

UNIVERSIDADE FEDERAL DE JUIZ DE FORA
INSTITUTO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS - ICSA
CURSO DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS

FILIPE RODRIGUES DOS SANTOS

**ANÁLISE DA POLÍTICA MONETÁRIA NOS REGIMES DE METAS CAMBIAIS E
DE METAS PARA INFLAÇÃO**

Governador Valadares

Minas Gerais – Brasil

2016

FILIFE RODRIGUES DOS SANTOS

**ANÁLISE DA POLÍTICA MONETÁRIA NOS REGIMES DE METAS CAMBIAIS E
DE METAS PARA INFLAÇÃO**

Monografia apresentada ao Departamento de Economia da Universidade Federal de Juiz de Fora, *campus* de Governador Valadares, como parte das exigências para obtenção do título de Bacharel em Ciências Econômicas.
Orientador: Luckas Sabioni Lopes

Governador Valadares

Minas Gerais - Brasil

2016

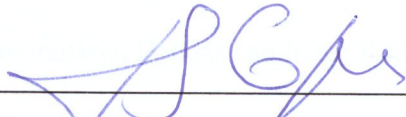
FILIPE RODRIGUES DOS SANTOS

**ANÁLISE DA POLÍTICA MONETÁRIA NOS REGIMES DE METAS CAMBIAIS E
DE METAS PARA INFLAÇÃO**

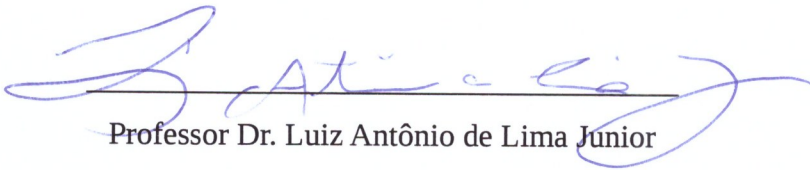
Monografia apresentada ao Departamento de Economia da Universidade Federal de Juiz de Fora, *campus* de Governador Valadares, como parte das exigências para obtenção do título de Bacharel em Ciências Econômicas.

Governador Valadares, 18 de agosto de 2016.

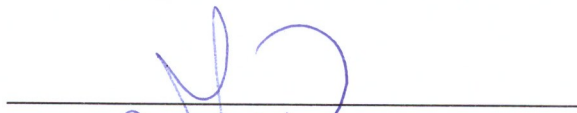
Banca Examinadora



Professor Dr. Lucas Sabioni Lopes - Orientador
Universidade Federal de Juiz de Fora, campus GV
Departamento de Economia



Professor Dr. Luiz Antônio de Lima Junior
Universidade Federal de Juiz de Fora, campus GV
Departamento de Economia



Professor Dr. Thiago Costa Soares
Universidade Federal de Juiz de Fora, campus GV
Departamento de Economia

RESUMO

O presente trabalho procurou comparar a política monetária dos regimes implementados desde o início do Plano Real no Brasil, isto é, o de âncora cambial e o de metas para inflação. Especificamente, objetivou-se saber em qual destas políticas se obteve melhores resultados quanto à estabilização da economia brasileira, principalmente, da inflação, da taxa de juros e do produto. Para tal comparação, utilizou-se um modelo autorregressivo (VAR) para dois períodos distintos, isto é, o primeiro entre janeiro de 1994 e junho de 1999, caracterizando o regime de âncora cambial, e o segundo entre julho de 1999 e dezembro de 2014, em que vigorou o atual regime de metas para inflação. Os principais resultados obtidos mostraram que sob o regime de âncora cambial as elevações da taxa de juros não surtiram significativos efeitos sobre a inflação e, além disso, causaram impactos negativos no produto da economia. Além do mais, mesmo considerando os efeitos da taxa de juros sobre o câmbio real da economia, o controle da inflação no regime de âncora cambial foi inferior ao do regime de metas para inflação. Por outro lado, no regime de metas para inflação os resultados mostraram que neste regime a política monetária está conseguindo afetar as expectativas de inflação e, principalmente, a taxa de inflação com menores impactos na produção agregada. Outro importante resultado alcançado mostrou que a política monetária sobre o regime de metas para inflação se tornou mais *forward-looking*, demonstrando dessa forma que as ações por parte Banco Central estão afetando as expectativas dos agentes econômicos. Desso modo, a presente pesquisa indica que houve ganhos na condução da política monetária no regime de metas para a inflação, tanto em razão de um maior controle sobre a taxa de juros como por causar menores impactos recessivos na economia.

Palavras-Chave: Política monetária; Bandas cambiais; Regime de metas para inflação; VAR.

LISTA DE FIGURAS

- Figura 1 – Funções Impulso-Resposta – 1995:01 a 1999:06 – Regime Âncora Cambial 23
- Figura 2 – Funções Impulso-Resposta – 1999:07 a 2014:12 – Regime de metas para inflação 24

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Descrição das variáveis utilizadas	18
Tabela 2 – Estatísticas descritivas	19
Tabela 3 – Resultados dos Testes de Raiz Unitária	21
Tabela 4 – Análise da decomposição da variância – Âncora Cambial	25
Tabela 5 – Análise da decomposição da variância – Metas para inflação	27

SUMÁRIO

RESUMO.....	iii
LISTA DE FIGURAS.....	iv
LISTA DE TABELAS.....	v
1 INTRODUÇÃO	1
2 CONTEXTUALIZAÇÃO E REFERENCIAL TEÓRICO.....	5
2.1 O REGIME DE CÂMBIO ADMINISTRADO E SUA APLICAÇÃO NO BRASIL.....	5
2.2 O REGIME DE METAS PARA INFLAÇÃO E SUA APLICAÇÃO NO BRASIL.....	8
2.3 TEORIA: POLÍTICA MONETÁRIA E OS SEUS MECANISMOS DE TRANSMISSÃO.....	10
3 METODOLOGIA	14
3.1 VETORES AUTORREGRESSIVOS (VAR)	14
3.2 TRATAMENTO E FONTE DOS DADOS	17
4 RESULTADOS	19
5 CONCLUSÃO	29
6 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	31

1 INTRODUÇÃO

Lançado em 1994, o Plano Real obteve êxito no controle dos níveis de preços e interrompeu um longo processo de inflação instável e persistente que se agravava em meados da década de 1980. Contudo, os desafios para os períodos seguintes eram o de manter a inflação sob controle e, além disso, afetar positivamente a formação de expectativas dos agentes econômicos. Diante disso, optou-se pela utilização de âncoras nominais, tais como o regime de câmbio administrado, vigente entre 1994 e 1999, e metas para a taxa de inflação, implementado após o último ano citado.

Durante o regime de âncora cambial, optou-se por um câmbio fixo na forma de um *crawling peg*¹, em que a taxa de câmbio nominal sofreria ajustes a uma taxa baixa e prefixada (PASTORE, 2015). Em que se pese o sucesso inicial desta política monetária, com o passar do tempo, os problemas decorrentes da administração cambial em um contexto de diversos choques externos começaram a se tornar um grave empecilho para a economia brasileira.

Devido ao fato de que a utilização de uma âncora cambial no Brasil teve como pressuposto uma taxa de câmbio valorizada, houve o surgimento de déficits em transações correntes que estavam aumentando os passivos externos do país. Por outro lado, para compensar o déficit externo houve a necessidade da utilização de juros reais elevados que garantissem a entrada de capitais necessária para o seu financiamento, o que prejudicava a posição fiscal do governo e desestimulava a atividade econômica no país (GIAMBIAGI, 2011).

Após o abandono da âncora cambial, foi lançado em 1999 o regime de metas para inflação, ainda em vigor no país. Nesta abordagem, o Banco Central do Brasil (BCB) se compromete em agir de forma que a inflação observada da economia esteja em conformidade com uma meta preestabelecida, anunciada pública e antecipadamente (MOENJAK, 2014). Outras características do regime de metas são: a) um compromisso institucional com a estabilidade de preços como objetivo primário da política monetária; b) o aumento da transparência da política monetária quanto aos objetivos da autoridade monetária; e, c) o aumento da *accountability* (prestação de contas junto ao público) do BCB ao se tentar alcançar as metas de inflação definidas.

¹ *Crawling peg* é um regime cambial no qual a taxa de câmbio é permitida apreciar ou depreciar de forma gradual (PASTORE, 2015).

O ramo da literatura que procura comparar o desempenho dos dois regimes monetários no Brasil é relativamente recente e bastante ativo. Minella *et al.* (2003), por exemplo, estimaram uma autorregressão vetorial (VAR, do inglês vector autoregression) com o objetivo de avaliar a política monetária sob o regime de metas para inflação para o período de 1999 a 2002, constataram que o Banco Central, por meio de sua política monetária, tem reagido fortemente às expectativas de inflação e a pressões inflacionárias, bem como tem conseguido manter as expectativas por parte dos mercados sobre controle, mesmo na presença de choques inflacionários. Outro resultado alcançado pelos autores em suas estimações se refere ao fato da redução do grau de persistência da inflação aos choques da política monetária.

Semelhantemente, Arquete e Jayme (2003) e Minella (2003) procuram, através da metodologia VAR, examinar a política monetária brasileira no período pós Plano Real. Segundo Arquete e Jayme (2003), que estimaram um VAR para o período de 1994 a 2002, a política monetária, via taxa de juros, teve dificuldades no controle da inflação, dado que a taxa de inflação teria uma resposta fraca às elevações da taxa de juros. Já Minella (2003), investigou os impactos da política monetária sobre a inflação, o produto e alguns agregados monetários para três períodos distintos: janeiro de 1975 a julho de 1985; agosto de 1985 a junho de 1994; e, setembro de 1994 a dezembro de 2000. Os principais resultados obtidos mostraram que a política monetária tem um efeito significativo sobre a produção e agregados monetários em todos os períodos, no entanto somente no terceiro período a política monetária se mostrou eficaz na redução da inflação, dado que no segundo período houve o aparecimento do efeito *price puzzle*².

Ao analisar os efeitos da política monetária sob o regime de metas para inflação, Barbosa (2008) realiza um estudo com amplo conhecimento de caso, fornecendo evidências de que o crescimento econômico tem sido mais devagar no período, em relação ao regime de âncora cambial, porém, apresentou uma menor volatilidade e aparente tendência para cima. Quanto à inflação e juros, o autor argumenta que o regime obteve sucesso ao reduzir a inflação e a taxa de juros real da economia. A principal lacuna desta pesquisa, contudo, é a ausência de um método, ou teste, estatístico que pudesse controlar fatores exógenos e propiciar resultados robustos.

Por sua vez, Arestis *et al.* (2009), em um estudo para países emergentes, incluindo o Brasil, concluíram que a adoção do regime de metas, apesar de ter coincidido com um período de queda nas taxas de inflação, não foi responsável por tal fenômeno, uma vez que as nações

² O efeito *price puzzle* acontece quando ocorre a elevação da taxa de inflação logo após um choque positivo na taxa de juros.

que utilizaram outros regimes monetários também experimentaram quedas no indicador de preços agregados. Contudo, parece haver um problema com as amostras selecionadas pelos referidos autores. Por exemplo, ao comparar o período anterior e posterior à implantação do regime de metas, a base de dados foi dividida em 1995-1998 (pré-regime) e 1999-2005 (pós-regime), sendo que a nova política entrou em vigor apenas em julho de 1999. Ademais, nenhuma ponderação foi feita com respeito aos choques cambiais ocorridos em 1999 e 2002, por exemplo.

Mello e Moccerro (2011) objetivaram analisar os efeitos do regime de metas para inflação para o caso do Brasil, Chile, Colômbia e México com um modelo de análise novo keynesiano estimado com o método de máxima verossimilhança e regressões VAR. O período de análise variou de 1996 a 2006, com dados mensais. Os autores concluíram que, no Brasil, a política monetária tem respondido com maior intensidade às movimentações da inflação esperada (tornando-se mais *forward-looking*), entretanto, não foram encontrados efeitos significativos do regime de metas sobre a redução da volatilidade do produto e da taxa de juros. Uma consideração importante a ser feita sobre este estudo é que o modelo VAR sofreu do problema de *price puzzle*, o que a literatura tem sugerido ser reflexo de má-especificação do modelo (SIMS, 1992).

Por outro lado, Tomazzia e Meurer (2009) e Mendonça *et al.* (2010), ao estimarem modelos VAR para o período do regime de metas para inflação no Brasil, concluíram a taxa de inflação e o produto se reduziram em resposta a políticas monetárias contracionistas. Ressalta-se, ainda, que no trabalho de Tomazzia e Meurer (2009) o problema do *price puzzle* foi evitado, o que permitiu uma melhor análise dos impactos da política monetária sobre a atividade econômica.

Desta forma, é possível perceber que a literatura a respeito dos efeitos da adoção do regime de metas para inflação no Brasil ainda apresenta resultados mistos, seja em função de amostras pouco adequadas para a análise da política, pela especificação inadequada dos modelos analíticos e, ou, por não considerar o regime de metas para inflação em contexto com o anteriormente adotado (câmbio controlado). Assim, o presente trabalho procura contribuir com a literatura relativa à política monetária no país, comparando o desempenho macroeconômico dos regimes monetários implementados desde o início do Plano Real por meio da estimação do modelo econométrico VAR. Especificamente, objetiva-se estudar qual dos dois regimes (de metas cambiais ou de inflação) proporcionou melhores resultados no que concerne à estabilização da economia brasileira, principalmente, da inflação, da taxa de juros e do produto.

Dessa maneira, as seguintes hipóteses serão testadas: a) a média de crescimento do PIB foi superior no regime de metas de inflação em relação ao regime de âncora cambial?; b) A volatilidade da produção foi menor no regime de metas de inflação?; c) A média da inflação e sua volatilidade se reduziram no regime de metas de inflação?; d) a Taxa de juros básica e sua volatilidade se reduziram no regime de metas de inflação?; e, por fim, e) As respostas da atividade econômica (produção e preços) às políticas monetárias se alteraram?

A metodologia utilizada baseou-se na abordagem proposta por Tomazzia e Meurer (2009), que, como mencionado anteriormente, utiliza um modelo VAR que elimina o *price puzzle* e, além disso, permite que se tenha uma visão mais completa dos efeitos da política monetária sobre as variáveis macroeconômicas em estudo. Dessa maneira, estimou-se um VAR para dois períodos distintos, isto é, o primeiro entre 1994 e junho de 1999, caracterizando o regime de âncora cambial, e o segundo entre julho de 1999 e 2014, em que vigora o regime de metas para inflação.

O restante desta pesquisa envolve, além desta introdução, as seguintes seções: a segunda seção expõe os fundamentos operacionais das âncoras nominais de câmbio e de metas para inflação; a terceira seção apresenta e discute o modelo VAR estimado para a comparação dos dois regimes, bem como a base de dados; a quarta seção traz os principais resultados da pesquisa; e, por fim, a quinta seção conclui, apresentando as considerações finais do trabalho.

2 CONTEXTUALIZAÇÃO E REFERENCIAL TEÓRICO

Como o objetivo deste trabalho é comparar o desempenho macroeconômico dos regimes de âncora cambial e de metas para inflação implementados desde o início do Plano Real, torna-se necessário conhecer o modo operacional de ambas as abordagens de política. Desse modo, a presente seção tem como propósito explicitar o funcionamento, as vantagens, as desvantagens e a forma como estes regimes foram conduzidos pelo Banco Central do Brasil.

2.1 O REGIME DE CÂMBIO ADMINISTRADO E SUA APLICAÇÃO NO BRASIL

Uma âncora cambial pode assumir diferentes formas. Uma delas se baseia na fixação do valor da moeda doméstica em relação a uma *commodity*. Neste caso, um exemplo prático seria o padrão ouro que vigorou de 1870 até 1914 na Primeira Guerra Mundial (SENNÁ, 2010). Em outra formulação, atrela-se o valor da moeda doméstica em relação à moeda de um país com baixa inflação. Como exemplos, têm-se o sistema Bretton Woods, adotado em 1944, e o *currency board*, adotado pela Argentina em 1991. Uma terceira forma consiste em fixar, por meio de uma regra ou estratégia, a evolução do valor da moeda doméstica ao valor da moeda de um país estável. Neste caso, o *crawling peg* e o regime de bandas cambiais são bons exemplos (MOENJAK, 2014).

No Brasil, após o êxito do Plano Real no controle inflacionário, quando a taxa de inflação, medida pelo índice de Preço ao Consumidor Amplo (IPCA), reduziu de 47% em junho de 1994, para 6,84% em julho e 2,1% no restante do ano, houve a necessidade de um novo balizador para a formação de preços na economia. Anteriormente ao Plano, devido à convivência por décadas com um ambiente inflacionário, os agentes econômicos passaram a formar seus preços com base em quase moedas indexadas, que eram atreladas a variação diária da taxa *overnight* (NORONHA, 2006). A súbita estabilização ocorrida após 1994, entretanto, estimulou a procura por novas estratégias. Assim, inspirado em planos de estabilização de países como México e Argentina, o Brasil optou por adotar uma âncora cambial.

Para Moenjok (2014), uma das vantagens de uma âncora cambial é a possibilidade de se fixar o valor da moeda doméstica a de outro país que tenha um histórico de baixas taxas de

inflação. Desse modo, gera-se, dentro de certos limites, a convergência da taxa de inflação doméstica à do país âncora.

Dessa maneira, no início da implantação do Plano Real, a política econômica brasileira estabeleceu uma paridade máxima entre o real e o dólar equivalente a R\$ 1 = US\$ 1. Contudo, entre julho e setembro de 1994 não houve qualquer intervenção no mercado de câmbio e a taxa de câmbio sofreu uma apreciação, chegando à cotação de R\$ 0,85/US\$1. Devido aos efeitos negativos da apreciação cambial sobre a conta corrente do balanço de pagamentos, o BCB realizou uma intervenção anunciando, em outubro, a compra de dólares a uma taxa mínima de R\$ 0,82/US\$1 e venda a uma taxa máxima de R\$ 0,86/US\$1. Deste modo, estava estabelecido um sistema “informal” de bandas cambiais no país (SILVA, 2002).

Segundo Pastore e Pinotti (1999), foi somente em março de 1995 que o Brasil adotou formalmente um sistema de bandas cambiais, estabelecendo os limites de flutuação entre R\$ 0,86/US\$1 e R\$ 0,90/US\$1. Ainda em março deste ano os limites das bandas foram corrigidos e fixados entre R\$ 0,88/US\$1 e R\$ 0,93/US\$1. Contudo, novamente no ano de 1995 houve a mudança do regime cambial, com a adoção do sistema de *crawling peg* (PASTORE, 2015).

Pelo lado das desvantagens de um regime de câmbio fixo e suas variantes, autores como Obstfeld e Rogoff (1995), Calvo e Mishkin (2003) e Senna (2010) destacam que este regime geralmente implica em perda da independência da política monetária, dado que o Banco Central fica em uma posição acomodatória, sendo forçado a “importar” problemas que porventura ocorram no país cuja moeda está servindo de referência. Por exemplo, no caso de o país de referência realizar uma elevação da taxa de juros, em virtude de algum choque inesperado, as autoridades domésticas têm de realizar a mesma ação, independentemente de seus efeitos sobre a economia. O mesmo ocorre se a moeda do país âncora sofrer uma forte valorização nos mercados cambiais, em que para impedir a desvalorização da moeda doméstica, a taxa de juros interna deverá aumentar, podendo gerar fortes pressões recessivas.

Para Mishkin (1998), uma importante crítica associada ao regime de âncora cambial se deve ao fato de que a economia doméstica se torna mais vulnerável a ataques especulativos, que acabam desencadeando sérias crises cambiais e, por conseguinte, financeiras. Países como México e Tailândia na década de 90, são bons exemplos desta experiência³. Da mesma forma, o Brasil passou por ataques especulativos durante a vigência de seu regime de âncora cambial, trazendo dificuldades na manutenção do regime. As principais razões para os ataques

³ Ver Calvo e Mishkin (2003)

decorreram, principalmente, do contágio de três crises financeiras que surgiram entre os anos de 1994 e 1998 no mercado financeiro internacional (PASTORE, 2015).

A primeira foi a crise do México em 1994, que afetou de forma considerável os países emergentes no primeiro semestre de 1995. A segunda foi a crise dos países asiáticos, que se iniciou na Tailândia e se espalhou para a Coreia do Sul, Malásia e Indonésia. A terceira crise foi engatilhada pela moratória russa de 1998. Em todos esses eventos, o Brasil foi afetado com a retração dos fluxos de capitais internacionais e com a perda de reservas domésticas (ABREU, 2014).

Com a retração de fluxos de capitais externos e a forte perda de reservas, tornou-se difícil para a política econômica brasileira manter o seu regime de âncora cambial. Como discutido anteriormente, a utilização da política cambial como uma estratégia de combate à inflação teve como pressuposto a manutenção de uma taxa de câmbio valorizada, levando ao surgimento de déficits na balança comercial e em transações correntes (SENNÁ, 2010).

Para Giambiagi (2010), com os desequilíbrios das contas externas, a política econômica brasileira se subordinou à obtenção de financiamentos para o seu déficit em conta corrente. Adotou-se, para este fim, a manutenção de altas taxas de juros durante todo o período. Isto, por sua vez, gerou uma significativa despesa financeira, levando a conta de serviços e rendas a ser deficitária em todo o período em razão dos crescentes fluxos de rendas paga ao exterior.

A combinação de déficits em conta corrente e de juros elevados poderia ser sustentada enquanto houvesse espaço para a ampliação do endividamento público externo. No entanto, esse espaço se fechou para o Brasil com o advento das diversas crises financeiras internacionais do período. Com a retração do fluxo de capitais não foi mais possível para o Brasil continuar a financiar o seu endividamento e, principalmente, manter as suas reservas domésticas sob controle (PASTORE, 2015).

De acordo com Senna (2010), a perda das reservas domésticas brasileiras, decorrentes do contágio das crises financeiras, se deu de forma intensa. A reação costumeira do Banco Central para impedir a constante fuga de capitais era aumentar intensamente a taxa de juros básica. Concretamente, durante a crise asiática a taxa de juros dobrou de 20,7% a.a. para 40,9% a.a., alcançando valores ainda maiores em seguida. Essa estratégia foi bem-sucedida nas duas primeiras crises, quando as reservas internacionais retornaram para seus níveis iniciais em poucos meses. Porém, os custos econômicos e o peso sobre as contas públicas de tais medidas, em conjunção com a perda de eficácia da política durante a crise russa, levaram ao abandono do regime de metas cambiais em janeiro de 1999.

2.2 O REGIME DE METAS PARA INFLAÇÃO E SUA APLICAÇÃO NO BRASIL

De acordo Moenjak (2014), a política de metas para inflação é um regime monetário no qual o Banco Central tem como objetivo manter a variação dos preços próxima a uma meta pré-determinada. O Banco Central utiliza a taxa de juros como principal instrumento de ajustes da economia, de modo que a taxa de inflação, ou mais especificamente as expectativas de inflação, fiquem dentro da meta estabelecida.

Com respeito aos aspectos institucionais de operacionalização do regime de metas para inflação, Mishkin (2007) cita quatro características que os bancos centrais utilizam para a efetivação do regime, as quais são: 1) o horizonte temporal da meta de inflação; 2) a adoção de um ponto ou de uma banda para a meta de inflação; 3) o valor numérico da meta de inflação; e, 4) a medida de inflação a ser usada.

A primeira característica se refere ao horizonte de tempo necessário para os instrumentos de política monetária conduzirem a inflação para o centro da meta estabelecida. Em decorrência da presença de contratos salariais, preços rígidos, expectativas e o fato da política monetária agir com defasagens de tempo, a convergência da taxa de inflação para a meta não se dá de forma imediata. Assim, Mishkin (2000) pondera que períodos curtos de tempo, inferiores há um ano, talvez possam não ser suficientes para que a política alcance seu objetivo.

A segunda característica se refere à escolha do Banco Central por uma meta pontual ou por uma banda. No caso de uma banda, tem-se um intervalo de tolerância para cima ou para baixo, em torno do qual a meta de inflação pode oscilar. Segundo Banco Central (2015), a utilização de bandas é preferível à utilização de uma meta pontual pelo fato de que não se possui controle perfeito sobre os níveis de preços. O que é possível para os bancos centrais é utilizar os instrumentos de política monetária à sua disposição com o objetivo de afetar, indiretamente, a taxa de inflação. Ademais, a existência de bandas permite aos bancos acomodarem os choques que afetam a economia.

No que concerne à escolha do valor numérico da meta de inflação, Almeida e Goodhart (1998), Bernanke *et al.* (2001) e Mishkin (2001) sugerem uma meta levemente acima de zero por duas razões. Em primeiro lugar, uma inflação acima de zero por um período longo de tempo não abalou a credibilidade dos bancos centrais quanto ao compromisso com a estabilidade de preços. Em segundo lugar, pode ser arriscado ter uma meta de inflação igual à zero. Tal política

pode levar a economia a momentos de deflação, causando instabilidade financeira e tornando o uso da política monetária mais trabalhosa, uma vez que as taxa de juros de curto prazo podem estar muito próximas de zero como consequência da escolha de tal meta.

Por último, o indicador de inflação a ser utilizado refere-se à escolha de um índice de preços que servirá de referência para avaliar a trajetória da inflação na economia. Segundo Goldfajn e Muinhos (2011), existem duas alternativas de índices, os cheios ou os núcleos. Nos primeiros, são considerados todos os itens presentes na cesta de consumo dos agentes econômicos. Diferentemente, o núcleo de inflação se caracteriza por expurgar determinados itens de natureza mais volátil, como alimentos e gasolina, que possuem um grande peso no orçamento familiar. Dessa maneira, o núcleo de inflação torna-se um indicador distante do verdadeiro custo de vida das pessoas.

Sobre as vantagens do regime de metas para inflação, Mishkin (1998) destaca o fato de que, em contraste com o regime de âncora cambial e regras de crescimento monetário, o regime de metas para inflação possibilita maior flexibilidade. Além disso, o regime de metas para inflação é facilmente entendido pelo público, sendo assim, bastante transparente. Outra importante vantagem do regime de metas é a tendência de aumentar a prestação de contas dos bancos centrais para com a sociedade.

Por meio de relatórios, atas e outros canais de comunicação, o público e os participantes do mercado financeiro ficam informados de: a) os objetivos e limites da política monetária; b) o valor numérico da meta de inflação e como eles foram determinados; c) como a meta de inflação está sendo alcançada, dadas as condições atuais e futuras da economia; e, d) as razões para o desvio da meta. Estes comunicados visam reduzir as incertezas quanto à política monetária, alinhando as expectativas do setor privado aos objetivos do Banco Central (BERNANKE *et al.*, 2001).

Por outro lado, Mishkin (2007) cita três principais críticas que são comumente associadas com a adoção do regime de metas. A primeira argumenta que se coloca uma regra rígida sobre a política monetária, deste modo, impedindo que ela tenha capacidade suficiente para agir em circunstâncias não previstas, como um choque de oferta, por exemplo. Segundo, em razão das defasagens existentes, os resultados da política monetária sobre a inflação somente são verificados após um considerável período de tempo. Logo, o regime de metas para inflação não apresenta sinais imediatos para o público e os mercados das reais conquistas da política monetária. Terceiro, associa-se o regime de metas de inflação a baixo crescimento da economia e do emprego. Em que, na sua busca pela estabilidade de preços como objetivo principal, o

regime de metas poderia ignorar outros objetivos macroeconômicos que são relevantes para o bem-estar da população.

Com respeito ao regime de metas para inflação no Brasil, ele foi adotado formalmente em 21 de junho de 1999 através da edição do Decreto nº 3.088 pelo Presidente da República. O Conselho Monetário Nacional (CMN) é o responsável por estabelecer o valor numérico da meta de inflação, cabendo ao Comitê de Política monetária (COPOM) do BCB realizar o cumprimento da meta. No regime brasileiro escolheu-se como medida de inflação o IPCA, que é calculado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Caso o BCB não cumpra as metas de inflação, o presidente da instituição deve emitir uma carta aberta ao ministro da fazenda, explicando as causas da não realização da política, as medidas a serem tomadas para garantir que a inflação volte para a meta e o período de tempo necessário para a sua convergência (BANCO CENTRAL, 2015).

Na experiência brasileira com o regime de metas de 1999 a 2014, a taxa de inflação ficou dentro da banda em boa parte do tempo. As metas foram cumpridas em 13 dos 16 casos, ficando acima do limite superior nos anos de 2001, 2002 e 2003. Para Goldfajn e Muinhos (2011), as principais causas para tais descumprimentos foram as desvalorizações cambiais. Em 2001, com a crise da Argentina, o real se desvalorizou em cerca de 40%, fazendo com que a taxa de câmbio brasileira passasse de R\$1,95/US\$ 1, em janeiro, para R\$2,70/US\$1, em outubro, desse modo à inflação terminou o ano em 7,7%, acima do intervalo superior da meta de 6%. Nos anos de 2002 e 2003, com a crise de confiança na transição de governo e devido à desvalorização cambial que atingiu cerca de 60% entre janeiro e outubro de 2002, a inflação novamente ficou acima da meta estabelecida.

2.3 TEORIA: POLÍTICA MONETÁRIA E OS SEUS MECANISMOS DE TRANSMISSÃO

Segundo Taylor (1995), os canais de transmissão da política monetária são mecanismos pelos quais os efeitos das ações do Banco Central são transmitidos para a economia e se refletem em indicadores como inflação, produto, emprego, taxa de câmbio, dentre outros. Mishkin (2009) classifica os principais canais de transmissão da política monetária como: a) canal da taxa de juros (ou clássico); b) canal da taxa de câmbio; c) canal do preço dos ativos; d) canal de crédito; e, e) canal das expectativas. Descreve-se a seguir a lógica de cada um deles.

Para Mendonça (2001), o canal de transmissão da política monetária por meio da taxa de juros é o mais conhecido. Neste, o impacto da política monetária sobre o lado real da economia ocorre na forma descrita no modelo IS-LM. Assim, por exemplo, no caso de uma política expansionista feita pelo Banco Central, tem-se uma maior quantidade de moeda disponível em circulação, o que pressiona a taxa de juro para baixo e, com isso, expandem-se os dispêndios com investimento. Por fim, gera-se um efeito altista na produção e nos preços agregados.

O outro canal de transmissão de política monetária é a da taxa de câmbio. De acordo com Mishkin (2007), existem dois principais mecanismos que operam através da taxa de câmbio. O primeiro se dá por meio das exportações líquidas, que são estimuladas quando a política expansionista dos bancos centrais gera uma desvalorização da moeda nacional. O segundo ocorre através do balanço patrimonial das empresas. Como determinadas empresas têm dívidas em moeda estrangeira, uma expansão monetária pode ter um impacto negativo, uma vez que a desvalorização cambial aumenta o valor das obrigações mensuradas em moeda nacional. A consequente piora do balanço patrimonial desestimula a realização de novos investimentos, impactando negativamente o produto agregado. Assim, o efeito líquido do canal da taxa de câmbio depende da importância relativa de cada fenômeno, isto é, o aumento das exportações por um lado, contra a retração dos investimentos de outro.

O terceiro canal de transmissão da política monetária a ser analisado é o de preço dos ativos. Esse canal pode afetar o investimento e o consumo das famílias. Para a análise dos efeitos sobre os investimentos privados, é útil aplicar a teoria do “q de Tobin”⁴. A razão q Tobin mede a relação do valor de mercado do capital instalado das firmas (avaliado segundo a cotação dada pelos mercados acionários) sobre o custo de reposição do capital. Quanto maior for esta relação, maior será o incentivo às empresas a investirem.

O q de Tobin pode ser afetado pela política monetária da seguinte maneira: uma expansão monetária aumenta a quantidade de moeda na economia, além de tornar os títulos públicos menos atrativos, elevando, dessa forma, a demanda por ações e, conseqüentemente, o seu preço. Com o aumento dos preços das ações, o q de Tobin se eleva e, como resultado, o investimento. Com o aumento do investimento, inicia-se uma expansão econômica. Ademais, a expansão monetária acarreta, via preço dos ativos, aumento na riqueza, o que tende a estimular o consumo agregado.

⁴ Ver Tobin (1969).

O quarto canal a ser analisado é o de crédito. Como argumentado por Mishkin (2009), os empréstimos bancários são de alta relevância neste contexto, dada a capacidade que os bancos têm de reduzir os problemas de assimetria de informação nos mercados de crédito. Dessa maneira, uma política monetária expansionista, a qual aumenta as reservas bancárias, eleva a quantidade de recursos disponíveis para empréstimos. Como muitas das atividades econômicas necessitam de empréstimos bancários para ser realizada, como o investimento e o consumo, a expansão do crédito tende a elevar o nível da demanda agregada e o produto.

O canal de crédito também pode ser estimulado pelos efeitos da política monetária expansionista sobre os balanços das empresas e famílias. A flexibilização da política monetária tende a aumentar os preços das ações (o q de Tobin), o valor líquido das empresas e a riqueza familiar. Com isso, as garantias (colaterais) da economia se elevam e os riscos da informação assimétrica são reduzidos. Assim, o crédito para investimento e consumo se amplia, acelerando a atividade econômica agregada.

Por fim, o canal das expectativas, segundo Mendonça (2001), procura verificar como as ações do Banco Central, por meio de alterações na taxa de juros de curto prazo, afetam as expectativas dos agentes econômicos quanto à dinâmica futura da economia. Por exemplo, se o Banco Central provoca um aumento na taxa de juros com o objetivo de evitar um processo inflacionário, geram-se efeitos negativos em curto prazo (como uma retração do produto). Porém, com essa medida podem-se reduzir as taxas de inflação no futuro e, via efeito Fisher⁵, as taxas de juros esperadas em longo prazo. Dessa maneira, lançam-se as bases para a recuperação da economia.

Com respeito à mensuração dos efeitos da política monetária sobre a economia, Mendonça *et al.* (2010) pontua que os modelos VAR têm tido ampla utilização. Veja-se, por exemplo, para o caso brasileiro, os artigos de Fiorêncio *et al.* (1998), Rabanal e Schwartz (2001), Arquete *et al.* (2003), Minella (2003), Céspedes *et al.* (2008) e Maka *et al.* (2011), entre vários outros. Isso se deve, provavelmente, à facilidade de adequar esta metodologia aos mecanismos de transmissão citados anteriormente. Como será descrito a seguir, na metodologia, a presente pesquisa utiliza uma formulação VAR que contém elementos do canal clássico, como taxas de juros de curto e longo prazo, do canal de câmbio, do canal de crédito, pela introdução do volume de empréstimos concedidos ao setor privado, e do canal de expectativas, pela consideração das expectativas inflacionárias nas especificações

⁵ Efeito Fisher visa mostrar que a taxa de juros nominal da economia é a soma da taxa de juros real e da taxa de inflação esperada. Assim, a taxa de juros nominal deve mudar sempre que houver alterações na taxa de juros real ou nas expectativas de inflação (MISHKIN, 2009).

econométricas. Adicionalmente, o presente trabalho se destaca, em relação aos estudos que analisaram temas similares com o método VAR para o Brasil, por introduzir uma metodologia mais recente que, como se explica a seguir, evita a existência do problema de *price puzzle*.

3 METODOLOGIA

Nesta seção será apresentado o modelo VAR a ser estimado, a função impulso-resposta e a decomposição da variância, técnicas que irão dar suporte à análise das hipóteses levantadas na introdução. Também são apresentados os dados, com suas respectivas fontes, periodicidades e tratamentos.

3.1 VETORES AUTORREGRESSIVOS (VAR)

Os modelos de vetores autorregressivos (VAR) são uma extensão dos modelos autorregressivo (AR) para mais de uma série. Segundo Bueno (2012), o modelo VAR é composto de uma equação para cada variável, onde cada equação é função dos valores defasados daquela variável e dos valores defasados das outras variáveis do modelo.

Os modelos VAR são formados por duas dimensões: 1) o número de variáveis do modelo k ; e, 2) o número de defasagens p . Um VAR (p) com k variáveis pode ser descrito em sua forma matricial por:

$$Y_t = \alpha + \theta_1 Y_{t-1} + \theta_2 Y_{t-2} + \dots + \theta_p Y_{t-p} + e_t \quad (1)$$

Em que Y_t é um vetor $K \times 1$ de variáveis endógenas; Y_{t-j} , $j = 1, 2, 3, \dots, p$ são vetores $K \times 1$ de variáveis defasadas; α é um vetor $K \times 1$ de interceptos; θ_i , $i = 1, 2, 3, \dots, p$ são matrizes $K \times K$ de coeficientes a serem estimados; e, e_t um vetor $K \times 1$ erros aleatórios com média zero, $E(e_t) = 0$, e matriz de variâncias e covariâncias $E(e_t e_t') = \Sigma$. No presente trabalho, as variáveis que compõem o vetor Y do modelo VAR são: taxa de juros, produto, crédito ao setor privado, agregado monetário, taxa de câmbio, expectativas de inflação, taxa swap e um índice de *commodities*. A escolha das variáveis se baseou no trabalho de Tomazzia e Meurer (2009).

Com respeito ao número de defasagens, a escolha se baseou em critérios de seleção. Segundo Lutkepohl (2005), o número de defasagens a ser utilizado pode ser baseado com nos critérios de seleção, dado que eles procuram obter o equilíbrio entre o ajuste do modelo e a

precaução em termos de números de parâmetros. Por questões de parcimônia, escolheu-se o critério de seleção bayesiano de Schwartz.

Outra questão importante analisada no contexto de séries temporais é a da estacionariedade. De acordo com Enders (2014), séries temporais estacionárias são aquelas cujas características probabilísticas não mudam ao longo do tempo, isto é, que suas médias, variâncias e covariâncias não variam sistematicamente com a passagem do tempo, o que possibilita estimações e previsões.

Com respeito a este ponto, o presente trabalho se baseou na abordagem de Toda e Yamamoto (1995). Segundo os autores, é possível trabalhar com um modelo VAR em nível em que se tenha perda de consistência, mesmo que as ordens de integração e cointegração das variáveis do modelo sejam incertas. Torna-se necessário, para isso, acrescentar um número de defasagens igual à ordem máxima de integração das variáveis mais à quantidade de defasagens sugeridas pelo critério de informação. Por exemplo, se as variáveis do modelo são $I(1)$ e o critério de informação bayesiano sugere o uso de uma defasagem, dever-se-á estimar o modelo econométrico com duas defasagens.

Para Toda e Yamamoto (1995), a escolha de se trabalhar com variáveis em nível é interessante, pois evita a perda de informações incorrida pela diferenciação das variáveis⁶. Em adição, os testes de raiz unitária podem se mostrar imprecisos frente à hipótese de as variáveis serem estacionárias com tendência. Além do mais, é difícil se saber, *a priori*, se as variáveis serão estacionárias com tendência, integradas, ou qual a ordem de integração.

Da mesma forma, Sims, Stock e Watson (1990) demonstraram que modelos autorregressivos podem ser utilizados em nível sem que haja a necessidade de diferenciação das variáveis, dado que os resultados do modelo são consistentes com o aumento da amostra. Logo, como argumentam Tomazzia e Meurer (2009), a escolha de se trabalhar com variáveis em nível tem sido aplicada por diferentes autores no estudo da política monetária⁷.

Ainda assim, serão realizados testes de raízes unitárias para verificar se as séries econômicas utilizadas para a estimação do modelo VAR são estacionárias e para a escolha do número de defasagens. Os testes realizados são os testes de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e o teste KPSS.

⁶ De acordo com os autores, a escolha de se utilizar um modelo VAR em nível decorre do problema do “viés do pré-teste”, isto é, os pré-testes, para detectar a presença de raiz unitária e cointegração nas séries, podem apresentar um baixo poder frente a hipótese alternativa de estacionariedade com tendência ou da ocorrência de quebras estruturais. Entretanto, Toda e Yamamoto (1995) pontuam que a utilização do método por eles proposto pode ser ineficiente no caso do modelo VAR possuir muitas variáveis e a escolha do número de defasagens exceder ao número ótimo proposto pelos critérios de informação.

⁷ Ver, por exemplo, Céspedes, Lima e Maka (2008); Bernanke e Gertler (1998); Dedolla e Lippi (2005).

Segundo Enders (2014), o modelo VAR permite as seguintes análises: 1) analisar os efeitos de choques nas variáveis por meio da Função Impulso-Resposta (FIR); 2) testar a causalidade de Granger; e, 3) decomposições dos erros de previsão de cada variável. Contudo, para os objetivos do trabalho serão consideradas as FIR e a decomposição da variância.

De acordo com Bueno (2012), as funções de impulso-resposta descrevem o efeito quantitativo de uma alteração no valor de uma variável sobre ela mesma e sobre as demais variáveis no presente tanto quanto em períodos futuros. Ainda segundo este autor, este tipo de análise é de suma importância para os efeitos da política econômica sobre a economia, uma vez que possibilita verificar o impacto da mudança de um determinado instrumento, como a taxa de juros. Dessa maneira, as funções impulso-resposta serão utilizadas para a comparação de desempenho dos regimes de âncora cambial e metas de inflação. Através dela poderá se inferir qual o impacto das ações da política monetária, por meio da taxa de juros, nos dois regimes, sobre a inflação e o produto da economia.

Segundo Enders (2014), a análise de decomposição da variância mostra o quanto da variância do erro de previsão de uma determinada variável pode ser explicado por outras variáveis. Dessa maneira, esta análise irá possibilitar a associação entre as mudanças nos agregados relevantes (produto e inflação) a choques nos instrumentos em cada regime monetário.

Para obtenção das FIR e da decomposição da variância, utilizou-se a matriz de decomposição de Cholesky. Também cabe destacar que, a ordenação das variáveis do Modelo Geral com Expectativas (MGE) seguiu a sugerida por Tommazia e Meurer (2009). As variáveis utilizadas estão descritas na Tabela 1 a seguir. Dessa maneira, para o regime de âncora cambial segue a seguinte ordenação: produção industrial, índice de preço de *commodities*, taxa de inflação, taxa de juros básica Selic, agregado monetário, operações de crédito ao setor privado e taxa de câmbio real. Já para o regime de metas para inflação a ordenação é: produção industrial, expectativas de inflação, taxa de inflação, taxa de juros básica Selic, taxa de juros de longo prazo representada pelo SWAP, agregado monetário, operações de crédito ao setor privado e taxa de câmbio nominal. Segundo estes autores, no tocante a ordenação das variáveis, a variável expectativa de inflação deve ser inserida antes da taxa de inflação propriamente dita, em razão de que sobre as expectativas de inflação estão baseados contratos de alugueis e empresariais, os acordos salariais, os preços de produtos e serviços das empresas, dentre outros fatores, que acabam afetando a formação da inflação efetiva da economia. De maneira similar, a taxa de juros de longo prazo, foi inserida após a taxa de juros de curto prazo, isto é, a taxa de

juros básica Selic. A principal razão da sua inclusão se deve que esta variável é afetada contemporaneamente pela taxa de juros Selic.

3.2 TRATAMENTO E FONTE DOS DADOS

Os dados utilizados foram de periodicidade mensal no período de julho de 1994 até dezembro de 2014, totalizando 246 observações. Como instrumento de política monetária do Banco Central utilizou-se a taxa básica de juros da economia - a taxa Selic. Para o produto utilizou-se a produção industrial que é disponibilizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

Para a taxa de câmbio foi utilizada a taxa de câmbio R\$/US\$ - compra/venda - calculada pelo BCB. Para a taxa de inflação foi empregado o IPCA que é calculado pelo IBGE. Para o agregado monetário empregou-se o agregado M1 que representa a base monetária e os meios de pagamento calculados pelo BCB. Para o agregado de crédito foi escolhido às operações de crédito ao setor privado calculado pelo BCB. Os dados de expectativa de inflação foram elaborados com base no boletim focus do BCB e no índice de *commodities* que é calculado pelo FRED (Federal Reserve Economic Data) database. Para a taxa de juros de longo prazo, empregou-se a taxa referencial swaps - DI pré-fixada - que é disponibilizada pela BM&F Bovespa.

Cabe destacar que as séries de dados foram divididas em duas amostras para a estimação do MGE, sendo a primeira para o regime de câmbio administrado e a segunda para o regime de metas de inflação. Além disso, houve a necessidade de adaptar o MGE para o regime de câmbio administrado em razão da indisponibilidade de dados. Pois não foi possível o acréscimo da variável swap, em razão que os dados para esta variável passaram a ser calculados somente a partir de 1999. Da mesma maneira, a variável expectativa de inflação possui dados somente a partir de 2001, no entanto, com base no trabalho de Sims (1992), utilizou-se como *proxy* para esta variável um índice de preços de *commodities*, que como dito anteriormente, foi retirado do FRED database. Quanto ao tratamento dos dados, a série do PIB foi dessazonalizada, deflacionada e logaritimizada. Semelhantemente, o agregado monetário, a taxa de câmbio e o índice de *commodities* foram deflacionados e utilizados em logaritmos naturais.

Tabela 1- Descrição das Variáveis Utilizadas

MODELO GERAL COM EXPECTATIVA ÂNCORA – CAMBIO			
Variáveis Utilizadas	Descrição dos Dados	Fonte	Sinal Esperado*
SELIC	Taxa Básica de Juros – Over/Selic (% a.m)	IPEA DATA	
LPIG	Produção Industrial Geral- índice dessazonalizado. (média 2002=100).	IBGE/PIM-PF	Negativo
IPCA	Índice de Preços ao consumidor Amplo calculado pelo IBGE- (% a.m).	IPEA DATA	Negativo
LM1	Agregado monetário M1	BCB	Negativo
LOCSP	Operações de Crédito ao Setor Privado	BCB	Negativo
LCAMR	Taxa de Câmbio nominal – R\$/US\$- comercial –venda deflacionada pelo IPCA	BCB	Valorização cambial
LPRICES	Índice de preço de commodities	FRED database	Não determinado a priori
MODELO GERAL COM EXPECTATIVAS - METAS DE INFLAÇÃO			
SELIC	Taxa Básica de Juros – Over/Selic (% a.m)	IPEA DATA	Negativo
LPIG	Produção Industrial Geral- índice dessas.(média 2002=100).	IBGE/PIM-PF	Negativo
IPCA	Índice de Preços ao consumidor Amplo calculado pelo IBGE- (% a.m).	IPEA DATA	Negativo
LM1	Agregado monetário M1	BCB	Negativo
LOCSP	Operações de Crédito ao Setor Privado	BCB	Negativo
LCAM	Taxa de Câmbio nominal – R\$/US\$- comercial-venda	BCB	Valorização cambial
EI	Expectativa de inflação do final do mês seguinte no início do mês corrente (a.m.%).	Elaborado com base nos dados do BCB/Focus	Negativo
SWAP	Taxa de juros de longo prazo.Taxa referencial-swaps- DI pré-fixada- 360 dias – fim de período – (% a.a.)	BM&F	Não determinado a priori

Fonte: Dados da pesquisa.

* Os sinais são referentes ao efeito esperado da taxa de juros sobre as variáveis

4 RESULTADOS

A análise dos resultados nesta seção se inicia com a Tabela 2 que contém estatísticas descritivas referentes ao produto, inflação e taxa de juros para os regimes de âncora cambial e metas para inflação. Percebe-se que no regime de metas tanto a média como a volatilidade da taxa de inflação se reduziram. Resultados similares foram encontrados para a taxa de juros básica Selic.

A Tabela 2 pode sugerir a proposição de Friedman (1977), em seu discurso em honra do prêmio Nobel de 1976, de que inflação alta é sinônimo de inflação volátil. Segundo este autor, em ambientes de baixa inflação os agentes econômicos têm maior estabilidade para extrair os sinais relevantes dos níveis agregados de preços e têm, portanto, maior facilidade para precificar seus produtos relativamente aos demais bens e serviços da economia. Conseqüentemente, a volatilidade da inflação também é baixa. Contudo, em cenários de alta inflação, a extração de informações relevantes dos sinais fornecidos pela economia é prejudicada. Além disso, haverá maior incerteza a respeito do comprometimento por parte da autoridade monetária em suportar os custos da desinflação. Assim, a base para a tomada de decisão fica fragilizada e a volatilidade da inflação aumenta.

Com a adoção do regime de metas, espera-se que a incerteza inflacionária seja reduzida, isto é, ao passo que uma meta de inflação baixa é divulgada (e, principalmente, atingida) pelo BCB, os agentes econômicos têm um ambiente macroeconômico mais previsível para formação de preços na economia, reduzindo sua média e variância.

Tabela 2: Estatísticas Descritivas

Variável	Âncora Cambial		Metas para inflação	
	Média	DP	Média	DP
PIG	1,51	7,06	2,17	5,80
Inflação	9,67	9,49	6,63	5,26
Taxa selic	33,52	13,23	14,00	4,88

Fonte: elaboração própria

Notas: DP = desvio-padrão. PIG refere-se à produção industrial geral. As taxas de crescimento da PIG estão em termos de seu valor em um respectivo mês em comparação como o mesmo mês do ano anterior. A inflação (IPCA) e a taxa Selic estão anualizadas.

Com respeito ao produto verifica-se que para o regime de metas para inflação a sua média de crescimento foi maior e, além disso, houve a redução de sua volatilidade quando comparado ao regime de âncora cambial. Este é um importante resultado, pois segundo Alesina

e Summers (1993), bancos centrais mais independentes e que presam pela luta contra a inflação não necessariamente produziram aumentos excessivos na volatilidade do produto. Dessa maneira, o regime de metas para inflação, cuja a institucionalização se baseou na premissa de que os bancos centrais deveriam ser mais independentes e responsáveis pela estabilidade de preços, mostra indícios, como visto na Tabela 2, que não tem causado impactos negativos na taxa de crescimento e na volatilidade da produção do Brasil. Pelo contrário, como defendido por Friedman (1977), as taxas de inflação mais baixas e estáveis podem estar contribuindo para o processo de crescimento econômico (via efeitos preços-relativos e taxas de juros estáveis, que aumentam a eficiência da alocação dos recursos intra- e intertemporalmente).

No entanto, como relatado em seções anteriores, o Brasil, em sua experiência sobre o regime de âncora cambial foi afetado por choques externos que causaram significativos impactos macroeconômicos. Assim, para aprofundar a análise das hipóteses do trabalho e para que se tenham melhores indicações quanto à eficácia do controle da política monetária em ambos os regimes, apresentam-se, a seguir, os resultados advindos do modelo VAR considerado.

Em geral, na estimação de vetores autorregressivos é comum utilizar variáveis estacionárias, apesar de essa não ser uma condição necessária (TODA e YAMAMOTO, 1995). Contudo, realizam-se, a seguir, testes de raiz unitária ADF e o teste KPSS para verificar a ordem de integração das séries, auxiliando a escolha do número de defasagens necessárias para uma estimativa consistente dos parâmetros. Os resultados estão apresentados na Tabela 3.

Os resultados mostram que não é possível rejeitar a hipótese nula de raiz unitária em nível para quase todas as variáveis no teste ADF, com exceção do IPCA, no regime de metas. Ademais, todas as variáveis de uma maneira geral se mostraram estacionárias em primeira diferença, isto é, $I(1)$. Assim, a metodologia de Toda e Yamamoto (1995) sugere adicionar uma defasagem ao número obtido por critérios de informação a fim de se obter estimativas consistentes do VAR.

Tabela 3: Resultados dos Testes de Raiz Unitária

Âncora Cambial							Metas para Inflação						
Variável	ADF (C)	ADF (C+T)	DIF	KPSS (C)	KPSS (C+T)	DIF	Variável	ADF (C)	ADF (C+T)	DIF	KPSS (C)	KPSS (C+T)	DIF
Lpig	1*	1*	1	0*	1*	1	Lpig	1*	1*	1	1*	1*	1
IPCA	0*	1*	1	1*	1*	1	IPCA	0*	0*	-	0*	0*	-
Lcamr	1*	1*	1	0*	1*	1	Lcam	1*	1*	1	1*	1*	1
Lm1	1*	1*	1	1*	0*	1	Lm1	1*	1*	1	1*	1*	1
Loesp	1*	1*	1	1*	1*	1	Loesp	1*	1*	1	1*	1*	1
Lprices	1*	1*	1	1*	1*	1	EI	1*	1*	1	0*	1*	1
Selic	1*	1*	1	0*	1*	1	Selic	1*	1*	1	1*	0*	1
							Swap	1*	0*	1	1*	1*	1

Fonte: elaborado a partir dos dados da pesquisa

0*= estacionário a 5% , 1*= não-estacionário a 5%

DIF: Refere-se ao número de diferenciações necessárias para a estacionariedade da série.

Ressalta-se, ainda, que algumas variáveis apresentaram resultados divergentes quanto aos testes ADF, e entre este último e o teste KPSS em nível. O exemplo da inflação é clássico, pois a dúvida sobre sua ordem de integração pode ser devida à intervenções políticas (Cati, Garcia e Perron, 1999; Campêlo e Cribari-Neto, 2003), ou à presença de memória longa (veja-se Figueiredo e Marques, 2009), por exemplo.

Logo, justifica-se a utilização da abortagem VAR em nível adotada pela presente pesquisa, que utiliza o procedimento de Toda e Yamamoto (1995). Com respeito ao número ótimo de defasagens, o critério bayseano de Schwarz que indica a inclusão de uma defasagem, foi escolhido por ser mais parcimonioso e pela tradição do Banco Central brasileiro em considerá-lo em seus modelos VAR para a tomada de decisões (veja-se, a este respeito, o Relatório de Inflação do segundo trimestre de 2004⁸). Destaca-se que duas defasagens referem-se ao número ótimo segundo o critério de informação (uma), mais o lag adicionado em função da ordem máxima de integração das variáveis. Quanto a estabilidade do modelo VAR a ser estimado, o teste de estabilidade no sistema mostrou que todas as raízes estão dentro do círculo unitário, portanto a estabilidade do modelo VAR está assegurada.

Isto posto, nas Figuras 1 e 2, a seguir, são apresentados os resultados das funções-impulso resposta dos modelos VAR estimados para o regime de âncora cambial e de metas para inflação. Para o primeiro regime, percebe-se que um choque da política monetária (aumento nos juros) provoca uma redução da produto de -0,8% nos primeiros dois meses. A recuperação

⁸Banco Central do Brasil (2004)

do produto ocorre somente a partir do quarto mês, ocorrendo o retorno para o seu nível inicial catorze meses após o choque.

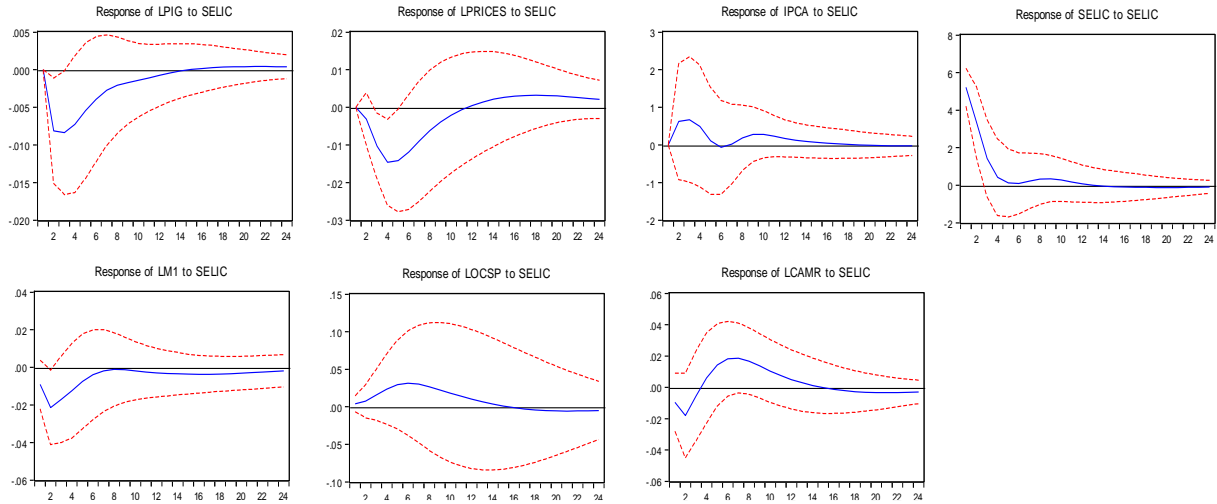
Quanto à variável $lprices$, que é uma *proxy* para as expectativas de inflação que os bancos centrais utilizam para antecipar inflações futuras, buscou-se analisar como a taxa de juros e a taxa de inflação e o produto reagem a seu aumento. Os resultados mostraram que dado um aumento na variável $lprices$ o produto se reduz em -0,3% no segundo mês e se eleva a partir do terceiro mês. A resposta da taxa de juros mostrou uma queda durante todo o período, sendo um resultado contrário ao esperado, pois espera-se uma reação contracionista do Banco Central para conter a pressão inflacionária sinalizada por um aumento nos preços das *commodities*. Da mesma maneira, a inflação mostrou um resultado contrário, pois houve sua queda durante todo o período de elevação dos preços das *commodities*.

O choque da política monetária sobre o nível de preços não se mostrou significativo, em que houve uma baixa resposta do IPCA ao aumento da taxa de juros. De outra forma, os aumentos dos juros impactaram fortemente a produção e não surtiram efeitos diretos sobre a inflação. Assim, após o choque da política monetária a inflação sobe 0,7 pontos percentuais (pp) nos dois primeiros meses e reduzindo para o seu nível inicial somente após 5 meses. Contudo, a inflação volta a subir no sétimo mês mas se estabilizando vinte meses após o choque. Para verificar se este resultado é decorrente de má especificação do modelo, dado o aparecimento do efeito *price puzzle*, foram adicionadas variáveis⁹, como reservas internacionais e dívida pública, para a correção deste efeito, no entanto, os resultados não foram satisfatórios, visto a permanência do efeito *price puzzle*. Dessa maneira, este resultado pode sugerir que a política monetária sobre o regime de câmbio administrado não estava sendo capaz de ancorar as expectativas de inflação da economia e, como resultado, não conseguia manter a inflação sobre controle.

Da mesma forma, o M1 se mostrou de acordo com a teoria, dado que elevações da taxa de juros ocasionam uma restrição monetária que, como resultado, diminui a quantidade de moeda em circulação. Dessa maneira, o M1 se reduz em -2,1% em dois meses após o choque da política monetária e se estabiliza no oitavo mês. Por outro lado, o crédito ao setor privado não mostrou resposta significativa aos choques do juros. Por fim, a resposta da taxa de câmbio a uma política monetária restritiva se mostrou de acordo com o esperado. A taxa de câmbio real reduz -0,18% nos primeiros dois meses, aumentando a partir do terceiro mês, alcançando um valor máximo de 0,19 % no sétimo mês.

⁹ Mello e Moccero (2011) pontuam que outros estudos têm sugerido como forma de correção do efeito *price puzzle* a adição de variáveis estruturais da economia ou adicionar mais variáveis endógenas no modelo VAR.

Figura 1: Funções Impulso-Resposta – 1995:01 a 1999:06 - Regime de Âncora Cambial



Para o regime de metas para inflação, ilustrado na Figura 2, um choque da política monetária reduz o produto em -0,1% após dois meses após o choque. No entanto, a partir do quinto mês o produto se recupera apresentando uma tendência de crescimento que permanece até o décimo mês. Segundo Mello e Moccero (2011), este efeito indica que os agentes esperam uma redução futura da taxa de juros após o choque da política monetária que poderá levar a recuperação da economia.

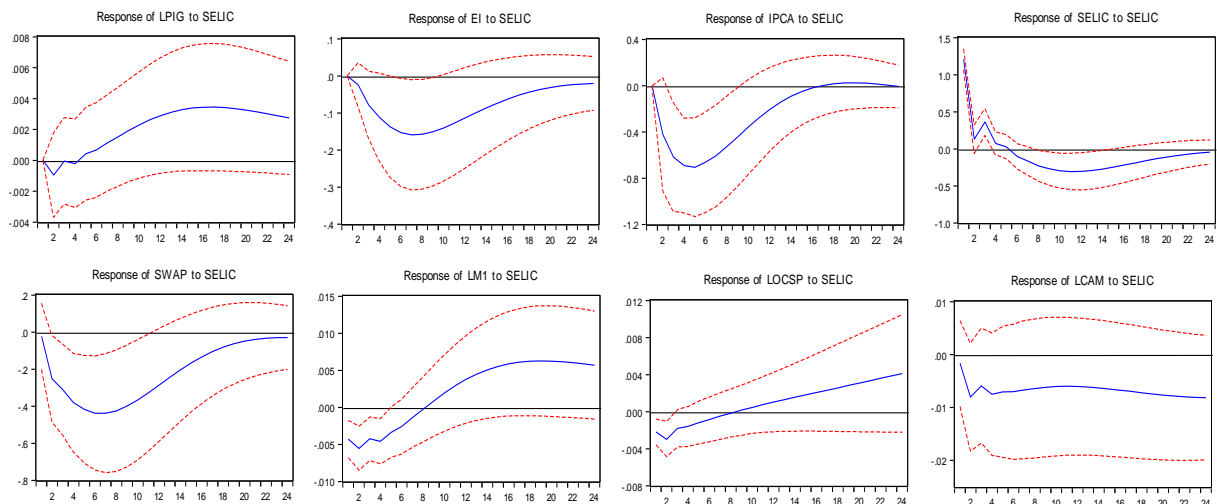
A resposta das expectativas de inflação se mostrou bastante significativa no regime de metas para inflação, permanecendo reduzida durante todo o período em resposta à política restritiva. Este resultado vai ao encontro de Minella (2003), o qual mostra que há evidências de que neste regime o Banco Central vem sendo capaz de controlar a inflação esperada e, dessa maneira, manter razoável controle sobre expectativas dos agentes econômicos.

A resposta do nível de preços ao choque monetário no regime de metas para inflação se mostrou negativa e significativa, dessa maneira não aparecendo o efeito *price puzzle*. Após o choque a inflação se reduz em -0,7 pp nos quatro primeiros meses e se estabiliza entre dezoito ou vinte dois meses. Quanto a resposta da taxa de juros de longo prazo ao choque da taxa básica, percebe-se uma queda durante todo o período.

Este resultado pode sugerir que os efeitos de uma elevação da taxa de juros de curto prazo, que é determinada pela política monetária, para a de longo prazo se dá pela estrutura a termo das taxas de juros. Segundo esta última, a taxa de juros de longo prazo correspondem a uma média das taxas de juros esperadas de curto prazo ao longo do tempo. Assim, se os agentes econômicos esperam que no futuro a taxa nominal de curto prazo caia (via redução das

expectativas inflacionárias e dado o efeito Fisher) é esperado que as taxas de juros de longo prazo se reduzam em função do choque. Assim, há indícios de que a redução consistente das taxas de juros de longo prazo, as que realmente importam para a tomada de decisão de investimentos, passa pelo controle monetário e por ações responsáveis do BCB, segundo o modelo estimado.

Figura 2: Funções Impulso-Resposta - 1999:07 a 2014:12- Regime de Metas para Inflação



O M1 reagiu ao choque da política monetária de forma prevista pela teoria, alcançando o efeito máximo de -0,6% no segundo mês após o choque. Da mesma forma, o crédito ao setor privado se reduz após o choque da política monetária restritiva, sendo o efeito máximo de -0,3% nos primeiros dois meses. A resposta da taxa de câmbio ao choque da política monetária mostra que a moeda nacional se aprecia durante todo o período do choque, sendo o seu valor máximo de -0,8% alcançado no segundo mês.

Assim, conforme os resultados mostram, há evidências que sobre o regime de metas para inflação a política monetária tem tido um menor impacto sobre a produção da economia e tem exercido um controle direto sobre os níveis de preços quando comparado ao regime de câmbio administrado. Pelas funções funções impulso-resposta acima, é possível ver que em ambos os regimes os choques da política monetária tem um impacto recessivo no produto da economia, no entanto, no regime de metas a produção tem uma recuperação muito mais rápida.

Com respeito a inflação, os resultados mostraram que tanto as expectativas de inflação e os níveis de preços mostraram respostas significativas aos choques da política monetária sobre o regime de metas, ao contrário do que foi encontrado durante o regime de âncora cambial. Isto dá indícios de que com as metas para inflação o Banco Central está sendo capaz

de afetar a inflação via política de juros e, adicionalmente, consegue afetar as expectativas dos agentes quanto aos resultados futuros de suas ações.

Em suma, a Tabela 2 mostrou que a média e o desvio padrão da inflação durante o regime de metas foram menores, e as análises impulso-resposta indicam uma maior resposta da inflação aos movimentos da taxa básica de juros. Para conseguir mais indícios de que a política monetária ficou mais eficiente no regime de metas inflacionárias, em comparação com o período de câmbio controlado, realizamos análises de decomposição da variância do erro de previsão, que irão mostrar quanto da variabilidade do erro de previsão do produto e da inflação, nos dois esquemas de política monetária, são explicadas pelas movimentações na taxa de juros (os resultados estão resumidos nas TABELAS 4 e 5).

Para o regime de âncora cambial, percebe-se que a decomposição da variância do produto é melhor explicada, excetuando-se os choques advindos do próprio produto, pelas perturbações advindas da taxa de juros. Este resultado se deveu ao fato que no regime de câmbio fixo, a taxa de juros passa a ser o principal absorvedor de choques externos, os quais foram numerosos entre 1994 e 1999. Assim, a autoridade monetária respondia com elevações acentuadas das taxas de juros, o que gerava fortes oscilações na produção.

Tabela 4: Análise da Decomposição da Variância – Âncora Cambial

Decomposição da Variância do PIB								
Período	S.E.	LPIG	LPRICES	IPCA	SELIC	LM1	LOCSP	LCAMR
1	0.02	100.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
5	0.04	76.59	0.61	5.33	15.74	0.03	0.38	1.32
10	0.04	72.66	1.83	5.02	16.51	0.83	0.48	2.67
Decomposição da Variância da Inflação								
Período	S.E.	LPIG	LPRICES	IPCA	SELIC	LM1	LOCSP	LCAMR
1	0.02	0.55	2.14	97.32	0.00	0.00	0.00	0.00
5	0.05	0.87	2.59	70.44	2.65	3.74	1.37	18.34
10	0.08	2.64	3.06	66.66	2.95	4.51	2.53	17.64
Decomposição da Variância da Taxa de Juros Selic								
Período	S.E.	LPIG	LPRICES	IPCA	SELIC	LM1	LOCSP	LCAMR
1	4.79	11.69	0.01	3.64	84.66	0.00	0.00	0.00
5	6.44	12.45	1.37	5.06	63.97	0.59	4.15	12.42
10	6.63	19.20	4.79	4.49	53.73	0.65	6.10	11.04

Fonte: Elaborado a partir dos resultados da pesquisa.

Para a taxa de inflação, os resultados mostram que, além dos choques advindos da própria variável, a taxa de câmbio real é a variável com o maior poder de explicação para a inflação da economia. De outra maneira, mesmo que o IPCA (que é o índice de preços oficial da economia) exclua os efeitos de variações cambiais em seu cálculo, a inflação é fortemente influenciada por questões relacionadas à taxa de câmbio. Este resultado mostra que há indícios de que sobre um regime de câmbio administrado a eficácia da política monetária, via taxa de juros, se reduz.

A decomposição da variância da taxa Selic mostrou que, além de seus próprios choques, as inovações oriundas do produto e da taxa de câmbio são os melhores previsores para a trajetória futura da taxa de juros. O produto apresentou um poder de previsão significativo, cerca de 20%, mostrando dessa forma a importância do crescimento econômico na variação da taxa de juros da economia. Com respeito à taxa de câmbio real ter uma considerável influência na determinação da taxa de juros, se deve ao fato de que, sobre este regime, a taxa de juros tinha que controlar a taxa de câmbio nominal. Dessa maneira, o BCB fixava a taxa de câmbio nominal enquanto a taxa de câmbio real, ao qual se movia independentemente, era determinada por variações nos preços no Brasil e Estados Unidos. Assim, se ocorre-se uma desvalorização da taxa de câmbio real, o Banco Central deveria responder rapidamente, aumentando a taxa de juros para responder a tal movimento.

Para o regime de metas para inflação, observar Tabela 5, vemos que a variável que melhor prevê a trajetória futura do PIB é a taxa de juros de longo prazo, com um poder de previsão de cerca de 20%. Este resultado pode sugerir que sobre o regime de metas, a taxa de juros de curto prazo como instrumento de política monetária, está sendo relevante para a economia brasileira, porém através de sua transmissão para a taxa de longo prazo.

A decomposição da variância da inflação mostrou que as variáveis que melhor explicam sua trajetória futura são as expectativas de inflação, a taxa de juros Selic e a taxa de juros de longo prazo. A expectativa de inflação mostrou-se significativa na determinação da inflação da economia, tendo um valor em cerca de 10%. Este resultado indica que a eficácia da política monetária sobre o regime de metas para inflação também depende de sua capacidade de controlar as expectativas que, segundo Pastore (2015), é o que de fato estabiliza a inflação.

Semelhantemente, a taxa Selic se mostrou significativa para prever variações futuras da inflação, o que mostra a eficácia da taxa de juros no controle dos níveis de preços. No entanto, é a taxa de juros de longo prazo que apresentou um maior poder de explicação da inflação, cerca de 27%. Este resultado mostra haver indícios de que a política monetária sobre o regime de metas para inflação tem sido eficaz em afetar negativamente a inflação

instântaneamente, mas também através das expectativas e da taxa de swap que sinaliza a posição futura esperada da política monetária.

Tabela 5: Análise da Decomposição da Variância – Metas para Inflação

Decomposição da Variância do PIB									
Período	S.E.	LPIG	EI	IPCA	SELIC	SWAP	LM1	LOCSP	LCAM
1	0.02	100.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
5	0.03	86.15	2.89	0.03	0.13	3.32	1.42	0.16	5.92
10	0.04	59.08	6.46	1.23	1.03	19.68	7.63	0.59	4.31
Decomposição da Variância da Inflação									
Período	S.E.	LPIG	EI	IPCA	SELIC	SWAP	LM1	LOCSP	LCAM
1	0.37	0.65	4.72	94.62	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
5	1.15	2.00	8.26	60.47	7.45	18.98	0.26	1.20	1.38
10	1.51	3.06	10.14	45.41	10.29	27.27	0.35	1.00	2.48
Decomposição da Variância da Taxa de Juros Selic									
Período	S.E.	LPIG	EI	IPCA	SELIC	SWAP	LM1	LOCSP	LCAM
1	3.22	0.03	2.24	0.83	96.91	0.00	0.00	0.00	0.00
5	4.54	2.40	4.67	1.98	60.48	25.18	0.61	1.32	3.37
10	5.35	2.58	4.74	4.41	33.95	48.06	1.67	0.67	3.93

Fonte: elaborada a partir dos resultados da pesquisa.

A decomposição da variância da Selic mostrou que, excetuando os seus próprios choques, as variáveis que melhor preveem sua trajetória são as expectativas de inflação, a taxa de inflação e a taxa de juros de longo prazo. Quanto às expectativas e à taxa de inflação, ambas apresentaram-se significativas para a determinação da taxa de juros, apesar de não apresentarem valores altos. Contudo, este resultado pode sugerir que a eficácia da taxa de juros no combate à inflação no regime de metas está mais significativa. Por fim, novamente a variável que mostrou maior poder de previsão foi a taxa de juros de longo prazo, com um valor de 48%. Este resultado indica, mais uma vez, que há indícios de que a política monetária sobre o regime de metas está sendo eficaz em afetar as expectativas futuras dos agentes econômicos quanto aos resultados de suas ações, um indício de um comportamento *forward-looking* por parte da autoridade monetária no país.

Dos resultados acima, percebe-se que a política monetária no regime de âncora cambial se mostrou menos eficaz do que no regime de metas, visto que, os choques da taxa de juros produziam um grande efeito recessivo, com pouco, se algum, efeito sobre a taxa de inflação. Mesmo ao se considerar o câmbio real como indicador da inflação futura no regime de câmbio nominal fixo, percebe-se que esta variável, somada à taxa de juros de curto prazo,

explica um porção menor da inflação (cerca de 21% em 10 períodos) do que o conjunto Selic-expectativas - swap o fazem no regime de metas (cerca de 48%).

5 CONCLUSÃO

O trabalho teve como objetivo contribuir com a literatura relativa à política monetária no país, comparando o desempenho macroeconômico dos regimes monetários implementados desde o início do Plano Real no Brasil, quais sejam, o regime de âncora cambial e o regime de metas para inflação. Para tanto, utilizou-se a metodologia VAR para verificar em qual dos dois períodos a estabilização da economia foi mais eficaz, principalmente, com respeito às variações da taxa de inflação, da taxa de juros e do produto.

Os resultados mostraram indícios que sobre o regime de âncora cambial a política monetária não foi capaz de controlar adequadamente o seu principal instrumento de política monetária - a taxa de juros - que era bastante determinada pelas alterações do câmbio real. Assim, os choques nos juros surtiam efeito mínimo sobre a taxa de inflação e impactos altamente recessivos sobre o produto.

Para o regime de metas para inflação, verificou-se uma redução na volatilidade da taxa de inflação, da taxa de juros e do produto industrial agregado quando comparado ao regime de âncora cambial. Ademais, neste regime observou-se uma maior influência do instrumento de política monetária do Banco Central do Brasil, a taxa básica de juros Selic, sobre as variáveis produto, expectativas de inflação e a inflação propriamente dita. Outro resultado interessante encontrado é o de que, no regime de metas para inflação, há indícios de que a autoridade monetária brasileira exhibe elementos de comportamento *forward-looking*. Cabe ressaltar que resultados semelhantes foram encontrados por Minella *et al.* (2003), Mello e Moccerro (2011) e Mendonça *et al.* (2011). Ambos os autores encontraram em seus resultados que existe uma maior influência da política monetária sobre o regime de metas na economia, principalmente no tocante a impactos sobre taxa de inflação. É importante destacar Minella *et al.* (2003) e Mello e Moccerro (2011), que de maneira similar aos resultados do presente trabalho, encontraram que sobre o regime de metas para inflação está havendo um comportamento *forward-looking* por parte do Banco Central e, além disso, há indícios de um maior impacto da política monetária sobre as expectativas de inflação e, conseqüentemente, sobre a taxa de inflação futura da economia.

Dessa maneira, os resultados obtidos indicam que sob o regime de metas para inflação houve consideráveis ganhos de eficácia da política econômica, tanto com respeito à queda da volatilidade da inflação, da taxa de juros e do produto como pela maior eficácia da política

monetária, uma vez que as ações do Banco Central estão apresentando indícios de um maior impacto sobre a inflação com menores efeitos recessivos neste regime.

6 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ALESINA, A.; SUMMERS, L. **Central Bank Independence and Macroeconomic Performance: Some Comparative Evidence.** *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 25, No. 2, p. 151-162, 1993.
- ALMEIDA, A., CHARLES, A., GOODHART, C. **Does the adoption of inflation targets affect central bank behaviour?.** Unpublished paper. *London School of Economics*, January, 1998.
- ARESTIS, P.; DE PAULA, L. F.; FERRARI, F. F. **A nova política monetária: uma análise do regime de metas de inflação no Brasil.** *Rev. Economia e Sociedade*, Campinas, v. 18, n. 1 (35), p.1-30,abr. 2009.
- ARQUETE, L.; JAYME JÚNIOR, F. **Política monetária, preços e produto no Brasil (1994-2002): uma aplicação de vetores auto-regressivos.** Paper presented at the XXXI ANPEC Meeting, 2003.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Regime de Metas para a Inflação no Brasil.** Brasília: Séries Perguntas Mais Frequentes. 2015.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Relatório de Inflação.** Brasília, volume 6 – número 2, junho de 2004.
- BARBOSA, N. **Inflation Targeting in Brazil: 1999-2006.** *International Review of Applied Economics*, vol. 22. 2008. p.187-200, 2008.
- BERNANKE, B. & GERTLER, M. **Inside the black box: the credit channel of monetary policy transmission.** *Journal of Economics Perspectives* 9, p. 27–48, 1995.
- BERNANKE, B. ; LAUBACH, T. ; MISHKIN, F. ; POSEN, A. **Inflation Targeting-Lessons From the International Experience.** *Princeton: Princeton University Press*, 2001.
- BUENO, R. **Econometria de séries temporais.** São Paulo: *Cengage Learning*, 2012.
- CALVO, G.; MISHKIN, F. **The Mirage of Exchange-Rate Pegging in Emerging Markets Countries.** *National Bureau of Economic Research. Working Paper*, 9808. June 2003.
- CAMPÊLO, A. K.; CRIBARI-NETO, F. **Inflation inertia and inliers: The case of Brazil.** *Revista Brasileira de Economia* 57(4), p. 713-739, 2003.
- CATI, R. C.; GARCIA, M.G.P.; PERRON, P. **Unit Roots in the Presence of Abrupt Governmental Interventions with an Application to Brazilian Data.** *Journal of Applied Econometrics* 14, p. 27-56, 1999.
- CÉSPEDES, B.; LIMA, E.; MAKKA, A. **Monetary policy, inflation and the level of economic activity in Brazil after the Real Plan: stylized facts from SVAR models.** *Revista Brasileira de Economia*, v. 62, n. 2, p. 123-160, abr./jun. 2008.

DEDOLA, L. & LIPPI, F. **The monetary transmission mechanism: evidence from the industries of five oecd countries.** *European Economic Review* vol.49. p.1543 – 1569. 2005.

ENDERS, W. **Applied Econometric Time Series.** University Alabama: editora Willey, 4^o edição, 2014.

FIGUEIREDO, E. A. ; MARQUES, A. M. **Inflação inercial como um processo de longa memória:Análise a partir de um modelo ARFIMA-FIGARCH.** *Estudos Econômicos* 39 (2), p. 437-458, 2009.

FIORÊNCIO, A.; LIMA, E. C.; MOREIRA, A. **Os impactos das políticas monetária e cambial no Brasil pós-Plano Real.** In: IPEA. *A economia brasileira em perspectiva.* p. 27-56, 1988.

FRIEDMAN, M. **Nobel Lecture: Inflation and Unemployment.** *Journal of Political Economy* 85, p. 451-472, 1977.

GIAMBIAGI, F.; VILLELA, A.; BARROS, L.; HERMANN, J. **Economia Brasileira Contemporânea.** Rio de Janeiro, ed. Campus, 2011.

GOLDFAJN, I.; MUINHOS, M.; **Metas para o Regime de Metas: Completando a Transição** (In) 2022: Propostas para um Brasil melhor no ano do bicentenário. Rio de Janeiro, Ed. Campus, 2011.

LUTKEPOHL, H. **New Introduction to Multiple Time Series.** New York: ed. Springer Verlag, 2005.

MAKA, A. ; ALVES. P. ; LIMA, C.R.E. **Monetary Policy and Exchange Rate Shocks in Brazil: Sign Restrictions versus a New Hybrid Identification Approach.** *Brazilian Review of Econometrics.* Vol.31, nº 1. 20-11. p. 97-136, 2011.

MELLO, L. ; MOCCERO, D. **Monetary Policy and Macroeconomic Stability (in) Latin America: The cases of Brazil, Chile, Colombia and Mexico.** *Journal of International Money and Finance.*30, p. 229-245, 2011.

MENDONÇA, H. F. **Mecanismos de Transmissão Monetária e a determinação da Taxa de Juros: uma aplicação da regra de Taylor ao caso brasileiro.** *Economia e Sociedade.* p. 65-81, 2001.

MENDONÇA, J., MEDRANO, J., & SACHSIDA, A. **Efeitos da Política Monetária na Economia Brasileira:Resulatdos de um procedimento de identificação agnóstica.** *Pesquisa e Planejamento Econômico (PPE),* IPEA. 2010.

MINELLA, A. ; FREITAS, P.S. ; GOLDFAJN, I.; MUINHOS, M. K. **Inflation Targeting in Brazil: Constructing Credibility under exchange rate volatility.** *Working Paper,* n.77, Banco Central do Brasil, 2003.

MISHKIN, F. **Infation Targeting in Emerging Market Countries.** *NBER Working Paper Series,* n.7618. 2000.

- MISHKIN, F. **International Experiences With Different Monetary Policy Regimes.** *Institute For International Economic.* Stockholm, June 12-13, 1998.
- MISHKIN, F. **Issues in Inflation Targeting: Price stability and long-run target for monetary policy.** Bank of Canada: Ottawa, Canada, 2001.
- MISHKIN, F. **Monetary Policy Strategy.** Cambridge. *Ed. Mit Press,* 2007.
- MISHKIN, F. **The Economy of Money, Banking & Financial Markets.** Columbia University. *Ed. Pearson,* ninth edition. 2009.
- MOENJAK, T. **Central Banking: Theory and Practice in Sustaining Monetary and Financial Stability.** *Ed. Wiley Finance,* 2014.
- NORONHA, L. E. **Dois Regimes Monetários: Uma análise comparativa do período pós Plano Real.** *Revista Oikos.* 2006.
- OBSTFELD, M.; ROGOFF, R. **The Mirage of Fixed Exchange Rates.** *Journal of Economic Perspective,* 9 (4), p. 73-96, 1995.
- PASTORE, A. C. **Inflação e Crises: O papel da moeda.** Rio de Janeiro, *Ed. Campus,* 2015.
- PASTORE, A; PINOTTI, M.C. **Inflação e Estabilização: Algumas Lições da Experiência Brasileira.** *Revista Brasileira de Economia,* 53 (1): 3-40, 1999.
- RABANAL, P.; SCHWARTZ, G. **Testing the effectiveness of the overnight interest rate as a monetary policy instrument.** *Brazil: selected issues and statistical appendix.* FMI staff country report, n. 01/10, p. 114-135, 2001.
- SENNA, J. J. **Política Monetária: Ideias, Experiência e Evolução.** Rio de Janeiro. *FGV Editora,* 2010.
- SILVA, M. L. F. **Plano Real e Âncora Cambial.** *Revista de Economia Política.* vol. 22, nº 3, julho-setembro/2002.
- SILVEIRA, Marco Antônio da. **Using a bayesian approach to estimate and compare new keynesian DSGE models for the Brazilian economy: the role for endogenous persistence.** *Revista Brasileira de Economia,* vol. 62, n. 3, Rio de Janeiro, jul/set. 2008.
- SIMS, C. A. **Interpreting the macroeconomic time series facts.** *European Economic Review.* p. 975-1011, 1992.
- SIMS, C. A.; STOCK, J. H. ; Watson, M. W. **Inference in linear time series models with some unit roots.** *Econometrica* 58, p. 113–144, 1990.
- TAYLOR, J. B. **The monetary transmission mechanism: an empirical framework.** *Journal of Economic Perspectives,* v.9, p.11–26, 1995.
- TOBIN, J. **A General Equilibrium Approach to Monetary Theory.** *Journal of Money, Credit, and Banking.* February, 1. p. 15-29, 1969.