

Universidade de São Paulo  
Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de  
Ribeirão Preto  
Departamento de Economia  
Programa de Pós-Graduação em Economia - Área: Economia  
Aplicada

LUCAS SOUZA SILVA

Política monetária no Brasil: determinantes da credibilidade do  
Banco Central no regime de metas de inflação no período  
2002-2016

Orientador: Fábio Augusto Reis Gomes

Ribeirão Preto

2018

Prof. Dr. Vahan Agopyan  
Reitor da Universidade de São Paulo

Prof. Dr. Dante Pinheiro Martinelli  
Diretor da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de  
Ribeirão Preto

Prof. Dr. Renato Leite Marcondes  
Chefe do Departamento de Economia

Prof. Dr. Sérgio Naruhiko Sakurai  
Coordenador do Programa de Pós-Graduação em Economia - Área:  
Economia Aplicada

LUCAS SOUZA SILVA

Política monetária no Brasil: determinantes da credibilidade do  
Banco Central no regime de metas de inflação no período  
2002-2016

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia - Área: Economia Aplicada da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo como requisito para a obtenção do título de Mestre em Ciências. Versão Corrigida. A original encontra-se disponível no Serviço de Pós-Graduação da FEA-RP/USP.

Orientador: Fábio Augusto Reis Gomes

Ribeirão Preto

2018

Autorizo a reprodução e divulgação total ou parcial deste trabalho, por qualquer meio convencional ou eletrônico, para fins de estudo e pesquisa, desde que citada a fonte.

---

Silva, Lucas Souza

Política monetária no Brasil: determinantes da credibilidade do Banco Central no regime de metas de inflação no período 2002-2016/ Universidade de São Paulo — USP

Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto

Programa de Pós-Graduação em Economia - Área: Economia Aplicada; Orientador: Fábio Augusto Reis Gomes

Ribeirão Preto, 2018- 50 p. : il.

Dissertação (Mestrado) – Universidade de São Paulo, 2018.

1. Credibilidade. 2. Regime de Metas de Inflação. 3. Banco Central do Brasil. I. Orientador: Prof. Dr. Fabio Augusto Reis Gomes. II. Universidade De São Paulo - Campus Ribeirão Preto. III. Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto. IV. Política Monetária no Brasil: Determinantes da Credibilidade do Banco Central no Regime de Metas de Inflação no Período 2002-2016.

---

Nome: Lucas Souza Silva

Título: Política monetária no Brasil: determinantes da credibilidade do Banco Central no regime de metas de inflação no período 2002-2016

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia - Área: Economia Aplicada da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo como requisito para a obtenção do título de Mestre em Ciências. Versão Corrigida. A original encontra-se disponível no Serviço de Pós-Graduação da FEA-RP/USP.

Aprovada em:

Banca Examinadora

---

**Prof. Dr. Fábio Augusto Reis  
Gomes (Orientador)**  
FEA-RP/USP

---

**Prof. Dr. Cleomar Gomes da Silva**  
Universidade Federal de Uberlândia

---

**Prof. Dr. Marco Lyrio**  
INSPER

---

**Prof. Dr. Alex Luiz Ferreira**  
FEA-RP/USP

*Este trabalho é dedicado a todos os pobres em espírito, aos aflitos, aos mansos, aos que têm fome e sede de justiça, aos misericordiosos, aos de coração puro, aos que promovem a paz e aos perseguidos por causa da justiça.*

## Agradecimentos

Agradeço primeiramente a Deus, criador do universo e meu amigo. Também agradeço a minha família por todo apoio ao longo do período do mestrado e aos amigos que fiz nesse período, que transformaram minha vida e tornaram um prazer os meses investidos.

Ao professor e orientador Fábio Augusto Reis Gomes, por sua sabedoria, inteligência e amizade. Também agradeço aos professores Alex Luiz Ferreira, Jefferson Bertolai e Marcio Poletti Laurini que estiveram presentes na minha qualificação e pré-defesa, contribuindo com comentários relevantes para a melhoria desse trabalho.

A todos os alunos do mestrado FEARP - em especial Lucas Reis e Felipe Costa - e aos companheiros da Tendências Consultoria que sempre me ajudaram com honestidade, caráter e humanidade. A todos os professores pelas aulas, responsáveis pelo conhecimento que agreguei ao longo desses dois anos de mestrado.

*“Não vos amoldeis às estruturas deste mundo,  
mas transformai-vos pela renovação da mente,  
a fim de distinguir qual é a vontade de Deus:  
o que é bom, o que Lhe é agradável, o que é perfeito.  
(Bíblia Sagrada, Romanos 12, 2)*



## Resumo

SILVA, L. S. **Política monetária no Brasil: determinantes da credibilidade do Banco Central no regime de metas de inflação no período de 2002-2016** 2018. Dissertação (Mestrado) - Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto, Universidade de São Paulo, Ribeirão Preto, 2018.

O distanciamento entre as expectativas públicas e as metas anunciadas pelos formuladores de política econômica gera problemas para a condução das metas ao longo do tempo. Nesse contexto, este trabalho estabelece um modelo prescritivo acerca das variáveis que melhor explicam a credibilidade da política monetária no Brasil durante o período de implementação do regime de metas inflacionárias e nos anos subsequentes (2002-2016). Estudos anteriores nesse campo descreveram somente o comportamento da confiança pública sobre os resultados da política, mas não a atrelaram a variáveis do ambiente macroeconômico. Esse trabalho busca explorar fatores que afetam a credibilidade por parte do público, inclusive a reputação do presidente do Banco Central do Brasil, das metas anunciadas.

**Palavras-chaves:** Credibilidade, Regime de Metas de Inflação, Banco Central do Brasil.

# Abstract

SILVA, L. S. **Brazilian monetary policy: key-factors of central bank credibility on inflation targeting regime between 2002-2016.** 2018. Dissertation (Master Degree) - School of Economics, Business and Accounting at Ribeirão Preto, University of São Paulo, Ribeirão Preto, 2018.

The gap between public expectations and targets announced by policymakers creates problems for the achievement of goals over time. In this context, this paper establishes a prescriptive model about the variables that best explain the credibility of monetary policy in Brazil during the period of implementation of the inflation targeting regime and in subsequent years (2002-2016). Previous studies in this field have described only the behavior of public confidence over policy outcomes, but have not linked it to variables in the macroeconomic environment. This paper aims to explore factors that would affect the public's credibility, including the reputation of the president of the Central Bank of Brazil, of the announced goals.

**Key-words:** Credibility, Inflation Target Regime, Central Bank of Brazil.

## Lista de ilustrações

Figura 1 – Regras vs. Discricionarieidade . . . . .	20
Figura 2 – Desempenho do Regime de Metas de Inflação no Brasil Fonte: Banco Central do Brasil . . . . .	23
Figura 3 – Relatório Focus – Expectativa de Inflação IPCA Fonte: Banco Central do Brasil . . . . .	32
Figura 4 – Desagregação das Expectativas do IPCA – Livres vs Administrados Fonte: Elaborado pelo autor . . . . .	32
Figura 5 – Expectativa do IPCA e Meta de Inflação Fonte: Banco Central do Brasil . . . . .	33
Figura 6 – Densidade de Probabilidade sobre os Limites da Banda Inflacionária . .	38
Figura 7 – Trajetória dos índices de credibilidade previamente existentes . . . . .	46
Figura 8 – Trajetória dos índices recém-criados . . . . .	46
Figura 9 – Comparação entre índices de credibilidade - preços gerais e preços livres	47



## Lista de tabelas

Tabela 1 – Resultados para Preços Gerais . . . . .	40
Tabela 2 – Resultados para Preços Livres . . . . .	43
Tabela 3 – Regressão Beta - Preços Gerais . . . . .	44
Tabela 4 – Teste de Ordem de Integração . . . . .	49



# Sumário

	<b>Sumário</b> . . . . .	<b>13</b>
<b>1</b>	<b>Introdução</b> . . . . .	<b>14</b>
<b>2</b>	<b>Revisão Bibliográfica</b> . . . . .	<b>17</b>
2.1	A Credibilidade do Banco Central . . . . .	17
2.2	Regime de Metas de Inflação no Brasil . . . . .	20
<b>3</b>	<b>Medidas de Credibilidade Utilizadas</b> . . . . .	<b>24</b>
<b>4</b>	<b>Novas Medidas de Credibilidade</b> . . . . .	<b>27</b>
4.1	Aplicação à Pesquisa Focus . . . . .	29
<b>5</b>	<b>Bases de Dados</b> . . . . .	<b>31</b>
<b>6</b>	<b>Metodologia</b> . . . . .	<b>35</b>
6.1	Probit . . . . .	35
6.2	Distribuição Normal Truncada e Regressão Beta . . . . .	38
<b>7</b>	<b>Resultados</b> . . . . .	<b>40</b>
<b>8</b>	<b>Considerações Finais</b> . . . . .	<b>48</b>
	<b>APÊNDICE A – TESTES DE RAIZ UNITÁRIA</b> . . . . .	<b>49</b>
	<b>REFERÊNCIAS</b> . . . . .	<b>50</b>

# 1 INTRODUÇÃO

A estabilidade inflacionária brasileira alcançada na primeira metade dos anos 1990 com o Plano Real viu encerrar uma série de planos de estabilização e estabeleceu novos ditames ao funcionamento do ambiente macroeconômico. Todavia, as políticas fiscal e monetária austeras e contracionistas, conjugadas a um câmbio sobrevalorizado que ancoraram os primeiros anos desse novo regime tiveram de ser abandonadas em junho de 1999, após sucessivas restrições provocadas por crises de divisas do balanço de pagamentos. Esses obstáculos afetaram a condução da economia levando a adoção de um “tripé” pautado em políticas de câmbio flexível, superávits primários e metas de inflação; este último, o norte da política monetária (TELES; NEMOTO, 2005).

O regime de metas de inflação foi selecionado, dentre outras razões, como forma de superar o viés inflacionário dos formuladores de política (ou seja, a tendência em privilegiar o crescimento mesmo com o custo de uma taxa inflacionária crescente). Nesse sentido, formuladores poderiam agir de modo a propositalmente enganar o público produzindo inflações diferentes das quais se esperava para atingir um produto superior ao seu nível potencial.

Nesse arranjo, reconhece-se atualmente que uma das maiores fontes de incerteza na condução da política supracitada - capaz de colocar o controle da inflação em risco - é a falta de percepção pública sobre os rumos das políticas de longo prazo. Sucede, então, que a transparência do Banco Central se faz importante para o êxito de uma economia norteada por um sistema de metas de inflação (MENDONÇA; GALVEAS, 2013) .

De forma simplificada, a transparência ao reduzir a assimetria de informação entre o condutor de políticas – nesse caso, o Banco Central do Brasil - e o público, contribui para reduzir o viés inflacionário e coordena as expectativas públicas em relação ao que a autoridade monetária se propõe a realizar (WALSH, 2003).

Uma forma objetiva de mensurar a credibilidade da condução dessas políticas é feita por meio de índices, recurso vasto na literatura como abordam Guillén e Garcia (2014) e, que indica a relação entre credibilidade – magnitude da confiança pública em



relação ao cumprimento da meta inflacionária pelo Banco Central - e variáveis reais como produto e emprego.

Esta análise descritiva baseada em índices, entretanto, é limitada à medida que não consegue explicar o que de fato contribui para as oscilações no nível de credibilidade. A sugestão de um estudo prescritivo - isto é, que relaciona variáveis explicativas à credibilidade - é um passo importante na literatura, e ainda não realizado. Esta é a principal contribuição dessa pesquisa para a literatura. Tal se dá por meio de um modelo Probit que busca captar o efeito de variáveis macroeconômicas relevantes e da reputação do presidente do Banco Central sobre o cumprimento da meta.

Essa pesquisa se faz relevante à medida que a identificação das variáveis centrais sobre o desempenho da credibilidade na política de metas inflacionárias pode reordenar grande parte das ações do Banco Central organizadas para o ajustamento das expectativas aos seus anúncios. Isto significa, em primeira instância, alteração da conduta da autoridade monetária com respeito a preços e variáveis nominais sob as quais tem influência (como juros, reservas internacionais e câmbio, por exemplo) e, num plano posterior, o efeito dessas e de outras políticas sobre as variáveis reais como emprego e renda através do canal das expectativas.

Com esse intuito, a pesquisa realizada utilizou dados semanais do Relatório de Mercado Focus para concatenar as expectativas do mercado sobre a inflação, séries históricas do Ipeadata para produto, inflação, taxa básica de juros (Selic), séries relativas a contas nacionais e taxa de câmbio entre 2001-2016 com dados semanais.

Este trabalho se propõe a diagnosticar as principais causas das variações da credibilidade da política monetária realizada pelo Banco Central do Brasil no período 2001-2016 utilizando-se de um modelo econométrico para relacionar a credibilidade do Banco Central à variáveis econômicas. Para tanto, é construída uma variável binária igual a 1 se há credibilidade e 0 caso contrário, conforme detalhado na seção 4. Na mesma seção, constrói-se um arcabouço alternativo para os desejados fins. Como se verificará, algumas das variáveis macroeconômicas e as dummies referentes aos presidentes do Banco

Central são significativas para explicar as percepções públicas da credibilidade da política monetária.

## 2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

### 2.1 A Credibilidade do Banco Central

Em seu artigo seminal, Kydland e Prescott (1977) trouxeram luz à questão da credibilidade do *policy maker* ao introduzir a ideia de inconsistência da política monetária num arcabouço dinâmico - e, portanto, de um processo sequencial de ações - sob expectativas racionais. A conclusão deste referido estudo é que, em sociedades que desejam um produto maior do que o produto Walrasiano com preços flexíveis, uma autoridade monetária, mesmo dotada de uma função perda compatível com a da sociedade, pode optar por surpreender as expectativas no curto prazo pelo simples fato de se deparar com uma decisão ótima diferente da inicial. É dessa análise que surge a inconsistência dinâmica, isto é, uma decisão tomada num período não é mais ótima do ponto de vista de uma outra data, mesmo que nenhuma nova informação tenha surgido neste meio tempo. <sup>1</sup>

Nesses casos, possíveis formas de contornar a questão da inconsistência dinâmica foram desenvolvidas. Uma dessas se encontraria no uso de regras previamente estabelecidas – anteriormente recomendado por Friedman e Friedman (1968) - para condução da política dos agregados monetários de maneira ótima, para assim estabelecer consistência entre as políticas atual e futura. Uma consequência possível dessa recomendação é que o cumprimento estrito de regras se tornaria danoso à própria sociedade em momentos de choques inesperados.

Uma segunda alternativa, a de delegação da política monetária a um Banco Central conservador, reduziria a influência política, e a flutuação econômica suscetível ao uso de regras. Uma autoridade monetária dessa natureza centraria ações sobre a estabilidade de preços. Entretanto, devido à possibilidade de excesso de conservadorismo, um governo que suste, em algum grau, as decisões do Banco Central também é sugerido em situações econômicas excepcionais (PELLEGRINI, 2004).

Barro e Gordon (1983) agregaram ao debate à medida que centraram a análise na

---

<sup>1</sup>Segundo Barro e Gordon (1983) refere-se aos incentivos de se desviar de uma regra, quando os agentes econômicos esperam que ela seja seguida.

reputação do formulador como forma de disciplinar a condução da política e ancorar as expectativas dos agentes. O cerne é que graças ao não cumprimento de acordos previamente anunciados, a perda de reputação levava à persistência da inflação, visto que o valor esperado desta se reajustava e diferia gradualmente da meta.

O viés inflacionário das políticas se tornava o principal fator para essa perda de reputação, graças ao uso de medidas expansionistas para aproveitar do trade-off entre produto e inflação no curto prazo. Nesse sentido, a delegação da formulação de políticas a um planejador comprometido com o controle da inflação - de elevada reputação - atrelado a um Banco Central independente se tornou recomendável<sup>2</sup> (ROGOFF, 1985).

A adoção de um sistema dotado de um Banco Central independente se justificaria então graças ao controle sobre a discricionariedade, sendo capaz de mitigar o viés inflacionário (bancos centrais independentes possuem regras oficiais de conduta a serem seguidas), quer de natureza política (como a redução do desemprego em ciclos eleitorais), quer de natureza econômica.

Na literatura, três gerações de modelos Bancos Centrais Independentes são notáveis. A primeira, proeminente com Rogoff (1985), segue um modelo no qual a função perda social consideraria desvios da inflação e do produto socialmente desejáveis, sendo minimizada a partir da construção de uma reputação por parte do Banco Central Independente, este dotado de independência operacional e de metas. Segundo Lockwood, Miller e Zhang (1998), a principal fragilidade do modelo está no fato deste não maximizar o bem-estar por ser construído em um contexto estático, com um setor privado baseado em uma função oferta-surpresa em que a redução do viés inflacionário se daria às custas de uma estabilização do produto menor.

Na segunda geração de modelos, o propósito era responder qual é o melhor desenho institucional para atenuar o viés inflacionário. Os principais expoentes dessa literatura, Walsh (1995) e Svensson (1997), partiram da estrutura de agente-principal e analisaram como a elaboração de contratos para o Banco Central deveria ser estruturada para fazê-lo

---

<sup>2</sup>Conforme Rogoff (1985), o presidente do Banco Central independente a ser escolhido deve colocar peso no controle inflacionário maior que a ponderação inflacionária da sociedade.

adotar uma política crível e socialmente ótima. Assim, o viés inflacionário é eliminado por meio da estruturação de um contrato que imporia custos ao Banco Central quando a inflação se desviasse do nível ótimo.

A grande contribuição dessa abordagem foi que o melhor resultado para a sociedade é obtido de modo independente dos agentes (governo e Banco Central) partilharem a mesma função objetivo e/ou conjunto de informação. Uma ressalva relevante, todavia, consistia do risco de que tal independência não se transformasse numa autocracia, ou seja, que a autonomia fosse balanceada pela prestação de contas de forma transparente por parte do Banco Central Independente para com a sociedade sobre seu desempenho.

A última geração, por fim, agregou elementos presentes das duas primeiras. Svensson (1997) modela uma sociedade (principal) que outorga a política monetária a um Banco Central (agente) com controle perfeito sobre os preços – através de um Regime de Metas de Inflação. A possibilidade de encontrar um equilíbrio correspondente a uma regra ótima sob compromisso é a conclusão desse trabalho.

Nesses modelos, o uso de regras capazes de estabilizar preços e produto, e remover o viés inflacionário das políticas, tornou-se central. Posteriormente, a constatação empírica observada em Taylor (1993) e a elaboração de um mecanismo dos juros para trazer a inflação em direção a meta previamente anunciada foram observados, preservando o produto efetivo próximo ao seu valor potencial.

Mendonça (2002) esboça na figura 1 um resumo da discussão observada até aqui. Segundo Mishkin (2000), caracterizam um regime de metas de inflação, dentre outros: o comprometimento com a estabilidade dos preços em primeiro plano, o uso de instrumentos (câmbio, agregados monetários, taxa de juros, etc.) para atingir a meta de nível de preços e a comunicação com o público das metas a serem perseguidas. Tendo em mente a importância de um regime de metas na condução da política monetária, sua adoção no caso brasileiro é tratada com mais detalhes a seguir.

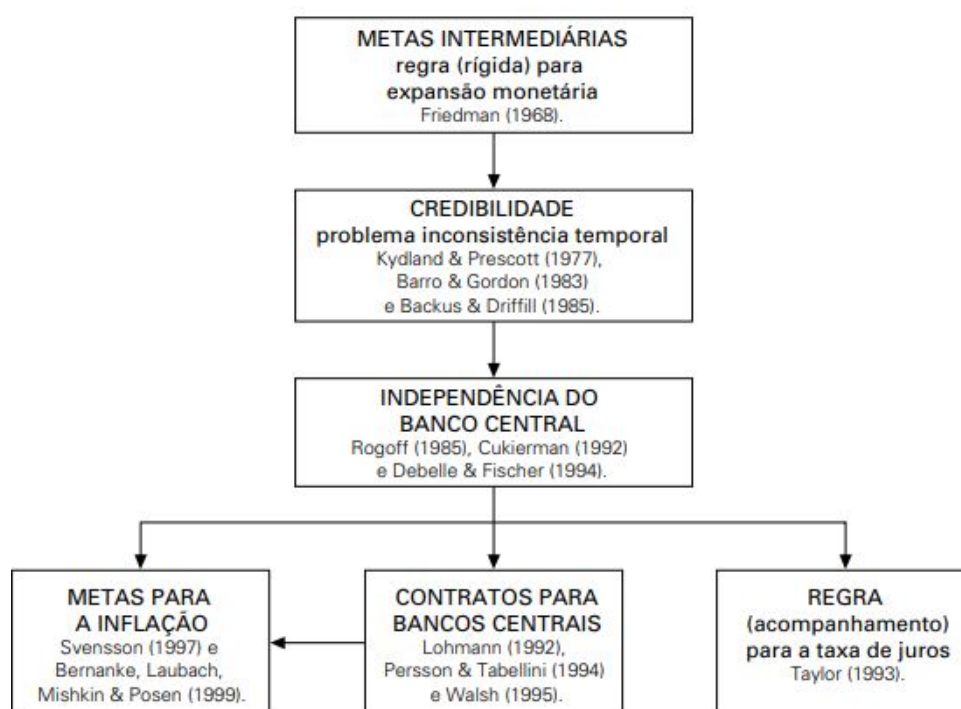


Figura 1 – Regras vs. Discricionariiedade

Fonte: Mendonça (2002)

## 2.2 Regime de Metas de Inflação no Brasil

Após um período de elevado crescimento econômico nos anos 1970, a década seguinte se tornou notória por uma combinação de queda abrupta do crescimento e grande elevação da taxa de inflação, situação que se estendeu até o fim da primeira metade dos anos 1990. Para a superação desse cenário, segundo Giambiagi e Villela (2005), adotaram-se pelo menos sete planos de estabilização em menos de dez anos. A estabilidade foi alcançada somente com o Plano Real em 1994, baseado, entre outros pilares, no saneamento fiscal por parte do setor público e na adoção de um regime de âncora cambial nominal.

No início de março de 1999, em ambiente ainda marcado pela incerteza, fruto de ataque especulativo à moeda nacional, o governo brasileiro anunciou a intenção de passar a conduzir a política monetária com base num arcabouço de metas para a inflação visando coordenar as expectativas do mercado. Tal mudança nas diretrizes da política monetária ocorreu oficialmente em 21 de junho de 1999 com o Decreto 3.088 do então Presidente da República, Fernando Henrique Cardoso. Em 30 de junho de 1999, o Conselho Monetário

Nacional (CMN) editou a Resolução número 2.615, tratando da definição do índice de preços a ser tomado como referência e das metas para a inflação de 1999 e para o biênio subsequente.

Assim como noutros países em que é adotado<sup>3</sup>, esse regime de metas para a inflação conta com um banco central que se compromete a atuar de forma a garantir que o nível agregado de preços efetivo esteja em linha com uma meta pré-estabelecida, anunciada publicamente. Um dos objetivos centrais do regime de metas é ancorar as expectativas de mercado que, de forma geral, orientam o processo de formação de preços na economia (CASTRO, 2012).

No país, quatro elementos básicos modulam o regime brasileiro: estabilidade de preços como primordial para política monetária; conhecimento público de metas numéricas de médio prazo para a inflação; transparência para com o público sobre planos e objetivos que justificam as decisões de política monetária; e, conhecimento dos mecanismos para tornar as autoridades monetárias responsáveis pelo cumprimento das metas para a inflação. Além destes citados, também são relevantes, a publicação de relatórios públicos trimestrais de monitoramento das taxas observadas mensalmente, a definição do IPCA como índice oficial a nortear o regime de metas, e uma taxa central composta de bandas móveis previamente anunciadas.

À medida que o Banco Central do Brasil anuncia sua estratégia de política monetária e comunica a avaliação das condições econômicas, o mercado tem melhores condições de compreender o padrão de resposta da política monetária aos fatores econômicos e eventuais choques. Com isso, os movimentos da política monetária passam a ser mais previsíveis ao mercado no médio prazo e as expectativas de inflação podem ser formadas com mais eficiência e precisão. A partir do momento em que a política monetária ganha credibilidade, as surpresas monetárias se tornam menos prováveis e, assim, tem-se um movimento no qual os reajustes de preços tendem a ser próximos à meta.

Segundo o Banco Central do Brasil, por meio de suas portarias, a escolha do índice

---

<sup>3</sup>Nova Zelândia, Chile, Canadá, Israel, Suécia, Finlândia e Austrália são países com regimes de metas inflacionárias (ROCHA; CURADO, 2008).

oficial de inflação com definições da meta, do horizonte da meta e das cláusulas de escape – situações que justifiquem o não cumprimento da meta – são essenciais para o bom desempenho dos alvos a serem alcançados. A existência de bandas inflacionárias, além de permitir que choques sejam acomodados, é necessária dado que os Bancos Centrais não possuem total controle sobre o comportamento dos preços.

No Brasil, a meta para a inflação é definida em termos da variação anual do Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), calculado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Este foi o índice escolhido para nortear a política monetária do Banco Central do Brasil por ser o mais abrangente, isso porque capta a inflação para domicílios com renda entre 1 e 40 salários-mínimos em 13 cidades/regiões metropolitanas brasileiras.

A maioria dos Bancos Centrais se vale da taxa de juros de curto prazo para operar suas políticas; tal qual o regime brasileiro de metas para a inflação utiliza a taxa Selic como instrumento primário da política monetária. Esta é uma taxa de juros média que incide sobre os financiamentos diários com prazo de um dia útil (*overnight*) lastreados por títulos públicos registrados no Sistema Especial de Liquidação e Custódia (Selic), ou seja, a taxa de juros que equilibra o mercado de reservas bancárias. Uma vez estabelecida pelo Comitê de Política Monetária (Copom) a meta para a taxa Selic, torna-se função da mesa de operações de mercado aberto do BCB mantê-la próxima à meta.

Como parte do funcionamento do regime brasileiro, em casos nos quais a meta para a inflação fixada pelo Conselho Monetário Nacional (CMN) não se verifica, isto é, quando a inflação rompe os limites do intervalo de tolerância - acima ou abaixo -, é dever do presidente do BCB, por meio de carta aberta ao Ministro da Fazenda, explicitar as causas de tal rompimento da meta e as providências a serem tomadas para o retorno à trajetória da meta estipulada. Historicamente, tais pareceres foram enviados quatro vezes, estes referentes às inflações dos anos de 2001, 2002, 2003 e 2015<sup>4</sup>. Baseada nas informações do Banco Central do Brasil, a figura 2 apresenta o desempenho do regime de metas de

---

<sup>4</sup>Ainda em termos históricos, o IPCA verificado anualmente ficou acima da meta (mas dentro do intervalo da banda) em 2004, 2005, 2008, e de 2010 a 2014; ficando abaixo da meta (mas dentro da banda) em 2006, 2007 e 2009.



inflação indicando o intervalo anunciado previamente como meta e o IPCA ao fim daquele ano.

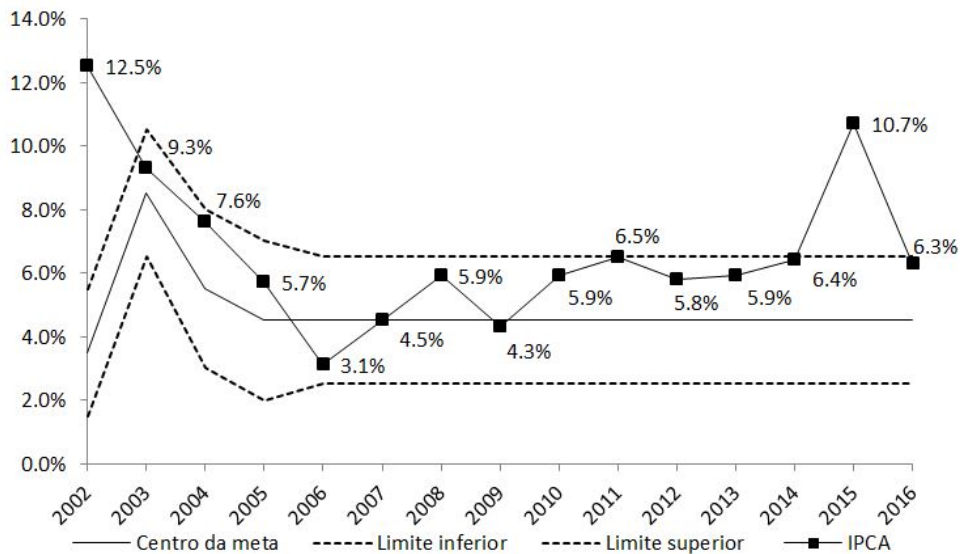


Figura 2 – Desempenho do Regime de Metas de Inflação no Brasil

Fonte: Banco Central do Brasil

Dessa maneira, como as consequências da utilização da política monetária pelo Banco Central – para o êxito do controle inflacionário - podem vir a afetar o comportamento do produto de equilíbrio no curto prazo, torna-se justificável a necessidade de credibilidade no contexto da política monetária. Tal ideia é defensável uma vez que, uma maior credibilidade, como definido, levará a um menor desvio dos preços esperados pelo público em relação à meta anunciada e, assim, haverá menor necessidade de instrumentos que alterem as expectativas sobre o nível de preços.

Finalmente, algumas medidas da credibilidade baseadas na diferença entre a expectativa e a meta de inflação foram desenvolvidas na literatura, e são apresentadas na seção seguinte.

### 3 MEDIDAS DE CREDIBILIDADE UTILIZADAS

São apresentadas aqui três medidas utilizadas na literatura internacional em estudos sobre credibilidade da política monetária. Como será visto, a segunda e a terceira medidas são sofisticções daquela inicialmente proposta; todavia, ambas apresentam fragilidades de natureza semelhante. As métricas aqui relatadas são descritivas, portanto são cálculos derivados de uma fórmula tomada por seus autores.

É notório que o compromisso da Autoridade Monetária (AM) em cada contrato é utilizado pelo público para planejamento de suas estratégias. Nesse sentido, uma elevada credibilidade em relação à atuação da AM contribui para um ambiente estável de projeções futuras.

Cukierman e Meltzer (1986) definiram num influente estudo a credibilidade como “o valor absoluto da diferença entre os planos do formulador de políticas e as crenças do público sobre esses planos”, e, ao menos para países que adotaram o regime de metas de inflação, no qual os planos do *policy maker* sobre a inflação são conhecidos, a credibilidade pode ser medida se as crenças do público estiverem disponíveis e puderem ser estimadas. Isto indica que, qualquer que seja o índice, uma política monetária tem credibilidade plena quando  $\delta = |E(\pi_t) - \pi^*| = 0$ , e em que  $E(\pi_t)$  é o nível agregado de preços esperado pelo público, e  $\pi^*$  é o nível anunciado de inflação para o período.

Tal qual realizado em Mendonça e Souza (2009), objetiva-se agora apresentar três Índices de Credibilidade já existentes e comumente utilizados. O primeiro a ser apresentado é o de Cecchetti, Krause *et al.* (2002), que relaciona a credibilidade com a distância entre inflação esperada pelo setor privado e a meta anunciada pelo BCB, tal qual definida. Este varia entre zero (total ausência de credibilidade) e 1 (absoluta credibilidade). Caso a inflação esperada seja menor que a meta anunciada pelo BCB, tem-se a máxima credibilidade possível, haja visto que os agentes acreditam que o controle será tal, a ponto de acreditarem em um valor abaixo do anunciado. Além disso, tem-se uma redução linear de credibilidade à medida que a inflação esperada se distancia da meta, até zero, valor no qual o público acredita que a inflação será superior a 20% (esse valor arbitrário foi

definido como limite superior, para o qual valores superiores indicariam total descontrole sobre o nível agregado de preços por parte do BCB. Assim:

$$CI_{CK} = \begin{cases} 1, & \text{se } E(\pi_{t,a}) \leq \pi_a^* \\ 1 - \frac{[E(\pi_{t,a}) - \pi_a^*]}{0.2 - \pi_a^*}, & \text{se } \pi_a^* < E(\pi_{t,a}) < 0.2 \\ 0, & \text{se } E(\pi_{t,a}) \geq 0.2 \end{cases} \quad (1)$$

em que  $E(\pi_{t,a})$  e  $\pi_a^*$  são, respectivamente, a expectativa de inflação no mês “ $t$ ” para o ano “ $a$ ”, e o centro da meta de inflação anunciado pelo BCB para o ano “ $a$ ”.

Um segundo índice foi proposto por Mendonça e Souza (2009) baseado num referencial similar ao descrito acima, mas considerando a meta de inflação e o seu intervalo de tolerância. É válido observar que, em regimes de metas de inflação, pode-se anunciar valores acima e baixo da meta, vulgo bandas inflacionárias, nas quais o Banco Central admite que o valor da inflação registrada se concentre, sem configurar perda de controle sobre a inflação. É fato que, à medida que a banda se alarga, o BCB ganha mais flexibilidade para alcançar algum valor admissível, mas perde gradualmente credibilidade por se distanciar do centro da meta.

Nesse referencial, o índice de Mendonça e Souza (2009) alcança valor 1 quando  $E(\pi_{t,a}) = \pi_a^*$  e decresce de forma linear quando a expectativa de inflação se distancia da meta, e assume-se valor igual a zero, quando a inflação esperada excede um dos limites. Desse modo:

$$CI_M = \begin{cases} 1, & \text{se } E(\pi_{t,a}) = \pi_a^* \\ 1 - \frac{|E(\pi_{t,a}) - \pi_a^*|}{\pi_{a,ls} - \pi_a^*}, & \text{se } \pi_{a,li} < E(\pi_{t,a}) < \pi_{a,ls} \\ 0, & \text{se } E(\pi_{t,a}) \geq \pi_{a,ls}, E(\pi_{t,a}) \leq \pi_{a,li} \end{cases} \quad (2)$$

em que  $\pi_{a,ls}$  e  $\pi_{a,li}$  são, respectivamente, o limite superior da banda inflacionária para o ano “ $a$ ” e o limite inferior da banda inflacionária para o ano “ $a$ ”.

Por fim, um terceiro índice, resultante de uma combinação entre os dois primeiros verificado em Mendonça e Souza (2009), assume perda de credibilidade quando o público enxerga que o Banco Central não é capaz de trazer a inflação para o intervalo de tolerância.

Portanto, quando a expectativa de inflação está entre as bandas adotadas pelo Banco Central, a credibilidade é total. A justificativa é que a obrigação do Banco Central do Brasil consiste na convergência para o intervalo de tolerância, e não para um valor específico. Nesse índice, a credibilidade é nula quando: (i) a inflação esperada é superior a 20% (por motivos similares ao anteriormente exposto); (ii) quando  $E(\pi_{t,a}) = 0$  ou negativa. Soma-se a isso o fato que quando  $\pi_{t,a,ls} \leq E(\pi_{t,a}) \leq \pi_{t,a,20\%}$ , ou entre  $\pi_{t,a,0\%} \leq E(\pi_{t,a}) \leq \pi_{t,a,li}$ , o índice varia entre  $[0, 1]$ . Resumindo:

$$CI_A = \begin{cases} 1, & \text{se } \pi_{a,li} \leq E(\pi_{t,a}) \leq \pi_{a,ls} \\ 1 - \frac{(E(\pi_{t,a}) - \pi_{a,ls})}{0.2 - \pi_{a,ls}}, & \text{se } \pi_{a,ls} < E(\pi_{t,a}) < 0.2 \\ 1 - \frac{(E(\pi_{t,a}) - \pi_{a,li})}{-\pi_{a,li}}, & \text{se } 0 < E(\pi_{t,a}) < \pi_{a,li} \\ 0, & \text{se } E(\pi_{t,a}) \geq 0.2, E(\pi_{t,a}) \leq 0 \end{cases} \quad (3)$$

É perceptível que os índices apresentados acima, embora munidos do conceito de credibilidade mais amplamente aceito em estudos recentes, ainda carecem de uma formulação menos dependente da arbitrariedade de seus idealizadores, e de um tratamento estatístico para tal. A tentativa de superação dessas observações é feita na próxima seção, mediante duas novas medidas de credibilidade a serem apresentadas.

## 4 NOVAS MEDIDAS DE CREDIBILIDADE

As medidas de credibilidade propostas em diversos trabalhos da literatura são baseadas na diferença entre a expectativa de inflação e a meta de inflação. Portanto, essas medidas *ad hoc* são meramente descritivas. Basicamente, a credibilidade é igual a 1 quando o valor esperado da inflação é igual (ou próximo) da meta de inflação e decai de maneira proporcional à distância entre esses dois fatores, até tornar-se nula. Desta forma, estes índices de credibilidade podem ser descritos de forma geral pela expressão abaixo:

$$IC_t = f(E_t(\pi_{t+1}) - \pi_{t+1}) \quad (4)$$

A função é tal que  $f(0) = 1$ ,  $f(d_0) \geq f(d_1)$  para  $|d_0| \leq |d_1|$ .

Esta abordagem sofre de dois problemas. O primeiro é a arbitrariedade existente na escolha da função  $f(\cdot)$ . Em particular, não é claro como deve ser escolhido o decaimento desta função e, portanto, da credibilidade, à medida que a inflação esperada se distancia da meta estipulada. O segundo é que esta é uma abordagem descritiva que não associa o nível de credibilidade aos fundamentos da economia. Portanto, não há um aprendizado sobre os fatores associados a ganhos ou perdas de credibilidade, sendo desejável ter uma abordagem prescritiva que direcione as ações dos *policy makers*.

Como alternativa aos índices de credibilidade da literatura, propõem-se duas medidas de credibilidade que buscam sanar os problemas mencionados. As duas abordagens compartilham o princípio de que um agente, individualmente, considera a meta de inflação crível quando a expectativa de inflação está dentro das bandas da meta. Em outras palavras, do ponto de vista individual, o agente  $i$  atribui credibilidade igual a 1 quando a inflação esperada está dentro das bandas da meta, isto é,  $E_{t,a}^{(i)}[\pi_a] \in [\pi_{a,li}, \pi_{a,ls}]$  em que  $\pi_{t,a}$  é a inflação no mês “ $t$ ” para o ano “ $a$ ” em que ele está,  $E_{t,a}^{(i)}$  é a expectativa de inflação do agente “ $i$ ” calculada no mês “ $t$ ” para o ano “ $a$ ”,  $\pi_{a,li}$  e  $\pi_{a,ls}$  são, respectivamente, os limites inferior e superior da banda inflacionária no ano “ $a$ ”.

Na primeira abordagem constrói-se a variável  $C_{t,a}^{(i)}$  como:

$$C_{t,a}^{(i)} = \begin{cases} 1, & \text{se } E_{t,a}^{(i)}[\pi_a] \in [\pi_{a,li}, \pi_{a,ls}] \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases} \quad (5)$$

Naturalmente, tem-se um modelo de probabilidade, uma vez que o valor esperado de  $C_{t,a}$  é igual à probabilidade de a meta ser cumprida, do ponto de vista do  $i$ -ésimo agente. Matematicamente,

$$E_{t,a}^{(i)} [C_{t,a}^{(i)}] = Pr [C_{t,a}^{(i)} = 1]. \quad (6)$$

Esta probabilidade pode ser diretamente associada a fundamentos econômicos, representados por um conjunto de  $k$  variáveis, digamos,  $x_{t,a}^1, \dots, x_{t,a}^k$ . Portanto, teríamos o seguinte modelo:

$$C_{t,a}^{(i)} = F \left( \beta_0^{(i)} + \beta_1^{(i)} x_{t,a}^1 + \dots + \beta_k^{(i)} x_{t,a}^k \right) \quad (7)$$

Neste caso, não é apropriado utilizar o estimador de MQO, uma vez que se está estimando uma probabilidade. Geralmente, para esse caso, emprega-se o estimador Probit ou Logit. No primeiro caso,  $F(\cdot)$  é a função densidade acumulada da Normal e, no segundo caso, da distribuição logística. De todo modo, uma vez estimados os parâmetros  $\beta_0^{(i)}, \dots, \beta_k^{(i)}$ , tem-se uma estimativa da probabilidade de a meta ser cumprida que forma o primeiro índice de credibilidade  $IC_1$  dada por:

$$IC_1 = \hat{Pr} [C_{t,a}^{(i)} = 1 | \mathbf{X}_{t,a}] = F \left( \hat{\beta}_0^{(i)} + \hat{\beta}_1^{(i)} x_{t,a}^1 + \dots + \hat{\beta}_k^{(i)} x_{t,a}^k \right) \quad (8)$$

em que  $\mathbf{X}_{t,a} = [x_{t,a}^1, \dots, x_{t,a}^k]$ . A medida de credibilidade é dada por  $\hat{Pr} [C_{t,a}^{(i)} = 1 | \mathbf{X}_{t,a}]$ , que naturalmente pertence ao intervalo  $[0,1]$ . Por um lado, esta medida descreve a credibilidade da meta de inflação, mas por outro, faz uso de informações sobre os fundamentos da economia e, portanto, passa a ser prescritiva. Identificados os fatores que aumentam e que reduzem a credibilidade, há claras recomendações para os *policy makers*.

Embora esta abordagem não assuma uma função de decaimento  $F(\cdot)$  arbitrária, algumas hipóteses auxiliares são feitas. Assume-se uma função  $F(\cdot)$  particular, embora seja bastante usual utilizar os modelos Probit e Logit. Além disso, supõe-se que o conjunto de variáveis  $\mathbf{X}_{t,a}$  representam os fatores considerados pelos agentes ao avaliarem a credibilidade

da meta de inflação. Em outras palavras, assume-se que o modelo está corretamente especificado, tanto no que diz respeito à função  $F(\cdot)$ , quanto às variáveis explicativas. Naturalmente, estas hipóteses podem ser avaliadas, uma vez que estamos em um arcabouço estatístico, diferentemente da função  $F(\cdot)$ .

A segunda abordagem proposta é bastante simples, mas tem a vantagem de não depender da função de distribuição acumulada  $F(\cdot)$ , ou de um conjunto de variáveis, para representar os fundamentos da economia. Propõe-se simplesmente calcular a frequência de agentes que têm expectativa de que a meta será cumprida. Matematicamente:

$$IC_2 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N C_{t,a}^{(i)} \quad (9)$$

A simplicidade desta medida tem um custo evidente. Trata-se de uma medida puramente descritiva da credibilidade da meta de inflação, embora exista a vantagem clara de não ser necessário assumir uma função  $f(\cdot)$ .

Conclusivamente, para ambas as abordagens originalmente propostas nesse estudo, é necessário o uso de informações dos agentes sobre expectativas públicas de inflação. Para fins práticos, utilizam-se dados agregados como *proxy* dos microdados em posse do Banco Central, os quais são oficialmente divulgados no boletim Focus.

#### 4.1 Aplicação à Pesquisa Focus

O cálculo dos índices de credibilidade  $IC_1$  e  $IC_2$  dependem de se observar a estimativa da meta de inflação dos agentes. Estas informações são coletadas pelo BACEN por meio da Pesquisa Focus, mas não são disponibilizadas totalmente ao público. O acesso é livre apenas a estatísticas semanais da expectativa da inflação dos respondentes da pesquisa. Mais especificamente, são disponibilizados para o público a média, a mediana, o desvio-padrão, o máximo e o mínimo da expectativa de inflação dos respondentes.

Com base em tais informações disponíveis, constrói-se a variável referente à credi-

bilidade com base na inflação média esperada, como segue:

$$CI_{t,a} = \begin{cases} 1, & \text{se } \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N E_{t,a}^{(i)}[\pi_a] \in [\pi_{a,li}, \pi_{a,ls}] \\ 0, & \text{caso contrário.} \end{cases} \quad (10)$$

Portanto, a credibilidade é igual a 1 caso a expectativa média da inflação do mês “ $t$ ” do ano “ $a$ ” situe-se dentro das bandas da meta de inflação referentes ao ano “ $a$ ”.

Feito isso, a estimação do modelo Probit e/ou Logit inclui variáveis sobre as quais o Banco Central tem influência, como taxas de juros e câmbio, e outros agregados macroeconômicos como medidas de *déficit* do governo. Além disso, incluem-se *dummies* referentes aos presidentes do Banco Central, cujos coeficientes fornecem informação sobre a reputação de cada um deles.

Caso os microdados da pesquisa fossem de livre acesso, seria possível calcular facilmente o índice  $IC_2$  por meio de uma simples contagem. Como este não é o caso, é necessário proceder de maneira diferente. Primeiramente, assume-se que a amostra é representada por uma distribuição Normal truncada, cujos limites inferior e superior são dados, respectivamente, pelo mínimo e máximo da expectativa da inflação na amostra. Como se observam, também, a média e o desvio-padrão amostral, é possível recuperar a distribuição Normal truncada e, então, calcular quanto da massa de probabilidade desta distribuição se situa dentro das bandas da meta de inflação, sendo esta a medida de credibilidade  $IC_2$ .

Este segundo índice de credibilidade não faz uso de informações sobre a economia, mas é possível, após construí-lo, estimar um modelo em que  $IC_2$  é explicado pelo conjunto de variáveis  $\mathbf{X}_{t,a}$ . Como este índice está limitado entre zero e um, utiliza-se uma regressão Beta, o que evita que o valor estimado de  $IC_2$  extrapole tal intervalo.



## 5 BASES DE DADOS

O boletim Focus, também referido como Relatório Focus do Banco Central do Brasil é constituído desde janeiro de 2001 de uma série de projeções sobre a economia brasileira coletadas junto a alguns dos principais economistas em atuação no país. Esse prospecto monitora a evolução das expectativas de mercado para as principais variáveis macroeconômicas, de forma a gerar subsídios para o processo decisório da política monetária.

O estudo acompanha de forma regular as expectativas de mercado para: índices de preços (IPCA, IGP-DI, IGP-M e IPC-Fipe), variação percentual do Produto Interno Bruto (PIB) e da atividade industrial, taxa de câmbio nominal (R\$/US\$), taxa de juros (Selic), variáveis fiscais e indicadores do setor externo. Estatísticas, a partir das expectativas, são geradas diariamente permitindo a elaboração de relatórios em todos os dias. O Relatório Focus é a publicação às segundas-feiras pelo BCB com as estatísticas semanais. A figura 3 ilustra de modo resumido algumas informações desse relatório em relação às expectativas do IPCA.

Com relação a essa pesquisa, o interesse está no IPCA, uma vez que o Banco Central estabelece um intervalo do índice como meta de inflação. Na cesta que compõe o índice estão inseridos tanto bens cujos preços são reajustados pelo setor privado (preços livres), quanto bens nos quais o setor público exerce certo controle (preços administrados). A união desses dois conjuntos define o nível de preços gerais, ou também chamado de “índice cheio”.

Nesse sentido, o relatório fornece desde julho de 2003 as expectativas dos agentes entrevistados em relação à inflação dos preços administrados. A inclusão dessa nova variável é importante, pois permite decompor a expectativa do público também para os preços livres (por resíduo), permitindo verificar a trajetória dos dois conjuntos de preços. Como se observa na figura 3, os preços administrados além de possuírem maior amplitude (diferença entre o máximo e o mínimo da amostra), possuem maior dispersão relatada pelo desvio padrão desta em comparação à serie dos preços gerais (índice cheio).

Preços Livres	Preços Administrados
Frequência do dado: Semanal	Frequência do dado: Semanal
Primeira Observação: 05/01/2001	Primeira Observação: 25/07/2003
Última Observação: 30/12/2016	Última Observação: 30/12/2016
Número de Observações: 794	Número de Observações: 706
Média: 6,19	Média: 5,79
Máximo: 13,00 (25/04/2003)	Máximo: 18,00 (31/12/2015)
Mínimo: 2,93 (29/09/2006)	Mínimo: 1,33 (27/12/2013)
Desvio Padrão: 1,94	Desvio Padrão: 3,44

Figura 3 – Relatório Focus – Expectativa de Inflação IPCA  
 Fonte: Banco Central do Brasil

De modo a explicitar as trajetórias distintas entre expectativas de preços livres e preços administrados, utilizamos as informações disponíveis do IBGE dos pesos dos preços administrados e dos preços livres na composição do IPCA ao longo do período de análise, e dessa forma, construímos as séries temporais da expectativa do IPCA somente com preços livres. Como as informações sobre preços esperados administrados começam a partir de fim de 2003, uma análise mensal dessa natureza é feita a partir de 2004.



Figura 4 – Desagregação das Expectativas do IPCA – Livres vs Administrados  
 Fonte: Elaborado pelo autor

Observando a figura 4, percebe-se que existe um descolamento entre as séries da expectativa dos preços gerais (expectativa do IPCA cheio) e a expectativa de inflação somente dos preços administrados. Esse efeito é mais forte entre 2013-2016 sendo que, entre 2013-2015, os preços administrados foram represados a fim de favorecer uma redução no IPCA, afetando as expectativas do mercado quanto a esses dois componentes de maneira

evidente (preços gerais e preços administrados).

Conclusivamente, no decorrer do estudo os modelos construídos são mensais, e não semanais como é divulgado o boletim. A justificativa para isso é que as variáveis macroeconômicas a serem incluídas nos mesmos modelos seguem uma regularidade mensal. Sendo assim, a expectativa do Focus, tomada como a melhor representação da inflação esperada em determinado mês, é aquela na qual os agentes detêm o maior conjunto de informação, sendo, portanto, a da última semana do mês em questão. A figura 5 representa as expectativas inflacionárias conforme essa mensalização, seguida do intervalo da meta inflacionária.

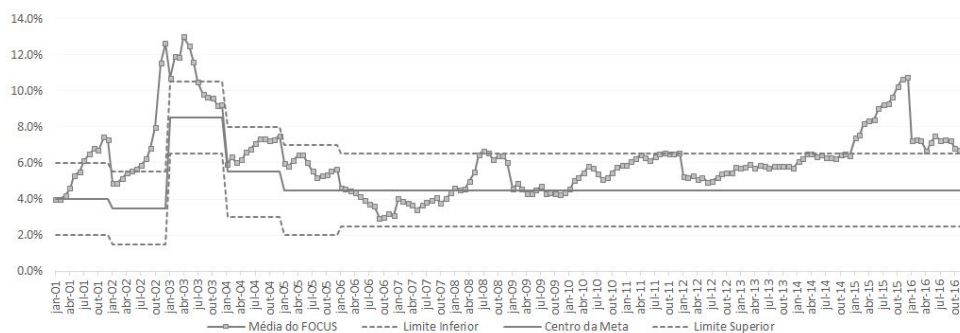


Figura 5 – Expectativa do IPCA e Meta de Inflação  
Fonte: Banco Central do Brasil

Para estimular a melhoria da capacidade de previsão do setor privado, a Gerência-Executiva de Relacionamento com Investidores (Gerin) divulga a lista das Instituições Top 5 de curto, médio (ambas mensalmente), e longo prazo e ranking anual (em janeiro de cada ano). As publicações do relatório estão disponíveis ininterruptamente em todo o período que compreende essa pesquisa (de janeiro de 2002 a maio de 2016, totalizando 173 observações mensais).

Finalmente, nas duas abordagens propostas nesse estudo, utilizam-se dados secundários. As variáveis macroeconômicas consideradas nas análises empíricas são: taxa de juros (Selic), taxa de câmbio nominal (R\$/US\$), razão da dívida pública sobre o PIB (bruta e líquida), hiato do produto (para o período de análise constrói-se uma medida de hiato a partir de um filtro de Hodrick-Prescott, entretanto, como o produto da economia não é disponível em série mensal utilizam-se como proxies do produto a Pesquisa Industrial

Mensal do IBGE e o Índice de Atividade do Banco Central).

## 6 METODOLOGIA

Uma vez claro o objetivo dessa pesquisa e conhecendo os dados a serem utilizados, os quais foram apresentados na seção anterior, parte-se para a descrição das metodologias. Esta seção discorre, primeiramente, a respeito do modelo de escolha binária e, em seguida, é apresentada a metodologia de estimação para a distribuição normal truncada.

### 6.1 Probit

Algumas observações se fazem necessárias antes que se parta para o método de estimação a ser levado a cabo no exercício proposto. Primeiramente, verificou-se a ordem de integração das séries utilizadas utilizando o arcabouço do teste de Dickey-Fuller e sua versão aumentada (vide apêndice), sendo que as variáveis Câmbio nominal, Razão Dívida/PIB e Taxa Selic estão diferenciadas, por apresentarem raiz unitária. Vale ressaltar em relação à variável Dívida Pública como proporção do PIB que esta variável pode ser medida a partir de dois conceitos: a dívida bruta e a líquida. A dívida bruta representa o somatório de toda a dívida do setor público, não financeiro, e do Banco Central com o sistema financeiro (público e privado) internacional e com o resto do mundo. A dívida líquida, por sua vez, é o diferencial entre a dívida pública bruta e os créditos não financeiros do setor público e do Banco Central.

O método *Probit* consiste em uma aplicação dos modelos de escolha binária. Cameron e Trivedi (2005) abordam tal modelo de escolha probabilística como um instrumento estatístico para superação de certas limitações dos Modelos de Probabilidade Linear. Assim, atribui-se à variável dependente  $y$  a probabilidade:

$$y = \begin{cases} 1, \text{ com probabilidade } p \\ 0, \text{ com probabilidade } (1-p) \end{cases} \quad (11)$$

Um modelo de regressão é formado ao parametrizar a probabilidade  $p$ , de modo que esta dependa de um vetor de regressores  $X$  - no presente caso,  $X$  são as variáveis macroeconômicas explicativas e *dummies* relativas aos presidentes do Banco Central.

Assim, após a estimação dos parâmetros atrelados aos fundamentos da economia ao longo dos meses, temos que o efeito marginal de movimentações em tais fundamentos é definido como a mudança na probabilidade condicional para  $y = 1$  dada uma variação incremental no valor das covariadas. Como esse modelo é não linear, os efeitos marginais variam conforme se modificam os valores de  $X_i$ .

Duas observações sobre a interpretação prática dos valores estimados se fazem necessárias. É bem verdade que o condutor de política monetária pode alterar o intervalo da meta, deslocando-o para cima, quando imaginar que a inflação daquele ano não se manterá em níveis baixos (como ocorreu em 2002, por exemplo). Todavia, além da raridade desse fato no histórico nacional, a mudança do intervalo da meta, quando ocorre com esse intuito, deve ser anunciada meses antes que se inicie o novo ano para o qual a meta será modificada, o que pode pressionar as expectativas públicas ainda mais acima do intervalo, caso os agentes entendam a atitude da autoridade monetária como perda de controle sobre o nível de preços. Nesse sentido, não se punirá, nesse estudo, o episódio que marca o primeiro ano da série analisada.

Um subterfúgio utilizado para acomodar as expectativas do público, dentro do intervalo da meta, é represar preços sob os quais o setor público detém controle total ou parcial, os denominados preços administrados. Nesse caso, a expectativa quanto à inflação para o ano pode ser reduzida, não em função do controle inflacionário dos preços gerais, mas em decorrência do congelamento dos preços administrados. Como o relatório Focus disponibiliza os pesos na cesta e as expectativas de inflação para ambos os preços (livres e controlados), como dito anteriormente, é possível extrair por decomposição a inflação esperada para os preços livres, sendo que tal decomposição será útil para que se teste os efeitos das variáveis macroeconômicas não apenas sobre os preços gerais, mas também com relação aos preços livres, que são de fato aqueles definidos pelo setor privado.

Assim, a aplicação dos modelos Probit trata da estimação da probabilidade, dados os fatores macroeconômicos, de a autoridade monetária ser capaz de manter a taxa de inflação dentro da meta estipulada, o que se entende como a credibilidade da ação do BCB. Como o instrumental busca medir a credibilidade levando em conta os fundamentos

macroeconômicos, estabelecendo uma relação estatística entre os últimos e o primeiro, algumas formas funcionais são testadas para o exercício proposto.

Para captar os fundamentos da política cambial no período, toma-se o logaritmo da taxa de câmbio nominal; a condição da política fiscal é representada por meio da razão entre dívida e PIB como mencionado. Ademais, também são utilizadas as duas séries existentes, de dívida bruta e dívida líquida, calculadas pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) conforme as metodologias vigentes até 2007 e a segunda conforme o método iniciado no ano seguinte.

Para captar o nível de atividade econômica, construíram-se duas medidas de hiato do produto, sendo a primeira em função do índice de atividade econômica do Banco Central, o IBC-Br, e a segunda, em função da produção industrial física mensal, medida pela PIM-PF. As séries também diferem quanto à extensão, sendo que o hiato construído a partir dos dados de produção industrial está disponível para todo o horizonte analisado, enquanto aquele advindo do IBC-Br acessível apenas para o intervalo entre 2003 e 2016.

A condução da política monetária é avaliada tomando a taxa básica de juros (Selic). Depois de inseridos os fundamentos, adicionam-se os presidentes da autoridade monetária para construir uma análise quanto à variação da credibilidade em decorrência do banqueiro central. Nesse sentido, o presidente do Banco Central do Brasil com maior número de semanas na condução do regime de metas, Henrique Meirelles, foi tomado como referencial e os coeficientes dos demais presidentes - a saber, Armínio Fraga (01/2002-12/2002), Alexandre Tombini (01/2011-03/2016) e Ilan Goldfajn (04/2016-12/2016) – devem ser analisados em comparação a este. Assim, um coeficiente negativo para todos os demais presidentes indica que, mesmo quando se controlam pelas variáveis macroeconômicas, os demais presidentes teriam menor credibilidade no cumprimento de suas metas quando em comparação com o mandato de Henrique Meirelles.

## 6.2 Distribuição Normal Truncada e Regressão Beta

Nesse caso, a variável  $y$ , segue uma distribuição  $NT(\mu, \sigma^2; a, b)$ , em que  $\mu$  indica a média das expectativas inflacionárias do mês,  $\sigma^2$ , sua variância no mesmo período, e “ $a$ ” e “ $b$ ”, as expectativas máxima e mínima registradas no período.

Dessa forma, são construídas distribuições de probabilidade truncadas nas expectativas mínimas e máximas de inflação disponíveis no Focus para cada mês. A massa de probabilidade entre o mínimo e o máximo da banda estipulada pelo Banco Central é, portanto, calculada, e tomada como o percentual dos respondentes que acreditavam, em dado mês, que a inflação ao fim do período se encontraria dentro do intervalo da meta. Algebricamente a função se torna:

$$f(y) = \begin{cases} \frac{\frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(y-\mu)^2}{2\sigma^2}}}{G(b)-G(a)}, & \text{se } a \leq x \leq b \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases} \quad (12)$$

Em que  $G(b)$  e  $G(a)$  representam a massa de probabilidade acumulada até o ponto “ $b$ ” e “ $a$ ”, respectivamente. A figura 6 explicita como esse procedimento é aplicado.

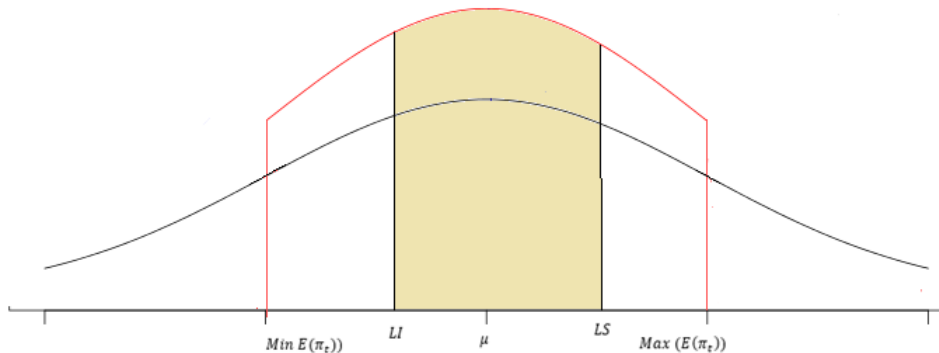


Figura 6 – Densidade de Probabilidade sobre os Limites da Banda Inflacionária

Assim como expresso na figura 6, a massa de probabilidade entre os limites inferior e superior (LI, LS) é a medida de credibilidade dada pela área em amarelo.

Como a função a ser regredida utiliza um valor de probabilidade como variável dependente, optou-se pela regressão Beta. Kieschnick e McCullough (2003) e Smithson e Verkuilen (2006) auxiliam a entender como um conjunto de covariadas se relaciona com



uma variável no intervalo  $(0, 1)$ , como neste caso. Primeiramente, a função de distribuição é dada por:

$$\pi(y|\mu, \sigma) = \frac{\Gamma\left(\frac{1-\sigma^2}{\sigma^2}\right)}{\Gamma\left(\mu\left(\frac{1-\sigma^2}{\sigma^2}\right)\right)\Gamma\left((1-\mu)\left(\frac{1-\sigma^2}{\sigma^2}\right)\right)} y^{\mu\left(\frac{1-\sigma^2}{\sigma^2}\right)-1} (1-y)^{(1-\mu)\left(\frac{1-\sigma^2}{\sigma^2}\right)-1}, \quad 0 < y < 1 \quad (13)$$

em que a média e a variância de  $y$  são dadas, respectivamente, por  $E(y) = \mu$  e  $var(y) = V(\mu)\sigma^2$ , em que  $0 < \mu < 1$  e  $0 < \sigma < 1$ ,  $\Gamma(\cdot)$  é a função gama e  $V(\mu) = \mu(1-\mu)$  denota a função de variância.

Uma ressalva neste ponto é condizente. Perceba que a função Beta é construída no intervalo  $(0, 1)$ , mas que as probabilidades extraídas da normal truncada estão no intervalo  $[0, 1]$ . Para que os valores não excedam o intervalo aberto da função Beta, recorreu-se a abordagem de Ospina e Ferrari (2012), no qual os valores limítrofes foram marginalmente reparados conforme a seguinte regra:  $(Y * (n - 1) + 0.5)/n$ , em que  $n$  tamanho da amostra.

Os resultados obtidos a partir da estimação dos modelos Probit e Beta são apresentados na próxima seção.

## 7 RESULTADOS

Nessa seção são discutidos os resultados das aplicações dos modelos Probit e Beta (esta última advinda da estimação que utiliza uma distribuição normal truncada) ao problema da estimação da credibilidade do Banco Central do Brasil.

Mais uma vez cumpre dizer que, no primeiro caso, construiu-se uma regressão atribuindo credibilidade quando as expectativas se encontravam dentro do intervalo estipulado pelo Banco Central do Brasil para a inflação daquele ano corrente, e ausência quando o contrário acontecia. Iniciando a partir do modelo Probit, a tabela 1 apresenta os resultados para o modelo utilizando o nível geral de preços.

BASE	Intercepto	Ln-Câmbio	DB/PIB07	DL/PIB07	SELIC	SELIC(-3)	SELIC(-6)	Hiato_PIM	AF	AT	IG
2002-2016	1.77*** (0.29)	-3.99 (-3.19)	-0.01 (0.08)	-	-0.40 (0.30)	-1.07*** (0.33)	-0.68** (0.28)	-0.14** (0.06)	-2.12*** (0.52)	-1.22*** (0.32)	-3.04*** (0.68)
2002-2016	1.74*** (0.29)	-4.43 (3.06)	-	-0.13 (0.12)	-0.44(0.29)	-1.05*** (0.33)	-0.72*** (0.26)	-0.14** (0.06)	-1.97*** (0.53)	-1.17*** (0.32)	-2.85*** (0.68)
BASE	Intercepto	Ln-Câmbio	DB/PIB07	DL/PIB07	SELIC	SELIC(-3)	SELIC(-6)	Hiato_IBCBR	AF	AT	IG
2003-2016	1.97*** (0.32)	-0.01 (3.63)	-0.04 (0.12)	-	0.18 (0.38)	-1.27*** (0.38)	-0.81*** (0.29)	0.01 (0.08)	NA	-1.46*** (0.35)	-2.99*** (0.67)
2003-2016	1.94*** (0.32)	-1.39 (3.50)	-	-0.19 (0.21)	0.18 (0.38)	-1.26*** (0.37)	-0.87*** (0.29)	0.01 (0.08)	NA	-1.40*** (0.35)	-2.79*** (0.69)
BASE	Intercepto	Ln-Câmbio	DB/PIB08	DL/PIB08	SELIC	SELIC(-3)	SELIC(-6)	Hiato_PIM	AF	AT	IG
2007-2016	1.90 (0.41)	0.29 (3.93)	-0.56* (0.29)	-	0.61 (0.64)	-1.25* (0.69)	-0.35 (0.55)	0.03 (0.07)	NA	-1.33*** (0.43)	-2.99*** (0.76)
2007-2016	1.73*** (0.38)	-4.13 (4.38)	-	-0.31 (0.30)	0.37 (0.61)	-1.11* (0.68)	-0.37 (0.53)	0.06 (0.07)	NA	-1.23*** (0.42)	-2.53*** (0.74)

Notas:

- 1) As variáveis Câmbio, Razão Dívida/PIB (bruta ou líquida, com base na metodologia até 2007 ou a partir de 2008) e Taxa Selic são diferenciadas pois apresentam raiz unitária
- 2) AF = Armínio Fraga (01/2002 - 12/2002), AT = Alexandre Tombini (01/2011 - 03/2016), IG = Ilan Goldfajn (04/2016-12/2016)
- 3) Extensão das séries temporais de dados: PIM (2002-2016), IBC-Br (2003-2016), DB/PIB07 e DL/PIB07 (2002-2016), DB/PIB08 e DL/PIB08 (2007-2016), Selic (2002-2016), taxa de câmbio nominal (2002-2016)

Fonte – Elaboração do autor.

Tabela 1 – Resultados para Preços Gerais

Conforme a utilização das variáveis disponíveis, três grupos de modelos foram estimados. O primeiro deles compreende o maior intervalo possível de dados (2002-2016) e indica que os juros contemporâneos não possuem significância estatística nas estimações de credibilidade da política monetária. Todavia, é possível perceber que os juros defasados possuem uma relação negativa com a credibilidade da política monetária. Isso sinaliza que, consideradas as condições macroeconômicas, autoridades monetárias, ao lançarem mão do mecanismo de juros, não afetam as percepções de maneira contemporânea, mas apenas com o passar dos meses. Esse é o canal de transmissão da política monetária, o qual sinaliza que o público ao perceber o efeito dos juros sobre os preços (em um período entre três e seis meses) compreende que a autoridade monetária se utilizou desse instrumento

por não conseguir trazer as expectativas para o intervalo da meta apenas com o anúncio desta, no início de cada ano, sendo necessário recorrer a uma política contracionista para sinalizar aos agentes sua intenção sobre os preços.

Ainda nesse exercício, nota-se que, à medida que aumenta o hiato do produto, a credibilidade da política monetária se reduz. Esse resultado ocorre em alguns dos modelos especificados e é verificado, dado que, quanto mais positivo o hiato (ou seja, uma economia operando acima do seu nível potencial), maiores as chances de aceleração da inflação, e mais difícil a convergência da inflação para a meta, sendo assim, menor a confiança que a autoridade monetária alcance a meta de inflação.

Finalmente, analisa-se as dummies dos presidentes do Banco Central. Em relação ao presidente Henrique Meirelles, todos os demais apresentam menor credibilidade. Todavia, a magnitude dos coeficientes também chama atenção. Neste caso, a credibilidade é menor com Ilan Goldfajn do que em comparação a Armínio Fraga ou Alexandre Tombini. Um comentário aqui é devido: excetuando Henrique Meirelles e Alexandre Tombini, os quais tiveram o período em que estiveram a frente do BCB incluídos integralmente na amostra, Armínio Fraga e Ilan Goldfajn tiveram seus mandatos aqui considerados apenas parcialmente, e apenas em seus meses mais difíceis no combate à inflação. Desse modo, considerar apenas o ano de 2002 como *proxy* dos anos nos quais Armínio Fraga estava à frente da autoridade monetária deve ser analisado levando em conta o efeito conjunto da eleição de Lula em 2002. De fato, neste ano a inflação medida pelo IPCA foi de 12,5%. Nesses termos, o coeficiente médio de “-2,05” atrelado a Armínio Fraga - que indica um efeito médio de redução de credibilidade da AM na ordem de 2,05% nas percepções públicas, tudo mais constante - deve ser analisado com ressalvas. É impossível dizer que se os três anos anteriores (1999-2001) fossem acrescentados na amostra o resultado teria se modificado, isto porque nesses anos não se coletavam as expectativas inflacionárias nos moldes atuais, reduzindo o campo de ação dos modelos propostos. Todavia, mesmo sem as percepções públicas, é verificado que no triênio anterior a 2002, a inflação ficou no intervalo da meta em dois anos, o que poderia levar a redução do coeficiente atrelado à Armínio Fraga.<sup>5</sup>

---

<sup>5</sup>Em 1999, o teto da meta era 10% e a inflação verificada no ano foi de 8,94%. No ano seguinte, o teto

Nesse mesmo escopo, visto o coeficiente do banqueiro central Ilan Goldfajn, é possível inferir que este é o que mais reduz a credibilidade da autoridade monetária (em termos médios de 2,9%, tudo mais constante), quando em comparação a Henrique Meirelles. Também nesse caso é feita uma ressalva. O ano de 2016 (cujo IPCA foi de 6,3%, um dos níveis mais elevados na última década) é o único deste presidente incluso na análise. Dessa forma, assim como Armínio Fraga, a percepção do período em que Ilan esteve à frente do Banco Central é tomada somente a partir de um ano de condução da política monetária, além de ser o seu primeiro, sendo assim necessária certa cautela na análise dos resultados. Além disso, em 2017, obteve-se a menor taxa de inflação já registrada em todos os anos do regime de metas (2,9%) com expectativas convergentes ao piso da meta em boa parte do ano.

Os demais modelos, que vão de 2003-2016 e 2007-2016, confirmam as conclusões gerais do modelo mais abrangente e foram estimados como forma alternativa, a fim de avaliar os resultados. Assim, excetuando alguns casos em que a razão fiscal do governo afeta a percepção de credibilidade da política monetária, em termos gerais, os respondentes do Focus não parecem levar em conta variáveis como câmbio e situação fiscal do governo, contemporaneamente, para construir suas percepções quanto as chances do banco central atingir o intervalo da meta de inflação ao final do ano.

Por sua vez, quando a análise é construída a partir da inflação dos preços livres (ou seja, apenas de preços dos bens para os quais não há controle total ou parcial do governo em reajustes), é possível verificar algumas diferenças. Os resultados são apresentados na tabela abaixo.

---

da meta era 8% e verificou-se inflação de 5,97%. Em 2001, a inflação de 7,67% extrapolou o teto da meta de 6%

BASE	Intercepto	Ln-Câmbio	DB/PIB07	DL/PIB07	SELIC	SELIC(-3)	SELIC(-6)	Hiato_PIM	AF	AT	IG
2004-2016	-1.29*** (0.23)	-6.93* (4.08)	-0.12 (0.12)	-	-0.27 (0.54)	-1.02* (0.61)	-0.58** (0.46)	-0.16** (0.06)	NA	-2.09*** (0.33)	-6.95 (34.65)
2004-2016	-1.19*** (0.23)	-11.51*** (4.25)	-	-0.61** (0.28)	-0.16 (0.56)	-1.09* (0.60)	-0.55*** (0.43)	-0.17** (0.07)	NA	-1.96*** (0.33)	-6.55*** (36.68)
BASE	Intercepto	Ln-Câmbio	DB/PIB07	DL/PIB07	SELIC	SELIC(-3)	SELIC(-6)	Hiato_IBCBr	AF	AT	IG
2004-2016	1.14*** (0.28)	-7.91** (4.02)	-0.07 (0.12)	-	-0.57 (0.52)	-0.97*** (0.59)	-0.63 (0.45)	-0.09 (0.08)	NA	-1.90*** (0.29)	-6.73 (22.67)
2004-2016	104*** (0.21)	-11.86*** (4.20)	-	-0.59** (0.29)	-0.41 (0.53)	-1.07* (0.58)	-0.63 (0.43)	-0.11 (0.08)	NA	-1.78*** (0.30)	-6.54 (33.69)
BASE	Intercepto	Ln-Câmbio	DB/PIB08	DL/PIB08	SELIC	SELIC(-3)	SELIC(-6)	Hiato_PIM	AF	AT	IG
2007-2016	1.29*** (0.35)	-9.28* (5.20)	0.58** (0.28)	-	-0.88 (0.64)	-1.69** (0.77)	-1.02* (0.61)	-0.09 (0.09)	NA	-2.30*** (0.47)	-7.43*** (33.76)
2007-2016	1.01*** (0.32)	-11.10* (5.70)	-	-0.58 (0.39)	0.45 (0.66)	-1.61** (0.73)	-0.91 (0.61)	-0.15* (0.09)	NA	-1.83*** (0.42)	-6.38*** (33.40)

Notas:

- 1) As variáveis Câmbio, Razão Dívida/PIB (bruta ou líquida, com base na metodologia até 2007 ou a partir de 2008) e Taxa Selic são diferenciadas pois apresentam raiz unitária
- 2) AF = Armínio Fraga (01/2002 - 12/2002), AT = Alexandre Tombini (01/2011 - 03/2016), IG = Ilan Goldfajn (04/2016-12/2016)
- 3) Extensão das séries temporais de dados: PIM (2002-2016), IBC-Br (2003-2016), DB/PIB07 e DL/PIB07 (2002-2016), DB/PIB08 e DL/PIB08 (2007-2016), Selic (2002-2016), taxa de câmbio nominal (2002-2016)

Fonte – Elaboração do autor.

Tabela 2 – Resultados para Preços Livres

A primeira observação a ser feita é que, em geral, o câmbio passa a afetar a credibilidade. Esse fato é justificado pelo fato de que preços livres são, em maior proporção se comparado aos administrados, referentes a bens comercializáveis e, portanto, fortemente afetados pela taxa de câmbio. Assim, uma depreciação cambial afeta o nível geral dos preços livres e reduz as chances da inflação convergir para a meta. A segunda é que a autoridade monetária, na figura de seu presidente, tem sua credibilidade reduzida quando observados por essa ótica (haja vista que as constantes atreladas a Armínio Fraga e Ilan Goldfajn continuam negativas, e aumentam de magnitude quando reestima-se o modelo apenas com base nos preços livres).

A não inclusão de Armínio Fraga, neste caso, dá-se devido a indisponibilidade dos dados, haja vista que, no Relatório Focus, o questionário com relação às expectativas de inflação para os preços livres só se inicia em 2004. Mesmo assim, algumas conclusões são relevantes, por exemplo, Henrique Meirelles continua sendo o presidente a possuir maior credibilidade, quando se controla pelos fundamentos macroeconômicos.

É perceptível que ambos os últimos presidentes lidaram com o comportamento dos preços administrados de maneira bastante distinta. Enquanto Alexandre Tombini comandou o Banco Central num período de represamento dos preços pelo setor público para reduzir o nível dos preços totais (sobretudo mediante ações do então Ministro da fazenda Guido Mantega), Ilan Goldfajn o experimentou em menor medida durante o

período de transição no ano de 2016, exatamente o ano inserido na análise. Todavia, como são comparados em relação a Henrique Meirelles – que historicamente pouco teve desse artifício em relação aos demais-, é possível observar que ambos são prejudicados quando a análise dos preços livres é levada em consideração.

Finalmente na segunda abordagem, em que se regrida o valor da massa de probabilidade em função dos fundamentos macroeconômicos temos um resultado semelhante ao observado na primeira metodologia. Os resultados são apresentados na tabela 3.

BASE	Intercepto	Ln-Câmbio	DB/PIB07	DL/PIB07	SELIC	SELIC(-3)	SELIC(-6)	Hiato_PIM	AF	AT	IG
2002-2016	1.23*** (0.14)	-2.69 (-2.53)	-0.03 (0.06)	-	-0.37* (0.19)	-0.30* (0.18)	-0.45*** (0.17)	-0.09** (0.04)	-1.43*** (0.43)	-0.69*** (0.21)	-3.04*** (0.68)
2002-2016	1.21*** (0.14)	-3.22 (2.48)	-	-0.11 (0.09)	-0.39** (0.19)	-0.31* (0.19)	-0.47*** (0.17)	-0.09** (0.04)	-1.32*** (0.44)	-0.67*** (0.21)	-2.41*** (0.50)
BASE	Intercepto	Ln-Câmbio	DB/PIB07	DL/PIB07	SELIC	SELIC(-3)	SELIC(-6)	Hiato_PIM	AF	AT	IG
2002-2016	1.23*** (0.14)	-2.69 (-2.53)	-0.03 (0.06)	-	-0.37* (0.19)	-0.30* (0.18)	-0.45*** (0.17)	0.09** (0.04)	-1.43*** (0.43)	-0.69*** (0.21)	-3.04*** (0.68)
2002-2016	1.21*** (0.14)	-3.22 (2.48)	-	-0.11 (0.09)	-0.39** (0.19)	-0.31* (0.19)	-0.47*** (0.17)	0.09** (0.04)	-1.32*** (0.44)	-0.67*** (0.21)	-2.41*** (0.50)
BASE	Intercepto	Ln-Câmbio	DB/PIB07	DL/PIB07	SELIC	SELIC(-3)	SELIC(-6)	Hiato_PIM	AF	AT	IG
2002-2016	1.23*** (0.14)	-2.69 (-2.53)	-0.03 (0.06)	-	-0.37* (0.19)	-0.30* (0.18)	-0.45*** (0.17)	-0.09** (0.04)	-1.43*** (0.43)	-0.69*** (0.21)	-3.04*** (0.68)
2002-2016	1.21*** (0.14)	-3.22 (2.48)	-	-0.11 (0.09)	-0.39** (0.19)	-0.31* (0.19)	-0.47*** (0.17)	0.09** (0.04)	-1.32*** (0.44)	-0.67*** (0.21)	-2.41*** (0.50)

Notas:

- 1) As variáveis Câmbio, Razão Dívida/PIB (Bruta ou Líquida, com base na metodologia até 2007 ou a partir de 2008) e Taxa Selic estão diferenciadas pois apresentaram raiz unitária.
- 2) AF = Armínio Fraga (01/2002-12/2002), AT= Alexandre Tombini (01/2011-03/2016), IG = Ilan Goldfajn (04/2016-12/2016)
- 3) Extensão temporal das séries de dados: PIM (2002-2016), IBCBR (2003-2016), DB/PIB07 (2002-2016), DL/PIB07 (2002-2016), DB/PIB08 (2007-2016), DL/PIB08 (2007-2016), Selic (2002-2016), câmbio nominal (2002-2016).

Fonte – Elaboração do autor.

Tabela 3 – Regressão Beta - Preços Gerais

Para este último exercício foi tomada a inflação dos preços gerais (ou seja, do índice cheio, sem divisão entre livres e administrados). Os períodos analisados e as formas funcionais verificadas são as mesmas. Os resultados são muito semelhantes, indicando robustez a deles.

As taxas de juros defasadas continuam a reduzir a credibilidade da política monetária. A ordem de redução de credibilidade dos presidentes do Banco Central se mantém a mesma, e suas diferenças em termos percentuais se mantiveram praticamente estáveis. Os comentários condizentes a esses também se mantêm.

As ressalvas feitas no caso Probit, aplicam-se novamente em relação à magnitude dos coeficientes de Armínio Fraga e Ilan Goldfajn. A interpretação do coeficiente de uma regressão beta é diferente do modelo probabilístico e deve ser mencionada aqui, uma vez

que seus parâmetros significativos indicam associação, mas não em termos probabilísticos.

Feitas as ressalvas e considerados os objetivos inicialmente propostos para a pesquisa, pode-se concluir que a credibilidade da política monetária é considerada pela população – resumizada no Focus – em função do ambiente macroeconômico. Ou seja, verifica-se no presente estudo que as condições macroeconômicas afetam de forma significativa o modo como a população associa as metas anunciadas pelo Banco Central à sua real exequibilidade. Essa análise é mais profunda em termos teóricos que a análise descritiva (que possuía uma regra *ex ante* e não estava relacionada, de maneira explícita, com o ambiente econômico).

A relevância do presidente do BCB também é verificada, embora sua análise deva ser feita com ressalvas, dada a pouca disponibilidade dos dados. Mesmo assim, é possível dizer, em termos estatísticos, que os agentes diferenciam os condutores da política monetária e como utilizam o controle de preços administrados, na tentativa de alcançar seus objetivos. Ainda nesse âmbito, algumas variáveis macroeconômicas têm impacto defasado como os juros, mas afetam as percepções sobre a real exequibilidade das metas anunciadas. Outras são percebidas contemporaneamente - como as oscilações no hiato do produto - e de forma similar são analisadas pelos agentes como empecilhos ou facilitadores na convergência para as metas anunciadas de acordo com sua magnitude e sinal.

Finalmente, constrói-se uma análise gráfica visando a comparação das estimativas para as duas medidas de credibilidade elaboradas nesse estudo, IC1 e IC2. Ambas são apresentadas na figura 8, após apresentadas graficamente as medidas já existentes na literatura (apresentadas na seção 3, e agora na figura 7). Os resultados consideram as expectativas quanto ao índice geral de preços ao consumidor amplo (composto de preços administrados e livres).

Como verificado, embora não apresentando trajetórias idênticas, é possível perceber que os cinco índices (CK, M, A, IC1 e IC2) apresentam movimentos semelhantes em boa parte dos anos. Nessa argumentação, contrações visíveis nos anos 2002, 2008, 2015-2016 são verificadas em todas as formulações. As causas desses resultados já foram explicadas anteriormente e são visíveis tanto quando utiliza-se formulações *ad hoc* (CK e M) quanto

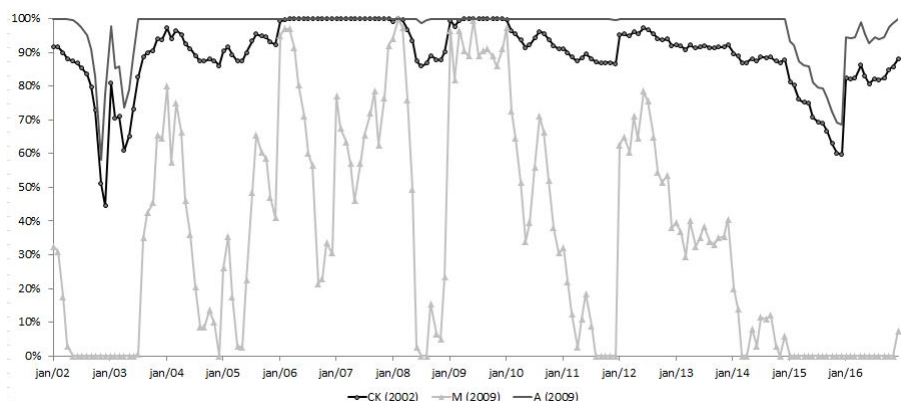


Figura 7 – Trajetória dos índices de credibilidade previamente existentes  
**Fonte:** Elaboração do autor

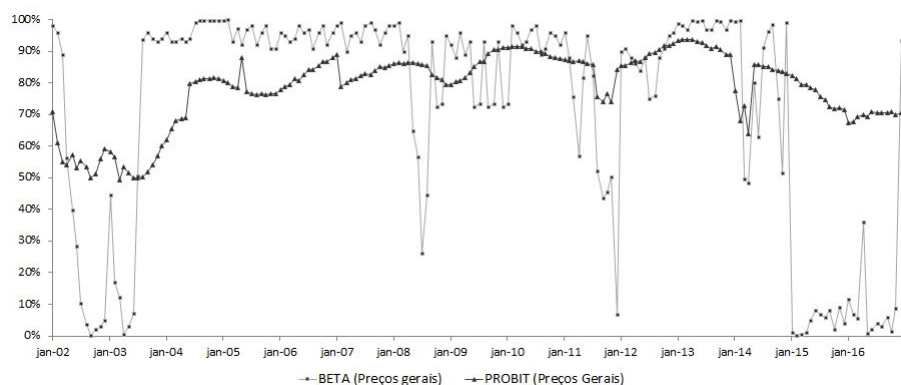


Figura 8 – Trajetória dos índices recém-criados  
**Fonte:** Elaboração do autor

nos casos em que controlamos pelas variáveis macroeconômicas (IC1 e IC2). Períodos de elevada credibilidade (como em 2006-2007) também são observados conjuntamente em todas as formulações.

Uma observação interessante, é que mesmo apresentando certas semelhanças, nota-se também que os índices propostos com esse estudo (IC1 e IC2) são menos frequente em valores extremos (credibilidade nula e/ou credibilidade total) que os anteriores (CK e M), indicando que o controle pelos fundamentos relativiza as percepções de períodos em que as expectativas estavam muito alinhadas ou em completo desalinho com o anúncio do Banco Central. Este efeito é ainda mais forte se considerado o IC1 (formulado pelo Probit).

Visando apresentar graficamente como as estimativas dos índices criados nesse estudo se comportaram em relação às expectativas dos preços administrados e do índice total de preços, apresenta-se na figura 8 o Índice de Credibilidade 1 conforme os valores



analisados nas tabelas 1 e 2 dessa seção.

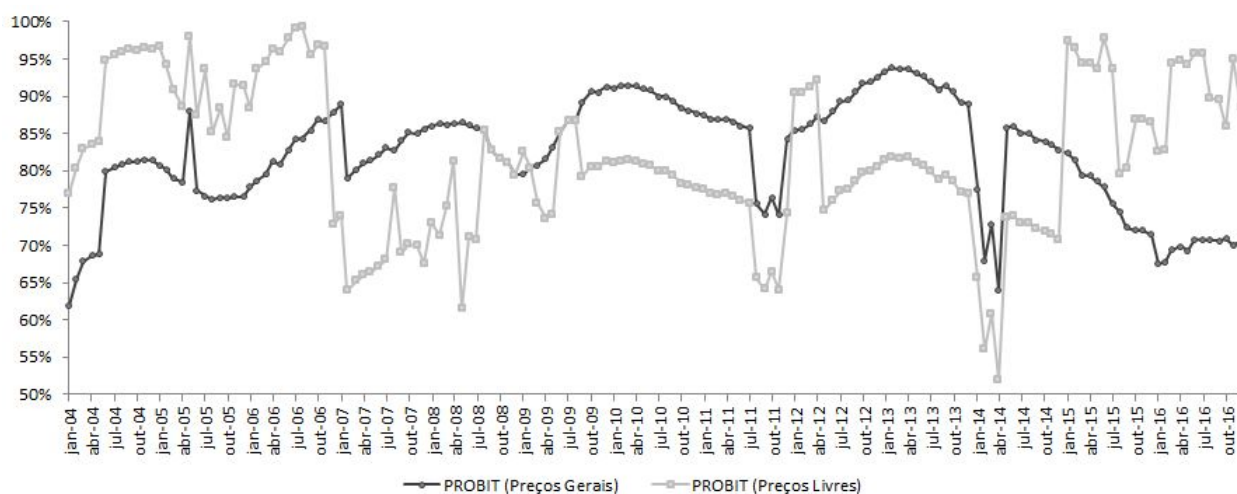


Figura 9 – Comparação entre índices de credibilidade - preços gerais e preços livres

Como observado, em períodos de elevado represamento de preços, isto é, nos quais as expectativas dos preços administrados é superior a dos preços gerais, a credibilidade da política a partir do índice cheio é menor que a formulada a partir das expectativas dos preços livres (sobretudo nos anos de 2004-2006 e 2015-2016). Em períodos que o oposto ocorria (expectativa de inflação sobre os preços livres se tornava maior que a dos preços gerais) a credibilidade referente ao índice composto somente dos preços livres era menor que a relativa ao índice cheio (especialmente 2007-2008, 2009-2011). Esse comportamento reitera a análise que mesmo se utilizando do controle dos preços administrados, o público formula expectativas diferenciadas sobre os índices cheio e somente com os preços livres e, dado o ambiente macroeconômico, distiguem as diferentes políticas em termos de credibilidade. Essa comprovação é útil no argumento que manipulações dessa natureza tem consequências sobre as percepções públicas, mesmo quando controladas pelas variáveis macroeconômicas.

## 8 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este estudo retomou a discussão das medidas de credibilidade num arcabouço da política monetária realizada no Brasil durante o regime de metas de inflação. Constatou-se que métodos alternativos aqui criados para medidas de credibilidade - que consideram as condições macroeconômicas e reduzem parte da arbitrariedade em sua composição - se aproximam e, feitas as devidas ressalvas históricas, apresentam aderência ao comportamento observado pelo público.

Estas medidas sugeridas ainda consideraram a diferença nas percepções públicas em relação aos distintos banqueiros centrais e conseguiram captar movimentos decorrentes da presença de cada uma dessas autoridades no comando do Banco Central do Brasil.

Contribuições também se deram na análise em termos de probabilidade para políticas monetárias em um contexto de represamento de preços quando em comparação com o índice cheio (composto de preços livres e administrados) e notou-se que o represamento para controle da inflação não é despercebido pelo público. Além de perceptível, tal conduta reduz a credibilidade depositada sobre a autoridade monetária à medida que aumenta o controle dos preços sobre os quais o governo tem tal capacidade. Os valores dos parâmetros também foram discutidos, e comentários quanto às suas magnitudes também foram necessários de forma a captar os fatores subjacentes aos períodos de análise.

Possíveis estudos vindouros abarcam a criação de intervalos de confiança para cada valor encontrado para os índices aqui produzidos. Outras contribuições contemplam a inclusão de demais variáveis (ou mesmo a remodelagem das já utilizadas nessa pesquisa). Não obstante, a inclusão dos dados das expectativas inflacionárias do último ano, já publicadas pelo Banco Central, também são aplicáveis sem perda de generalidade. Tais contribuições resultariam em análises dos períodos mais recentes da economia brasileira em termos das percepções públicas sobre a política monetária executada pelo Banco Central.

## APÊNDICE A – Testes de Raiz Unitária

	Dickey-Fuller Aumentado (ADF)		
	Sem intercepto e tendência	Com intercepto	Com intercepto e tendência
Log da Taxa de Câmbio	0.09 (0.71)	-1.07 (0.72)	-1.04 (0.93)
D(Log. da taxa de Câmbio)	-15.04*** (0.00)	-15.00*** (0.00)	-15.03*** (0.00)
Taxa Selic	-0.86 (0.33)	-2.45 (0.13)	-2.94 (0.15)
D( Log. da taxa Selic)	-5.01*** (0.00)	-5.00*** (0.00)	-5.00*** (0.00)
Razão Dívida/PIB (Bruta-07)	-0.25 (0.59)	-1.79 (0.38)	0.09 (0.99)
D( Razão Dívida/PIB (Bruta-07))	-5.05*** (0.00)	-4.44*** (0.00)	-5.04*** (0.00)
Razão Dívida/PIB (Líquida-07)	-0.35 (0.56)	-0.95 (0.76)	1.01 (0.99)
D( Razão Dívida/PIB (Líquida-07))	-5.17*** (0.00)	-4.39*** (0.00)	-4.99*** (0.00)
Razão Dívida/PIB (Bruta-08)	1.99 (0.98)	1.47 (0.99)	0.57 (0.99)
D( Razão Dívida/PIB (Bruta-08))	-4.73*** (0.00)	-4.48*** (0.00)	-4.69** (0.00)
Razão Dívida/PIB (Líquida-08)	0.30 (0.77)	-0.42 (0.90)	2.85 (0.99)
D( Razão Dívida/PIB (Líquida-08))	-5.24*** (0.00)	-4.86*** (0.00)	-5.22*** (0.00)
Hiato PIM	-3.90*** (0.00)	-3.88*** (0.00)	-3.87** (0.02)
Hiato IBC-Br	-4.56*** (0.00)	-4.55*** (0.00)	-4.54*** (0.00)

Tabela 4 – Teste de Ordem de Integração

## Referências

- BARRO, R. J.; GORDON, D. B. Rules, discretion and reputation in a model of monetary policy. *Journal of Monetary Economics*, v. 12, n. 1, p. 101–121, 1983.
- CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. *Microeconometrics: methods and applications*. [S.l.]: Cambridge university press, 2005.
- CASTRO, L. D. P. C. d. Regime de metas para inflação. 2012.
- CECCHETTI, S. G.; KRAUSE, S. *et al.* Central bank structure, policy efficiency, and macroeconomic performance: exploring empirical relationships. *Review-Federal Reserve Bank of Saint Louis*, v. 84, n. 4, p. 47–60, 2002.
- CUKIERMAN, A.; MELTZER, A. H. The credibility of monetary announcements. 1986.
- FRIEDMAN, M.; FRIEDMAN, M. *Dollars and deficits: inflation, monetary policy and the balance of payments*. [S.l.], 1968.
- GIAMBIAGI, F.; VILLELA, A. A. *Economia brasileira contemporânea*. [S.l.]: Elsevier Brasil, 2005.
- GUILLÉN, D.; GARCIA, M. Expectativas desagregadas, credibilidade do banco central e cadeias de markov. *Revista Brasileira de Economia*, v. 68, n. 2, p. 197–223, 2014.
- KIESCHNICK, R.; MCCULLOUGH, B. D. Regression analysis of variates observed on (0, 1): percentages, proportions and fractions. *Statistical Modelling*, v. 3, n. 3, p. 193–213, 2003.
- KYDLAND, F. E.; PRESCOTT, E. C. Rules rather than discretion: The inconsistency of optimal plans. *The Journal of Political Economy*, p. 473–491, 1977.
- LOCKWOOD, B.; MILLER, M.; ZHANG, L. Designing monetary policy when unemployment persists. *Economica*, v. 65, n. 259, p. 327–345, 1998.
- MENDONÇA, H. F. d.; SIQUEIRA GALVEAS, K. A. de. Transparency and inflation: What is the effect on the brazilian economy? *Economic Systems*, v. 37, n. 1, p. 69–80, 2013.
- MENDONÇA, H. F. d.; SOUZA, G. J. d. G. Inflation targeting credibility and reputation: the consequences for the interest rate. *Economic Modelling*, v. 26, n. 6, p. 1228–1238, 2009.
- MENDONÇA, H. F. de. A teoria da credibilidade da política monetária. *Revista de Economia Política*, v. 22, n. 3, p. 87, 2002.
- MISHKIN, F. S. *Inflation targeting in emerging market countries*. [S.l.], 2000.
- OSPINA, R.; FERRARI, S. L. P. A general class of zero-or-one inflated beta regression models. *Computational Statistics & Data Analysis*, v. 56, n. 6, p. 1609–1623, 2012.
- PELLEGRINI, J. A. *Autonomia do banco central*. [S.l.], 2004.

ROCHA, M.; CURADO, M. L. *Adoção do regime de metas de inflação e as funções de reação dos Bancos Centrais: uma análise com painel de variável instrumental*. [S.l.], 2008. Disponível em: <[http://www.economiaetecnologia.ufpr.br/XI\\_ANPEC-Sul/artigos\\_pdf/a3/ANPEC-Sul-A3-02-adocao\\_do\\_regime\\_de\\_meta.pdf](http://www.economiaetecnologia.ufpr.br/XI_ANPEC-Sul/artigos_pdf/a3/ANPEC-Sul-A3-02-adocao_do_regime_de_meta.pdf)>.

ROGOFF, K. The optimal degree of commitment to an intermediate monetary target. *The Quarterly Journal of Economics*, p. 1169–1189, 1985.

SMITHSON, M.; VERKUILEN, J. A better lemon squeezer? maximum-likelihood regression with beta-distributed dependent variables. *Psychological Methods*, v. 11, n. 1, p. 54, 2006.

SVENSSON, L. E. Inflation forecast targeting: Implementing and monitoring inflation targets. *European Economic Review*, v. 41, n. 6, p. 1111–1146, 1997.

TAYLOR, J. B. Discretion versus policy rules in practice. In: ELSEVIER. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*. [S.l.], 1993. v. 39, p. 195–214.

TELES, V. K.; NEMOTO, J. O regime de metas de inflação do brasil é crível? *Revista Brasileira de Economia*, v. 59, n. 3, p. 483–505, 2005.

WALSH, C. E. Central bank independence and the short-run output-inflation trade-off in the european community. In: *Monetary and fiscal policy in an integrated Europe*. [S.l.]: Springer, 1995. p. 12–37.

WALSH, C. E. Accountability, transparency, and inflation targeting. *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 35, n. 5, p. 829–849, 2003.