 5	Estimativas da função de reação com taxa Selic em nível.....	43
Tabela 6	Estimativas da função de reação separada em preços administrados e preços livres	47
Tabela 7	Estimativas da função de reação dos diferentes governos presidenciais.....	49
Tabela 8	Estimativas da função de reação separada em preços administrados e livres dos diferentes governos presidenciais.....	50

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	9
1.1 Objetivos.....	11
1.1.1 Objetivo Geral.....	11
1.1.1 Objetivos Específicos.....	11
2 REFERENCIAL TEÓRICO	12
2.1 Mecanismos de Transmissão da Política Monetária.....	12
2.1.1 Através do Valor dos Ativos.....	13
2.1.2 O Canal do Crédito.....	14
2.1.3 O Canal da Taxa de Câmbio.....	15
2.1.4 Os Mecanismos de Transmissão na Economia Brasileira.....	16
2.2 Evolução da Teoria Econômica em Relação às Regras de Política Monetária.....	19
2.2.1 A Regra de Taylor.....	19
2.2.2 A Abordagem Novo Keynesiana.....	21
2.3 Sistema de Metas de Inflação e Experiência Brasileira.....	23
2.4 Atuação do Banco Central nos Diferentes Períodos Presidenciais.....	26
3 METODOLOGIA.....	31
4 RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	33
4.1 Modelos Teóricos: a Estrutura da Economia.....	33
4.2 Descrição das Séries.....	35
4.3 Testes de Estacionariedade.....	37
4.4 Estimativas dos Modelos Teóricos: Análises para o Período Todo.....	39
4.4 Estimativas dos Modelos Teóricos: Análises para os Diferentes Períodos Presidenciais.....	47
5 CONCLUSÃO.....	52
6 REFERÊNCIAS.....	54

1. INTRODUÇÃO

A regra de política monetária, também chamada função de reação, propõe a utilização da taxa de juros de curto prazo como instrumento de política no objetivo de influenciar os desvios futuros do produto e da inflação em relação às suas metas. A regra, proposta primeiramente por Taylor (1993), sofreu alterações ao longo do tempo, com o intuito de especificar o modelo mais apropriado para representar o comportamento da política monetária dos diferentes países. A determinação da taxa de juros de curto prazo é derivada do problema de otimização intertemporal da autoridade monetária, que visa minimizar os custos sociais da inflação acima da meta e do emprego abaixo de seu nível potencial. Clarida, Galí e Gertler (1999) romperam com a abordagem *backward-looking* da regra de Taylor e introduziram as expectativas em relação à inflação e hiato do produto, estabelecendo uma função de reação *forward-looking*. Dessa forma, o Banco Central não estaria preocupado com os valores passados da inflação e do hiato do produto, mas sim com seus valores futuros esperados.

Os fundamentos econômicos consideram que os *policymakers* podem apresentar preferências assimétricas em relação aos seus objetivos, isto é, o *trade-off* entre estabilidade de preços e desemprego é viesado. As preferências dependem da conjuntura econômica corrente e das motivações e interesses dos formuladores de política monetária, que no caso brasileiro é o Comitê de Política Monetária (Copom). Em geral, os políticos e o público são comumente mais avessos a diferenças negativas do que a diferenças positivas do produto em relação ao produto potencial (CUKIERMAN, 2000). Semelhantemente, o alto custo social da inflação também torna os formuladores de política monetária mais avessos aos desvios positivos da inflação à meta. Aragón e Portugal (2009) mostram que a política monetária do Banco Central do Brasil (BCB) prioriza a estabilização da inflação durante o regime de metas para inflação.

Os consecutivos insucessos de políticas brasileiras acerca do controle da hiperinflação dos anos 1980 e 1990 foram fundamentais na implementação do sistema de metas de inflação em junho de 1999. Nesse regime, o BCB persegue um objetivo primário, que é atingir a meta de inflação estipulada pelo Conselho Monetário Nacional (CMN). Para isto, a equipe de política monetária fixa níveis para a taxa de juros de curto prazo, a qual é utilizada como principal instrumento de política

monetária. A experiência brasileira mostra ganhos de estabilidade macroeconômica no decorrer do regime de metas para inflação, no sentido de manter um nível de preços baixo e estável. Ainda, o sistema de metas fortalece os mecanismos de transmissão da política monetária, promovendo aumento da potência desta.

Ao longo do regime de metas, a economia brasileira passou por alguns momentos de instabilidade financeira que podem ter provocado mudanças nas preferências da autoridade monetária. Como exemplo, o último trimestre de 2002 é marcado por altas instabilidades e incertezas políticas que afetaram o nível de preços e o mercado cambial. Na mesma linha, o cenário que tomou conta da economia mundial após setembro de 2008 provocou uma rápida e crescente aversão ao risco por parte dos agentes econômicos, frustrando todas as expectativas financeiras e econômicas. O mercado brasileiro de crédito sofreu fortes oscilações, cristalizado pelas posições procíclicas dos bancos privados contrapondo com intervenções anticíclicas do setor público (OLIVEIRA, 2009). Não só os choques mencionados, como também as alternâncias de gestão do Banco Central do Brasil podem ter causado ajustes assimétricos na função de reação.

A temática abordada nos leva ao problema de pesquisa, que se preocupa em analisar o comportamento da política monetária e suas preferências ao longo do sistema de metas de inflação. Para isto, é estimada a estrutura da economia de forma a verificar a dinâmica dos preços e mensurar a restrição da política monetária. Por fim, são estimadas as funções de reação do Banco Central e os coeficientes recursivos, sendo aquelas modificadas conforme a análise requerida.

Em primeiro momento, a literatura econômica da política monetária focou sua atenção na atuação do *Federal Reserve* (FED). Aragón e Portugal (2010), Aragón e Medeiros (2011), Minella *et al.* (2003), Holland (2005), Soares e Barbosa (2006) e Pagano e Rossi Júnior (2009) estenderam a análise para a economia brasileira ao investigar a natureza assimétrica das preferências do Banco Central do Brasil na condução da política monetária durante o regime de metas. Estes trabalhos mostram que a taxa de juros Selic reagiu fortemente aos desvios esperados da inflação à sua meta, revelando uma preferência assimétrica em relação ao controle da inflação.

O presente trabalho contribui para a literatura empírica na medida que estima novas respostas e preferências do BCB em relação aos movimentos dos preços e produto no regime de metas para inflação. Estas reações da autoridade monetária também são testadas com taxa de inflação separada em itens livres e administrados.

1.1 OBJETIVOS

1.1.1 OBJETIVO GERAL

Analisar o comportamento das preferências de política monetária no período que compreende o sistema de metas para inflação. Para tanto, serão estimadas funções de reação lineares do Banco Central do Brasil para verificar a existência de assimetrias em seus dois objetivos finais: desvios da inflação em relação à sua meta, relacionado à estabilidade de preços, e desvios do hiato do produto, relacionado à geração de empregos.

1.1.2 OBJETIVOS ESPECÍFICOS

- Verificar o ajustamento dos valores da taxa básica de juros estabelecidos pelo Copom em relação às variações da taxa de inflação à sua meta e do hiato do produto;
- Estimar os coeficientes das funções de reação do BCB e verificar se as preferências do *policymaker* são assimétricas em relação ao produto, inflação e câmbio;
- Identificar possíveis alterações nas motivações (preferências) do formulador de política monetária no decorrer da última década, particularmente entre os diferentes períodos de mandatos presidenciais;
- Verificar o ajustamento da política monetária em relação às variações da taxa de inflação separada em preços administrados e preços livres.

2. REFERENCIAL TEÓRICO

2.1 MECANISMOS DE TRANSMISSÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA

Enquanto a política fiscal era utilizada como principal instrumento de política econômica entre os anos 1950 e 1970, por agir de forma direta sobre demanda agregada, a política monetária ganha notoriedade a partir dos anos 1980 e 1990, fazendo frente aos níveis de inflação acima de dois dígitos prevalente nos países industrializados (MISHKIN, 1995). Tanto os *policymakers* como os cientistas econômicos acreditavam que a política monetária era incapaz de influenciar significativamente o desempenho macroeconômico de um país. Ao longo dos últimos trinta anos houveram mudanças dramáticas na maneira como os mercados financeiros operam, exigindo um desenvolvimento constante da política monetária no sentido de alcançar a estabilidade de preços (BOIVIN, KILEY e MISHKIN, 2010). Além disso, o fortalecimento dos canais de transmissão da política monetária também possibilitaram um maior controle e poder de resposta sobre os choques adversos da economia.

Visto que a política monetária, principalmente sob regime de metas, procura assegurar taxas de inflação baixas e estáveis, é estritamente necessário definir a flutuação dos preços. De acordo com a teoria econômica, existem dois canais de transmissão de choques que influenciam o nível de preços da economia: a taxa de juros e os choques internos e do setor externo. As oscilações da taxa de juros provocam mudanças nas expectativas dos agentes econômicos em relação às suas decisões de investimento e consumo, nos preços dos ativos e no mercado de crédito. Estas, por sua vez, causam alterações na demanda agregada, e estes afetam os preços. Por outro lado, as autoridades monetárias não têm controle direto sobre os choques internos, como flutuações de safras agrícolas, e externos e seus efeitos sobre o nível doméstico de preços. Assim, o mecanismo de fixação da taxa básica de juros é utilizado como método direto de controle do nível de preços doméstico, justificando sua importância na estabilidade macroeconômica.

A política monetária age de forma indireta sobre suas variáveis objetivo. Ela opera através de canais intermediários que transportam os efeitos de variações da taxa de juros de curtíssimo prazo. A literatura econômica sugere a existência de três mecanismos principais de transmissão da política monetária: através do valor dos

ativos, pelo canal do crédito e pelo canal da taxa de câmbio. Estes canais exercem efeitos de *pass-through* sobre os níveis de poupança, investimento e gasto dos agentes, que por sua vez afeta o nível de preços e emprego da economia, variáveis que representam o *trade-off* das decisões do Banco Central. Estes efeitos de *pass-through* geralmente são defasados, isto é, os canais de transmissão da política monetária exercem efeitos atrasados sobre a demanda agregada.

2.1.1 ATRAVÉS DO VALOR DOS ATIVOS

O mecanismo de transmissão através do valor dos ativos fundamenta-se na existência de uma relação estável entre as taxas de juros de diferentes prazos. Por meio da curva de estrutura a termo da taxa de juros, ou curva de rendimentos, é possível analisar os ajustes entre as taxas de juros (rendimentos) de curtíssimo prazo e longo prazo. Conforme Dornbusch, Fischer e Startz (2011), o preço de um título é igual ao valor presente líquido (VPL) dos cupons, mais o valor de face às taxas de juros correntes. Se um título faz n pagamentos anuais de cupons (c) e retorna o valor de face (F) ao final do ano n , seu preço (P) deve ser:

$$P = \frac{c}{1+i} + \frac{c}{(1+i)^2} + \dots + \frac{c}{(1+i)^n} + \frac{F}{(1+i)^n} \quad (2.1)$$

onde i é igual a taxa de juros de mercado. O preço de mercado do ativo e a taxa de juros (rendimento) de mercado são inversamente relacionados. Portanto, quando i sobe, P necessariamente se reduz.

Supondo que o Banco Central resolve aumentar a taxa de juros de curtíssimo prazo, os investidores detentores de papéis com maturidade imediatamente superiores os venderiam para comprar papéis de curtíssimo prazo, que carregam um ganho de rendimento e menor nível de risco. Num segundo momento, a pressão de venda dos papéis de maturidade maior faria com que seu preço de mercado caísse, subindo, portanto, sua taxa de juros (Carvalho *et al.*, 2007). Esse processo acontece com os papéis de demais maturidades, afetando todo o conjunto de taxas de juros de mercado (deslocamento da curva de rendimentos) e os preços dos ativos financeiros por consequência.

Uma vez demonstrado o processo de variação dos preços dos ativos, a transmissão da política monetária se dá por meio do efeito riqueza, que por fim afeta

o nível de consumo dos agentes detentores de títulos. O efeito riqueza corresponde ao ganho ou perda de valores monetários advindos da variação de preços dos ativos, o que interfere na quantidade de bens e serviços que o agente pode comprar. Destarte, a política monetária opera sobre as decisões de investimento dos agentes, que posteriormente impactam sobre o consumo resultante e assim no nível de atividade e preços da economia.

2.1.2 CANAL DO CRÉDITO

O canal do crédito é o mecanismo utilizado pelo Banco Central para agir sobre o volume de empréstimos disponíveis aos agentes, que em última instância afeta os gastos com investimento e consumo das pessoas. O Banco Central consegue operar neste canal através da compra e venda de títulos no mercado aberto e da taxa do redesconto. Em ambos casos, o Banco Central controla o nível das reservas livres disponíveis aos bancos comerciais, e assim a capacidade de criação de moeda dos mesmos – facilidade dos agentes em contratar empréstimos. Quando o Banco Central vende títulos públicos no mercado aberto, aquele está diminuindo a quantidade de papel moeda em circulação, visto que os bancos comerciais devem reduzir suas reservas bancárias para comprar os títulos. O efeito final é o racionamento de empréstimos concedidos pelo setor bancário. Do contrário, os bancos comerciais vendem seus títulos ao Banco Central, aumentando a base monetária da economia e a capacidade de conceder empréstimos ao público em geral.

A taxa do redesconto representa a taxa de juros que o Banco Central cobra pelos seus empréstimos aos bancos comerciais. Supondo que a política monetária passe por um ciclo de aperto monetário, o Banco Central cobra taxas de juros maiores pelos empréstimos aos bancos tomadores, induzindo uma redução destes.

Assim, a política monetária possui maior potência operando pelo canal do crédito, uma vez que este se utiliza de dois instrumentos. Por exemplo, se a autoridade monetária queira induzir uma contração da atividade econômica para controlar uma taxa de inflação persistente, o Banco Central pode vender títulos com uma taxa de juros (prêmio de rentabilidade) mais elevada ou aumentar a taxa do redesconto. Este comportamento torna atrativa a compra de títulos por parte dos bancos comerciais e ainda reprime o nível de empréstimos que estes tomam junto ao Banco Central. O

resultado final é uma queda das reservas bancárias disponíveis para concessão de empréstimos ao setor não bancário. Por fim, setores da economia mais dependentes de crédito para expansão de suas atividades produtivas, como a indústria de bens de capital e consumo duráveis, obtém menor volume de empréstimos junto aos bancos comerciais, acarretando uma queda da demanda agregada.

2.1.3 O CANAL DA TAXA DE CÂMBIO

Este canal pode ser utilizado somente em países que adotam o regime de câmbio flutuante e que apresentam certa liberalização no movimento de entrada e saída de capitais estrangeiros. Como visto anteriormente, quando o Copom altera o nível da taxa de juros de curtíssimo prazo, ele também altera o rendimento dos ativos financeiros de diferentes maturidades. Esse movimento provoca mudanças na decisão de alocação de capital dos investidores domésticos e estrangeiros. Se os retornos oferecidos pela aplicações domésticas em relação às aplicações estrangeiras sofre variações significativas, os investidores estrangeiros tomam novas decisões de alocação de seus recursos, promovendo uma entrada ou fuga de capitais na economia doméstica. Essa variação de fluxo de capital estrangeiro altera o nível da taxa de câmbio, uma vez que antes de comprar ativos domésticos os investidores estrangeiros demandam moeda doméstica e depois de vender ativos domésticos demandam moeda estrangeira. Finalmente, a taxa de câmbio influencia no poder de compra de bens importados e, mais tarde e indiretamente, no volume de exportações domésticas que age sobre a demanda agregada.

Os investidores quando decidem alocar seu capital entre aplicações domésticas e estrangeiras, também levam em consideração a taxa de câmbio esperada no momento em que forem vender suas aplicações. A teoria da paridade descoberta de taxa de juros analisa essa relação entre movimentos de capitais entre países e os seus diferentes retornos. De acordo com Carvalho (2012), na decisão de alocação entre títulos de dívida norte-americanos e brasileiros, os investidores devem ter a mesma taxa esperada de retornos (rendimentos), de maneira que valha a seguinte relação de arbitragem:

$$i_t = i_t^* + (\varepsilon_{t+n}^e - \varepsilon_t) / \varepsilon_t \quad (2.2)$$

onde i_t é a taxa de juros doméstica ou rendimento do título doméstico, i_t^* é a taxa de

juros estrangeira ou rendimento do título estrangeiro, $\varepsilon_{t+n}^e - \varepsilon_t$ é a depreciação esperada da taxa de câmbio e ε_t é a taxa de câmbio presente (*spot*). Desse modo, a variação futura da taxa de câmbio impõe um elemento a mais no cálculo do retorno esperado, uma vez que os investidores geralmente despendem seu capital na economia doméstica. No entanto, os investidores não podem ignorar os custos de transação e risco ligado aos diferentes títulos na hora de analisar o *spread* entre os retornos do título doméstico e estrangeiro.

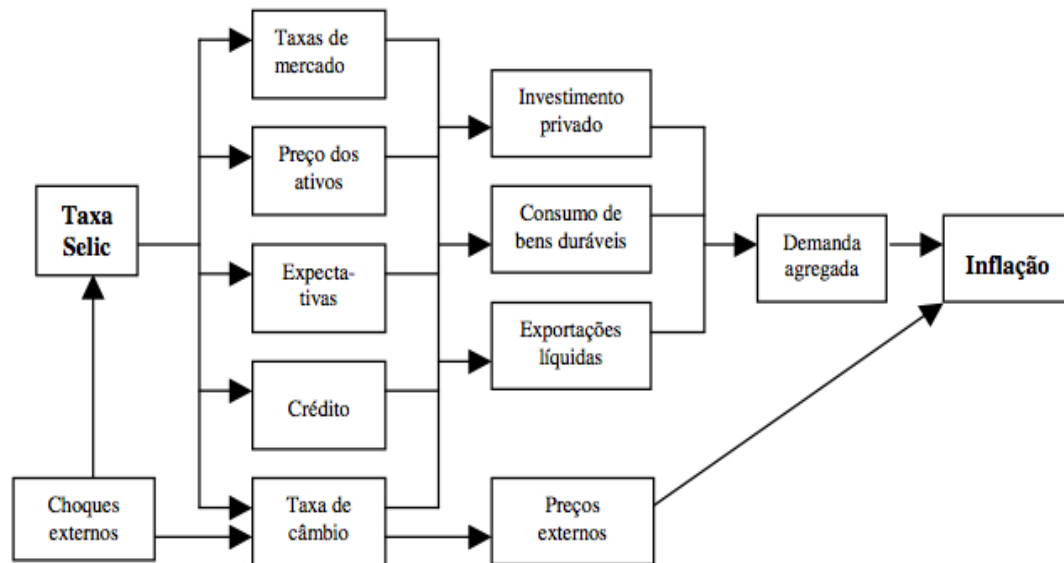
Utilizando como exemplo um aumento da taxa de juros de curtíssimo prazo por parte do Copom, tanto investidores domésticos quanto estrangeiros serão induzidos a aplicar seu capital nas aplicações domésticas, se o retorno oferecido pelas aplicações estrangeiras (i_t^*) e a depreciação esperada da taxa de câmbio ($\varepsilon_{t+n}^e - \varepsilon_t$) não se alteram. Esta decisão de política monetária promove uma entrada de capital estrangeiro, a qual origina uma procura por moeda doméstica para comprar os títulos domésticos, agora mais atrativos em comparação aos estrangeiros. Este novo cenário apresenta uma queda da oferta de moeda estrangeira no mercado doméstico e uma maior demanda por moeda doméstica, apreciando a moeda local diante das moedas do resto do mundo. O aumento do poder de compra da moeda doméstica implica a possibilidade de comprar uma quantidade maior de bens importados. Desse modo, a alta da taxa de juros, além de desestimular a demanda agregada pelo canal do crédito e através do valor dos ativos, também barateia as importações, tornando-se num instrumento efetivo para combater o processo inflacionário.

2.1.4 OS MECANISMOS DE TRANSMISSÃO NA ECONOMIA BRASILEIRA

Em 1999, na escolha pelo sistema de metas para inflação, o Banco Central do Brasil apontou alguns mecanismos principais de transmissão da política monetária: (i) canal das taxas de juros de mercado; (ii) canal do valor dos ativos; (iii) canal das expectativas inflacionárias; (iv) canal do crédito; (v) canal da taxa de câmbio. O canal das taxas de juros de mercado possui relação direta com a estrutura a termo da taxa de juros, na qual o Banco Central consegue alterar o complexo das taxas de juros da economia através da taxa de curtíssimo prazo. Estas alterações promovem modificações nas escolhas intertemporais de consumo, poupança e investimento,

afetando por fim a demanda agregada. O canal das expectativas de inflação atua sobre a formação de preços dos agentes, que podem simplesmente incorporar a inflação esperada sobre os preços presentes ou incorporar alterações de salários nominais no cálculo do custo de produção. A figura 1 mostra os principais canais de transmissão da política monetária brasileira, discutidos até então.

Figura 1: Principais mecanismos de transmissão da política monetária brasileira



Fonte: BCB, Relatório de Inflação de 1999

Entretanto, a economia brasileira carrega experiências de instabilidade macroeconômica vividas nas décadas de 1980 e 1990, que produziram algumas particularidades no seu mercado financeiro. Conforme Barboza (2012), a obstrução dos mecanismos de transmissão da política monetária brasileira é o principal elemento explicativo da elevada taxa de juros, decorrendo de algumas características da economia brasileira:

O baixo grau de aprofundamento do crédito livre, a truncada estrutura a termo da taxa de juros, a existência de LFT's na composição da dívida pública e a expressiva participação do crédito direcionado (insensível à taxa básica de juros) tornam a transmissão da política monetária parcialmente obstruída no caso brasileiro. Nesse contexto, a política monetária perde poder e um elevado nível de taxa de juros é requerido para que a política monetária possa minimamente cumprir com seu objetivo.

Em relação ao canal dos ativos, o encurtamento do horizonte temporal relevante para decisões econômicas influencia na potência da política monetária brasileira. Isto indica que os agentes econômicos somente formam expectativas de curto prazo com intuito de evitar incertezas maiores em relação ao desempenho da economia além de prazos reduzidos. Com isso, a estrutura a termo da taxa de juros brasileira revela rendimentos para contratos de curta maturidade (2 a 3 anos), enfraquecendo o mecanismo de transmissão da política monetária através do valor dos ativos.

Semelhantemente, o canal do crédito perde sua eficácia em repassar os efeitos da política monetária por existir um volume pequeno de crédito segmentado em relação ao tamanho da economia, e ainda com um custo excessivamente alto. Por outro lado, o canal da taxa de câmbio, juntamente com a crescente liberalização financeira e manutenção de altas taxas de juros domésticas, tem funcionado eficientemente na atração de capital estrangeiro, mantendo o real valorizado na maior parte do regime de metas para inflação. A sobrevalorização do real em relação ao dólar permite ganhos de poder de compra sobre bens importados. Não é por acaso que o BCB aborda com muita atenção os efeitos de *pass-through* das variações da taxa de câmbio na condução da política monetária.

Ainda, Vasconcelos e Fonseca (2002) identificam impactos diferenciados da política monetária nos estados e regiões do Brasil, sendo que os estados do Norte e Nordeste tendem a sofrer maiores impactos de alterações na taxa de juros e no crédito bancário. Esta análise é inferida através de informações sobre número de pequenas empresas, número de agências bancárias, volume de crédito, participação regional no produto da indústria de transformação e mercado de trabalho. Rocha *et. al* (2011) confirmam a hipótese construindo funções de resposta dos diferentes estados brasileiros a impulso na política monetária através dos canais da taxas de juros e do crédito. Minas Gerais e Rio de Janeiro são os estados que respondem menos intensamente a choques monetários, enquanto que o Amazonas possui a maior reação. Estas evidências, juntamente as diversidades econômicas e sociais do país, devem ser levadas em consideração pelo Banco Central na condução da política monetária, de forma a controlar certos efeitos indesejáveis.

2.2 EVOLUÇÃO DA TEORIA ECONÔMICA EM RELAÇÃO ÀS REGRAS DE POLÍTICA MONETÁRIA

2.2.1 A REGRA DE TAYLOR

Anteriormente à regra de Taylor, a grande maioria dos *policymakers* conduzia a política monetária de forma discricionária (arbitrária). Conforme Dwyer Jr. (1993), “*under discretion, a monetary authority is free to act in accordance with its own judgment*”. Isto é, os instrumentos de política monetária podem variar sem nenhuma restrição em resposta ao estado corrente da economia. O problema dessa forma de conduzir a política monetária aparece quando a autoridade monetária age conforme suas próprias preferências de curto prazo, divergindo da política ótima para a economia como um todo. Os bancos centrais agindo de forma arbitrária, teriam um incentivo a explorar o trade-off de curto prazo entre inflação e desemprego. O resultado seria elevação da taxa de inflação sem aumento do produto gerando uma queda no bem-estar da sociedade. Isto acontece, pois dado uma expectativa baixa em relação à inflação futura, os bancos centrais, agindo de forma discricionária, têm incentivo à gerar emprego acima do produto natural de curto prazo, pois o custo dessa inflação consequente é pequeno. Quando os agentes são informados da decisão da autoridade monetária em aumentar o produto de curto prazo, aqueles aumentam suas expectativas de inflação, tornando a expansão monetária ineficaz – aumento de inflação sem incremento de produto. Esta situação é conhecida como o problema de inconsistência temporal¹ da política discricionária.

Para contornar os problemas da discricionária, Taylor (1993) propõe uma regra simples e específica para a condução da política monetária. Conforme o autor, o ambiente macroeconômico de uma economia obtém benefícios quando a mesma utiliza regras de política monetária em vez de discricionariedade na definição da taxa de juros. Supondo certo grau de credibilidade e reputação da autoridade monetária, seu comprometimento futuro em atingir seus objetivos gera efeitos positivos sobre a economia corrente, pois os agentes agem como se não houvessem surpresas futuras e conseguem retornos mais próximos do máximo. Este certo comprometimento em

¹ Kydland e Prescott referiram-se ao problema da inconsistência temporal a tentação do Banco Central em ater-se a ganhos de curto prazo quando atua sob discernimento (BLINDER, 1999). A forma de resolver o problema é amarrar as mãos do Banco Central com uma regra.

forma de “lei” imposta sobre o *policymaker* gera uma restrição sobre as suas ações futuras, mas pode produzir benefícios positivos para a economia ao tornar as expectativas dos agentes mais previsíveis.

A regra de Taylor relaciona a taxa de juros básica fixada pelo Banco Central americano (*Federal Reserve System*, FED) como função linear da taxa de inflação, da taxa de juros real de longo prazo, do hiato do produto real e do hiato da inflação. Essa função de reação segue uma abordagem *backward-looking*, na qual os *policymakers* baseiam-se nos dados observados, não incluindo expectativas em relação aos níveis futuros da inflação e produto real. Regras de política monetária baseadas na regra de Taylor conseguem representar processos econômicos complexos através de expressões simples e de fácil manuseio, mas que permitem a realização da estimativa da taxa de juro básica da economia com razoável precisão (SOARES e BARBOSA, 2006). O modelo original proposto por Taylor (1993) para determinar a taxa básica nominal de juros a ser utilizada como regra de política monetária do FED foi constituído da seguinte maneira:

$$i_t = \pi_t + r^* + 0,5(\pi_t - \pi^*) + 0,5(y_t - y^*) \quad (2.3)$$

onde, i_t é a taxa nominal de juros dos “*american Federal Funds*”, π_t é a taxa de inflação observada, π^* é a meta de inflação, r^* é a taxa de juros real de longo prazo (*steady-state*)², y_t é o produto real observado e y^* é o produto potencial da economia³.

De acordo com essa regra de política, as autoridades monetárias mudam a taxa de juros nominal da economia em resposta às oscilações das variáveis do lado direito da equação. O modelo apresenta duas variáveis exógenas: a meta de inflação e o PIB potencial. John Taylor assume igualdade entre os pesos que o FED atribuiu aos desvios do produto real e da inflação, pois não há consenso geral entre as diferentes economias acerca do grau de cada fator sobre a fixação da taxa nominal de juros. Logo, esta autoridade monetária não possui preferências ou assimetrias na sua função de reação.

A regra de Taylor, mesmo com sua simplicidade, consegue apresentar resultados satisfatórios em relação às reações dos diversos Bancos Centrais mundiais.

² Taxa real de juros desejada quando a inflação e produto são iguais às suas metas. Essa taxa acomoda-se em valores constantes quando o produto real é igual ao seu potencial, isto é, hiato do produto igual a zero.

³ Estado de produto em que a economia produz operando com plena utilização de seus recursos. Nesse ponto o desemprego se iguala à taxa natural, não gerando pressões inflacionárias.

No entanto, esta não consegue articular todos os parâmetros estruturais da política monetária. No sentido de corrigir estas defasagens de informação, surgiram novas teorias em relação à regra de política monetária, caracterizadas pela utilização de expectativas e uma função de perda do Banco Central que visa minimizar a variância total da inflação e produto.

2.2.2 A ABORDAGEM NOVO KEYNESIANA

Identificando as defasagens de informações contidas em funções de reação baseadas na regra de Taylor, Clarida, Galí e Gertler (1999) romperam com a abordagem *backward-looking* utilizada por Taylor (1993) e introduziram as expectativas de inflação e produto, estabelecendo uma função de reação *forward-looking*. Destarte, o Banco Central não estaria preocupado com os valores passados da inflação e do produto, mas sim com seus valores futuro esperados, uma vez que as expectativas dos agentes econômicos tornam-se o canal de choques sobre o nível de preços efetivo. Ainda, a abordagem assume que as famílias e firmas tomam decisões baseadas nos valores esperados das condições econômicas do futuro.

Esta nova abordagem ficou conhecida através dos modelos Novo Keynesianos, que assentam-se nas seguintes hipóteses: rigidez nominal de preços e salários, maximização de utilidade das famílias e lucro das firmas e expectativas racionais. A existência de certa rigidez nominal de preços garante que a política monetária possui caráter não neutro, pois alterações do estoque real de moeda afetam os níveis de preços de forma suavizada, produzindo efeitos reais sobre o produto. Assim, supondo um cenário de ajuste lento dos preços, uma política monetária expansionista eleva o nível real do produto de curto prazo. Posteriormente, os valores esperados do salário real aumentam, provocando choque de custos nas firmas. Finalmente, o reajuste de preços finais dos produtos não ocorrerá de forma instantânea, devido à existência de custos de *menu* e contratos no mercado de bens. De acordo com os princípios da economia Novo-Keynesiana:

Fluctuations in employment and output arise largely from fluctuations in nominal aggregate demand. The reason that nominal shock matter is that nominal wages and prices are not fully flexible. These views are the basis for conventional accounts of macroeconomic events (BALL, MANKIW e ROMER, p. 4, 1988).

Portanto, os modelos Novo-Keynesianos consideram a existência de rigidez de preços que permitem efeitos reais dos choques monetários (GOLOSOV e LUCAS, 2007). Além disso, as firmas escolhem a variação nominal dos preços, mas não seu *timing* (CALVO, 1983). A regra *forward-looking* de política monetária proposta por Clarida, Galí e Gertler (2000) segue a equação linear específica:

$$r_t^* = r^* + \beta(E\{\pi_{t,k}|\Omega_t\} - \pi^*) + \gamma E\{x_{t,q}|\Omega_t\} \quad (2.4)$$

onde, r_t^* é a taxa nominal de juros a ser fixada pela autoridade monetária, r^* é a taxa de juros de *steady-state*, $\pi_{t,k}$ é a variação dos preços entre um período t e $t+k$, π^* é a meta de inflação anunciada pelo *policymaker*, $x_{t,q}$ é a variação do hiato do produto entre um período t e $t+k$, E é operador de expectativas e Ω_t representa as informações disponíveis em t . Em conformidade com Clarida, Galí e Gertler (2000), quando $\beta > 1$ e $\gamma > 0$ a política monetária tende a ser estabilizadora. Por outro lado, quando $\beta \leq 1$ e $\gamma < 0$ a política monetária exibe características acomodáticas de choques.

A teoria Novo-Keynesiana também inova ao considerar uma menor velocidade de ajustamento de preços e salários, isto é, a rigidez da economia é maior. Isso acontece porque os preços e salários possuem alguns custos ou barreiras para se ajustar aos choques de demanda, impedindo o pleno ajuste dos preços às variações da demanda. A escola de pensamento em questão aborda os principais fatores determinantes de rigidez:

- Custos de menu: custo para processar as informações e efetuar a mudança dos preços no “cardápio”. De outra forma, há um custo de reimpressão de catálogos, etiquetas e de negociações, que vão determinar se é compensador ou não variar os preços em virtude das insatisfações causadas pelos consumidores.
- Contratos no mercado de bens: contratos com vigência pré-determinada que estabelecem preços fixos dentro um período, não havendo margem para mudanças de preços causadas por flutuações da demanda agregada. Por haver indexação imperfeita dos contratos, ocorrem custos adicionais de se refazer os contratos (multas, por exemplo), os quais devem comparados ao custo de não mudar os preços.
- Especificidades do mercado consumidor: alguns consumidores possuem certa fidelidade à determinadas marcas, produtos ou empresas, não respondendo idealmente às alterações reais de preços pelo custo de testar outras marcas.

Uma vez considerada a existência de fatores de rigidez, a política monetária consegue produzir impactos reais sobre a produção e emprego no curto prazo.⁴ Por outro lado, no longo prazo os preços e salários são flexíveis e refletem a variação do estoque real de moeda conforme a visão monetarista.

2.3 SISTEMA DE METAS DE INFLAÇÃO E EXPERIÊNCIA BRASILEIRA

O Brasil, dentre outros países, aderiu ao regime de metas para inflação na década de 1990 através do Decreto nº 3.088 de 21 de Junho de 1999. A ineficiência das políticas de controle da inflação adotadas pelo país nas décadas anteriores foram fundamentais na implementação do regime de metas para a inflação. A chamada inflação inercial dos anos 1980 retroalimentava o ajuste de preços, causando um crescimento contínuo do nível de preços da economia brasileira. A efetiva estabilização de preços ocorreu em 1994 com o Plano Real, que rompe com a regra de correção monetária através da adoção da taxa de câmbio como âncora nominal. No entanto, alguns episódios de instabilidade, crises de confiança, depreciação cambial advinda de pressões sobre as reservas internacionais e elevação da inflação levaram o país a abandonar a âncora nominal (BOGDANSKI; TOMBINI; WERLANG, 2000). Por fim, introduz-se o regime de câmbio flutuante em janeiro de 1999, seguido da adoção do sistema de metas de inflação com princípio de garantir um maior comprometimento com a estabilidade de preços da economia.

Nesse sistema, a política monetária persegue uma meta para a inflação. O Banco Central como responsável pela política monetária passa a perseguir seu objetivo primário e primordial: atingir a meta de inflação desejada e pré-estabelecida pelo Conselho Monetário Nacional (CMN), não havendo metas intermediárias dentro do ano calendário. O CMN também estabelece uma banda de flutuação da taxa de inflação. Para tanto, o Banco Central usa de seus instrumentos⁵ para controlar a taxa nominal de juros e influenciar o nível de atividade da economia na tentativa de manter

⁴ Os economistas novo-clássicos, liderados por Robert Lucas, Thomas Sargent, Robert Barro e David Gordon, postulam que uma política monetária que aumente a liquidez da economia, objetivando estimular o crescimento, somente pode causar efeitos reais passageiros e efeitos inflacionários permanentes (Carvalho, 2007).

⁵ Variáveis que o Banco Central controla diretamente: taxa de juros definida pelas operações no mercado aberto, taxa de redesconto e alíquota do compulsório exigido sobre os depósitos do sistema bancário (CARVALHO *et al.*, 2007).

uma taxa de inflação baixa e estável. Assume-se inicialmente a condição de que a estabilidade de preços é um fator essencial no crescimento sustentável da economia. Logo, o regime de meta explícita para a inflação surge como fator estabilizador que atua sobre a formação de expectativas dos agentes. As principais vantagens do regime remetem a facilidade do público em compreendê-lo e a utilização de um conjunto maior de informações nas decisões de política monetária (GOMES e HOLLAND, 2003).

A taxa de juros de curto prazo é utilizada como principal instrumento⁶, sendo “calibrada” em intervalos de tempo para maximizar a convergência da inflação à meta anunciada. Esta meta de inflação funciona como uma âncora nominal que conduz e norteia as expectativas de inflação dos agentes econômicos. Nesse caso, a âncora nominal também cria uma restrição às ações da autoridade monetária. Conforme Fontana (2005), o sistema baseia-se, por um lado, no comportamento da inflação para fixar taxas de juros e, por outro lado, estabelece taxas de juros na expectativa de que levem às taxas inflacionárias desejadas. Como argumenta Mishkin (2007), a adesão a uma âncora nominal que mantém a variável nominal em um curto intervalo ajuda a promover baixa e estável expectativa de inflação.

Nessa perspectiva, entra em jogo a credibilidade do *policymaker* em entregar a meta de inflação pré-estabelecida. Se o Banco Central revelar um bom nível de credibilidade-reputação-delegação, as expectativas acerca da inflação futura convergirão ao centro da meta anunciada. Isso ocorre porque os bancos centrais sob o regime de metas de inflação têm uma elevada capacidade de influenciar as expectativas de inflação se obtiveram sucesso no cumprimento das metas no passado (SICSÚ, 2002). Portanto, espera-se que as expectativas de inflação convirjam ao centro da meta num sistema de meta de inflação com boa reputação do Banco Central. De acordo com Netto (2014), o sistema de metas inflacionárias exige, para seu bom funcionamento, que a sociedade tenha uma expectativa de inflação bem ancorada e um Banco Central autônomo que, com manobras modestas e cuidadosas da taxa de juro real de longo prazo, controle rapidamente um excesso de demanda global, ou compense as pressões secundárias de um choque de oferta.

O regime em questão permite ao Banco Central formular uma regra de política monetária a ser seguida, abandonando qualquer forma discricionária de conduzir a

⁶ A variação do estoque monetário (M) é a variável endógena.

política. Apesar da instituição não explicitar sua regra, o regime de metas explícitas aprimora a comunicação entre o público, mercado e *policymaker*, e ainda minimiza o viés inflacionário⁷. Os agentes não conhecem a função de reação do BCB pela questão do comprometimento com os parâmetros da função. Como sua função de reação envolve expectativas, logo incertezas, os valores esperados pelos formadores de expectativa podem não ser os corretos, fazendo com que os agentes atuem de uma forma que não seja a mais eficiente possível. É impossível que o *policymaker* tome a decisão mais racional possível sabendo que suas expectativas referentes às variáveis endógenas e exógenas de seu modelo podem ser frustradas em momento futuro.

De acordo com Mendonça (2001), alguns fatores são fundamentais para garantir o sucesso do regime de metas de inflação, e assim da formação correta de expectativas por parte dos agentes:

- (i) Credibilidade e reputação da autoridade monetária na condução da política monetária, permitindo que o público forme expectativas coerentes sobre o cenário futuro da economia;
- (ii) Transparência da política monetária no sentido de facilitar o acompanhamento do público, reduzir as incertezas e aumentar a responsabilidade dos formuladores diante das pressões de natureza política. A transparência de informações sobre política monetária afetam as variáveis macroeconômicas, aumentando o poder do Banco Central em ancorar as expectativas dos agentes econômicos (CLARE e COURTENAY, 2001);
- (iii) Independência do *policymaker* na condução da política. Interferências políticas podem viesar as preferências e compromissos da autoridade monetária com a meta num horizonte de longo prazo;
- (iv) A meta inflacionária deve ser um alvo crível, não gerando desconfianças por parte dos agentes sobre a atuação do Banco Central em alcançar a meta.

Conforme afirma Netto (1999) logo após a implementação do regime, o que é esperado desse sistema é que se produza inflação baixa e de pequena volatilidade que permita a aceleração do crescimento econômico, melhor alocação dos fatores de

⁷ O viés inflacionário diz respeito à propensão que *policymakers* têm em aumentar o produto acima de seu potencial às custas de gerar inflação. Ou ainda, quando os *policymakers* são relutantes em gerar recessão para diminuir a inflação que eles julgam ser muito alta (ROMER, 2012). Kydland e Prescott (1977), que se a expectativa de inflação é baixa, o custo marginal de uma inflação adicional é baixo, e o *policymaker* é induzido a promover uma política monetária expansionista para elevar o produto acima de seu nível potencial, mesmo que temporariamente.

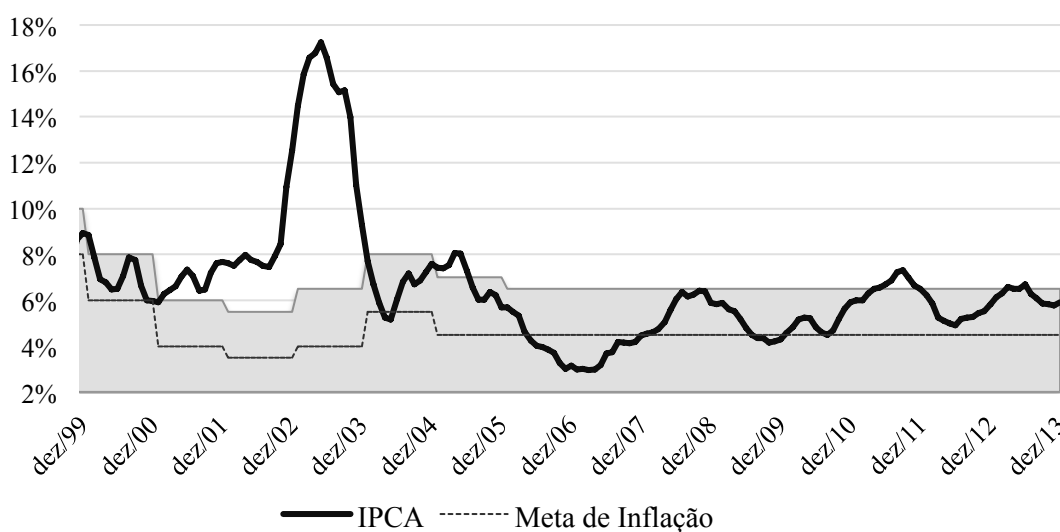
produção, uma escolha ótima dos investimentos e um aumento da produtividade. Ainda, a obtenção de estabilidade de preços sob baixas taxas de juros permitirá ganhos de sustentabilidade fiscal, como o controle do serviço da dívida pública, e estímulos maiores ao investimento agregado da economia.

Wu (2004) mostra que existe uma relação causal entre a adoção do regime de metas e a redução significativa na inflação média de países que adotaram o sistema. A percepção comum é de que logo após à adoção, os países elevam significativamente sua taxa real de juros, estabelecendo uma política monetária agressiva. Leal, Silva e Caetano (2013) verificam que o sistema de metas de inflação não foi medida efetiva para a redução estrutural das taxas de inflação de um conjunto de países latino-americanos, incluindo o Brasil, durante o período de 1980-2010. Logo, a definição de uma meta para inflação e seu cumprimento não seriam necessários à economia brasileira no combate à instabilidade inflacionária.

2.4 ATUAÇÃO DO BANCO CENTRAL NOS DIFERENTES PERÍODOS PRESIDENCIAIS

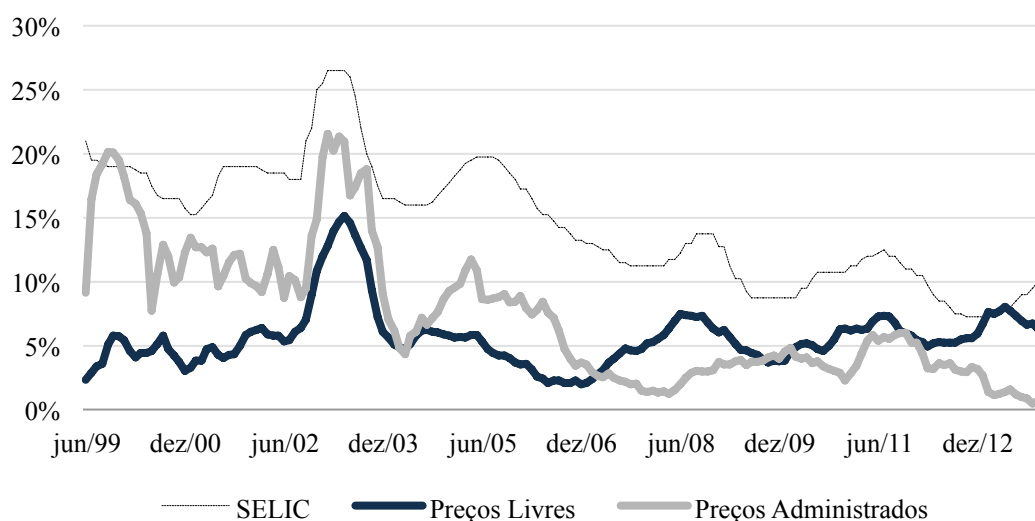
A economia brasileira passou por um período de transição no ano 1999, com abandono do regime fixo de câmbio e adesão ao sistema de metas de inflação na condução da política monetária. Essas mudanças possuíam o intuito de promover a racionalidade dos agentes na formação de expectativas e a transparência do Banco Central ao conduzir a política monetária. O regime de metas iniciou com fortes instabilidades e exibiu desempenho favorável no controle das expectativas.

O ano de 2000 se inicia com realinhamento de preços administrados, motivado pelo choque de preços internacionais do petróleo e aumento das tarifas dos principais serviços públicos – eletricidade e telecomunicações. No entanto, a atuação do governo tornou possível controlar as expectativas de alta dos preços e promover a estabilidade macroeconômica. Não há dúvidas de que os *policymakers* trabalharam no sentido de convergir as políticas fiscal e monetária, fortalecendo os fundamentos da economia brasileira. Conforme a figura 2, a equipe de Armínio Fraga compromete-se eficientemente com a meta de inflação nos dois primeiros anos do regime, ao contrário do que aconteceu nos anos subsequentes quando o IPCA apresentou pressões acima de 15% ao ano, motivado pelos choques dos preços administrados.

Figura 2: IPCA e meta de inflação definida pelo CNM

Fonte: Elaboração própria/ IBGE/ BCB

Certamente o regime de metas para a inflação permitiu maior transparência e independência do BCB na condução da política monetária, proporcionando ganhos de estabilidade para a economia brasileira desde então. A figura 2 indica os ganhos de credibilidade da política monetária brasileira ao longo da última década, quando a meta anunciada foi cumprida em quase todo final de ano. A autoridade monetária somente não conseguiu entregar a meta em 2001 e 2002, quando instabilidades externas e domésticas deterioraram as expectativas dos agentes. Alguns fatores como a crise de energia, incertezas políticas, intensa depreciação cambial e período crítico da entressafra agrícola promoveram uma escalada dos preços em geral. Esta evidência é confirmada pela figura 3.

Figura 3: Trajetória da taxa Selic, preços livres e preços administrados

Fonte: Elaboração própria/ BCB

Contrariando o cenário de incerteza que se delineava ao final de 2002 acerca do governo de Luís Inácio Lula da Silva, o ano de 2003 inicia com políticas macroeconômicas consistentes que conseguiram estabilizar o processo inflacionário. O cenário externo favorável, a estabilidade financeira estabelecida pelo governo de Fernando Henrique Cardoso (FHC), a existência de capacidade ociosa da economia e a combinação de políticas econômicas apropriadas possibilitaram a expansão do nível de emprego sem pressionar os preços, e ainda promover uma trajetória decrescente para a taxa nominal de juros, demonstrando os ganhos de potência da política monetária. Em suma, os primeiros anos da equipe de Lula no comando do política nacional foram marcados pela recuperação da atividade econômica por meio de estímulos ao crédito, desempenho favorável das exportações, ganhos reais de renda da população e expansão da demanda acompanhada pela ampliação da oferta de bens e serviços. Esse ambiente macroeconômico proporcionou certa estabilidade de preços, que contribuiu para as expectativas dos consumidores e empresários na consolidação de investimentos.

Preocupado com o aumento das expectativas de inflação para o ano de 2005, acima do nível de 8% em 12 meses, o Copom decide conter as pressões iniciando um ciclo de aperto monetário no quarto trimestre de 2004. A condução responsável das políticas fiscal e monetária garantiram a estabilidade financeira e das contas públicas, permitindo uma trajetória decrescente da taxa Selic para níveis próximos de 12% a.a. em período pré-crise. Esse patamar recorde da taxa de juros de curtíssimo prazo, acompanhado de mínimos históricos do prêmio de risco-Brasil, revelam o fortalecimento dos fundamentos da economia brasileira no período, permitindo ganhos de potência e credibilidade da política monetária. A estabilidade macroeconômica conquistada anteriormente à crise de 2008 propiciou a expansão do crédito, do emprego formal, da massa salarial e do volume de vendas do comércio varejista, favorecendo as expectativas de aceleração do crescimento.

Em setembro de 2008 explode a crise do *subprime*, o que provoca redução acentuada do crescimento econômico global. Conforme relatórios de inflação do BCB, nem os sólidos fundamentos macroeconômicos conquistados durante o regime de metas constituíram condição suficiente para evitar que os desdobramentos da crise internacional se propagassem internamente. Com isso, o Copom decide reagir ao cenário de crise diminuindo a taxa de juros de curto prazo à níveis históricos, com intuito de estimular a demanda interna e amortecer os choques externos. Somente no

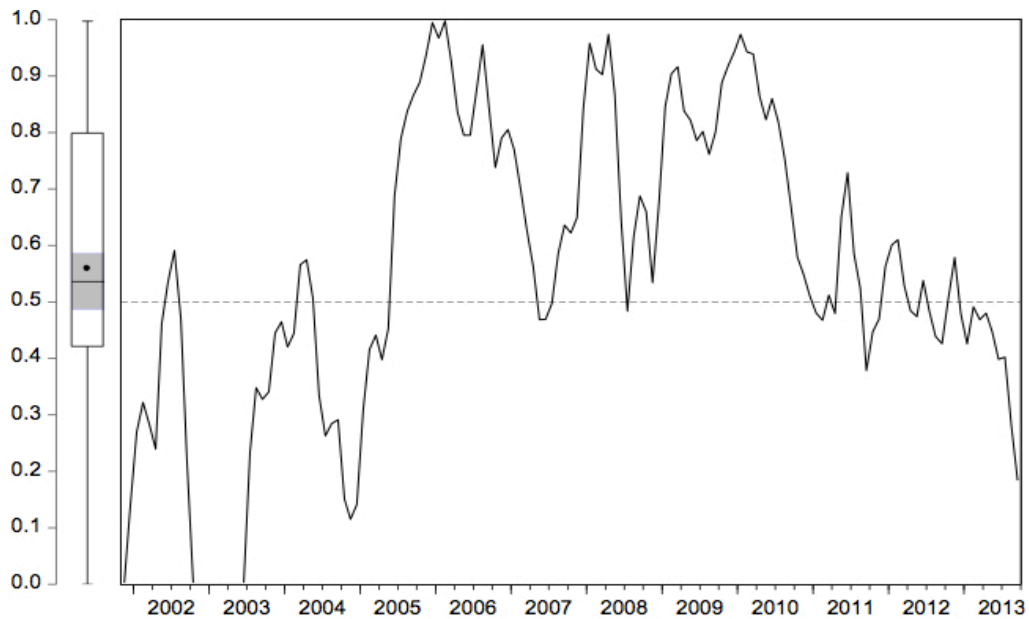
segundo trimestre de 2010 a autoridade monetária eleva novamente a taxa Selic, reagindo à elevação da inflação dos itens livres.

A presidente Dilma Rousseff assume em janeiro de 2011 promovendo o economista Alexandre Tombini à presidência do Banco Central do Brasil frente ao cenário de deterioração da economia internacional, crescimento interno moderado e rápida elevação dos preços administrados, que juntos afetaram as expectativas dos empresários e consumidores. Ademais, o nível de preços da economia brasileira inicia uma trajetória ascendente no final de 2010, chegando a ultrapassar o teto da meta em vários períodos de 2011. Nesse contexto, a equipe de Alexandre Tombini inicia sua política monetária contraindo o crédito da economia com intuito de controlar a subida de preços e reverter a trajetória de divergência à meta. Ao final de 2011, houve uma queda considerável das expectativas referentes à inflação do próximo ano, refletindo um viés desinflacionário que o frágil cenário internacional sinalizava. Apesar disso, a demanda doméstica continuou sendo estimulada gradualmente pelo consumo das famílias, pela expansão moderada do crédito e pela geração de empregos; fatores que provocaram a escalada dos preços livres ao final de 2012 e início do ano subsequente.

Os alimentos e bebidas, juntamente com o setor de serviços, começaram a pressionar fortemente o índice de preços livres (variações acima de 8% a.a.) ao longo de 2013, enquanto que os preços administrados apresentaram a menor variação anual da série durante o regime de metas de inflação (cerca de 0,95%). Analisando conjuntamente, o IPCA dos últimos 12 meses oscilava em níveis próximos a 6%. Em resposta a este cenário inflacionário, o Banco Central inicia um ciclo de aperto monetário em abril de 2013 que perdura até o primeiro semestre de 2014.

Enfim, é notável o fortalecimento da política monetária da economia brasileira ao longo do regime de metas, o que possibilitou a queda robusta das taxas de juros de mercado. Tostes (2014) examina a credibilidade do Banco Central do Brasil na condução da política monetária ao longo do regime de metas através do índice de credibilidade monetária.

Esse índice de credibilidade monetária é uma ferramenta útil para medir a confiança do público na capacidade da autoridade monetária em atingir a meta de inflação. De acordo com este ponto de vista, a credibilidade é máxima quando a expectativa de inflação para os próximos 12 meses é igual à meta de inflação e diminui de forma linear, enquanto a expectativa inflacionária desvie do alvo. Quando a inflação ultrapassa os limites do intervalo de tolerância, o índice é igual a 0 (TOSTES, 2014, p. 33).

Figura 4: Índice de credibilidade monetária do Banco Central do Brasil

Fonte: Elaboração própria/ IBGE/ BCB

A figura 4 indica que a credibilidade monetária é maior entre 2005 e 2009, acompanhando a melhora dos fundamentos da economia brasileira. Contrariamente, a gestão de Alexandre Tombini não apresentou o mesmo nível de credibilidade monetária, que enfraqueceu ao longo de 2013 com a escalada dos preços livres. Os resultados de Tostes (2014) revelam que a credibilidade monetária é uma ferramenta importante para aumentar a eficiência da política monetária em regime de metas para inflação, possuindo forte correlação com a estabilidade de preços.

Conforme a figura 3, a taxa básica de juros da economia brasileira acompanha os movimentos macroeconômicos de cada período presidencial, apresentando uma tendência de queda ao longo do sistema de metas de inflação. Mesmo em períodos de forte instabilidade, a tendência de queda da taxa real de juros ocorre mesmo com forte elevação da taxa nominal de juros, devido ao descontrole da inflação no período (SANTANA, 2011). Após as instabilidades políticas e macroeconômicas ocorridas nos primeiros anos do regime de metas, a inflação e a taxa básica de juros definem uma trajetória com certa estabilidade. Este fator somado, entre outros, aos ganhos de credibilidade do Banco Central do Brasil, maior responsabilidade com o equilíbrio fiscal e fortalecimento do sistema financeiro nacional definem uma melhora dos fundamentos da economia brasileira desde então.

3. METODOLOGIA

Para estimar as equações estruturais da economia brasileira e as funções de reação do BCB no período do Sistema de Metas de Inflação serão utilizados dados com observações trimestrais e mensais entre julho de 1999 e dezembro de 2013. Embora as amostras para o período do sistema de metas de inflação comecem em julho de 1999, a maioria das estimativas utilizam observações a partir de janeiro de 2000, primeiro período em que há informações disponíveis no Relatório de Mercado Focus referente às expectativas dos agentes acerca da inflação futura. A desconsideração deste período de seis meses também pode favorecer nossas estimativas por representar um período de adaptação ao novo regime. As séries temporais foram obtidas no banco de dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), no Sistema Gerenciador de Séries Temporais (SGS) do BCB e no Sistema de Expectativas de Mercado do BCB que remetem ao Relatório de Mercado Focus⁸.

O período escolhido para a análise é apropriado por englobar apenas um regime cambial⁹ (taxa de câmbio flutuante) e um regime de política monetária (regime de metas de inflação). As séries com observações trimestrais serão utilizadas nas estimativas que compreendem o período todo, da mesma forma que Aragón e Portugal (2009) estimam, pois são menos suscetíveis a grandes distúrbios nos resíduos e os efeitos intertemporais da política monetária são exibidos com menos defasagens nas variáveis explicativas dos modelos, possibilitando maior facilidade na compreensão das estimativas. As séries com observações mensais serão utilizadas nas estimativas que compreendem intervalos temporais menores, como estimativas da função de reação dos diferentes mandatos presidenciais do Banco Central. Esse aumento de tamanho da amostra através de observações mensais visa prevenir análises de regressão espúrias e coeficientes estatisticamente não significativos.

A econometria de séries temporais será empregada como principal arcabouço estatístico. O uso de defasagens será útil, uma vez que a influência do comportamento

⁸ Disponível em <https://www.bcb.gov.br/?FOCUSERIES>. O Relatório de Mercado Focus é um informativo semanal, divulgado pelo BCB, que contém projeções feitas pelos analistas de mercado. Este trabalho utiliza a média das projeções feitas pelos analistas. Os dados de expectativas em relação ao IPCA estão disponíveis somente a partir de janeiro de 2000.

⁹ O regime de câmbio flutuante foi implementado em janeiro de 1999, após o regime de taxa de câmbio fixo ser utilizado durante a efetivação do Plano Real de 1994.

das variáveis entre si não se esgota contemporaneamente. Como por exemplo, a política monetária tem efeitos defasados sobre as variáveis objetivo. Conforme Gruen *et al.* (1997) evidenciam, os efeitos da política monetária sobre o crescimento do produto acontece com alguns trimestres de defasagem à frente e são cumulativos, sendo que os impactos da política monetária vão se sobrepondo no tempo.

As estimações econométricas procederão após a verificação de estacionariedade das séries temporais, decorrente de tendências comuns às séries. O método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO ou *Ordinary Least Squares* - OLS) será empregado nas estimativas da função de reação. Todos os modelos estimados serão submetidos aos testes de heterocedasticidade (teste ARCH), autocorrelação serial (teste LM) e normalidade (teste Jarque-Bera), com princípio de analisar o comportamento dos resíduos estimados e identificar análises de regressão espúrias. Quando os resíduos estimados não apresentam nenhum dos problemas citados anteriormente, garantimos a eficiência do estimador¹⁰ utilizado e consequentemente a validade do modelo estimado. O software econométrico *EViews 8 Student Version* será utilizado na estimação das regressões e testes necessários.

As tabelas com as estimativas dos modelos teóricos apresentam todas as informações necessárias para análise dos parâmetros estimados. Para tanto, as tabelas também apresentam um diagnóstico de resíduos para verificar a adequação e validade dos modelos estimados. Os testes são compostos pelos testes ARCH para verificar a hipótese nula de existência de que os resíduos estimados são homocedásticos; teste LM ou Breusch-Godfrey (BG) para verificar a hipótese nula de que os resíduos estimados não são autocorrelacionados serialmente; e teste Jarque-Bera para verificar a hipótese nula de normalidade dos resíduos estimados. Uma sequência de resíduos (ε_t) que estatisticamente aceita todas as hipóteses nulas descritas anteriormente de forma conjunta, configura um processo ruído branco. Estes resíduos estimados possuem média zero, variância constante e autocorrelação serial igual a zero – vetor ε_t idêntico e independentemente distribuído ($\varepsilon_t \sim i. i. d. (0, \sigma^2)$). Se alguma daquelas hipóteses nulas for rejeitada, isso implica dizer que há informação ainda não captada pelo econometrista, o que pode gerar previsões pobres (BUENO, 2012).

¹⁰ O Teorema de Gauss-Markov garante que o método OLS é o melhor estimador linear não viesado (*best linear unbiased estimator* – BLUE) dentro de sua classe de estimadores. As hipóteses do Teorema podem ser encontradas em Wooldridge (2011, pg 100-101).

4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.1 MODELOS TEÓRICOS: A ESTRUTURA DA ECONOMIA

Com o objetivo de analisar assimetrias nas preferências do BCB ao longo do período de metas de inflação, emprega-se a base teórica e o modelo dinâmico de 3 equações Novo-Keynesiano proposto por Clarida, Gertler e Galí (1999) em relação à estrutura da economia. Este modelo permite que a autoridade monetária tenha preferências assimétricas em relação aos seus objetivos. A análise completa considera um sistema de 3 equações lineares com a inclusão de componentes de expectativas sobre as variações futuras de algumas variáveis. As duas primeiras equações teóricas dizem respeito à curva IS (equação 4.1) e curva de Phillips (equação 4.2), que expressam a evolução do comportamento macroeconômico da economia. A curva IS expressa a dinâmica do produto em relação às variações da taxa real de juros, enquanto que a curva de Phillips revela a dinâmica da inflação.

$$y_t = -\varphi[r_t - E_t\pi_{t+1}] + E_t y_{t+1} + g_t \quad (4.1)$$

$$\pi_t = \lambda y_t + \beta E_t \pi_{t+1} + u_t \quad (4.2)$$

onde y_t representa o hiato do produto, r_t é a taxa real de juros, π_t representa a taxa de inflação, $E_t\pi_{t+1}$ representa a expectativa referente à taxa de inflação do período subsequente condicional às informações disponíveis em t , $E_t y_{t+1}$ representa a expectativa referente ao hiato do produto do período subsequente condicional às informações disponíveis em t , g_t representa um choque de demanda e u_t um choque de custos - ambos choques seguem um processo AR(1)¹¹.

Através destas equações é possível calibrar os parâmetros da função de perda (terceira equação) da autoridade monetária e estabelecer a restrição que o *policymaker* enfrenta na otimização de seu problema. Por fim, a função perda descreve os objetivos da autoridade monetária e assim a possibilidade de analisar suas preferências intertemporais. O Banco Central utiliza a taxa nominal de juros de curto prazo para minimizar a variância do hiato do produto e inflação à sua meta. A função de reação remete à regra de Taylor com expectativas condicionais às informações disponíveis no presente, baseada em Clarida *et al.* (2000):

¹¹ Um processo autorregressivo de ordem 1 – AR(1) – possui a seguinte forma: $y_t = c + \phi y_{t-1} + \varepsilon_t$, onde ε_t é i.i.d. (BUENO, 2012, pg 27).

$$i_t = \alpha + \beta(E_t\pi_{t+j} - \pi^*) + \delta(E_t y_{t+j}) \quad (4.3)$$

onde, i_t é a taxa nominal de juros a ser fixada pela autoridade monetária, i^* é a taxa de juros de *steady-state*, $E_t\pi_{t+j}$ é a expectativa de inflação referente ao período futuro j formada com o conjunto de informações disponíveis em t , π^* é a meta de inflação anunciada pelo *policymaker*, e $E_t y_{t+j}$ é a expectativa de hiato do produto referente ao período futuro j condicional ao conjunto de informações disponíveis em t . Assim, os operadores de expectativas revelam que o formulador de política monetária age de maneira antecipada aos movimentos futuros dos preços e do nível de emprego.

Nossas estimativas mostrarão que o formulador da política monetária brasileira também incorpora e analisa as variações passadas das séries temporais, inclusive informações sobre a depreciação da taxa nominal de câmbio. Esse caráter da política monetária ocorre principalmente com o hiato do produto, que se mostrou mais significativo com defasagens passadas que através do operador de expectativas. Tanto Aragón e Portugal (2010), quanto Aragón e Medeiros (2011) e Minella *et al.* (2003) chegam à mesma evidência, na qual o Copom se mostra menos preocupado com o hiato do produto futuro ao fixar novos níveis da taxa básica de juros. Desse modo, a regra de política monetária brasileira pode expressar uma visão *forward-looking* para o desvio da inflação à meta e *backward-looking* para o hiato do produto e depreciação da taxa nominal de câmbio (Δq_t):

$$i_t = \alpha + \beta(E_t\pi_{t+j} - \pi^*) + \delta y_t + \gamma \Delta q_t \quad (4.4)$$

$$i_t = \alpha + \beta(E_t\pi_{t+j} - \pi^*) + \delta y_{t-1} + \gamma \Delta q_{t-1} \quad (4.5)$$

As equações 4.4 e 4.5 são fundamentais para investigar as preferências do formulador de política monetária. A estimação dos coeficientes β , δ e γ indicará se o Copom possui preferências assimétricas entre seus objetivos finais, isto é, se as decisões de política monetária revelam um viés de preferências. Por fim, a resolução do sistema se dá na análise conjunta das 3 equações apresentadas. O problema da política monetária consiste em escolher os níveis futuros desejados de produto e da taxa de inflação a fim de otimizar intertemporalmente a função de reação do Banco Central.

4.2 DESCRIÇÃO DAS SÉRIES

A lista de variáveis abaixo apresenta todas aquelas utilizadas nas estimações. As séries temporais foram utilizadas com periodicidade mensal e trimestral, envolvendo o período entre janeiro de 2000 e dezembro de 2013. As variáveis são definidas primeiramente com periodicidade mensal e foram retiradas conforme segue:

- i) Taxa Nominal de Juros (i_t): taxa de juros Selic definida pelo Copom e anualizada. A transformação trimestral ocorreu por médias aritméticas simples da série mensal. Série 432 do SGS.
- ii) Taxa de Inflação (π_t): IPCA acumulado nos últimos 12 meses. A transformação trimestral ocorreu por médias aritméticas simples da série mensal. Série 433 do IBGE.
- iii) Taxa Real de Juros (r_t): diferença entre a taxa nominal de juros i_t e a taxa de inflação (IPCA). A transformação trimestral ocorreu por médias aritméticas simples da série mensal.
- iv) Hiato da Inflação ($\pi_t - \pi_t^*$): desvio da taxa de inflação em relação à meta vigente e definida pelo CMN¹². A transformação trimestral ocorreu por médias aritméticas simples da série mensal.
- v) Hiato do Produto (y_t): diferença percentual entre o PIB com deflator implícito (Série do Ipeadata) e o PIB potencial. O PIB observado recebeu ajuste sazonal e o PIB potencial foi obtido através do filtro Hodrick-Prescott (HP). Desse modo, vale lembrar que o PIB potencial é estimado e não observado. A transformação trimestral ocorreu por médias aritméticas simples da série mensal.
- vi) Preços Administrados (Pa_t): índice de preços (IPCA) acumulado nos últimos 12 meses que engloba itens administrados por contrato e monitorados como o IPTU, taxa de água e esgoto, gás de bujão, gás encanado, energia elétrica residencial e transporte coletivo (ônibus). A transformação trimestral ocorreu por médias aritméticas simples da série mensal. Série 4449 do SGS.
- vii) Preços Livres (Pl_t): índice de preços (IPCA) acumulado nos últimos 12 meses que exclui os preços monitorados ou administrados. A transformação trimestral ocorreu por médias aritméticas simples da série mensal. Série 11428 do SGS.

¹² A série de metas para a inflação são retiradas das resoluções normativas disponíveis em <http://www.bcb.gov.br/pec/reinf/normativos.asp> que fixam a meta para inflação e o intervalo de tolerância.

viii) Taxa Nominal de Câmbio (q_t): definida como $\ln(q_t)$, onde q_t é a média mensal da taxa nominal de câmbio diária – Série 3696 do SGS. A depreciação da taxa nominal de câmbio é representada por Δq_t . A transformação trimestral ocorreu por médias aritméticas simples da série mensal.

A introdução de operadores de expectativas nas regras de Taylor com abordagem *forward-looking* demanda a criação de novas variáveis que levem em consideração a estrutura e dinâmica da economia brasileira. Como o Brasil utiliza um sistema de metas para a inflação no final de períodos anuais, o operador de expectativas deve incorporar as expectativas para o ano vigente e o próximo de maneira ponderada. A sugestão surge do trabalho de Minella *et al.* (2002), com as expectativas referentes aos desvios futuros da inflação em relação à meta tomando a seguinte forma:

$$E_{\pi,j} = \left(\frac{12-j}{12}\right) (E_j \pi_t - \pi_t^*) + \left(\frac{j}{12}\right) (E_j \pi_{t+1} - \pi_{t+1}^*) \quad (4.6)$$

onde j é a referência do mês em que as expectativas foram formadas. As expectativas utilizadas nas séries ponderadas são referentes às previsões de mercado (Relatório de Mercado Focus) do primeiro dia útil de cada mês. A ponderação dessas variáveis reflete a influência da época do ano na formação das expectativas, isto é, quanto mais próximo ao final do ano mais preocupado o BCB está com a inflação esperada do ano seguinte. Do contrário, períodos anuais entre o primeiro e segundo trimestre expressam maiores preocupações com o nível das variáveis no ano vigente. As variáveis abaixo seguem a estrutura da equação 4.6 e agem como operadores ponderados de expectativas:

i) Desvio ponderado da inflação esperada em relação à meta de inflação ($E_{\pi,j}$):

$$E_{\pi,j} = \left(\frac{12-j}{12}\right) (E_j \pi_t - \pi_t^*) + \left(\frac{j}{12}\right) (E_j \pi_{t+1} - \pi_{t+1}^*), \text{ onde } j \text{ é a referência do mês em que as expectativas foram formadas.}$$

ii) Desvio ponderado do produto esperado em relação ao produto potencial ($E_{y,j}$):

$$E_{y,j} = \left(\frac{12-j}{12}\right) (E_j y_t) + \left(\frac{j}{12}\right) (E_j y_{t+1}), \text{ onde } j \text{ é a referência do mês em que as expectativas foram formadas.}$$

iii) Desvio ponderado da inflação esperada de preços administrados ($E_{Pa,j}$):

$$E_{Pa,j} = \left(\frac{12-j}{12}\right) (E_j Pa_t) + \left(\frac{j}{12}\right) (E_j Pa_{t+1}), \text{ onde } j \text{ é a referência do mês em que as expectativas foram formadas.}$$

iv) Desvio ponderado da inflação esperada de preços livres ($E_{PL,j}$):

$$E_{PL,j} = \left(\frac{12-j}{12}\right) (E_j Pl_t) + \left(\frac{j}{12}\right) (E_j Pl_{t+1}), \text{ onde } j \text{ é a referência do mês em que as expectativas foram formadas.}$$

Assim como Aragón e Portugal (2009), algumas estimativas utilizam variáveis binárias *dummies* para captar choques macroeconômicos aleatórios e prevenir o problema de heterocedasticidade. A variável *dummy* $D_{\pi,2002}$ (=1 para 2002T4, e 0 caso contrário) captura o ciclo de inflação alta iniciado no último trimestre de 2002, compreendendo o período de forte instabilidade política acerca do governo de Luís Inácio Lula da Silva e a depreciação acentuada do real. A variável *dummy* $D_{y,2003}$ (=1 para 2003T1-2003T2, e 0 caso contrário) captura a retração intensa da atividade interna advinda de fortes perdas do poder aquisitivo da população em geral, condições adversas do crédito, persistência de incertezas macroeconômicas e recrudescimento da inflação. As variáveis $D_{\pi,2002}$ e $D_{y,2003}$ são separadas por representarem cenários macroeconômicos adversos, semelhantemente a Aragón e Portugal (2009). A variável *dummy* $D_{y,2009}$ (=1 para 2008M12-2009M07, e 0 caso contrário) é utilizada nas estimativas da função de reação específica da gestão de Henrique Meirelles na presidência do Banco Central. $D_{y,2009}$ captura os efeitos da crise do *subprime* de 2008 que causou forte queda nas expectativas de produto, disseminando impactos negativos sobre a atividade econômica de 2009.

4.3 TESTES DE ESTACIONARIEDADE

Antes de estimar os modelos teóricos descritos anteriormente, foram testadas as condições de estacionariedade das variáveis através dos testes ADF (*Augmented Dickey-Fuller*), Phillips-Perron (PP) e Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS). Para os testes ADF e PP a hipótese nula é que a série temporal apresenta raiz unitária. Por outro lado, o teste KPSS testa a hipótese nula de que a série é estacionária. No teste ADF, o critério de informação de Schwarz foi utilizado para escolher o número ótimo de defasagens considerando um número máximo de defasagens iguais a 10. Nos testes PP e KPSS, o estimador automático Newey-West e a função Bartlett Kernel foram utilizadas para determinar a banda ótima de defasagens. Ainda, houve a

inclusão de componentes determinísticos, constante (c) e tendência linear (t), nos testes quando os mesmos foram estatisticamente significativos.

Tabela 1: Resultados dos testes de raiz unitária para as séries trimestrais

Variáveis	Regressores Exógenos	Teste ADF	Teste PP	Teste KPSS	Série Estacionária
i_t	c,t	-3,0828 ^{ns}	-2,6928 ^{ns}	0,1002 ^{ns}	✓ X
\dot{i}_t	c	-	-	0,8632 ^{***}	X
$\Delta \dot{i}_t$	-	-6,3423 ^{***}	-3,0019 ^{***}	0,0620 ^{ns}	✓
r_t	c,t	-2,7748 ^{ns}	-2,6033 ^{ns}	0,1522 ^{**}	X
Δr_t	-	-5,7425 ^{***}	-6,2863 ^{***}	0,0654 ^{ns}	✓
π_t	c	-2,5539 [*]	-2,3842 ^{ns}	0,3518 [*]	✓ X
$\Delta \pi_t$	-	-3,2730 ^{***}	-3,7109 ^{***}	0,0423 ^{ns}	✓
$\pi_t - \pi_t^*$	c,t	-3,9674 ^{**}	-	0,0933 ^{ns}	✓
$\pi_t - \pi_t^*$	-	-2,0829 ^{**}	-1,8528 [*]	0,3024 ^{ns}	✓
$E_{\pi,j}$	-	-1,6190 [*]	-1,7415 [*]	0,1924 ^{ns}	✓
y_t	-	-4,4158 ^{***}	-2,6905 ^{***}	0,0868 ^{ns}	✓
$E_{y,j}$	c,t	-3,4816 [*]	-	0,1115 ^{ns}	✓
$E_{y,j}$	-	-2,9296 ^{***}	-1,8053 [*]	0,4125 [*]	✓ X
Pl_t	c	-2,7489 [*]	-2,1547 ^{ns}	0,0784 ^{ns}	✓ X
Pa_t	c,t	-2,2432 ^{ns}	-2,9534 ^{ns}	0,1043 ^{ns}	✓ X
ΔPa_t	-	-4,3471 ^{***}	-6,6702 ^{***}	0,0631 ^{ns}	✓
$E_{Pa,j}$	c	-2,1518 ^{ns}	-4,5479 ^{***}	0,5494 ^{**}	✓ X
$\Delta E_{Pa,j}$	-	-4,9983 ^{***}	-5,014 ^{***}	0,6596 ^{**}	✓ X
q_t	c,t	-2,8563 ^{ns}	-2,2061 ^{ns}	0,1198 [*]	X
Δq_t	-	-5,772 ^{***}	-4,8169 ^{***}	0,1763 ^{ns}	✓

Nota: * Significativo a 10%, ** Significativo a 5%, *** Significativo a 1%, ^{ns} Não-significativo,

✓ Série estacionária, X Série não estacionária.

Fonte: Elaboração própria/Eviews

Conforme as estimativas para verificação de estacionariedade das séries temporais, exibidas na tabela 1, somente as variáveis da taxa real de juros e da taxa nominal de câmbio são estacionárias unicamente em primeira diferença, considerando um nível mínimo de significância de 10%. As outras séries, como a taxa nominal de juros, taxa de inflação, hiato da inflação e sua expectativa, hiato do produto e sua expectativa, preços livres, preços administrados e sua expectativa, mostraram ser estacionárias em nível. Nos casos em que houveram divergências estatísticas entre os diferentes estimadores para testar as hipóteses nulas em nível, os testes foram procedidos para a variável em primeira diferença. Devido às divergências, estas variáveis (taxa nominal de juros, taxa de inflação e taxa de inflação esperada de preços administrados) podem ser utilizadas tanto em nível quanto em primeira diferença na estimação dos modelos.

Tabela 2: Resultados dos testes de raiz unitária para as séries mensais

Variáveis	Regressores Exógenos	Teste ADF	Teste PP	Teste KPSS	Série Estacionária
i_t	c,t	-4,3195***	-2,7759 ^{ns}	0,1118 ^{ns}	✓ ✗
Δi_t	-	-4,1564***	-7,213***	0,0398 ^{ns}	✓
r_t	c,t	-3,3128***	-2,3727 ^{ns}	0,2016**	✓ ✗
Δr_t	-	-6,8532***	-10,148***	0,0507 ^{ns}	✓
π_t	c	-3,0851**	-2,4666 ^{ns}	0,4651**	✓ ✗
$\Delta \pi_t$	-	-5,6008***	-5,7176***	0,0406 ^{ns}	✓
$\pi_t - \pi_t^*$	c	-2,8930**	-2,0345**	0,3975*	✓ ✗
$E_{\pi,j}$	c	-3,9280***	-2,75*	0,2408 ^{ns}	✓
y_t	-	-4,8017***	-6,3029***	0,0288 ^{ns}	✓
$E_{y,j}$	-	-2,547**	-1,783*	0,5901**	✓
Pl_t	c	-3,4994***	-2,6492*	0,1035 ^{ns}	✓
Pa_t	c,t	-3,192*	-3,333*	0,1302*	✓ ✗
$E_{Pa,j}$	c,t	-4,7651***	-4,797***	0,2660***	✓ ✗
$E_{Pl,j}$	c,t	-3,7519**	-3,1217*	0,1481**	✓ ✗
q_t	c	-1,9447 ^{ns}	-1,8046 ^{ns}	0,6552**	✗
Δq_t	-	-8,4045***	-8,3967***	0,1333 ^{ns}	✓

Nota: * Significativo a 10%, ** Significativo a 5%, *** Significativo a 1%, ^{ns} Não-significativo, ✓ Série estacionária, ✗ Série não estacionária.

Fonte: Elaboração própria/Eviews

Da mesma forma, a tabela 2 apresenta os testes de raiz unitária para as séries mensais que serão utilizadas nas estimativas com intervalos temporais mais curtos. Os resultados são semelhantes aos testes com séries trimestrais, tendo como exceção as variáveis de inflação dos preços administrados, que agora é estacionária em nível.

4.4 ESTIMATIVAS DOS MODELOS TEÓRICOS: ANÁLISES PARA O PERÍODO TODO

A curva IS e a curva de Phillips a serem estimadas seguem as equações teóricas 4.6 e 4.7 respectivamente:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 y_{t-2} + \alpha_3 y_{t-4} + \alpha_4 \Delta r_{t-2} \quad (4.6)$$

$$\pi_t = \alpha_1 \pi_{t-1} + \alpha_2 \pi_{t-2} + \alpha_3 \pi_{t-5} + \alpha_4 E_{\pi,j} + \alpha_5 y_t + \alpha_6 \Delta q_{t-1} \quad (4.7)$$

As estimativas são apresentadas pelas tabelas 3 e 4. Em geral, os testes de especificação garantem resíduos estimados “bem comportados” já que nenhuma das hipóteses nulas dos testes ARCH, LM ou Jarque-Bera foi rejeitada. Grande parte dos coeficientes de ambas equações estimadas são significativos e demonstram uma

convergência aos sinais esperados. As defasagens dos modelos foram selecionadas através do critério de defasagem ótima de Akaike, Schwarz e Hannan-Quinn. Seguindo o método geral-específico (HENDRY, 2001), na maior parte dos modelos estimados foram excluídas as variáveis não significativas ao nível de 10%.

Tabela 3: Estimativas da Curva IS

Variável Dependente: y_t		
Variáveis	Coefficientes	Erro-padrão
y_{t-1}	1,0521 ^{***}	(0,1343)
y_{t-2}	-0,4713 ^{***}	(0,1387)
y_{t-4}	0,0885 ^{ns}	(0,1010)
Δr_{t-2}	-0,3194 [*]	(0,1825)
c	-0,0014 ^{ns}	(0,0019)
R ² Ajustado	Observações	
0,5777	52	
Testes de Especificação (p-valores)		
ARCH	0,4691	
LM	0,8270	
JB	0,9395	

Nota: * Significativo a 10%, ** Significativo a 5%, *** Significativo a 1%, ^{ns} Não-significativo. ARCH refere-se ao teste de presença de heterocedasticidade dos resíduos estimados. LM refere-se ao teste de presença de autocorrelação serial dos resíduos estimados. JB refere-se ao teste de normalidade dos resíduos estimados. As estimativas utilizam séries temporais com dados trimestrais.

Fonte: Elaboração própria/Eviews

Tabela 4: Estimativas da Curva de Phillips

Variável Dependente: π_t		
Variáveis	Coefficientes	Erro-padrão
π_{t-1}	1,2369 ^{***}	(0,1112)
π_{t-2}	-0,4892 ^{***}	(0,1052)
π_{t-5}	0,1546 ^{***}	(0,0344)
$E_{\pi,j}$	0,5562 ^{***}	(0,1245)
y_t	0,1354 ^{**}	(0,0522)
Δq_{t-1}	0,0268 [*]	(0,0149)
R ² Ajustado	Observações	
0,9339	51	
Testes de Especificação (p-valores)		
ARCH	0,6256	
LM	0,2063	
JB	0,2955	

Nota: * Significativo a 10%, ** Significativo a 5%, *** Significativo a 1%, ^{ns} Não-significativo. ARCH refere-se ao teste de presença de heterocedasticidade dos resíduos estimados. LM refere-se ao teste de presença de autocorrelação serial dos resíduos estimados. JB refere-se ao teste de normalidade dos resíduos estimados. As estimativas utilizam séries temporais com dados trimestrais.

Fonte: Elaboração própria/Eviews

Na curva IS, o coeficiente que mede o impacto da taxa real de juros no hiato do produto foi estatisticamente significativo a 10%, revelando que uma redução de 1% na primeira diferença da taxa real de juros gera um aumento de aproximadamente 0,32 pontos percentuais no hiato do produto de dois trimestres à frente. Desse modo, as estimativas da curva IS confirmam a implicação teórica de relação inversa entre o produto e a taxa real de juros. Quanto à curva de Phillips, a taxa de inflação presente mostrou “carregar” efeitos do passado e antecipar os movimentos da inflação futura esperada pelo mercado; cerca de 55% da inflação esperada é adiantada e incorporada nos preços presentes. O hiato do produto corrente e a depreciação da taxa de câmbio defasada em um trimestre também mostraram impactar significativamente na taxa de inflação. Conforme as estimativas, o efeito *pass-through* da taxa de câmbio sobre o nível de preços é pequeno por estar incorporado nos outros componentes da equação, como por exemplo no operador de expectativas de inflação $E_{\pi,j}$. De acordo com Tostes (2014), o aumento da credibilidade do Banco Central e da política fiscal ao longo do regime de metas contribui para reduzir o *pass-through* do câmbio sobre a inflação de preços livres, o que pode explicar o baixo valor do coeficiente α_6 da curva de Phillips.

Diferentemente do câmbio, o hiato do produto consegue gerar um efeito direto de longo prazo de aproximadamente 0,26 pontos percentuais sobre a taxa de inflação. Isso acontece por meio dos componentes autorregressivos que amplificam o efeito¹³. A variável explicativa π_{t-5} revela que o efeito de longo prazo leva 5 trimestres para se esgotar completamente. Assim, os efeitos do hiato do produto sobre os preços estão sendo incorporados pelas expectativas de mercado em relação à inflação futura.

Analisando a estrutura da economia, a taxa real de juros impacta indiretamente nos preços levando dois trimestres para operar completamente. Isto ocorre porque o impacto final de 0,32 pontos percentuais, da taxa real de juros sobre o hiato do produto em $t+2$, será levado à inflação através do elemento y_t da curva de Phillips. Logo, esta variação inicial da taxa real de juros causa um efeito multiplicativo de 0,04 pontos percentuais na inflação de $t+2$ – advindo da multiplicação dos 0,32% pelo impacto de 0,13 pontos percentuais de y_{t+2} sobre π_{t+2} .

¹³ Os componentes autorregressivos da curva de Phillips estimada produzem o efeito de longo prazo. Um aumento de 1% do hiato do produto em t gera uma inflação de 0,13 pontos percentuais em t , mais $0,13\% \times 1,23$ em $t+1$, mais $0,13\% \times -0,48$ em $t+2$, mais $0,13\% \times 0,15$ em $t+5$.

Uma vez analisada a estrutura da economia e definidas as restrições para a política monetária, é possível estimar a função de reação linear para analisar as preferências do BCB. A equação abaixo representa a função de reação a ser estimada:

$$\dot{i}_t = \alpha_1 \dot{i}_{t-1} + \alpha_2 \dot{i}_{t-2} + \alpha_3 \dot{i}_{t-3} + \alpha_4 E_{\pi,j} + \alpha_5 y_{t-1} + \alpha_6 D_{y,2003} \quad (4.8)$$

Tabela 5: Estimativas da função de reação com taxa Selic em nível

Variável Dependente: \dot{i}_t		
Variáveis	Coefficientes	Erro-padrão
\dot{i}_{t-1}	1,6636***	(0,1331)
\dot{i}_{t-2}	-1,2632***	(0,1998)
\dot{i}_{t-3}	0,5593***	(0,0989)
$E_{\pi,j}$	0,5827***	(0,1524)
y_{t-1}	0,1545**	(0,0620)
$D_{y,2003}$	-0,0227**	(0,0104)
R ² Ajustado	Observações	
0,9677	53	
Testes de Especificação (p-valores)		
ARCH	0,7624	
LM	0,7318	
JB	0,1806	

Nota: * Significativo a 10%, ** Significativo a 5%, *** Significativo a 1%, ^{ns} Não-significativo. ARCH refere-se ao teste de presença de heterocedasticidade dos resíduos estimados. LM refere-se ao teste de presença de autocorrelação serial dos resíduos estimados. JB refere-se ao teste de normalidade dos resíduos estimados. As estimativas utilizam séries temporais com dados trimestrais.

Fonte: Elaboração própria/Eviews

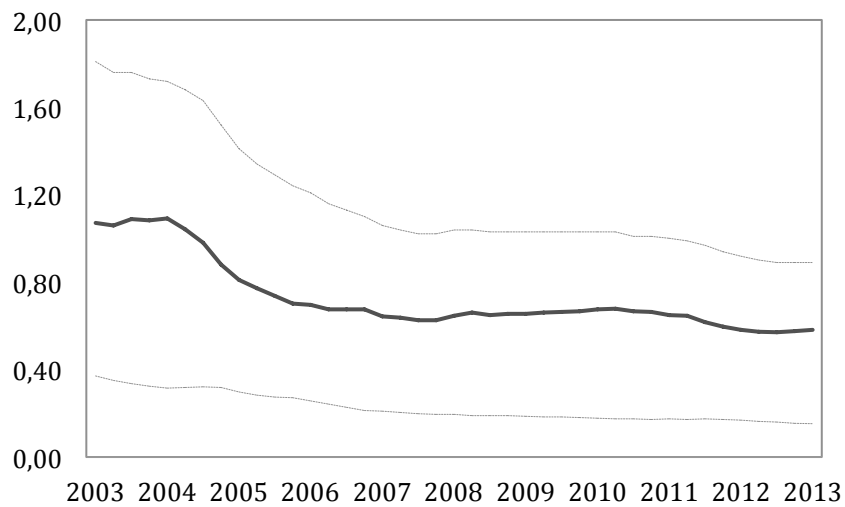
A tabela exibe as estimativas da função de reação linear que abrange o período completo do regime de metas para inflação. Em geral, os coeficientes estimados da equação 4.8 são estatisticamente diferentes de zero e apresentam convergência aos fundamentos da regra de Taylor. Os testes de especificação apontam resíduos ruído branco para o modelo estimado. As decisões do Copom revelam uma maior preocupação com os desvios da inflação futura à sua meta, ou seja, o impacto da variável $E_{\pi,j}$ sobre a taxa de juros Selic é maior do que o impacto de y_{t-1} . Conforme as estimativas, um aumento de 1% no desvio ponderado da inflação esperada em relação à meta de inflação provoca um incremento de 0,58 pontos percentuais na Selic, enquanto que um aumento de 1% no hiato do produto em $t-1$ gera um efeito positivo de apenas 0,15 pontos percentuais na Selic. Nos modelos estimados em que a depreciação da taxa nominal de câmbio foi incluída como variável explicativa, a mesma não foi significativa a 10%. Conforme as estimativas da curva de Phillips, esse

fato pode indicar que os efeitos do mercado cambial já estão incorporados nas expectativas futuras de inflação. A variável *dummy* $D_{y,2003}$ indica que a queda expressiva na atividade econômica dos primeiros trimestres de 2003 interferiu nas decisões de política monetária, que relaxou a partir do terceiro trimestre daquele ano. Por fim, o nível do R^2 ajustado revela que o modelo estimado captou cerca de 97% das informações que influenciam na determinação da taxa Selic, demonstrando alto poder de explicação da função de reação estimada.

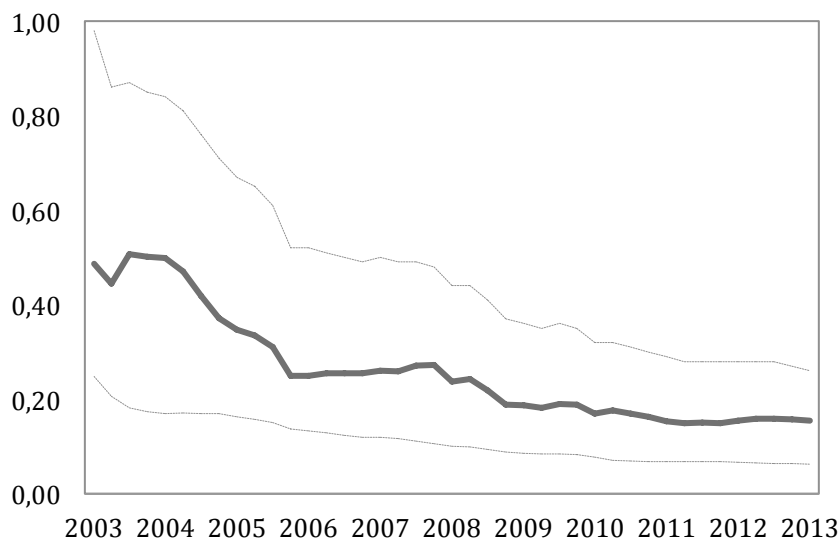
Os primeiros parâmetros da equação estimada mostram que a taxa nominal de juros é suavizada ao longo do tempo, isto é, a política monetária é ajustada gradualmente através de ciclos de aperto ou relaxamento monetário. Aragón e Portugal (2009) citam algumas razões para que os *policymakers* não realizem variações excepcionais do instrumento de política monetária:

- i) pequenas e persistentes variações da taxa de juros de curto prazo geram um efeito maior da política monetária sobre suas variáveis objetivo – maior poder de transmissão da política monetária;
- ii) quando necessário, é mais fácil corrigir ou até reverter o sentido da política monetária;
- iii) grandes flutuações (volatilidade) da taxa nominal de juros podem desestabilizar os mercados financeiros e cambiais.

Para complementar a análise de preferências da política monetária brasileira, estima-se os coeficientes recursivos da função de reação estimada. Esta ferramenta permite analisar a evolução do coeficiente ao longo do período através da adição de observações a cada novo intervalo. Ou seja, a cada intervalo progressivo de tempo é realizada uma nova análise de regressão entre as variáveis, com intuito de analisar o peso de cada um dos componentes ao longo do tempo. O gráfico 1 apresenta esta análise para as variáveis objetivo da política monetária, onde o primeiro intervalo compreende o período 2000T1-2003T2.

Figura 5: Coeficiente recursivo da variável $E\pi_{t,j}$ da equação estimada 4.8

Fonte: Elaborado pelo autor/Eviews

Figura 6: Coeficiente recursivo da variável y_{t-1} da equação estimada 4.8

Fonte: Elaborado pelo autor/Eviews

O gráfico evidencia claramente que há uma assimetria de preferências na função de reação do BCB, com maior peso ao controle de preços, e que as duas variáveis objetivo da política monetária possuem trajetórias descendentes dos seus respectivos coeficientes recursivos. Mais importante, tanto o desvio ponderado da inflação esperada quanto o hiato do produto defasado em 1 trimestre diminuem seus impactos e influências sobre as decisões do Copom. Há dois motivos razoáveis para esta evidência:

- i) Ganhos de potência da política monetária, isto é, o Banco Central precisa executar uma política monetária menos intensiva para gerar as respostas desejadas no produto e na taxa de inflação. Este fator advém de ganhos de credibilidade do BCB e fortalecimento dos canais de transmissão da política monetária. Conforme Relatório de Inflação de março de 2012, a potência da política monetária no Brasil tem aumentado nos últimos anos¹⁴. Essa maior potência da política monetária provavelmente remete, entre outros fatores, o amadurecimento das instituições, a consolidação do arcabouço macroeconômico, o aprofundamento do mercado de crédito e o alongamento dos contratos;
- ii) O tamanho do afastamento da taxa de inflação em relação à meta e do hiato do produto pode influenciar na intensidade de reação da política monetária. Os altos patamares da taxa de inflação nos primeiros anos do regime de metas, tanto dos preços administrados como dos preços livres, podem explicar a intensidade da reação da política monetária de 2003 a 2005.

Com intuito de analisar a influência da inflação de diferentes grupos de bens e serviços, as estimações seguintes separam o IPCA em itens livres e administrados. Os fundamentos econômicos revelam que a autoridade monetária deveria estar mais preocupada com as variações dos preços livres, uma vez que é o grupo de bens e serviços que são influenciados pela política monetária. Além disso, as variações da taxa de juros apresenta pouca influência sobre os preços monitorados (OMOTO, DIAS e DIAS, 2008). No entanto, o Brasil passou por alguns choques de preços monitorados ao longo do período analisado, como por exemplo o choque de preços nas tarifas de ônibus, água e energia elétrica de 2003. As funções de reação das equações 4.9 e 4.10 são modificadas em relação à regra original, mas permitem analisar o grupo de bens e serviços que mais impactam na decisão de política monetária:

$$\dot{i}_t = \alpha_1 \dot{i}_{t-1} + \alpha_2 \dot{i}_{t-2} + \alpha_3 \dot{i}_{t-3} + \alpha_4 y_t + \alpha_5 E_{Pa,j} \quad (4.9)$$

$$\dot{i}_t = \alpha_1 \dot{i}_{t-1} + \alpha_2 \dot{i}_{t-2} + \alpha_3 \dot{i}_{t-3} + \alpha_4 y_t + \alpha_5 E_{Pl,j} \quad (4.10)$$

Os resultados das estimativas são apresentados pela tabela 6.

¹⁴ Conforme explicitado no box “Poder da Política Monetária no Brasil”, publicado no Relatório de Inflação de junho de 2010.

Tabela 6: Estimativas da função de reação separada em preços administrados e preços livres

Variáveis	Variável Dependente: i_t			
	Função de Reação com Preços Administrados		Função de Reação com Preços Livres	
	Coefficientes	Erro-Padrão	Coefficientes	Erro-Padrão
i_{t-1}	1,7042 ^{***}	(0,1648)	1,9325 ^{***}	(0,1461)
i_{t-2}	-1,0569 ^{***}	(0,2456)	-1,2974 ^{***}	(0,2429)
i_{t-3}	0,2555 ^{**}	(0,1148)	0,3547 ^{***}	(0,1144)
y_t	0,0696 ^{ns}	(0,0458)	0,0752 ^{ns}	(0,0491)
$E_{Pa,j}$	0,2489 ^{**}	(0,1100)		
$E_{PL,j}$			0,0766 ^{ns}	(0,0886)
R ² Ajustado	0,9771		0,9742	
Observações	39		39	
Testes de Especificação (p-valores)				
ARCH	0,6324		0,7242	
LM	0,2709		0,3795	
JB	0,6260		0,7894	

Nota: * Significativo a 10%, ** Significativo a 5%, *** Significativo a 1%, ^{ns} Não-significativo. ARCH refere-se ao teste de presença de heterocedasticidade dos resíduos estimados. LM refere-se ao teste de presença de autocorrelação serial dos resíduos estimados. JB refere-se ao teste de normalidade dos resíduos estimados. AS estimativas utilizam séries temporais com dados trimestrais.

Fonte: Elaboração própria/Eviews.

As estimativas acima revelam que somente os preços administrados influenciam significativamente na decisão de política monetária que considera o período todo do regime de metas para inflação. Da mesma forma que a expectativa de inflação dos itens livres, o hiato do produto apresentou-se não significativo para influenciar na determinação da taxa de juros. Considerando a equação estimada dos preços administrados, um aumento de 1% das expectativas ponderadas referentes os preços administrados apresenta impacto de 0,24 pontos percentuais na determinação da taxa de juros de curtíssimo prazo, revelando uma preferência assimétrica do Copom em relação aos preços administrados. Com o intuito de verificar influências mais consistentes do IPCA separado em itens livres e administrados, os modelos 4.14 e 4.15 estenderão as estimativas para os intervalos das gestões de presidência do BCB.

4.5 ESTIMATIVAS DOS MODELOS TEÓRICOS: ANÁLISES PARA OS DIFERENTES PERÍODOS PRESIDENCIAIS

Por fim, é interessante analisar as preferências de política monetária dos diferentes governos federais ou presidências do BCB através da estimação de uma função de reação para cada período presidencial, que seguem as equações abaixo:

$$\text{FHC: } i_t = \alpha_1 i_{t-1} + \alpha_2 (\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^*) + \alpha_3 E_{y,j} + \alpha_4 D_{\pi,2002} \quad (4.11)$$

$$\text{Lula: } i_t = \alpha_1 i_{t-1} + \alpha_2 i_{t-2} + \alpha_3 E_{\pi,j} + \alpha_4 y_t + \alpha_5 D_{y,2003} \quad (4.12)$$

$$\text{Dilma: } i_t = \alpha_1 i_{t-1} + \alpha_2 E_{\pi,j} + \alpha_3 y_t \quad (4.13)$$

As equações 4.11, 4.12 e 4.13 são estimadas pelo método MQO e apresentam resíduos bem comportados. A tabela 7 apresenta os resultados destas estimativas.

Tabela 7: Estimativas da função de reação dos diferentes governos presidenciais

Variáveis	Variável Dependente: i_t					
	FHC		Lula		Dilma	
	Coef.	Erro-Padrão	Coef.	Erro-Padrão	Coef.	Erro-Padrão
i_{t-1}	0,9561***	(0,0107)	1,1877***	(0,099)	0,9148***	(0,0201)
i_{t-2}			-0,1944**	(0,0979)		
$E_{\pi,j}$			0,0547*	(0,0349)	0,7322***	(0,1770)
$\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^*$	0,3375***	(0,0789)				
y_t			0,0648***	(0,0164)	0,0646*	(0,0362)
$E_{y,j}$	0,2679***	(0,0845)				
$D_{\pi,2002}$	0,0204***	(0,003)				
$D_{y,2003}$			-0,011***	(0,0021)		
R ² Ajustado	0,9495		0,9932		0,9733	
Observações	35		94		35	
Testes de Especificação (p-valores)						
ARCH	0,5699		0,1499		0,4579	
LM	0,4792		0,2014		0,9571	
JB	0,2927		0,5917		0,5077	

Nota: * Significativo a 10%, ** Significativo a 5%, *** Significativo a 1%, ^{ns} Não-significativo. ARCH refere-se ao teste de presença de heterocedasticidade dos resíduos estimados. LM refere-se ao teste de presença de autocorrelação serial dos resíduos estimados. JB refere-se ao teste de normalidade dos resíduos estimados. As estimativas utilizam séries temporais com dados mensais.

Fonte: Elaboração própria/Eviews

Conforme os resultados apresentados na tabela 7, somente as gestões de Lula e Dilma seguem uma função de reação com expectativas em relação à inflação futura. Isto é, a equipe de política monetária de Armínio Fraga se utilizava mais das informações passadas dos desvios da inflação em relação à sua meta. Esta evidência

pode ser explicada pela baixa confiabilidade das expectativas de mercado em relação à inflação futura nos primeiros anos do regime de metas, que em alguns momentos apresentaram-se distantes do dado observado. Entretanto, a gestão de Fernando Henrique Cardoso também foi a única que se utilizou das variações futuras do hiato do produto em vez das observações passada. Todos os modelos estimados são significativos, pois os testes de especificação indicam resíduos ruído branco e o R^2 é próximo de 1, o que explicita que há pouca informação não captada pelos modelos.

O coeficiente α_1 dos modelos estimados revela que em todos os casos o BCB agiu de forma a suavizar a política monetária ao longo do tempo sem provocar grandes choques na taxa nominal de juros entre dois períodos. Em relação às preferências distintas entre os presidentes do BCB, as estimativas mostram que Armínio Fraga e Alexandre Tombini agiram de modo mais prudente e preocupado com a estabilidade de preços. O período entre o último trimestre de 2002 e o terceiro trimestre 2003 mostram uma disparada do nível de preços da economia brasileira, principalmente dos preços administrados, o que pode ter contribuído para aumentar a preferência do *policymaker* em relação à estabilidade de preços neste período. Por outro lado, a atuação de Henrique Meirelles revela uma maior preocupação com o emprego e produto, fundamentada nas políticas sociais do governo Lula e nos níveis menores de inflação. Chama a atenção o peso que a gestão de Alexandre Tombini atribui ao controle inflacionário, que cresce no ano de 2013 na medida em que a inflação persegue níveis próximos ao teto da meta (6,5% a.a.). As *dummies* $D_{\pi,2002}$ e $D_{y,2003}$ foram significativas em seus respectivos modelos, sendo que aquela influenciou positivamente o nível da taxa nominal de juros frente ao cenário de instabilidade política e intensa depreciação da moeda doméstica.

As estimações a seguir repetem a análise feita anteriormente em relação à taxa de inflação separada em preços livres e preços administrados, contudo diferenciado entre os governos de Luís Inácio Lula da Silva e Dilma Rousseff:

$$\text{Lula: } i_t = \alpha_1 i_{t-1} + \alpha_2 i_{t-3} + \alpha_3 i_{t-4} + \alpha_4 E_{Pa,j} + \alpha_5 E_{Pl,j} + \alpha_6 E_{y,j} + \alpha_7 D_{y,2009} \quad (4.14)$$

$$\text{Dilma: } i_t = \alpha_1 i_{t-1} + \alpha_2 E_{Pa,j} + \alpha_3 E_{Pl,j} + \alpha_4 E_{y,j} + c \quad (4.15)$$

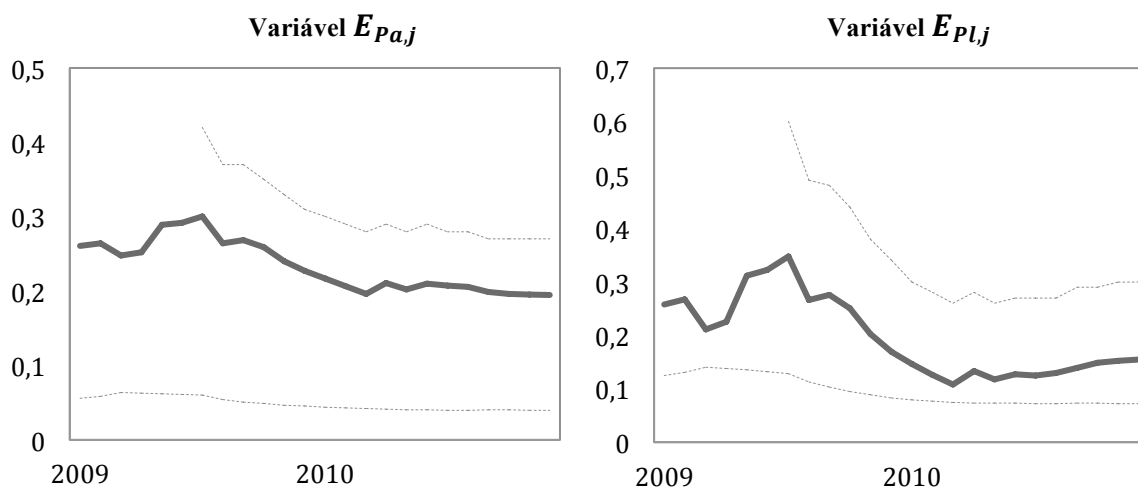
A tabela 8 apresenta os resultados das estimativas. Ainda, foram estimados os coeficientes recursivos das expectativas em relação aos preços livres e administrados, procurando identificar períodos de mudança das preferências da política monetária, que são exibidos pelas figuras 7 e 8.

Tabela 8: Estimativas da função de reação separada em preços administrados e livres dos diferentes governos presidenciais

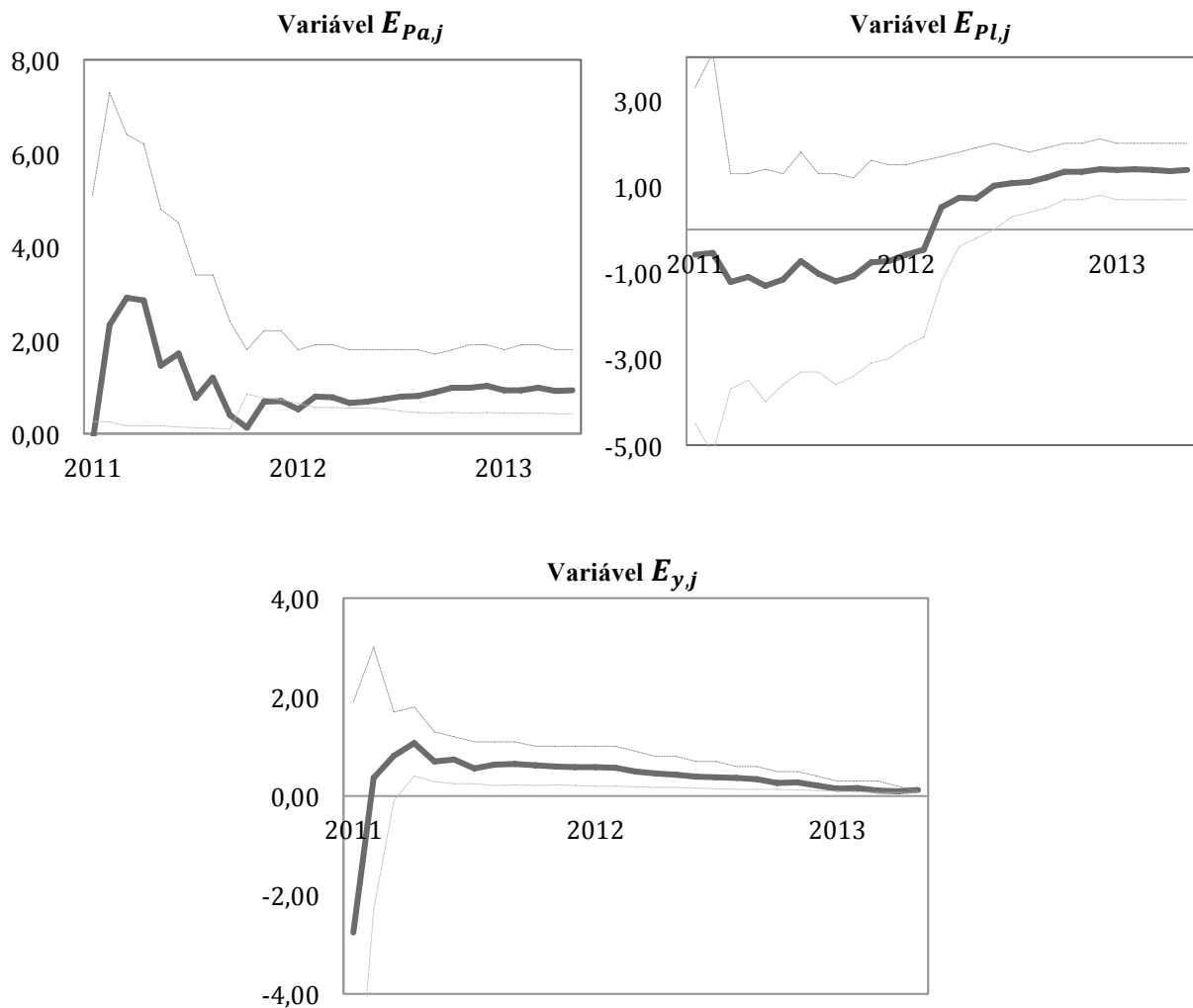
Variáveis	Variável Dependente: i_t			
	Lula		Dilma	
	Coefficientes	Erro-Padrão	Coefficientes	Erro-Padrão
i_{t-1}	1,0402 ^{***}	(0,0527)	0,999 ^{***}	(0,0711)
i_{t-3}	0,2907 ^{**}	(0,1175)		
i_{t-4}	-0,3981 ^{***}	(0,0818)		
$E_{Pa,j}$	0,1948 ^{***}	(0,0397)	0,9275 ^{**}	(0,4239)
$E_{Pl,j}$	0,1544 ^{**}	(0,0714)	1,3848 ^{***}	(0,3152)
$E_{y,j}$	-0,0421 ^{ns}	(0,0325)	0,1178 [*]	(0,0651)
$D_{y,2009}$	-0,0049 ^{***}	(0,0011)		
c			-0,0602 ^{***}	(0,0167)
R ² Ajustado	0,9927		0,9766	
Observações	87		35	
Testes de Especificação (p-valores)				
ARCH	0,1826		0,6493	
LM	0,6500		0,2857	
JB	0,6704		0,5244	

Nota: * Significativo a 10%, ** Significativo a 5%, *** Significativo a 1%, ^{ns} Não-significativo. ARCH refere-se ao teste de presença de heterocedasticidade dos resíduos estimados. LM refere-se ao teste de presença de autocorrelação serial dos resíduos estimados. JB refere-se ao teste de normalidade dos resíduos estimados. As estimativas utilizam séries temporais com dados trimestrais.

Fonte: Elaboração própria/Eviews

Figuras 7: Coeficientes recursivos da equação estimada 4.14

Fonte: Elaborado pelo autor/Eviews

Figuras 8: Coeficientes recursivos da equação estimada 4.15

Fonte: Elaborado pelo autor/Eviews

Da mesma forma que modelos anteriores, os testes de especificação revelam resíduos estimados idênticos e independente distribuídos ($\varepsilon_t \sim i.i.d$), tornando as estimativas das equações 4.14 e 4.15 válidas. Conforme as estimativas, é possível afirmar que o Copom esteve mais preocupado com os movimentos dos preços administrados no período Lula. Por outro lado, a gestão de Alexandre Tombini teve que enfrentar fortes pressões dos preços livres, principalmente de alimentos e bebidas e do setor de serviços ao longo de 2012 e 2013, o que pode explicar a preferência assimétrica ao controle desse grupo de preços. Essas conclusões são confirmadas pelas figuras 7, indicando que os formuladores de política monetária do governo Lula priorizaram o controle dos preços administrados nos primeiros anos de mandato. Os coeficientes recursivos também indicam que os preços em geral foram perdendo seu

impacto sobre as decisões do Copom, revelando ganhos de potência da política monetária no decorrer do período. O movimento contrário é identificado no mandato de Dilma, quando o movimento dos preços parece influenciar mais na determinação da taxa de juros de curto prazo, indicando perda de potência da política monetária nos últimos anos de governo.

Os *policymakers* do governo Dilma exibem uma forte e instável preocupação com os preços administrados no início do mandato, enquanto que os preços livres ganham maior peso das decisões de política monetária a partir de 2012. É notável a real preocupação do Copom com os preços livres no ano de 2013. O modelo estimado revela que no governo Dilma um aumento de 1% nas expectativas dos preços livres geram um impacto significativo e positivo de 1,38 pontos percentuais na taxa Selic. Em suma, verifica-se uma forte correlação entre as preferências da função de reação do Banco Central com os valores absolutos da taxa de inflação, isto é, pressões fortes nos preços livres e administrados promovem mudanças significativas nos parâmetros de preferência da autoridade monetária.

5. CONCLUSÃO

Este trabalho consiste na avaliação do comportamento da função de reação do Banco Central do Brasil ao longo do sistema de metas de inflação, que se utiliza da econometria de séries temporais para estimar as preferências da autoridade monetária. As análises foram conduzidas de forma a identificar diferenças intertemporais na política monetária dos distintos mandatos presidenciais.

Os resultados mostram que ao longo do regime de metas de inflação o Banco Central do Brasil tem conduzido uma política monetária que prioriza a estabilização da inflação, mas que também se atenta aos movimentos do hiato do produto e que suaviza intertemporalmente o instrumento de política. Em outras palavras, a autoridade monetária brasileira possui uma preferência assimétrica à estabilidade de preços, com maior prioridade aos preços administrados nos primeiros dois governos presidenciais e aos preços livres no governo de Dilma Rousseff. Ainda, a taxa de juros Selic mostrou respostas lineares aos desvios esperados da inflação e produto às suas metas.

A estimativa da Curva de Phillips revela que tanto os movimentos do câmbio quanto do hiato do produto influenciam na inflação futuro esperada. Isto é, os agentes já incorporam os efeitos de *pass-through* da taxa de câmbio e do hiato do produto quando formam expectativas sobre a inflação futura. Por estar parcialmente incorporado nas expectativas da inflação futura, o hiato do produto não indicou impactos tão significativos nas decisões de política monetária quanto a própria inflação futura esperada.

Nos períodos de alta instabilidade financeira, com elevadas taxas de inflação tanto dos preços livres como administrados, o Banco Central do Brasil mostrou-se mais avesso às grandes flutuações da taxa de inflação. Ou seja, o *policymaker* atribuiu maior peso à estabilidade de preços quando acontecem choques significativos nas expectativas do nível de preços futuro da economia.

Com o passar do regime de metas e dos mandatos presidenciais, com exceção dos últimos anos do governo Dilma, o valor absoluto dos coeficientes da função de reação reduziram, indicando queda do impacto da expectativa de inflação e do hiato do produto sobre a decisão de política monetária. Esse resultado acompanhado de análises qualitativas denota ganhos de potência da política monetária, motivado pelas seguintes razões: ganho de credibilidade do BCB na condução da política monetária,

fortalecimento dos canais de transmissão da política monetária e maior quantidade de crédito da economia brasileira.

6. REFERÊNCIAS

ARAGON, E. K. S. B.; PORTUGAL, M. S. Central Bank preferences and monetary rules under the inflation targeting regime in Brazil. *Brazilian Review of Econometrics*, v. 29, n. 1, p. 79-109, 2009.

ARAGON, E. K. S. B.; PORTUGAL, M. S. Nonlinearities in Central Bank of Brazil's reaction function: the case of asymmetric preferences. *Estudos Econômicos*, v. 40, n. 2, 2010.

BALL, L.; MANKIW, N.G.; ROMER, D. The New Keynesian economics and the output-inflation trade-off. *Brookings Paper on Economic Activity*, p. 1-65, 1988.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Relatórios de Inflação, 1999-2013.

BARBOZA, R. M. Mecanismos de transmissão da política monetária e nível da taxa de juros no Brasil: existe relação? Dissertação de Mestrado, *Universidade Federal do Rio de Janeiro*, 2012.

BLINDER, A. S. Bancos Centrais: teoria e prática. São Paulo, Editora 34, Tradução de Maria Abramo Caldeira Brant, 1999.

BOGDANSKI, J., TOMBINI, A.A.E. WERLANG, S.R.C. Implementig Inflation targetting in Brazil. *Banco Central do Brasil*, Trabalhos para discussão, n. 1, Julho, 2000.

BOIVIN, J.; KILEY, M.T.; MISHKIN, F.S. How has the monetary transmission mechanism evolved over time? *Finance and Economics Discussion Series*, Washington D.C., 2010.

CALVO, G. A. Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework. *J. Monetary Econ.* 12, September, 383-98, 1983.

CARVALHO, F.J.C; SOUZA, F.E.P.; SICSÚ, J.; PAULA, L.F.R.; STUDART, R. Economia Monetária e Financeira: teoria e política. *Editora Campus/Elsevier*, Rio de Janeiro, 2ª edição, 2007.

CARVALHO, D. F. Paridade descoberta da taxa de juros da economia brasileira num ambiente de crise financeira mundial: teoria e evidência empírica. *PPGE-Universidade Federal do Pará*, Belém, 2012.

CLARE, A; COURTENAY, R. Assessing the Impact of Macroeconomic News Announcements on Securities Prices under Different Monetary Policy Regimes. *Bank of England Working Paper*, n. 125, 2001.

CLARIDA, R.; GALÍ, J; GERTLER, M. The science of monetary policy: a new Keynesian perspective. *Cambridge: National Bureau of Economic Research*, Working Paper 7147, 1999.

CLARIDA, R.; GALÍ, J; GERTLER, M. Monetary policy rules and macroeconomic stability: evidence and some theory. *Quarterly Journal of Economics*, v. 115, n. 1, 2000.

CUKIERMAN, A. The inflation bias result revisited. *Tel-Aviv University*, 2000.

DATHEIN, R. Uma Introdução à Teoria Novo-Keynesiana. *Universidade Federal do Rio Grande do Sul*, Porto Alegre, 2002.

DORNBUSH, R.; FISCHER, S. e STARTZ, R. - Macroeconomia. 11ª edição, *McGraw-Hill do Brasil*, 2011.

DWYER, G. P. Jr. Rules and discretion in monetary policy. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, St. Louis, v. 75, n. 3, p.3-14, May/June, 1993.

FONTANA, F. C. Política monetária: metas de inflação: revisão e análise de eficácia. *Universidade de São Paulo*, Piracicaba, 2005.

GOLOSOV, M.; LUCAS, R.E. Menu Costs and Phillips Curves. *Journal of Political Economy* 115, no. 2, 171–199, 2007.

GOMES, C.; HOLLAND, M. Regra de Taylor e política monetária em condições de endividamento público no Brasil. *Revista de Economia*, n.4, n.2, jul/dez, 2003.

GRUEN, D.; ROMALIS, J.; CHANDRA, N. The lags of monetary policy. *Economic Group, Reserve Bank Of Australia*, v. 9702, 1997.

HENDRY, D. F. Achievements and challenges in econometric methodology, *Journal of Econometrics*, v. 100, pp. 7–10, 2001.

HOLLAND, M. Monetary and exchange rate policy in Brazil after inflation targeting. *Encontro Nacional de Economia*, 33. Anais, Natal, 2005.

KYDLAND, F.E.; PRESCOTT, E.C. Rules Rather than Discretion: The Inconsistency of Optimal Plans. *Journal of Political Economy*, n. 85, June, 473–492, 1977.

LEAL, P.Q.; SILVA, M.S.; CAETANO, S.M. A efetividade do Sistema de Metas de Inflação para a América Latina e Caribe. *Cadernos de Ciências Sociais Aplicadas*, n. 13, p.181-201, Bahia, 2013.

MEDEIROS, G. B.; ARAGÓN, E. K. S. B. Testando assimetrias nas preferências do Banco Central em uma pequena economia aberta: um estudo para o Brasil. *Encontro Nacional de Economia*, 34. Anais. Foz do Iguaçu, 2011.

MENDONÇA, H. F. Metas de Inflação: uma análise preliminar do caso brasileiro. *Economia Aplicada*, Jan/Mar, 2001.

MINELLA, A.; FREITAS, P. S.; GOLDFAJN, I.; MUINHOS, M. Inflation targeting in Brazil: constructing credibility under exchange rate volatility. *Journal of International Money and Finance*, v. 22, p. 1015-1040, 2003.

MINELLA, A.; FREITAS, P. S.; GOLDFAJN, I.; MUINHOS, M. Inflation targeting in Brazil: lessons and challenges, *Central Bank of Brazil, Working Paper Series n. 53*, Nov., 2002.

MISHKIN, Frederic S. Symposium on the Monetary Transmission Mechanism. *Journal of Economic Perspectives*, vol. 9, no. 4, pp. 3-10, 1995.

MISHKIN, F. S. Monetary policy strategy. *Cambridge: The MIT Press*, 2007.

NETTO, A. D. Sobre as metas inflacionárias. *Economia Aplicada*, Out/Dez, 1999.

NETTO, A. D. Novo surto de incertezas. *Valor Econômico*. São Paulo, p. 2, Abril, 2014.

OLIVEIRA, G.C. O comportamento do crédito e a reação do Banco Central e do sistema financeiro público e privado aos efeitos das crise internacional. *II Encontro Internacional da Associação Keynesiana Brasileira*, 2009.

OMOTTO, K.H.; DIAS, M.H.A.; DIAS, J. Efeitos dos choques de política monetária sobre a atividade econômica e os preços no Brasil. *XI Encontro Regional de Economia ANPEC-Sul*, 2008.

PAGANO, T. A.; ROSSI JÚNIOR, J. L. Uma análise da não-linearidade da função de reação do Banco Central do Brasil: avesso a inflação ou a recessão? Texto para Discussão, WPE – 188, *Inspere*, 2009.

ROCHA, R.M.; SILVA, M.E.A.; GOMES, S.M.F.P.O. Por que os estados brasileiros têm reações assimétricas a choques na política monetária? *Revista Brasileira de Economia*, v. 65, n. 4, 2011.

ROMER, David. *Advanced Macroeconomics*. McGraw-Hill, 4th edition, 2012.

SANT'ANA, V.F. Regra de política monetária no Brasil: estimação de uma regra de Taylor para o período pós-metas de inflação (2000-2010). *Universidade Federal do Rio Grande do Sul*, 2011.

SICSÚ, J. Expectativas Inflacionárias no Regime de Metas de inflação. *Economia Aplicada*, Out/Dez, 2002.

SOARES, J. J. S.; BARBOSA, F. de H. Regra de Taylor no Brasil: 1999-2005. *Encontro Nacional de Economia*, 34. Anais. Salvador, 2006.

TAYLOR, J.B. Discretion versus policy rules in practice. *In Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, v. 39, 1993.

TOSTES, F. S. O efeito da credibilidade sobre o *pass-through* da taxa de câmbio: uma análise para o Brasil sob metas para inflação. *Universidade Federal Fluminense*, Niterói, 2014.

VASCONCELOS, M. R.; FONSECA, M. W. Política monetária no Brasil: mecanismos de transmissão e impactos diferenciados nas regiões e estados da federação. *Anais da ANPEC-Nordeste*, Fortaleza, 2002.

WU, T. Y. Does inflation targeting reduce inflation?: an analysis for the OECD industrial countries. *Central Bank of Brazil, Working papers*, n. 83,p. 1-20, Maio, 2004.