

ESCOLA DE NEGÓCIOS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA DO DESENVOLVIMENTO
MESTRADO EM ECONOMIA DO DESENVOLVIMENTO

THIERRY LUKAMA OMURHI

**POLÍTICA MONETÁRIA NO BRASIL: UMA ANÁLISE DA CREDIBILIDADE DO BANCO
CENTRAL BRASILEIRO DE 1999 A 2017**

Porto Alegre
2018

PÓS-GRADUAÇÃO - *STRICTO SENSU*



Pontifícia Universidade Católica
do Rio Grande do Sul

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO GRANDE DO SUL
ESCOLA DE NEGÓCIOS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM
ECONOMIA
MESTRADO EM ECONOMIA DO DESENVOLVIMENTO

THIERRY LUKAMA OMURHI

**POLÍTICA MONETÁRIA NO BRASIL: UMA ANÁLISE DA CREDIBILIDADE
DO BANCO CENTRAL BRASILEIRO DE 1999 A 2017**

PORTO ALEGRE

2018

THIERRY LUKAMA OMURHI

**POLÍTICA MONETÁRIA NO BRASIL: UMA ANÁLISE DA CREDIBILIDADE
DO BANCO CENTRAL BRASILEIRO DE 1999 A 2017**

Dissertação apresentada como requisito para
obtenção do grau de Mestre, pelo Programa
de Pós-Graduação em Economia de
Desenvolvimento da Pontifícia Universidade
Católica do Rio Grande do Sul.

Orientador: Prof. Dr. Augusto Mussi Alvim

PORTO ALEGRE

2018

Ficha Catalográfica

O57p Omurhi, Thierry Lukama

Política Monetária no Brasil : uma Análise da Credibilidade do Banco Central Brasileiro de 1999 a 2017 / Thierry Lukama Omurhi . – 2018.

102 p.

Dissertação (Mestrado) – Programa de Pós-Graduação em Economia do Desenvolvimento, PUCRS.

Orientador: Prof. Dr. Augusto Mussi Alvim.

1. Credibilidade. 2. Regime de Metas. 3. Índices de Credibilidade. 4. Canais de Transmissão. I. Alvim, Augusto Mussi. II. Título.

Elaborada pelo Sistema de Geração Automática de Ficha Catalográfica da PUCRS
com os dados fornecidos pelo(a) autor(a).

Bibliotecária responsável: Salete Maria Sartori CRB-10/1363

THIERRY LUKAMA OMURHI

**POLÍTICA MONETÁRIA NO BRASIL: UMA ANÁLISE DA CREDIBILIDADE
DO BANCO CENTRAL BRASILEIRO DE 1999 A 2017**

Dissertação apresentada como requisito para
obtenção do grau de Mestre, pelo Programa de
Pós-Graduação em Economia de
Desenvolvimento da Pontifícia Universidade
Católica do Rio Grande do Sul.

Orientador: Prof. Dr. Augusto Mussi Alvim

BANCA EXAMINADORA:

Aprovado em Porto Alegre, 26 de março de 2018.

Prof. Dr. Augusto Mussi Alvim – Orientador

Prof. Dr. Gustavo Inácio de Moraes – Examinador

Prof. Dr. Flavio Tosi Feijó – Examinador

AGRADECIMENTOS

Ao meu Deus por sempre me proteger e me abençoar com a sua sabedoria e amor. Obrigado por me ajudar a encarar todos os desafios e dificuldades encontrados e também iluminar meu caminho.

Ao meu orientador, professor Augusto Mussi Alvim, por aceitar me orientar. Obrigado pela paciência, confiança, dedicação e atenção; obrigado pelo acompanhamento ao longo desta dissertação.

A minha mãe, a inspiração e o porto seguro da minha vida, que sempre acreditou e confiou em mim, que me apoiou nos momentos mais difíceis, apesar da distância. Ao meu irmão Yann Lukama, que sempre acreditou e me apoio muito e, apesar da distância, continua apoiando as minhas decisões. A Gabriela Dos Santos e ao Valentin D. Lukama, que sempre me motivaram e acreditaram muito em mim. E finalmente, ao meu pai, espelho da minha vida.

RESUMO

O presente trabalho de dissertação tem como proposta investigar a credibilidade do Banco Central do Brasil (BCB) por meio de canais de transmissão utilizados na economia através das variáveis de políticas monetárias do BCB como PIB, Selic, câmbio, crédito ao consumidor e crédito privado. Para atingir esse objetivo, analisamos os índices de credibilidade com médias de $-0,776$ do IC_S , $0,2124$ do IC_{S^*} e $0,6635$ e IC_{NMB} . Foram efetuados os testes de Cointegração, Raiz Unitária e o de Causalidade de GRANGER para estimação dos modelos VAR de cada índice. Foi possível observar no teste de Raiz Unitária que existem três casos nos quais os índices usados são estacionários.

O teste de Causalidade Granger nos mostra, com *teste t* a 5% de significância (a partir de 1,96), que o índice de credibilidade IC_{SA} tem influência no crédito do consumidor (2,26) e no crédito privado (1,967), enquanto o índice IC_{SB} tem influência na taxa de câmbio (1,98) e o índice IC_{NMB} tem influência somente na taxa de câmbio (2,13). No entanto, o teste de cointegração de mesmo nível de significância revelou que as variáveis são associadas a quatro níveis de integração entre as sete variáveis possíveis.

No primeiro índice, ao analisar a função Impulso-Resposta, percebemos os efeitos/impactos relativamente positivos para a economia, pois alavanca o crédito e o câmbio, enquanto o juro da economia é revisto para baixo, ou seja, a política monetária do Banco Central consegue não só passar tranquilidade ao mercado, mas também controlar a inflação com uma atividade econômica sustentável no primeiro trimestre.

No segundo índice o efeito é negativo, pois três das cinco variáveis observadas apresentam resultados não adequados à economia. A atividade econômica parece estar numa recessão e com pouco, ou quase nada, acesso ao crédito para investimento e consumo.

E, finalmente, o terceiro índice de credibilidade permite dizer que, exceto a variável do PIB, esse índice apresenta melhores efeitos nas variáveis de transmissão de política monetária em relação aos dois índices, uma vez que seus efeitos têm um impacto no longo prazo.

Palavras-chave: Credibilidade. Regime de Metas. Índice de Credibilidade. Canais de Transmissão.

ABSTRACT

The purpose of this dissertation is to investigate the credibility of the Central Bank of Brazil (BCB) by means of transmission channels used in the economy, through the BCB monetary policy variables such as GDP, Selic, Exchange, consumer credit, credit private. To reach the goal, we analyzed the credibility indices with averages - 0.776; 0.2124; 0.6635 respectively of ICS, ICS * and ICNMB. The cointegration test, unit root and the Granger causality test were performed to estimate the VAR models of each index. It is possible to observe in the unit root test that there are 3 cases in which the indices used are stationary. The Granger Causality test presents, with a 5% significance test (from 1.96), that the ICSA credibility index has an influence on consumer credit (2.26) and on private credit (1,967), while that the ICSB index only has an influence on the exchange rate (1.98) and the ICNMB index has only an influence on the exchange rate (2,13) and the Cointegration test at the same level of significance revealed that the variables are integrated in 4 levels of integration among the 7 possible variables.

The analysis of the Impulse - Response function offers in the first index the relatively positive effects / impacts for the economy as it leverages credit and the exchange rate, while the interest rate of the economy is revised downwards. In other words, the monetary policy of the Central Bank is able not only to pass tranquility by market, but also to control inflation with a sustainable economic activity in the first quarter. In the second index, the effect is negative because three of the five variables observed present results that are not adequate for the economy. The economic activity seems to be receiving and with little or almost no access to credit for investment and consumption. And finally, the third index of credibility allows to say that it exceeds the variable of the GDP, this index presents better effects in the transmission variables of monetary policy in relation to the two index because its effects have an impact in the long term.

Keywords: Credibility. Regime of Goals. Credibility Index. Transmission Channels.

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

BCB – Banco Central do Brasil

BC – Banco Central

BCs – Bancos Centrais

CMN – Conselho Monetário Nacional

Copom – Comitê de Política Monetária

GDP – Gross Domestic Product

ICS – Índice de Credibilidade do Sicsú

IC_S – Índice de Credibilidade do Sicsú

IC_S* – Índice de Credibilidade do Sicsú modificado

IC_{NMB} – Índice de Credibilidade de Nahon e Meurer

ICSB – Índice de Credibilidade do Sicsú modificado

ICNMB – Índice de Credibilidade de Nahon e Meurer

IPCA – Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo

IPEA – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

MQO – Mínimos Quadrados Ordinários

PIB – Produto Interno Bruto

RMI – Regime de Metas de Inflação

Selic – Sistema Especial de Liquidação de Custódia

VAR – Vetor Auto-Regressão

ÍNDICE DE ILUSTRAÇÕES

GRÁFICO 1 - Análise da Média, Mediana, Moda e Desvio Padrão dos Índices de Credibilidade	40
GRÁFICO 2 - Variação DOS IC _{SA}	99
GRÁFICO 3 - Variação dos Índices de Credibilidade	99
GRÁFICO 4 - Variação IC _S e Inflação.....	100
GRÁFICO 5 - Variação IC _{NM(b)} e Inflação.....	100
GRÁFICO 6 - Série Histórica da Inflação, Meta e a Diferença entre os dois.....	101

ÍNDICE DE FIGURAS

FIGURA 1- Série Histórica da Meta de Inflação e dos Limites Superiores e Inferiores da Inflação do Banco Central do Brasil.	37
FIGURA 2 - Variação das variáveis de transmissão de política monetária após o choque do IC _{SA}	48
FIGURA 3 - Variação das variáveis de transmissão de política monetária após o choque do IC _{SB}	50
FIGURA 4 - Variação das variáveis de transmissão de política monetária após o choque do IC _{NMB}	52

ÍNDICE DE TABELAS

Tabela 1- Teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Phillips-Perron.	42
Tabela 2- Causalidade de Granger entre credibilidade e canais de transmissão.	45
Tabela 3: ADF a Nível – Índice de Credibilidade (IC _{SA})	61
Tabela 4: ADF 1ª Diferença - Índice de Credibilidade (IC _{SA})	62
Tabela 5: ADF a Nível - Índice de Credibilidade (IC _{SB})	63
Tabela 6: ADF 1ª Diferença - Índice de Credibilidade (IC _{SB})	64
Tabela 7: ADF Nível - Índice de Credibilidade (IC _{NMB}).....	65
Tabela 8: ADF 1ª Diferença - Índice de Credibilidade (IC _{NMB})	65

Tabela 9: ADF Nível - PIB	66
Tabela 10: ADF 1ª Diferença - PIB.....	67
Tabela 11: ADF Nível – Taxa de Câmbio.....	69
Tabela 12: ADF 1ª Diferença – Taxa de Câmbio.....	69
Tabela 13: ADF sem tendência – Taxa Selic	70
Tabela 14: ADF 1ª Dif sem tendência – Taxa Selic	71
Tabela 15: ADF Nível – Crédito Consumidor.....	72
Tabela 16: ADF 1ª Dif. sem tendência – Crédito Consumidor.....	73
Tabela 17: ADF Nível – Crédito do Setor Privado	74
Tabela 18: ADF 1ª Diferença – Crédito do Setor Privado	75
Tabela 19: PP Nível – Índice de Credibilidade (ICSA)	77
Tabela 20: PP 1ª Dif – Índice de Credibilidade (ICSA).....	78
Tabela 21: PP Nível – Índice de Credibilidade (ICSB).....	79
Tabela 22: PP Nível – Índice de Credibilidade (ICNMB).....	81
Tabela 23: PP 1ª Dif – Índice de Credibilidade (ICNMB).....	82
Tabela 24: PP Nível – PIB.....	83
Tabela 25: PP 1ª Diferença – PIB	84
Tabela 26: PP Nível – Taxa de Câmbio.....	85
Tabela 27: PP 1ª Diferença – Taxa de Câmbio	86
Tabela 28: PP Nível – Taxa Selic	87
Tabela 29: PP 1ª Diferença – Taxa Selic	88
Tabela 30: PP Nível – Crédito ao Consumidor.....	89
Tabela 31: PP 1ª Diferença – Crédito ao Consumidor.....	90
Tabela 32: PP 1ª Diferença – Crédito do Setor Privado.....	91
Tabela 33: Engle Granger – PIB.....	92
Tabela 34 - Engle Granger – Crédito ao Consumidor.....	92
Tabela 35: Engle Granger – Crédito ao Setor privado.....	92
Tabela 36: Causalidade Granger do Índice de Credibilidade (ICSA).....	93
Tabela 37: Causalidade Granger do Índice de Credibilidade (ICSB).....	94
Tabela 38: Causalidade Granger do Índice de Credibilidade (ICNMB).....	95
Tabela 39: Lag Criteria do VAR – Índice de Credibilidade (ICSA)	96
Tabela 40: Lag Criteria do VAR – Índice de Credibilidade (ICSB).....	97
Tabela 41: Lag Criteria do VAR – Índice de Credibilidade (ICNMB).....	98

ÍNDICE DE QUADROS

QUADRO 1- Mecanismos de Transmissão de Política Monetária	28
QUADRO 2 - Variáveis Utilizadas no VAR (1999 - 2017).....	33
QUADRO 3- Análise Estatística dos Índices de Credibilidade.....	39

Sumário

1 INTRODUÇÃO	12
2 REFERENCIAL TEÓRICO	14
2.1 HISTÓRIA DA CREDIBILIDADE NO MUNDO.....	14
2.2 IMPLEMENTAÇÃO DA CREDIBILIDADE NO CASO BRASILEIRO	18
2.3 CANAIS DE TRANSMISSÃO DE POLÍTICA MONETÁRIA.....	27
2.4 CONSIDERAÇÕES FINAIS DO CAPÍTULO.....	29
3 METODOLOGIA	30
3.1 ÍNDICES DE CREDIBILIDADE.....	30
3.2 MODELO DE AUTORREGRESSÃO VETORIAL (VAR).....	32
3.3 CONSIDERAÇÕES FINAIS DO CAPÍTULO.....	35
4 RESULTADOS	36
4.1 RESULTADOS DOS ÍNDICES DE CREDIBILIDADE.....	36
4.2 RESULTADOS ECONOMÉTRICOS	41
4.3 ESTIMAÇÕES DO VAR	43
4.3.1 ICSA	44
4.3.2 ICSB	44
4.3.3 ICNMB	44
4.4 TESTE DE COINTEGRAÇÃO.....	45
4.5 CONSIDERAÇÕES FINAIS DO CAPÍTULO.....	46
5 ANÁLISE DOS RESULTADOS	47
5.1 FUNÇÃO IMPULSO-RESPOSTA DO MODELO.....	47
5.1.1 ICSA	47
5.1.2 ICSB	49
5.1.3 ICNMB	51
5.2 CONSIDERAÇÕES FINAIS DO CAPÍTULO.....	53
REFERÊNCIAS	58
ANEXOS	61
8.1 TESTE RAIZ UNITÁRIA.....	61
8.2. TESTE DE DICKEY-FULLER AUMENTADO.....	61
8.2.1 ICSA	61
8.2.2 ICSB	63

8.2.3 ICNMB.....	65
8.2.4 PIB.....	66
8.2.5 TXCAMB.....	69
8.2.6 TXSELIC	70
8.2.7 CREDCONS	72
8.2.8 CREDPRIV	74
8.3 TESTE DE PHILLIPS-PERRON	76
8.3.1 ICSA.....	77
8.3.2 ICSB.....	79
8.3.3 ICNMB.....	81
8.3.4 PIB.....	83
8.3.5 TXCAMB.....	85
8.3.6 TXSELIC	87
8.3.7 CREDCONS	89
8.3.8 CREDPRIV	91
8.4 TESTE DE COINTEGRAÇÃO ENGLE GRANGER.....	92
8.5 TESTE DE CAUSALIDADE GRANGER.....	93
8.6 LAG CRITERIA.....	96
8.7 OUTROS GRÁFICOS	98

1 INTRODUÇÃO

Haverá credibilidade absoluta quando os agentes acreditarem que a inflação futura encontra-se dentro do intervalo de tolerância para a meta estabelecida (SVENSSON, 1993). Para falar da credibilidade do Banco Central do Brasil, todavia, é necessário explicar o histórico da credibilidade no mundo e como esse conceito se deu e evoluiu ao longo dos anos no Brasil. Conforme Curado e Dezordi (2004), o desenvolvimento recente das teorias macroeconômicas de novos-clássicos e monetaristas foram fundamentais para melhorar o regime de metas de inflação como uma alternativa na condução de política monetária, isto é, a credibilidade da política monetária e a reputação do BCB são variáveis macroeconômicas importantes na determinação das expectativas de inflação e na busca da estabilidade dos preços de uma economia. (TEJADA, NETO E LEAL, 2013).

A credibilidade do BCB é condição *sine qua non* para que o regime de metas de inflação seja bem-sucedido uma vez que o objetivo da autoridade monetária é que a inflação fique dentro de uma banda determinada e que as expectativas reflitam que isso ocorrerá (GUILLEN E GARCIA, 2014). Destaca-se a partir disso que, desde a introdução da estratégia de metas de inflação, segundo Mendonça (2004), vários países adotaram-na e, com isso, a aferição da credibilidade destes regimes monetários demonstra interesse com a finalidade de ter um índice de mensuração, pois uma credibilidade operacional do regime de metas de inflação é consequência da demonstração de competência do próprio BCB na condução da política monetária para atingir o objetivo anunciado.

O regime de metas de inflação, segundo Curado e Oreiro (2005), é um instrumento no qual as ações das políticas monetárias são guiadas de uma forma explícita para obter uma taxa de inflação ou nível de preços previamente determinado principalmente na fixação da taxa de juros básicos. Na teoria convencional do regime de metas de inflação é esclarecido que o dilema de um BC é encontrar um ponto de equilíbrio para conduzir a inflação para um nível ótimo pré-determinado e, desta forma, a política monetária de um regime de metas de inflação deve ser pensada como uma combinação de um objetivo *ex-ante* e uma estratégia de resposta *ex-post*, na qual o BCB pode responder aos choques relevantes antecipadamente aos possíveis ajustes de salários nominais e preços vindos do setor privado (GOMES E AIDAR, 2005).

De acordo com Arestis, de Paula e Ferrari-Filho (2009), a estabilidade de preços é focada através de três objetivos: credibilidade, assim a estrutura do regime de metas deve sinalizar a confiança aos agentes econômicos; flexibilidade, quando a estrutura operacional permite evitar choques não antecipados devido a uma ação de política monetária *ex-ante*; e legitimidade, em que os suportes públicos e parlamentares ajudam a operacionalização do regime de metas da inflação. Sabendo disso, o governo e/ou parlamento estabelecem a meta que deve ser perseguida pelo banco cuja política monetária passa a ter um único objetivo: alcançar a meta inflacionária fixada sem se preocupar com outras variáveis macroeconômicas. (SICSÚ, 2000).

Diante desse relato, as perguntas que se pretende responder através do presente projeto de pesquisa são:

1. Qual a credibilidade do BCB no regime de metas de inflação?
2. Qual é a relação entre credibilidade e variáveis macroeconômicas (taxa de juros, taxa de câmbio, crédito ao consumidor, PIB) relacionadas com as políticas monetárias do BCB no período analisado de 1999 a 2017?

O presente trabalho utiliza-se de três índices de credibilidade para responder a essas questões de pesquisa: (1) o ICS de Sicsú (2002), (2) o ICS* de Sicsú modificado de 2002 e o $IC^{NM(b)}$ de Nahon e Meurer (2005). Em seguida, após a manipulação dos índices, é estimado um modelo econométrico (VAR) para captar o impacto da credibilidade sobre as variáveis de transmissões das políticas monetárias do BCB e seus efeitos possíveis sobre essas variáveis macroeconômicas.

Assim, esse trabalho se divide em três partes: a primeira apresenta o referencial teórico para o entendimento da origem da credibilidade no mundo e a sua implementação no Brasil, partindo da adoção do regime de metas de inflação e um curto relato sobre os mecanismos de transmissão de política monetária na economia brasileira. Na segunda, após o breve desenvolvimento da metodologia, expor-se-á uma análise da mensuração explícita da escolha dos três índices de credibilidade usados no modelo econométrico (IC_S , IC_S^* e IC_{NMB}) seguido da sua estimação e o resultado dos diferentes testes econômicos efetuados e o impacto do modelo VAR de Impulso-Resposta dos nossos IC (IC_S , IC_S^* e IC_{NMB}) sobre as variáveis de transmissão de políticas monetárias. Por fim, na terceira parte, concluir-se-á o trabalho a partir dos resultados observados na estimação do modelo VAR no período determinado entre 1999 e 2017.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

Neste capítulo o trabalho enfatiza principalmente o histórico da credibilidade na literatura econômica e a sua importância na economia. Em seguida, é feito um resumo da implementação do índice da credibilidade no Brasil principalmente a partir do regime de metas e, para finalizar, revisam-se os canais de transmissão da política monetária conforme o relatório do Banco Central do Brasil.

2.1 HISTÓRIA DA CREDIBILIDADE NO MUNDO

Existe um debate na literatura econômica sobre a importância da credibilidade de um BC e sua influência na política monetária de um país. A análise sobre a credibilidade da política econômica mostrou-se um assunto importante do estudo desde as contribuições de Kydland e Prescott (1977) e de Barro e Gordon (1983). Segundo Blinder (1999), não existe uma definição precisa para credibilidade, mas ele assenta a credibilidade de um Banco Central da seguinte maneira: *A central bank is credible if people believe it will do what it says*¹. Por outro lado, Bordo e Siklos (2015) definem a credibilidade do banco central como um compromisso de seguir regras e metas políticas bem articuladas e transparentes.

A história da credibilidade do BCB está ligada à história dos regimes de políticas em que os BCs de muitos países avançados da Europa aderiram a uma regra entre 1880 e 1914. Essa regra permitia, temporalmente, a suspensão dos compromissos de manter a “pegada” oficial nos momentos de emergência como uma guerra ou uma crise financeira, assim, eles poderiam emitir papel-moeda para ajudar a financiar o déficit fiscal do governo. No final da emergência eles deveriam restaurar a convertibilidade na paridade oficial do padrão ouro pré-guerra (BORDO E SIKLOS, 2015). Essa política assegurava sua credibilidade e permitia usar sua senhoriação para financiar uma guerra futura (Bordo e Kydland, 1995 *apud* BORDO E SIKLOS, 2015).

Vale destacar que, segundo os autores Bordo e Siklos (2015), vários países (Grã-Bretanha, Alemanha, França) gozavam de certa credibilidade na paridade padrão ouro no período anterior a 1914. Após a primeira guerra mundial, no entanto, muitos

¹ Um banco central é crível se as pessoas acreditam que fará o que diz.

países tentaram restaurar esse sistema sem êxito, ou por falta de credibilidade devido à mudança de economia ou pela inflação maciça.

Apesar de todos esses esforços o sistema entrou em colapso durante a grande depressão fazendo com que os banqueiros centrais fossem responsabilizados e, em sequência, os BCs perderam sua independência e se tornaram apêndices virtuais das autoridades fiscais.

Nos anos 60 os bancos centrais, com exceção do Bundesbank e do SNB, começaram a seguir políticas keynesianas para manter o pleno emprego em detrimento de uma inflação mais alta. A subsequente Grande Inflação destruiu todos os vestígios de credibilidade e reputação de banqueiros centrais (Bordo e Orphanides, 2013).

A partir dos anos 80, segundo William Greider (1987, *apud* Dincer e Eichengreen, 2009), a política monetária do mundo tinha mudado e a palavra “transparência” passou a ser a “palavra da moda”. A pesquisa seminal sobre esse assunto foi baseada no modelo de Barro-Gordon (1983) em que se explica como os salários são estabelecidos com base na política monetária futura. Segundo os autores, se o BCB for transparente sobre a prioridade que ele atribuía a estabilidade de preços, então os setores de salários teriam motivos para antecipar as pressões inflacionárias².

Segundo Dincer e Eichengreen (2009), os BCs deveriam, supostamente, deixar claros seus objetivos, perspectivas, estratégias e até mesmo seus erros. A transparência sobre os objetivos, as perspectivas e as estratégias da política monetária seria necessária para uma comunicação efetiva com o mercado e mais imprescindivelmente a comunicação efetiva para que a política monetária tenha efeitos estabilizadores. As políticas baseadas na transparência tornar-se-iam mais fáceis para que os observadores antecipassem as ações do BCB e minimizariam as interrupções quando as políticas mudassem. Isso aumentaria a capacidade dos formuladores de política em gerenciar as expectativas. (DINCER E EICHENGREEN, 2009). Ao longo do tempo, os BCs, então, tornaram-se muito expressivos e aumentaram a sua capacidade de se comunicar com o público.

Segundo Alan S. Blinder et al. (2008), a partir dos anos 1990 a comunicação de um BC não só se revelou um fator importante para a política monetária, mas também teve uma revolução do pensamento. Os autores ilustram como a progressão de uma maior comunicação aconteceu, partindo de uma recusa dos banqueiros centrais a

²

Veja Barro-Gordon (1983)

Brunner em 1981 até as reivindicações de Woodford em 2001³. Os autores, segundo Michael Woodford (2001, pp. 307 e 312), afirmaram numa audiência com banqueiros centrais na conferência de Jackson Hole, da Reserva Federal, que:

A política monetária de sucesso não é tanto uma questão de controle efetivo das taxas de juros, taxas de inflação ou da evolução das expectativas do mercado [...], mas uma transferência para condução efetiva da política monetária.

Segundo os autores, portanto, a comunicação do BCB é definida como a provisão de informações de um BC para o público (referindo-se às questões como objetivos monetários, à estratégia de política monetária, às perspectivas econômicas e às futuras decisões políticas).

Em seu artigo, Bordo e Siklos (2015) reconhecem que os BCs ao longo dos anos adotaram vários objetivos, em parte por razões práticas (como preço de ouro, as variações cambiais, metas de inflação ou monetárias), mas também porque as alternativas aos desígnios de inflação são tipicamente subordinadas ao objetivo de controlar a taxa de mudança no nível de preços, interpretando, assim, a credibilidade em termos de desempenho da inflação e, deste modo, segundo eles, a credibilidade é uma variável de fluxo que muda à medida que a inflação observada se afasta de um objetivo de inflação variável no tempo, a qual não necessita ser explícita ou anunciada publicamente. Apesar disso, a credibilidade também é parcialmente determinada pela importância relativa que o BCB atribui aos objetivos econômicos reais e nominais, ou seja, a forma como ele manipula os instrumentos de política monetária determina como a credibilidade evolui ao longo do tempo.

Recentemente, com base nas expectativas, a credibilidade do BCB passou a limitar suas ações, uma vez que o público não acredita que a política atual seja compatível com a dependência de objetivos numéricos para avaliar o desempenho da política monetária. Em outras palavras, pode ser que as expectativas de inflação não sejam mais uma medida suficiente de credibilidade.

Vale destacar ainda, segundo Bordo e Siklos (2015) a partir do artigo de Taylor (1993), que muitas discussões sobre as regras da política monetária do BCB são oriundas da seguinte equação:

³ Woodford' s 2001 claims that the essence of monetary policy is the art of managing expectations *and that this was already received wisdom.*

$$i_t = \bar{\rho} + \bar{\pi} + \alpha_2 \tilde{\pi} + \alpha_3 \tilde{y} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

Onde;

i_t : é taxa de política do banco central;

$\bar{\rho}$: é taxa de juro real natural;

$\tilde{\pi}_t$: é um indicador da diferença de inflação;

\tilde{y}_t : é o hiato do produto.

A inflação pode ser a diferença entre a inflação realizada e a esperada ou prevista, ilustrada por certo desvio de um objetivo de inflação explícita. Na fórmula de Taylor, $\bar{\rho}$ é fixado em 2% como o objetivo de inflação, enquanto que α_2 , α_3 foram calibrados para serem iguais a 0,5%. Portanto, muitos BCs adotaram um objetivo de inflação de 2% para médio prazo em um horizonte de 2 a 3 anos.

Em vez de um objetivo numérico explícito, uma estimativa baseada no modelo do objetivo de inflação implícito do BCB pode ser usada para gerar $\tilde{\pi}$. Já os BCs, em geral, não esperam atingir o objetivo aguardado anualmente e, muito menos, as frequências trimestrais ou mensais (BORDO E SIKLOS, 2015).

Kozicki e Tinsley (2009) demonstraram explicitamente, segundo Bordo e Siklos (2015), que a formulação de Taylor (1) é consistente com várias estratégias políticas descritas, como as mudanças na credibilidade dos Bancos Centrais, uma vez que eles têm diferentes pontos de vista sobre vários aspectos das taxas naturais na regra de Taylor (inflação, produção e taxa de juros reais) e, assim, as diferentes atitudes tomadas frente aos choques de inflação e de produção. Além disso, mesmo que os BCs deixassem claro quais seriam os principais instrumentos de política a serem utilizados para controlar a inflação, poderiam recorrer ao uso de outros instrumentos à disposição, ou seja, identificar de forma clara os instrumentos de política realmente utilizados e torná-los transparentes.

Kahn (2012) argumenta que a regra de Taylor pode ser considerada como parte de um movimento mais amplo em que o objetivo é a credibilidade, transparência e independência, substituindo uma cultura de discrição e politicamente influenciada ocasionalmente.

Resumindo, a credibilidade tem sido mensurada de duas formas: indireta e direta. A primeira, mensuração indireta, é a credibilidade calculada por meio de seus impactos sobre alguma variável macroeconômica, em que se extrai uma *proxy* da credibilidade a partir da estimação de um modelo. A segunda, mensuração direta, é utilizada na diferença entre as expectativas de inflação e a meta anunciada pela autoridade econômica a fim de gerar um índice de credibilidade. Vale destacar que Faust e Svensson (2001) e Cukierman e Meltzer (1986) definem esse índice de credibilidade como o valor absoluto da diferença entre os planos dos formuladores de política monetária e as crenças do setor privado.

A partir dessas duas metodologias, Huh (1996) analisou o desempenho fora da amostra dos modelos ajustados para o Reino Unido. Schmidt-Hebbel e Werner (2002) ponderaram a credibilidade da política monetária implantada no Brasil, Chile e México nos regimes de metas. St-Amant e Tessier (1998) sopesaram o efeito da adoção do regime de metas na Austrália, Canadá e Finlândia. Johnson (1997) estudou a credibilidade e o sucesso da política monetária em 18 países entre 1984 e 1995 e utilizou as duas metodologias para demonstrar que em todos os países as metas de inflação foram críveis, menos no Reino Unido. Laxton e N'Diaye (2002) incorporaram uma medida de credibilidade na análise e estimação da curva de Phillips. (TEJADA, NETO E LEAL, 2013).

2.2 IMPLEMENTAÇÃO DA CREDIBILIDADE NO CASO BRASILEIRO

No início dos 1990 diversos países passaram a empregar o regime monetário dito “Regime de Metas de Inflação”, ou RMI, após a implementação do primeiro modelo das metas de inflação pela Nova Zelândia em março de 1990 (SOUZA E MENDONÇA, 2005). Segundo Garcia (2004), *apud* Souza e Mendonça (2005), três grupos de países adotaram o RMI por vários motivos: a Austrália, o Canadá, o México e a Nova Zelândia, que fazem parte do primeiro grupo, acolheram esse regime buscando melhorar o desempenho econômico através de política monetária crível. Já o segundo grupo, constituído por Chile e Israel, decidiu adotar o sistema de metas para inflação como âncora nominal, uma alternativa ao uso de bandas cambiais. E o terceiro grupo, formado por Brasil, Inglaterra e Suécia, optou por não adotar o mesmo sistema de metas

de inflação para tentar recuperar a credibilidade que, após os choques econômicos, levou ao abandono da âncora cambial.

Valendo-se, então, dos efeitos negativos das crises sobre a economia, o Brasil foi obrigado a abandonar o sistema de *Crawling Peg* em janeiro de 1999, pois o risco de perder o controle da inflação diante da forte desvalorização da moeda local fazia-se crescente e sem a possibilidade de usar a taxa de câmbio e outros agregados monetários como âncoras por causa do quadro macroeconômico. O Conselho Monetário Nacional (CMN) instaurou o regime de metas para inflação em junho de 1999 (SOUZA E MENDONÇA, 2005). Destaca-se, porém, que, segundo Curado e Oreiro (2005), em 1999 houve dois efeitos dos ataques especulativos, em que o primeiro mostrou claramente os limites de uma política de âncora cambial em um cenário do sistema financeiro internacional muito instável e, em segundo lugar, o BCB se viu incapacitado de continuar com a política de controle da inflação através da manutenção do controle da taxa de câmbio nominal.

O Brasil adotou o regime de metas de inflação, segundo Curado e Dezordi (2004), oficialmente no dia 22 de junho de 1999 pelo Decreto nº 3.088, de 21 de junho de 1999, e depois disso o encerramento do regime de taxa de câmbio fixo de minibandas cambiais com a finalidade de manter a estabilidade monetária conseguida pelo Plano Real desde junho de 1994. Esse último foi adotado devido, principalmente, aos efeitos negativos da crise asiática (1997) e da crise russa (1998). Essas duas crises induziram a uma substancial redução da entrada do fluxo de capitais devido ao quadro macroeconômico debilitado causado pela maior parte das dívidas públicas concentradas no curto prazo, déficit em transações correntes e economia caminhando para uma recessão (SOUZA E MENDONÇA, 2005). Esse regime de metas de inflação adotado para a política monetária brasileira foi baseado no modelo britânico de metas de inflação, em que o CMN (composto pelo Ministro da Fazenda, pelo Ministro do Planejamento e pelo presidente do Banco Central Brasileiro) estabelece as metas de inflação propostas pelo Ministro da Fazenda. Em seguida, coube ao Comitê de Política Monetária (Copom) do BCB (composto por quatro diretores do BCB) atingir a meta de inflação fixada através dos mecanismos das taxas de juros de curto prazo. (ARESTIS, DE PAULA E FERRARI-FILHO, 2009).

Assim, de acordo com Arestis, de Paula e Ferrari-Filho (2009), o Banco Central do Brasil (BCB) trabalha com uma equação baseada na regra de Taylor. Abaixo segue sua função de reação:

$$R_t = \alpha_1 p_{t-1} + (1 - \alpha_1) \left[\alpha_0 + \alpha_2 (E_t P_{t+j} - P_{t+j}^*) \right] + \alpha_3 Y_{t-1}^g + \alpha_4 \Delta e_{t-1}, \quad (2)$$

Onde:

R_t : representa a taxa Selic (Sistema Especial de Liquidação e Custódia), ou seja, as taxas de juros estabelecidas pelo Copom;

$E_t P_{t+j}$: é a expectativa da inflação;

P_{t+j}^* : é a meta de inflação;

Y^g : é o hiato do produto, igual à diferença entre as séries reais e as séries filtradas;

Δe_{t-1} : é a variação da taxa de câmbio nominal.

Para Gomes e Aidar (2005) outro ponto importante do sistema de RMI é a exigência de regras bem claras baseadas no instrumento da taxa de juros, pois a taxa de câmbio é flexível e, por último, as respostas às mudanças na inflação são o principal objetivo.

Segundo eles, partindo desse ponto de vista, o BCB utiliza a taxa básica de juros como instrumento de política monetária baseada na regra de Taylor (TAYLOR, 1993). Os ajustes das taxas de juros seriam de acordo com o desvio do produto de sua taxa potencial e com o desvio da inflação da sua meta. Em outras palavras, eleva-se a taxa de juros nominal a patamares superiores à inflação para se ter um acréscimo da taxa real de juros depois da elevação inflacionária. A regra de Taylor pode ser expressa da seguinte maneira (ROMER, 2001):

$$i_t - \pi_t = a + b\pi_t + c(\ln Y_t - \ln Y^t) \quad (3)$$

Sendo:

i_t : taxa nominal de juros;

Y_t : produto real;

π_t : Inflação.

Com base na equação quantitativa da moeda, Curado e Dezordi (2004) observam que existe uma relação com duas variáveis: taxa de juros em função do nível de preços (p) e do produto real (y) quando se isola a taxa de juros no lado esquerdo da equação.

Desta forma, baseado no modelo desenvolvido por Taylor, seria linear na taxa de juros com base nos logaritmos de preços e também do produto real. Assim, consideradas estacionárias, as duas variáveis levariam em conta o desvio do produto real da tendência estocástica, resultando na primeira diferença do log do nível de preços ou da taxa de inflação.

Partindo desses pressupostos, derivou-se a equação baseando-se em Taylor (1998, p.323):

$$i = p + gy + h(p - p^*) + r^* \quad (4)$$

Onde:

i : taxa de juros de curto prazo;

p : taxa de inflação (em porcentagem da mudança em P);

y : porcentagem do desvio do produto real (Y) da tendência estocástica;

p^* : meta da taxa de inflação;

r^* : taxa de juros reais de equilíbrio.

O efeito no tempo da ação da política monetária na economia é uma das discussões na literatura. A grande maioria dos economistas acredita na ineficiência da política monetária em afetar as variáveis reais no longo prazo. No entanto, no curto prazo, os efeitos da política monetária na busca da estabilidade de preços não devem ser negligenciados pela autoridade monetária. (MENDONÇA, DEZORDI E CURADO, 2005).

A determinação da taxa de juros estabelecida por uma regra simples proposta por Taylor leva em consideração quatro fatores básicos: (a) a inflação, (b) a taxa de juros real de equilíbrio, (c) a diferença entre a inflação observada e a meta e (d) o hiato

entre o produto efetivo e o potencial. Assim, de acordo com a proposta original de Taylor (1993), a taxa básica de juros deveria ser por meio da seguinte equação:

$$i_t = \pi_t + r^* + g(y_t) + h(\pi_t - \pi^*) \quad (5)$$

Onde:

i : taxa básica de juros nominais;

r^* : taxa real de juros de equilíbrio;

π : taxa média da inflação dos últimos quatro trimestres (deflator do PIB);

π^* : meta da taxa de inflação;

y : hiato do produto.

Além disso, o trabalho sobre a regra de Taylor sugerida por Bogdanski, Tombini e Werlang (2000) serviu como referência para análise do regime de metas para a inflação no Brasil, buscando, assim, a taxa de juros da seguinte maneira:

$$i_t = (1 - \lambda)i_{t-1} + \lambda(\alpha_1(\pi_t - \pi^*) + \alpha_2 y_t + \alpha_3) \quad (6)$$

Onde:

π_t : log da inflação;

π^* : log da meta de inflação;

y_t : hiato do produto;

i_t : log da taxa de juros.

Após uma análise teórica e empírica da literatura da implementação da credibilidade do BCB através do modelo de regime de metas adotado nos anos 90, podemos fazer uma ponte ilustrando a importância do anúncio prévio da inflação e de como os agentes econômicos perceberam a legitimidade dessas políticas monetárias do Banco Central. De acordo com Bernake e Mishkin (1997), o regime de metas para a

inflação deve ser interpretado como um instrumento de condução da política econômica que serviria para aumentar a transparência, a comunicação e a coerência da política monetária. Já Kydland e Prescott (1977) afirmam que quando o viés inflacionário encontra-se presente, a política monetária perde credibilidade e compromete a reputação da autoridade monetária, pois ela não cumpre o anunciado, afetando, assim, a estabilidade dos preços. Portanto, os agentes passam a acreditar em uma inflação maior no futuro em relação ao que fora anunciado.

Segundo Souza e Mendonça (2005), têm-se utilizado setes índices no estudo da credibilidade (IC_{CK} , IC_S , IC_M , IC_{AMM} , IC_{RM} , IC_{RP} , IC_{RMM}), no entanto, encontram-se três desses índices (IC_{CK} , IC_S , IC_M) presentes na literatura de Cecchetti e Krause (2002), Sicsú (2002) e de Mendonça (2003, 2004 e 2006), os quais se baseiam na ideia de Faust e Svensson (1998) de que a credibilidade *is defined as negatively related to the distance between the private sector's inflation expectations and the bank's announced inflation target*⁴. Portanto, qualquer desvio das expectativas em relação ao centro de metas é considerado como quebra de credibilidade. Em seguida, há o índice de credibilidade que leva em conta os desvios em relação aos intervalos admitidos na flutuação da inflação em relação à meta central e, além desses, há outros três índices de uma nova proposta de mensuração via reputação (IC_{CK} , IC_S e IC_M).

Existem ainda outros índices que tentam mensurar a credibilidade do Banco Central na literatura. Alguns são semelhantes entre si e tiveram suas origens em Cecchetti e Krause (2002). Com base nesse índice (IC_{CK}) de Cecchetti e Krause (2002), vários outros foram surgindo, tentando incorporar as especificidades do RMI brasileiro. O caso de Sicsú (2002) sugere um indicador que considere a existência do centro da meta e da meta máxima, por exemplo. Já Mendonça (2004) indica um apontador que é a normalização do índice de Sicsú (2002). No caso de Nahon e Meurer (2005), eles sugerem um índice diferente dos anteriores em que a variante nova da credibilidade é máxima quando a expectativa estiver abaixo do limite superior da meta do BCB (GUILLEN E GARCIA, 2014).

Portanto, segundo Souza e Mendonça (2005), Cecchetti e Krause (2002) propuseram um índice para mensurar a credibilidade (IC_{CK}) levando em consideração a diferença entre a inflação esperada e a meta proposta. Ele variaria de zero (sem

⁴ É definido como negativamente relacionado à distância entre as expectativas de inflação do setor privado e a meta de inflação anunciada pelo banco.

credibilidade) a um (credibilidade total). Se a inflação esperada $E(\pi_t)$ é menor ou igual à meta proposta (π_t), estabelece o extremo máximo da credibilidade. Supondo, então, que a inflação esperada seja igual ou maior a 20% ao ano. Assim:

$$IC_{CK} = \begin{cases} 1 & \text{Se } E(\pi_t) \leq \pi_t \\ 1 - \frac{1}{0,2 - \pi_t} [E(\pi_t) - \pi_t] & \text{Se } \pi_t < E(\pi_t) < 20\% \\ 0 & \text{Se } E(\pi_t) \geq 20\% \end{cases} \quad (7)$$

Quanto maior a expectativa de inflação, menor o índice. Mas, se a expectativa de inflação chega a 20%, a credibilidade fica limitada a zero. Assim, os valores extremos do índice são apenas para normalizar o resultado.

Sicsú (2002) propôs, em paralelo ao índice do Cecchetti e Krause (2002), um índice para medir a credibilidade feita por Cukierman e Meltzer (1986, 9. 1108) em que o IC_S varia entre $-\infty$ e 100. Em seguida, dividem-se os resultados por 100 para manter a coerência com outros índices. Assim:

$$IC_S = \left\{ \frac{\left[100 - \left(\frac{100}{\pi_{iMax} - \pi_t} |E(\pi) - \pi_t| \right) \right]}{100} \right\} \quad (8)$$

Esse índice é extremamente semelhante ao proposto por Cecchetti e Krause (2002), mas possui duas diferenças marcantes: (1) o índice não é normalizado, pode atingir valores negativos e valores maiores do que 100; (2) com esse índice a meta máxima é um limite de credibilidade, ou seja, a meta tem papel na taxa de inflação.

Devido à necessidade de eliminar os possíveis problemas de interpretação que podem surgir de um índice com tendência ao infinito, Mendonça (2003, 2004 2006) formulou uma versão de índice de credibilidade anterior (ISM). A partir destas modificações o índice passou a ter uma escala finita e que varia entre zero e um, portanto:

$$IC_M = \left\{ \begin{array}{ll} 1 & \text{se } E(\pi) = \pi_t \\ 1 - \frac{1}{\pi_t^* - \pi_t} [E(\pi) - \pi_t] & \text{se } \pi_{t,Min}^* < E(\pi) < \pi_{t,Max}^* \\ 0 & \text{se } E(\pi) \geq \pi_{t,Max}^* \text{ ou } E(\pi) \leq \pi_{t,Min}^* \end{array} \right\} \quad (9)$$

Nesse caso, a utilização dos limites propostos é bastante peculiar. Se a inflação for igual à meta há credibilidade total, mas se desviar para cima ou para baixo há perda de credibilidade.

Vale ressaltar que segundo Souza e Mendonça (2005), o IC_M revelou que a credibilidade é máxima quando a inflação esperada é igual à meta central, e diminui de forma linear quando se aproxima do limite superior ou inferior. E quando essa mesma inflação esperada ultrapassa ou iguala o limite superior ou inferior à credibilidade mostra-se nula, ou seja, $IC_M = 0$.

De acordo com Guillén e Garcia (2014), Cecchetti e Krause (2002) construíram um índice de credibilidade de forma que ele indicasse credibilidade total se a expectativa de inflação ($E(\pi)$) fosse menor do que a meta de inflação (π^t) definida como mediana das expectativas do *survey* do BCB. Se a expectativa estiver entre a meta e um valor máximo de 20%, então o índice será decrescente na expectativa de inflação.

$$IC^{CK} = \left\{ \begin{array}{ll} 1, \text{ se } (\pi) \leq \pi^t \\ 1 - \frac{1}{0,2 - \pi^t} [(E(\pi)) - \pi^t], \text{ se } \pi^t < E(\pi) < 20\% \\ 0, \text{ se } E(\pi) \geq 20\% \end{array} \right. \quad (10)$$

Nahon e Meurer (2005) sugeriram uma nova variante dos índices anteriores, em que a credibilidade é máxima quando a expectativa estiver no limite superior da meta do Banco Central:

$$IC^{NM_a} = \left\{ \begin{array}{ll} 1, \text{ se } (\pi) \leq \pi_{\max}^t \\ 1 - \frac{1}{\pi_{\max}^t - \pi^t} [E(\pi) - \pi_{\max}^t], \text{ se } \pi_{\max}^t < E(\pi) < 20\% \\ 0, \text{ se } E(\pi) \geq 20\% \end{array} \right. \quad (11)$$

Partindo desse índice, Nahon e Meurer (2005) sugeriram uma fórmula mais simples para avaliar se as expectativas estão próximas ou não da meta máxima:

$$IC^{NM}_b = \frac{\pi^i}{E(\pi)} \quad (12)$$

Apesar de este índice querer focar na simplicidade, ele não é normalizador (uma vez que vai até o infinito) quando a expectativa é próxima de zero (passando por um quando a expectativa é igual à meta máxima) e até zero quando a expectativa é altíssima.

Vale ressaltar, no entanto, que Tejada, Neto e Leal (2013) acreditam que os agentes esperam uma inflação que desvia bastante da meta devido a uma grande perda de credibilidade. Esse fenômeno não é captado pelos índices lineares citados anteriormente, pois a inflação esperada está mais afastada do centro, portanto, mais perto dos limites do intervalo.

Assim, Tejada, Neto e Leal (2013) propuseram um índice de credibilidade não linear capaz de captar essa perda de credibilidade dessa maneira:

$$IC_{TRL} = \begin{cases} 1 & \text{Se } E(\pi) = \pi^* \\ \left(\frac{\sqrt{[\pi^* - \pi_{Max}^*]^2} - \sqrt{[E(\pi) - \pi^*]^2}}{\pi_{Max}^* - \pi^*} \right) & \text{Se } \pi^* < E(\pi) < \pi_{Max}^* \\ \left(\frac{\sqrt{[\pi^* - \pi_{Min}^*]^2} - \sqrt{[E(\pi) - \pi^*]^2}}{\pi^* - \pi_{Min}^*} \right) & \text{Se } \pi_{Min}^* < E(\pi) < \pi^* \\ 0 & \text{Se } E(\pi) \geq \pi_{Max}^* \text{ ou } E(\pi) \leq \pi_{Min}^* \end{cases} \quad (13)$$

Apesar dos bons indicadores da credibilidade monetária, Tejada, Neto e Leal (2013) identificaram algumas desvantagens desses índices: (a) os propostos por Souza e Mendonça (2006) e Nahon e Meurer (2009) são contrários à forma como os BCs funcionam quando existem metas de inflação; (b) conforme Mendonça (2003), o índice de Sicsú (ICs) apresenta um limite superior em que 100 é a credibilidade perfeita, mas falta um limite inferior; e (c) a perda de credibilidade é a mesma tanto para pequenos desvios quanto para grandes desvios da meta central.

2.3 CANAIS DE TRANSMISSÃO DE POLÍTICA MONETÁRIA

Segundo o Banco Central do Brasil, no relatório de inflação de junho de 1999, para manter a estabilidade de preços ao longo dos últimos anos adotou-se algumas medidas de política monetária de caráter preventivo para antecipar quaisquer pressões inflacionárias futuras. A estratégia principal adotada para antecipar as pressões inflacionárias era o conhecimento do mecanismo de transmissão da política monetária, principalmente diante dos seus efeitos na economia. Barboza (2015) reforça que a conexão entre o instrumento e o objetivo da política monetária era feita pelos elos dos mecanismos de transmissão dessa política, no entanto, a compreensão desses elos está ainda longe de ser uma questão trivial.

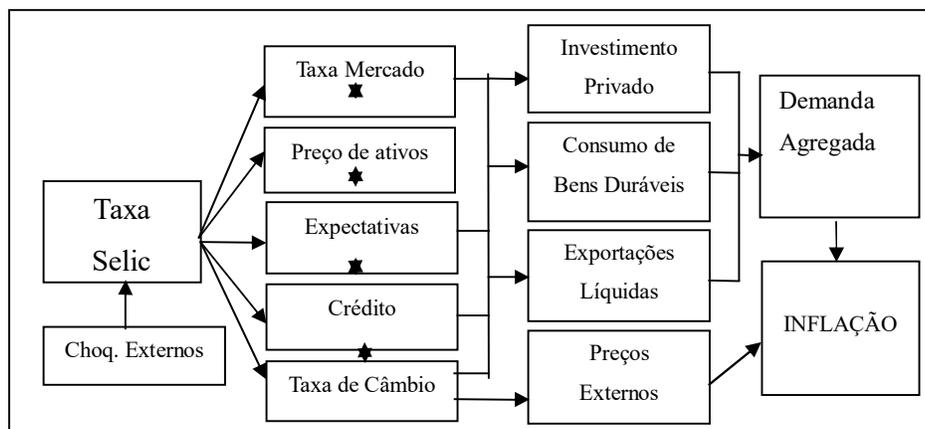
Taylor (1995, p.11), todavia, chegou a definir os mecanismos de transmissão de política monetária dessa maneira:

the monetary transmission mechanism is the process through which monetary policy decisions are transmitted into changes in real GDP and inflation⁵.

As variáveis econômicas que formam os principais canais de transmissão da política monetária são: taxa de juros, taxa de câmbio, preço dos ativos, crédito e expectativas. Essas variáveis são afetadas pelas políticas monetárias influenciando sobre os níveis de poupanças, investimento e gastos (que afetam a demanda agregada e esta, por sua vez, afeta a taxa de inflação).

⁵ O mecanismo de transmissão monetária é o processo que as decisões de política monetária são transmitidas em mudanças no PIB real e na inflação.

QUADRO 1- Mecanismos de Transmissão de Política Monetária



*Relatório de inflação do BCB 1999.

Apesar de todos os canais de transmissão citados acima serem importantes, o canal de transmissão por intermédio das taxas de juros é o canal mais conhecido da política monetária, sendo muito mais utilizado e destacado na literatura econômica.

A seguir, é feita uma breve apresentação dos diversos canais de transmissão de política monetária segundo o BCB, *ceteris paribus* e de uma forma teórica e simplificada:

- **Canal das taxas de juros:** no curto prazo, quando sobe a taxa de juro nominal, é sentido em toda a estrutura o termo da taxa de juros, ainda mais as taxas de prazo mais curto, em que ocorrem maiores efeitos. Como os preços são rígidos no curto prazo, o BCB também eleva as taxas de juros reais. Devido à subida da taxa real de juros, tem-se diminuição do investimento e, por sua vez, a queda do investimento reduz a demanda agregada.
- **Canal da taxa de câmbio:** é um canal utilizado mais para economia aberta. Ao contrário das outras economias, a economia brasileira é relativamente fechada. Na subida da taxa de juros o BCB valoriza a moeda doméstica. Essa valorização da taxa de câmbio cria os efeitos da política monetária de três maneiras distintas: (1) um efeito direto sobre o nível de preços das commodities, (2) indireto sobre os preços de bens produzidos internamente e (3) indiretamente sobre o nível de preços através da demanda agregada. Ou seja, com a valorização do câmbio os produtos importados ficam mais baratos, a demanda pelos bens domésticos diminui e a pressão sobe o nível de preços.

- **Canal das expectativas:** ao alterar a taxa de juros, a ação do Banco Central pode levar os agentes econômicos a alterarem suas expectativas quanto à evolução presente e futura da economia.
- **Canal de crédito:** é muito importante nos países industrializados, muitas vezes provenientes dos empréstimos bancários. Ao diminuir a taxa de juros e aumentar o volume de reservas na economia, o BCB permite que os bancos comerciais aumentem seus empréstimos principalmente para pequenas empresas que não têm acesso ao mercado de capital ou financeiro.
- **Canal dos preços dos ativos:** propicia, geralmente, uma queda das taxas de juros e eleva o preço das ações, pois estimula o crescimento da economia e o lucro das empresas. O efeito da riqueza ocorre porque o preço de ativos representa basicamente o valor presente esperado do fluxo de caixa que esses ativos devem proporcionar ao investidor.

2.4 CONSIDERAÇÕES FINAIS DO CAPÍTULO

Nesse capítulo foi analisada a evolução da credibilidade ao longo do tempo. Partindo da importância dos banqueiros centrais ligada com a história de regimes políticos, principalmente na emissão de papel-moeda para financiar as guerras, quando o trabalho de Kydland e Prescott (1977), que se revelou ser o pioneiro, mostra a importância da credibilidade da política monetária. Em seguida, analisamos a implementação do regime de metas de inflação no Brasil nos anos 1990, fundamentado no sistema britânico que, após alguns efeitos negativos sobre a economia devido aos choques, usa uma política monetária baseada na regra do Taylor, em que a taxa de juros é o instrumento principal da política monetária. Devido a esse regime, as possibilidades de não manter a meta são elevadas. Além disso, foi feita uma breve análise da literatura do mecanismo de transmissão de política revelando as variáveis econômicas que o constituem.

3 METODOLOGIA

Nesta seção são definidos e explicados alguns conceitos usados tanto nos cálculos do Índice de Credibilidade de Sicsú (2002) quanto na estimativa do VAR nos diferentes períodos de variações entre 1999 e 2017, por meio dos canais de transmissão de políticas monetárias do Banco Central Brasil (BCB). Além disso, são inseridos os três índices de credibilidade (IC_S , IC_S^* e IC_{NMB}) no Modelo de Autorregressão Vetorial (VAR) com o objetivo de determinar os efeitos e o impacto do índice de credibilidade sobre as outras variáveis econômicas.

Será conveniente, portanto, entender conceitos como: (1) Raiz Unitária, (2) Cointegração e (3) Causalidade de Granger.

3.1 ÍNDICES DE CREDIBILIDADE

Os índices de credibilidade escolhidos para entrar no nosso modelo do VAR são (1) o índice de credibilidade de Sicsú (2002), o índice de Sicsú modificado e (2) o índice de Nahon e Meurer (2005). O primeiro porque a economia brasileira tem uma inflação volátil. Nesse sentido, tanto o índice de Sicsú (2002) original quanto o modificado conseguem captar ao máximo todas as variações da inflação do período de 1999 até 2017. O segundo, índice de Nahon e Meurer (2005), também consegue captar as alterações das expectativas de inflação, variando do infinito até mais de um. Além disso, no quadro 2 são listadas e explicadas todas as variáveis utilizadas no modelo.

Assim, levando em consideração os desvios das metas de inflação e os desvios entre inflação esperada e meta de inflação, assumindo que a inflação meta é $E(\pi)$, os três índices utilizados no trabalho são os seguintes:

1. Índice de Sicsú (2002) Original:

A fórmula matemática desse índice, conforme ilustrada na literatura, apresenta-se desta maneira:

$$IC_S = \left\{ \frac{\left[100 - \left(\frac{100}{\pi_{tMax} - \pi_t} |E(\pi) - \pi_t| \right) \right]}{100} \right\} \quad (8)$$

Vale destacar que o índice não é normalizado, ele pode atingir valores negativos e valores maiores do que 100. Além disso, com esse índice a meta máxima é um limite de credibilidade, ou seja, a meta tem papel de taxa de inflação.

2. Índice de Sicsú (2002) modificado:

Devido a sua variação, entre $-\infty$ e 100, o modelo 8 de Sicsú foi alterado e passou a ser conhecido como IC_S^* modificado. Oriundo do modelo matemático do IC_S original, o índice de Sicsú modificado passa a variar diferentemente do original, no intervalo de zero a um. Inserindo algumas condições matemáticas para o índice variar entre zero e um. O modelo deste índice ficou assim:

$$IC_S^* = \begin{cases} 0 & se \quad E(\pi) > \pi_{tMax} \\ \frac{\left[100 - \left(\frac{100}{\pi_{tMax} - \pi_t} |E(\pi) - \pi_t| \right) \right]}{100} & se \quad \pi_{tMin} \leq E(\pi) \leq \pi_{tMax} \\ 0 & se \quad E(\pi) < \pi_{tMin} \end{cases} \quad (14)$$

Além desses índices, escolhemos outro que não tem muita semelhança com os anteriores por motivo de comparação e análise dentro do nosso modelo VAR, principal oriundo do modelo de índice de credibilidade do Cecchetti e Krause (2002). Partindo disso, escolhemos o índice de Nahon e Meurer (2005), o qual sugere uma formatação matemática mais simples para se avaliar a credibilidade, comparando com os dois primeiros.

3. Índice de Nahon e Meurer (2005):

$$IC^{NM_b} = \frac{\pi_{\max}^t}{E(\pi)} \quad (12)$$

Sabendo das formulações matemáticas e do intervalo de variação dos três índices escolhidos e listados acima, podemos, então, na seção a seguir, nos concentrar mais no esboço do modelo econométrico principal, proposto pelo trabalho, para atingir os objetivos fixados no início.

3.2 MODELO DE AUTORREGRESSÃO VETORIAL (VAR)

O modelo VAR foi iniciado por Sims (1980). Segundo ele, esta abordagem trata todas as variáveis simetricamente sem restrições entre as variáveis independentes e as dependentes. Além disso, permite descrever cada uma das variáveis endógenas no sistema como uma função dos valores defasados de todas as variáveis endógenas.

Assim, a expressão matemática do modelo VAR é:

$$Y_t = A_0 + A_1 Y_{t-1} + \dots + A_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (15)$$

Onde:

$Y_t = (Y_{1t}, \dots, Y_{kt})'$ é um vector de k variáveis endógenas,

A_0 é um vector de termos independentes,

A_1, \dots, A_p são matrizes de coeficientes e

$\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t}, \dots, \varepsilon_{kt})'$ é um vector de perturbações aleatórias. (SIMS 1980)

Para utilizar esse modelo VAR é necessária a aplicação do método dos mínimos quadrados (MQO) na estimação de cada equação do sistema para ter cálculos consistentes, mesmo com as perturbações contemporâneas de ε_t .

Partindo das definições do modelo VAR encontrado na literatura, pode-se montar, portanto, um modelo VAR para analisar as diversas variáveis macroeconômicas escolhidas. Essas diferentes variáveis econômicas podem ser resumidas como “os canais de transmissão de política monetária⁶” pré-definidas pelo Banco Central do Brasil (BCB). O objetivo é, a partir do modelo VAR, observar o impacto de cada índice de credibilidade nessas variáveis de transmissão de política monetária. Conforme Portugal e Ramos (2013), a comunicação do BCB serve para reduzir a assimetria de informação com os agentes privados, reduzindo, assim, o nível de incerteza e aumentando a previsibilidade da economia. Consequentemente, traz repercussões benéficas como atrair capital e investimento local. Em outras palavras, a comunicação pode ser um mecanismo que permite ganhos de credibilidade.

O relatório de inflação do BCB de junho de 1999 permite enumerar os principais canais de transmissão da política utilizados pelo próprio BCB como as variáveis que entram no nosso modelo do VAR: (1) taxa de juros, (2) taxa de câmbio, (3) preço dos ativos, (4) crédito ao consumidor, (5) crédito privado e (6) expectativas. Neste último, a expectativa de que o nosso trabalho seja captado pelos índices de credibilidade sugeridos anteriormente.

O quadro a seguir representa quais variáveis definem cada canal de transmissão usado no trabalho.

QUADRO 2 - Variáveis Utilizadas no VAR (1999 - 2017)

CANAIS	VARIÁVEIS	FONTE
Taxas de Juros	Taxa Selic	IPEA 2017
Taxas de Câmbio	Taxa de Câmbio Real	IPEA 2017
Preços dos Ativos	PIB Real	IPEA 2017
Crédito ao consumidor	Saldo de Crédito	IPEA 2017
Crédito Privado	Crédito Privado	IPEA 2017
IC _S	Índice de Credibilidade	Calculado
IC _S *	Índice de Credibilidade	Calculado
IC _{NM(b)}	Índice de Credibilidade	Calculado

*Fonte: Elaborado pelo aluno

⁶ Conforme definição e funcionamento explicados na seção 2.3 do trabalho.

Conforme o quadro anterior, todos os canais de transmissão de política monetária do BCB são representados por uma variável específica de acordo com a sua definição e representatividade na economia. Portanto, neste trabalho, (1) as taxas de juros são representadas pelas séries temporais da taxa Selic, pois ela é a taxa média ajustada dos financiamentos diários no Sistema Especial de Liquidação e de Custódia (Selic) para títulos federais segundo o art. 1º da circular nº 2900, de 24 de junho de 1999. Ou seja, é a taxa que regulamenta toda a economia e o sistema financeiro. (2) O Conselho Monetário Nacional (CMN) e o Banco Central do Brasil (BCB) regulamentam o mercado de câmbio, em que são realizadas as operações cambiais. (3) No caso dos preços dos ativos, achamos melhor usar o Produto Interno Bruto (PIB) Real, pois o Índice de Preços ao Consumidor Ampliado (IPCA) já contém a influência dos juros nas suas séries temporais. Então, já que usamos a taxa Selic em nosso modelo, se usássemos o IPCA teríamos a influência dos juros duas vezes. (4) Crédito ao consumidor, neste caso leva-se em conta o volume de crédito em Reais (R\$) que os bancos ofereceram ao consumidor. (5) Quanto ao crédito privado, neste caso, levamos em conta somente o crédito liberado exclusivamente para o setor privado. (6) E os Índices de Credibilidade (IC_s , IC^*_s , IC_{NMB}) são as variáveis que captam as expectativas do modelo em relação à política monetária. Eles são calculados a partir de séries temporais do banco de dados do IPEA.

Partindo, então, das variáveis dos canais de transmissão da política monetária das autoridades listadas acima, podemos esboçar um modelo derivado do VAR:

$$Logic_t = \beta_1 + \beta_2 pib_t + \beta_3 txselic_t + \beta_4 txcamb_t + \beta_5 credcons_t + \beta_6 credpriv_t + \beta_7 IC_t^s + \varepsilon_t \quad (16)$$

Onde:

$Logi_t$: Logaritmo da taxa de juros;

$L\pi_t$: Logaritmo da taxa de câmbio;

Lp_t : Logaritmo do preço dos ativos;

Lc_t : Logaritmo de crédito;

IC_t^s : Logaritmo das Expectativas (representado pelo índice de credibilidade de Sicsú);

ε_t : Termo de erro.

Vale destacar que são elaborados três modelos do VAR para o trabalho. Cada modelo estima as variáveis de transmissão de política monetária, conforme explicado, mas também um índice de credibilidade entre os três listados anteriormente.

3.3 CONSIDERAÇÕES FINAIS DO CAPÍTULO

Analisamos, neste capítulo, a metodologia do trabalho o qual detalhamos a importância de entender os conceitos da Raiz Unitária, Cointegração e da Causalidade Granger. Em seguida, é feito um breve resumo dos índices e do VAR. Assim, listamos e elaboramos os três índices que serão utilizados nos modelos até chegar à elaboração do modelo VAR. Antes disso, no entanto, enumeraremos e explicaremos a escolha de todas as variáveis, os índices utilizados no modelo partindo da taxa Selic, da taxa de câmbio, do PIB, do crédito ao consumidor, do crédito privado e dos índices de credibilidade (IC_s , IC^*_s , IC_{NMb}). Destacamos que são elaborados três modelos do Var para cada índice.

4 RESULTADOS

O capítulo quatro refere-se especificamente aos resultados. É feita uma análise descritiva e estatística dos índices de credibilidade, explicando a escolha dos três índices. Além disso, efetua-se uma análise econométrica com alguns testes: Cointegração, Raiz Unitária e Teste de Causalidade Granger.

4.1 RESULTADOS DOS ÍNDICES DE CREDIBILIDADE

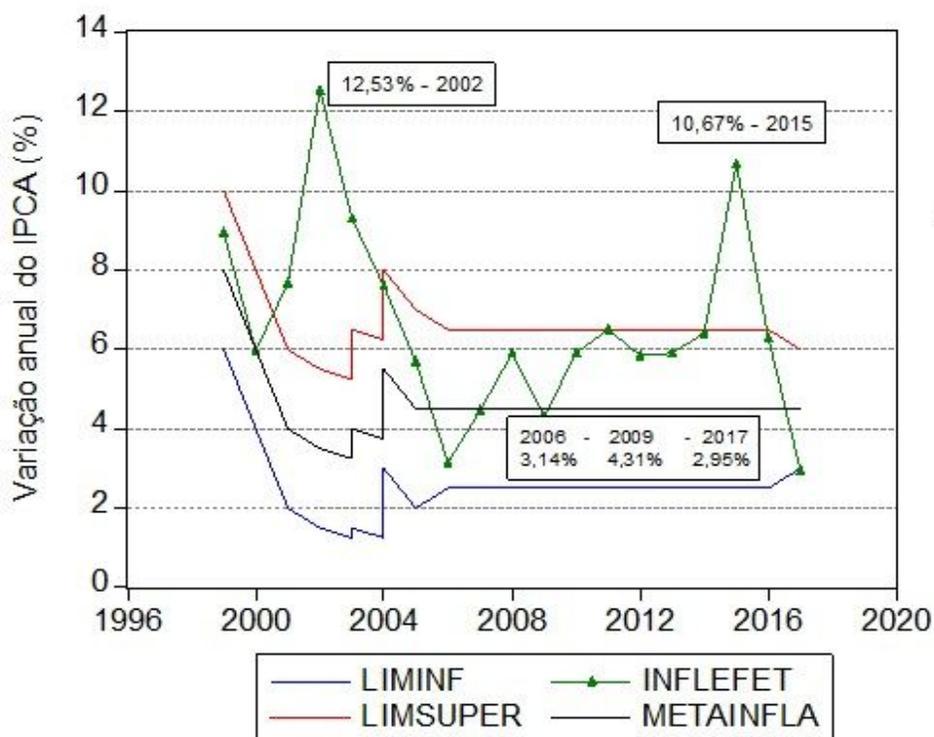
A análise do impacto da credibilidade sobre as variáveis de transmissão de política monetária do BCB utiliza os dados da inflação mensal do Índice de Preços ao Consumidor Amplo do banco de dados de IPEA e os dados da meta de inflação do BCB definidos pelo CMN⁷. Através da variação dessa inflação, observada durante o período de 1999 a 2017, são aplicadas as manipulações e modelagens dos índices de credibilidade antes de inserir no nosso modelo.

A inflação mensal, a taxa Selic e a meta de inflação são variáveis que se comportam, relativamente, de modo diferente. As variações dos juros e da meta de inflação decorrem, principalmente, das resoluções de reuniões do Copom⁸ conforme a figura a seguir:

⁷ Conselho Monetário Nacional é o órgão superior do Sistema Financeiro Nacional e tem a responsabilidade de formular a política da moeda e do crédito, objetivando a estabilidade da moeda e o desenvolvimento econômico e social do País.

⁸ O Comitê de Política Monetária (Copom) foi instituído em 20 de junho de 1996, com o objetivo de estabelecer as diretrizes da política monetária e de definir a taxa de juros.

FIGURA 1- Série Histórica da Meta de Inflação e dos Limites Superiores e Inferiores da Inflação do Banco Central do Brasil.



*Fonte: elaborado no eviews a partir dos dados do BCB 1999 a 2017

A figura acima revela que, ao longo do período observado, a inflação percebida ficou abaixo do limite superior, exceto em duas oportunidades: a primeira, no período entre 2001 e 2004, em que, segundo Tejada, Neto e Leal (2013), o anúncio do racionamento da energia elétrica e concomitantemente com a crise argentina e a queda da atividade econômica devido ao ataque do dia 11 de setembro nos Estados Unidos formaram um conjunto de eventos que conduziram a uma queda de credibilidade nesse período; e a segunda vez, no período de 2014 a 2016, em que, segundo os mesmos autores, a crise financeira mundial de 2008 revelou algumas pequenas quedas de credibilidade ao longo de 2009 e 2010, mas o Brasil somente “sentiu” a crise a partir de 2012 com uma inflação alta e com a atividade econômica lenta no país. Esses dois eventos causaram uma recessão forte da economia no país.

Além disso, pode-se observar na mesma figura 1 que poucas vezes a inflação do país operou abaixo da meta fixada pelo Banco Central do Brasil, exceto em alguns

momentos como em 2005, 2006, 2009 e a partir de 2017 por causa da recessão da economia.

Observa-se também, no gráfico 6 (encontra-se no anexo 8.7) que, apesar da volatilidade da inflação durante o período, a diferença entre a meta e a inflação não é enorme. Essa proximidade da inflação com a meta, em grande parte, faz com que não haja uma grande disparidade dos valores da diferença.

Antes de calcular os valores dos três índices de credibilidade (IC) para nosso modelo, são feitas análises de algumas estatísticas descritivas de todos os índices de credibilidade listados anteriormente no nosso trabalho, o IC_S (Sicsú) original e o modificado, e o IC_{NM(b)} (Nahon e Meurer).

Vale salientar que, apesar de calcularmos os valores de todos os índices listados na revisão da literatura, nosso foco limita-se, especificamente, aos três índices de credibilidade (IC) que serão analisados e aplicados no modelo estudado. A escolha desses três ICs deve-se à necessidade de captar todas as variações da inflação no Brasil durante o período observado, como fora explicado na metodologia. Os índices ficaram desta forma:

1. O IC_S varia entre $-\infty$ e 100, como ilustrado na literatura, e ele não tem as condições requisitadas para cálculo do seu próprio IC, portanto, como durante o período de 1999 a 2017 a inflação efetiva (observada) variou de negativo até 40%, esse índice é adequado para captar todas as variações da inflação.
2. Em seguida tem-se o *IC_S* modificado*⁹, oriundo do modelo matemático do IC_S original, com intuito de conseguir um índice de Sicsú (que varia no intervalo de 0 e 1) assim que se instaurar algumas condições matemáticas. Em consequência, apesar de captar todas as variações da inflação, esse índice varia entre 0 e 1.
3. Por fim, tem-se o IC_{NM(b)}. A escolha deste índice ocorreu devido a sua nomenclatura matemática. Todos os outros índices são derivados do modelo de Cecchetti e Krause (2002) e, como se precisa de índices que possam dar um meio de comparação ao índice IC_S, achou-se oportuna a escolha deste. Salienta-se que, devido a sua fórmula, esse índice pode ter valores negativos e positivos além de valores grandes. Com a necessidade de limitar a variação desse índice

⁹ *IC_S* modificado*: se $E(\pi) = \pi_t$ é igual 1, se $\pi_{\min} < E(\pi) < \pi_{\max}$ é calcula-se a fórmula e se $\pi_{\min} \geq E(\pi)$ ou $\pi_{\max} \leq E(\pi)$ é igual a zero.

ente 0 e 1, foram instauradas também algumas condições básicas de matemáticas¹⁰.

Chegamos a essas médias analisando os dados de inflação mensal do IPEA desde o mês de janeiro de 1999 até dezembro de 2017 e usando condições e fórmulas matemáticas no Excel.

QUADRO 3- Análise Estatística dos Índices de Credibilidade

DESC.	IC _S	IC _S [*]	IC ^{NM} (b)
Média	-0,776	0,2124	0,6635
Mediana	-0,150	0,0000	0,0000
Moda	0,4550	0,0000	0,0000
Desvio P.	2,1768	0,3069	0,8200
Obs.	228	228	228

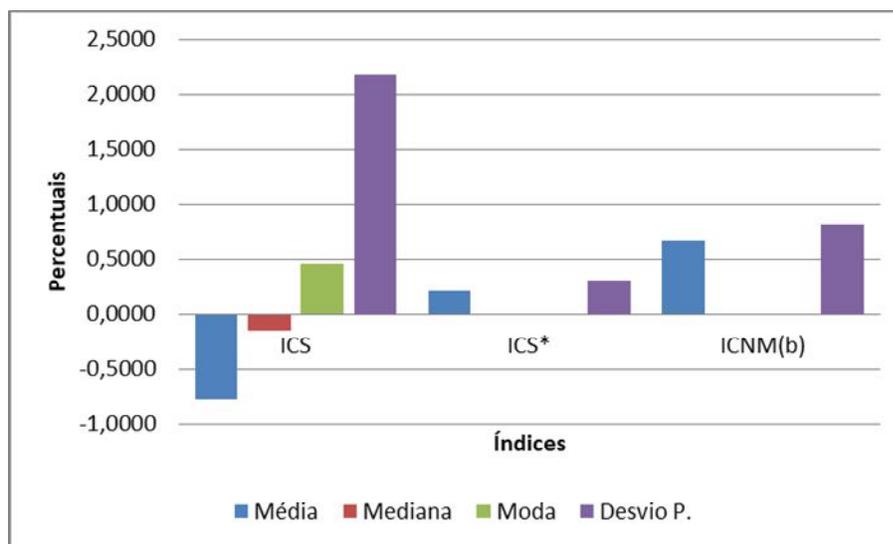
*Resultado de Pesquisa econômica dos dados do IPEA de 1999 a 2017

Pode-se observar no quadro 3 que a média dos índices analisados varia entre 0 e 1, exceto o IC_S original de Sicsú que apresenta uma média negativa (-0,7759), ao contrário dos outros, pois esse índice varia entre $-\infty$ e 100. Percebe-se também que entre os IC que variam no intervalo de 0 e 1, o ICNM(b) tem a média mais alta (0,6635). Vale destacar também que o desvio padrão do IC_S tem, de longe, o maior valor de todos (2,1768).

Com base nessas informações, foi elaborado o gráfico a seguir o qual esboça o comportamento dos índices durante o período:

¹⁰ Se $E(\pi) = \pi_{\max}$ é igual 1, se $\pi_{\min} < E(\pi) \leq \pi_{\max}$ é calcula-se a fórmula e se $\pi_{\min} \geq E(\pi)$ ou $\pi_{\max} \leq E(\pi)$ é igual a zero.

GRÁFICO 1 - Análise da Média, Mediana, Moda e Desvio Padrão dos Índices de Credibilidade



*Resultado da Pesquisa econômica dos dados do IPEA de 1999 a 2017.

Observa-se que, exceto o IC_S (-0,776), todos os índices variam na média entre 0 e 1. A partir do IC_S^* , a mediana e a moda se comportam da mesma forma para $IC_{NM(b)}$, no entanto, no IC_S a moda (0,4550) e a mediana (0,1500) têm valores completamente diferentes dos outros.

Além da análise descritiva dos índices de credibilidade, é efetuado um exame das variações médias anuais desses índices no período de 1999 a 2017 em que são comparados entre si. Em seguida, cada índice é observado junto com a inflação¹¹. Verificou-se que os índices de credibilidade $IC_{NM(b)}$ e IC_S^* variam de certa forma do mesmo jeito, ou seja, quando há credibilidade para um, há para o outro. No entanto, o índice IC_S mostra que, quando há credibilidade, o valor está acima de zero e quando não existe fica abaixo de zero. Todavia, comparando os três índices entre si, pode-se observar que, independentemente do limite do intervalo, todos os índices apontam os períodos em que se observa a existência ou não de credibilidade. Por exemplo, no caso de 2003, observa-se que a credibilidade é igual a zero, ou seja, não há credibilidade em relação à política monetária tomada; e no período de 2007 a 2008 percebe-se claramente que a credibilidade em relação à política monetária é quase total.

¹¹ Conforme os gráficos no anexo 8.7.

Partindo dessas observações (anexo 8.7), foram comparados os três índices de credibilidade em relação à variação da inflação no período estudado para entender que se refletiam exatamente as alterações da inflação. Assim, pode-se notar que: (1) diferentemente dos outros dois, o índice IC_S se comporta de forma paralela e, ao mesmo tempo, oposta à inflação efetiva observada no período, isto é, cada vez que há um pico para cima da inflação, simultaneamente há um pico para baixo do índice de credibilidade. Em outras palavras, quanto mais alta a inflação, como no caso de 2003, mais baixo é o índice de credibilidade de IC_S ; e (2) os índices de credibilidade IC_S^* e $IC_{NM(b)}$ se comportam da mesma forma em relação à inflação observada. Percebe-se que cada vez que tem alta de inflação no período o índice informa zero (nula), como no caso de 2003. E toda vez que a inflação se estabiliza ou diminui, a credibilidade tem um valor que indica o nível de credibilidade do mercado. Podemos, assim, destacar o período de 2004 a 2007 para o índice $IC_{NM(b)}$ e de 2007 a 2010 para o índice IC_S^* .

4.2 RESULTADOS ECONOMETRÍCOS

Para entender o impacto da credibilidade nos canais de transmissão de política monetária do BCB, as variáveis são analisadas e estimadas juntamente com os três IC escolhidos dentro do modelo econométrico, conforme ilustrado anteriormente na metodologia. O objetivo desta estimação é efetuar todos os testes econométricos para ver se as variáveis utilizadas realmente são afetadas de forma diferente para cada índice analisado. Assim, necessita-se fazer o teste de Raiz Unitária para todos eles conforme a tabela abaixo:

TABELA 1- Teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Phillips-Perron.

Série	ADF		PP	
	Estatística var. em nível	Ordem de integração	Estatística var. em nível	Ordem de integração
IC _S	-7,0394 (0,000)	I(0)	7,2050 (0,000)	I(0)
IC _S *	-14,0187 (0,000)	I(0)	-14,0514 (0,000)	I(0)
IC _{NM(b)}	-12,2513 (0,000)	I(0)	-12,5261 (0,000)	I(0)
Txselic	-1,3142* (0,1743)	I(0)	-4,1826 (0,0056)	I(0)
Pib	-2,5082 (0,3239)	I(0)	-3,2625 (0,0753)	I(0)
Txcamb	-11,1405* (0,000)	I(1)	-11,2904 (0,000)	I(1)
CredCons	-3,8564 (0,0170)	I(0)	-8,8347 (0,000)	I(1)
CredPriv	-7,1234 (0,022)	I(1)	-11,7946 (0,000)	I(1)

Nota: entre parênteses é apresentado o nível de significância da estatística ADFe PP.

Fonte: resultados de pesquisa, elaborado pelo aluno no eviews¹².

*Sem tendência e constância

Observa-se na tabela 1 que as séries, do teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF) (anexo 8.2) e Phillips-Perron (anexo 8.3), dos índices são a nível com tendência e constante. Nos três casos observados, esses índices são estacionários ao nível. No entanto, percebe-se que o teste de Raiz Unitária, tanto do Dickey-Fuller Aumentado (ADF) quanto do Phillips-Perron, referente às séries da taxa Selic (sem tendência e constante) e o PIB, revela-se ser estacionário ao nível. Enquanto as séries da taxa de câmbio (sem tendência e constante) e do crédito privado foram observadas estacionárias na 1ª diferença. Observou-se também, na tabela 1, que a série do crédito do consumidor é estacionária ao nível no teste ADF, enquanto no teste de Phillips-Perron a série do crédito ao consumidor é estacionária na 1ª diferença.

¹²

Os resultados encontram-se no anexo 8.2 e 8.3

Notamos, todavia, que as variáveis não se encontram estacionárias na mesma ordem de integração conforme sugerido por Toda e Yamamoto (1995) para estimar o VAR. Tendo em vista essa situação, apresentam-se as seis etapas, segundo os autores, para resolver o procedimento da estimação das variáveis no VAR:

- 1) Verificar a ordem de integração das variáveis através do teste de Raiz Unitária e estacionariedade;
- 2) Identificar a ordem máxima de integração entre as variáveis (e_{\max}). Em nosso caso é I(1);
- 3) Montar o VAR em nível e determinar seu número ótimo de defasagens (k) com base em critérios de informação;
- 4) Checar a estabilidade do Var, particularmente com problemas de autocorrelação;
- 5) Se o VAR for estável, adicionar a ele o e_{\max} de defasagens, obtendo-se um VAR ($k + e_{\max}$);
- 6) Após “rodar” o VAR ($k + e_{\max}$), implementar o teste de Wald com k coeficientes e k graus de liberdade, com o propósito de se verificar a hipótese de não causalidade no sentido de Granger.

Partindo dessas regras, podemos agora estimar o VAR do trabalho com uma defasagem ajustada ao procedimento de Toda e Yamamoto (1995).

4.3 ESTIMAÇÕES DO VAR

$$Logic_t = \beta_1 + \beta_2 pib_t + \beta_3 txselic_t + \beta_4 txcamb_t + \beta_5 credcons_t + \beta_6 credpriv_t + \beta_7 IC_t^s + \varepsilon_t \quad (16)$$

Foi estimado, a partir do modelo econométrico acima, conforme definido na metodologia, os próximos passos do VAR. Esse modelo mostra o impacto dos índices de credibilidade sobre as outras variáveis macroeconômicas do sistema de política monetária por meio de canais de transmissão de forma a seguir:

4.3.1 IC_{SA}

LS 1 2 IC_{SA} PIB TXSELIC TXCAMB CREDCONS CREDPRIV @ C

Observando os resultados da estimação do VAR para o índice do IC_{SA}, pode-se perceber que tendo em vista os resultados do *teste t* a 5% de significância (a partir de 1,96), o índice de credibilidade é altamente significativo para o crédito do consumidor (2,26) e para o crédito privado (1,967). Ou seja, o índice de IC_{SA} sofre influência de si próprio (2,48) e influencia também o câmbio, o crédito do consumidor e o crédito privado. Na segunda defasagem, no entanto, o índice de IC_{SA} não influencia nenhuma das variáveis ao 5% de significância.

4.3.2 IC_{SB}

LS 1 2 IC_{SB} PIB TXSELIC TXCAMB CREDCONS CREDPRIV @ C

Analisando o VAR para o segundo índice de credibilidade, pode-se observar que este índice, com os resultados do *teste t* a 5% de significância (a partir de 1,96), tem influência somente na taxa de câmbio de 1,98, ou seja, o índice de IC_{SB} é significativo a 5% somente para taxa de câmbio. Na segunda defasagem, no entanto, esse índice não tem influência sobre as variáveis.

4.3.3 IC_{NMB}

LS 1 2 IC_{NMB} PIB TXSELIC TXCAMB CREDCONS CREDPRIV @ C

Os resultados do *teste t* a 5% de significância (a partir de 1,96) revelam que o terceiro índice de credibilidade escolhido tem uma influência diferente dos outros dois, pois, na primeira defasagem, esse índice não tem nenhuma influência sobre as variáveis. Em contrapartida, na segunda defasagem, observou-se que o índice IC_{NMB} tem

influência somente na taxa de câmbio de 2,13, ou seja, esse índice não é significativo para as outras variáveis, exceto a taxa de câmbio.

Destaca-se que todos os resultados econométricos na estimação do modelo VAR encontram-se no anexo 4 do trabalho.

4.4 TESTE DE COINTEGRAÇÃO

Devido à diferença na ordem das variáveis $I(0)$ e $I(1)$ na estimação da raiz unitária (anexo 8.1) das variáveis dos canais de transmissão de política monetária, decidimos fazer o teste de Engle Granger (anexo 8.4) em substituição ao teste Johansen para verificar se realmente os resíduos são estacionários. Com base nisso, percebe-se que as variáveis do PIB e dos dois créditos (ao consumidor e ao setor privado) revelaram ter uma tendência determinística. Portanto, após o teste de Engle Granger, os resíduos destas três variáveis mostram-se estacionários ao nível de 5% de estatística do teste t (anexo 8.4). Assim, os valores do teste t são: PIB igual a -2,5646, CredCons igual a -12,90173 e CredPriv é igual a -13,18103¹³.

Efetua-se o teste de causalidade de Granger em seguida para confirmar as variações e os impactos dos índices sobre as variáveis de transmissão de política monetária observadas na estimação do modelo conforme a tabela a seguir:

TABELA 2- Causalidade de Granger entre credibilidade e canais de transmissão.

Causalidade	Interpretação
O CredCons não tem impacto sobre o IC_{SA}	O IC_{SA} influencia o crédito do consumidor. *
IC_{SA} não tem impacto sobre a Taxa Selic	A Selic influencia o IC_{SA} *
O CredCons não tem impacto sobre IC_{NMB}	O IC_{NMB} influencia o CredCons.*

* Em nível de 5%.

**Fonte: Resultados da estimação do Eviews no anexo¹⁴.

Vale destacar que, segundo a tabela 2, têm-se três índices que são envolvidos nas causalidades do teste de Granger (anexo 8.5). Partindo disso, podemos afirmar que

¹³ Os resultados no anexo 8.4.

¹⁴ Os resultados no anexo 8.5.

as hipóteses são rejeitadas quando o valor do índice é inferior a 0,05. Assim, fazendo o teste da Causalidade de Granger (anexo 8.5) observaram-se três hipóteses nulas conforme colocado na tabela 2. Notamos que o IC_{SA} influencia o crédito de consumidor em torno de 2,15% e a taxa Selic influencia o IC_{SA} à altura de 0,66%. Já o índice IC_{NMB} tem impacto de 1,88% sobre o crédito ao consumidor. Portanto, podemos afirmar que tendo em vista a porcentagem do impacto, e como o valor é inferior a %, essas hipóteses são não significativas, ou seja, são nulas.

4.5 CONSIDERAÇÕES FINAIS DO CAPÍTULO

Neste capítulo são estimados alguns testes estatísticos. Para começar, foi feita uma análise descritiva e estatística dos índices de credibilidade. Esses índices revelaram as seguintes médias: -0,776; 0,2124; 0,6635, respectivamente do IC_S , IC_S^* e IC_{NMB} . No mesmo capítulo vemos que existem três casos nos quais os índices usados são estacionários. Tendo vista que todas as variáveis não se encontram estacionárias na mesma ordem de integração conforme sugerido por Toda e Yamamoto (1995) para estimar o VAR. Recorremos às seis regras para resolver o procedimento da estimação das variáveis no VAR conforme explicado.

Para finalizar, efetua-se uma estimação econométrica do teste de Cointegração, Raiz unitária e o teste de Causalidade de Granger para estimação dos modelos VAR de cada índice. Percebemos que com *teste t* a 5% de significância (a partir de 1,96), o índice de credibilidade IC_{SA} tem influência no crédito do consumidor (2,26) e no crédito privado (1,967), enquanto que o índice IC_{SB} só tem influência na taxa de câmbio (1,98) e o índice IC_{NMB} somente tem influência na taxa de câmbio (2,13). Para confirmar o VAR ao mesmo nível de 5% de significância, as variáveis são integradas em quatro níveis no teste de Trace, e no teste de máximo de autovalores tem-se, também, quatro níveis de integração entre as sete variáveis possíveis, portanto, não se pode rejeitar esta hipótese. Já o teste de Causalidade de Granger confirma três hipóteses nulas das variações e dos impactos dos índices sobre as variáveis de transmissão de política monetária observados na estimação do modelo. Assim, esses três índices estão envolvidos nas causalidades do teste de Granger, e as hipóteses rejeitadas desses índices são aquelas cujo valor é inferior a 0,05.

5 ANÁLISE DOS RESULTADOS

O capítulo 5 refere-se unicamente à análise de resultados obtidos a partir do modelo Impulso-Resposta a partir de choque de CADE – índice de credibilidade e seus impactos nessas variáveis.

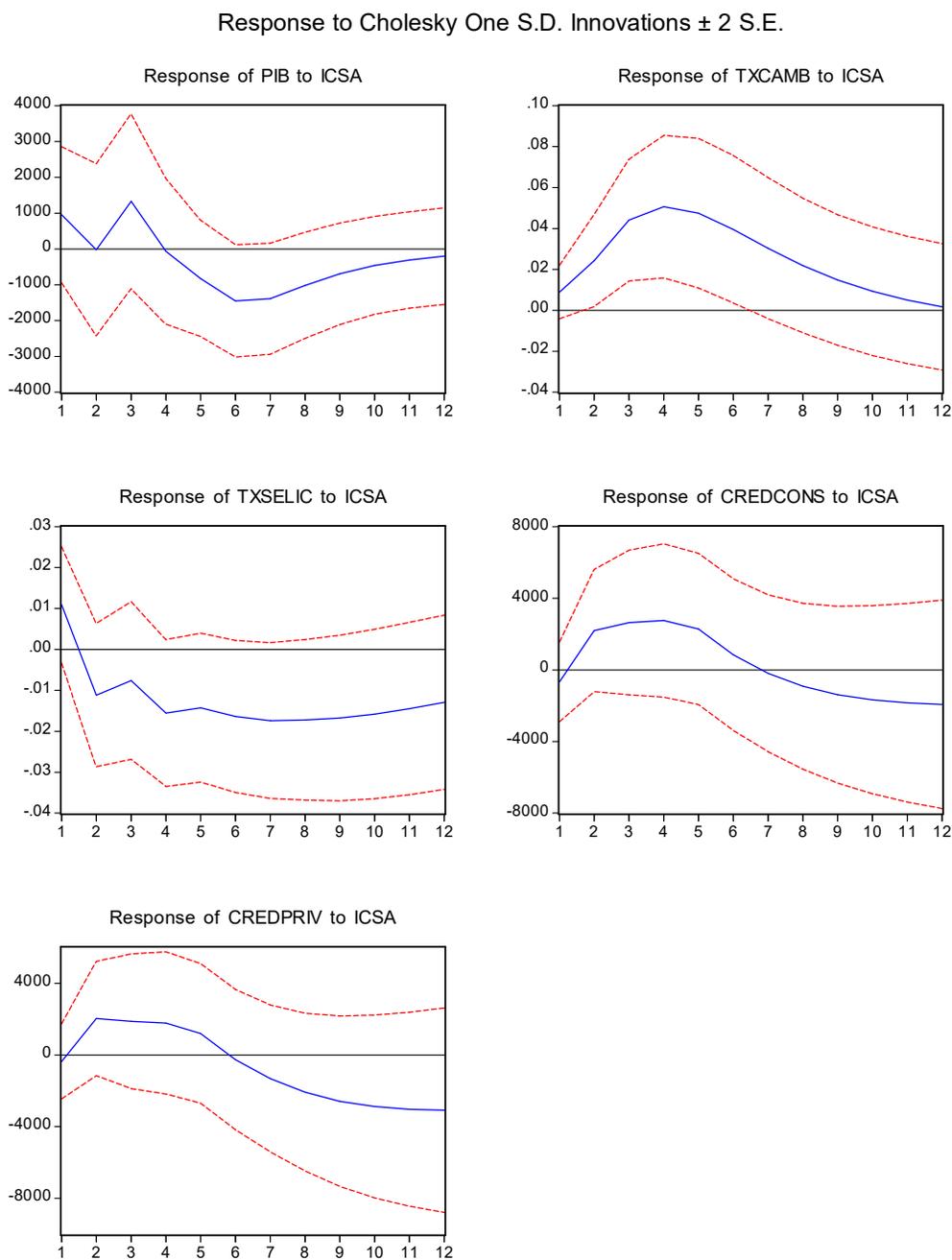
5.1 FUNÇÃO IMPULSO-RESPOSTA DO MODELO

Nesta seção é efetuada uma análise dos choques dos índices sobre os canais de transmissão de políticas monetárias do BCB conforme escolhidos e explicados anteriormente. Estes choques são feitos da seguinte forma:

5.1.1 ICSA

O gráfico abaixo revela como as variáveis macroeconômicas de políticas monetárias se comportam quando recebem um “choque” da credibilidade:

FIGURA 2 - Variação das variáveis de transmissão de política monetária após o choque do IC_{SA}.



*Fonte: resultados da estimação no Eviews.

Observa-se na figura 2 que, ao ocorrer um choque do índice de credibilidade IC_{SA}, obtém-se uma reação das variáveis. Percebe-se que, num primeiro momento, o PIB tem uma pequena variação para baixo, depois para cima. No segundo trimestre,

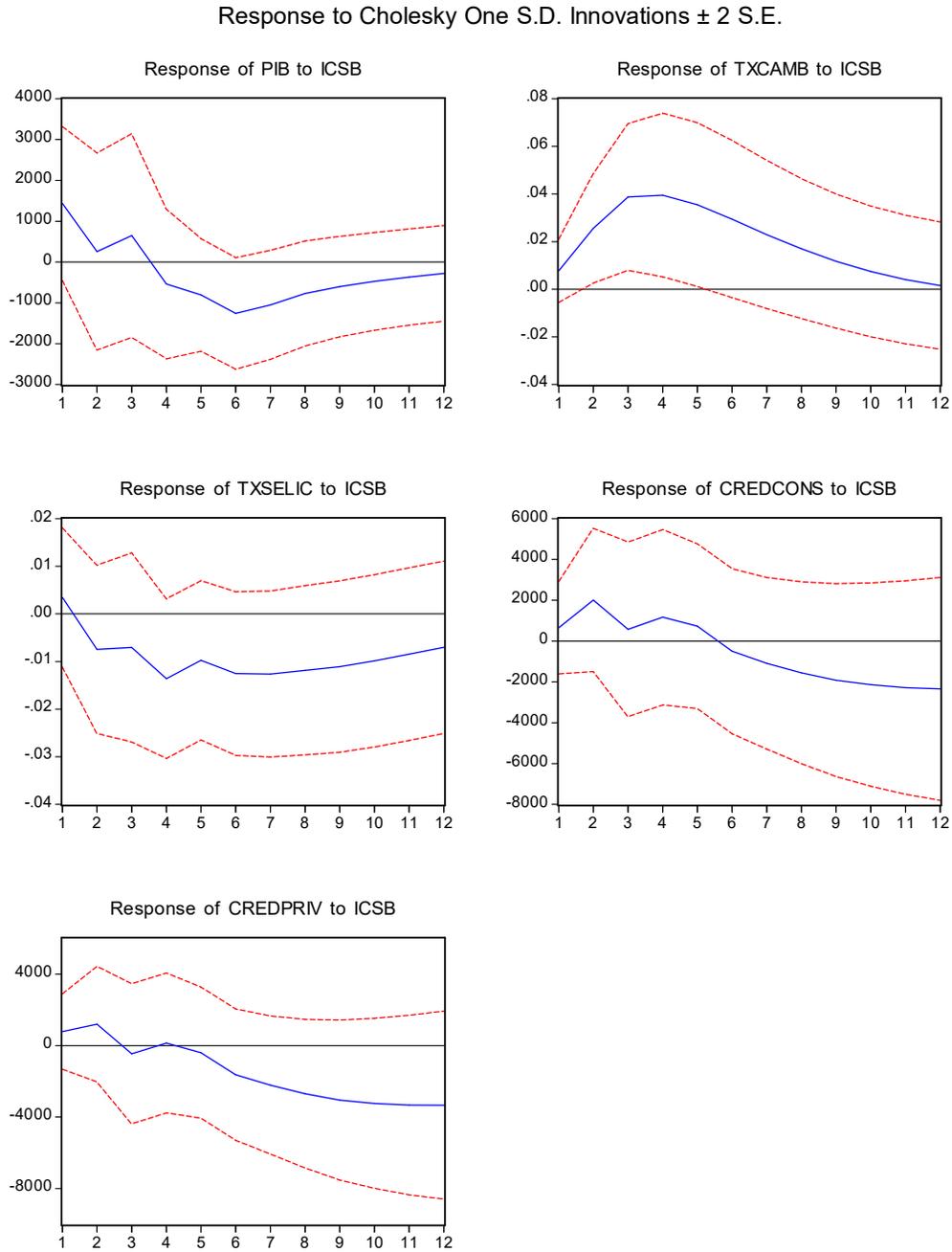
tem-se uma grande variação para baixo e, em seguida, vai se recuperando. Com o mesmo choque a taxa de câmbio aumenta implicando na desvalorização da moeda local no primeiro trimestre e, a partir do segundo trimestre, a taxa de câmbio vai decaindo até se estabilizar. Vale destacar, também, que esse aumento do câmbio atinge cerca de cinco pontos percentuais na sua subida. Já a taxa Selic observa uma variação para baixo, tem variação de 1.5 percentuais para baixo, depois oscila em torno de 1.5 percentuais antes de se estabilizar. O juro da economia foi revisto para baixo no primeiro trimestre e já no segundo trimestre começa a voltar ao normal. Quanto ao crédito do consumidor e do privado revela uma variação por mais demanda de crédito para o mercado, mas esta demanda cai a partir do segundo semestre.

A análise do choque deste índice de credibilidade nos permite chegar à conclusão de que no primeiro trimestre os efeitos/impactos deste índice são relativamente positivos, pois alavanca o aumento do crédito e aumenta a taxa de câmbio, enquanto que o juro da economia é revisto abaixo e a moeda nacional depreciada. Ou seja, a política monetária do Banco Central consegue não só passar tranquilidade para o mercado, mas também controlar a inflação com uma atividade econômica sustentável no primeiro trimestre.

5.1.2 ICSB

Após o choque neste índice, os comportamentos das variáveis de transmissão de política monetária são os seguintes:

FIGURA 3 - Variação das variáveis de transmissão de política monetária após o choque do ICSB.



*Fonte: resultados da estimação no Eviews.

Observa-se na figura 3 que, assim como no índice anterior, ao ocorrer um choque deste índice de credibilidade, as variáveis tendem a se comportar de forma diferente do primeiro índice. O PIB apresenta uma lenta variação para baixo no primeiro

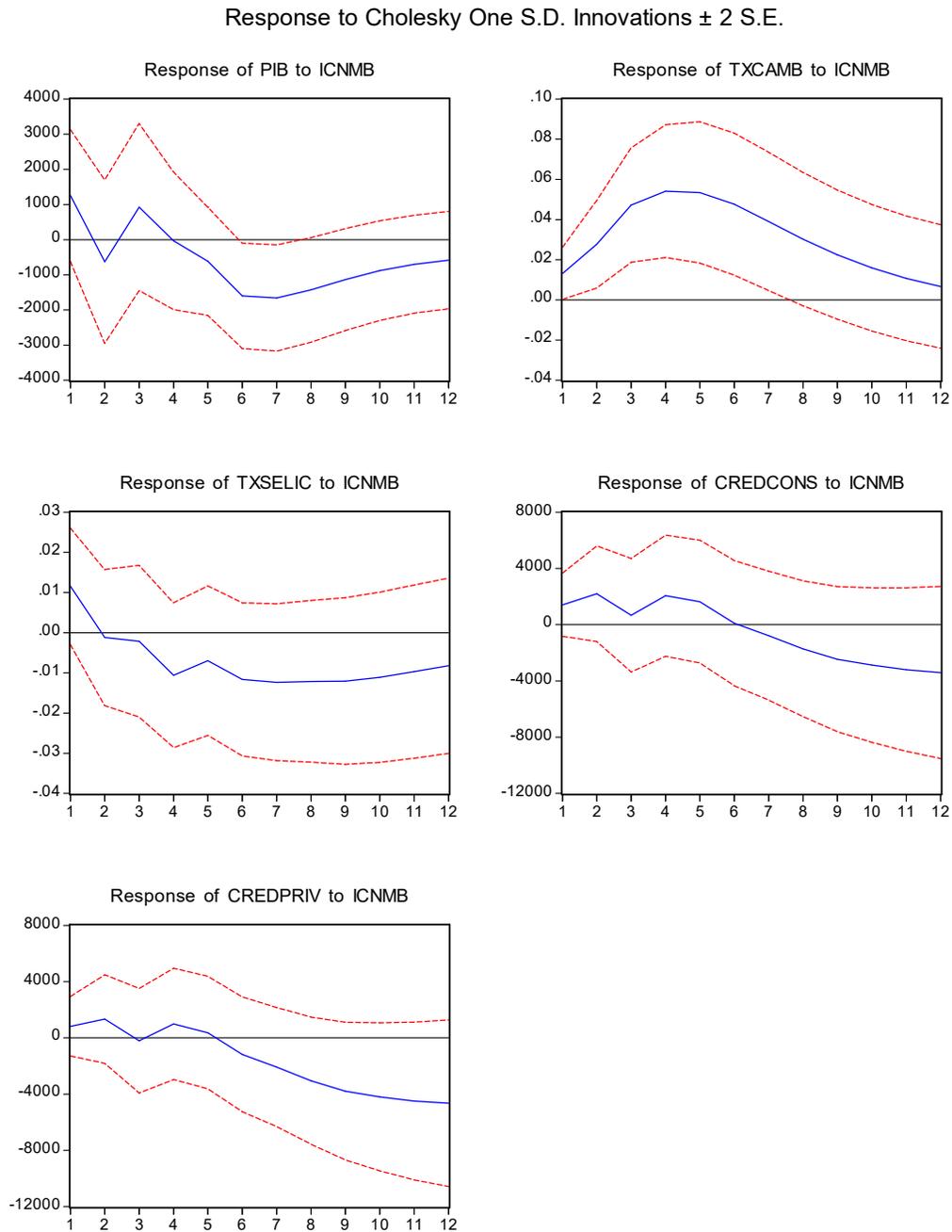
trimestre, passando a ser negativo no segundo trimestre. Essa variação pode ser considerada como uma pequena queda na atividade econômica refletida na pouca inflação da economia a qual levou até a baixa taxa de juro, de imediato, no primeiro e no segundo trimestre, a começar a se recuperar. Vale destacar que essa queda da atividade econômica é mais acentuada em relação ao índice anterior. Da mesma forma que no índice anterior, o aumento da taxa de câmbio de quase quatro pontos percentuais acontece logo no primeiro trimestre e, em seguida, cai rapidamente a partir de segundo trimestre. Essa subida do câmbio, no entanto, causa uma depreciação da moeda do país. O juro da economia é baixado em um ponto percentual no primeiro trimestre e, em seguida, volta a subir pouco a pouco. Ao contrário do primeiro índice, a demanda do crédito é relativamente baixa em relação ao outro índice e vai caindo rapidamente. Destaca-se que o crédito ao consumidor até oscila antes de cair no terceiro trimestre. Enquanto o crédito privado já opera no negativo a partir do final do primeiro trimestre. Ambos continuam caindo.

Com base nesses dados, podemos concluir que esse índice tem um efeito negativo, pois três das cinco variáveis observadas apresentam resultados não adequados à economia. A atividade econômica parece estar numa recessão e com pouco ou quase nada de acesso ao crédito para investimento e consumo. Em contrapartida, a inflação fica relativamente baixa e controlada.

5.1.3 ICNMB

O choque deste índice nos revela as seguintes variações de transmissão de política:

FIGURA 4 - Variação das variáveis de transmissão de política monetária após o choque do ICNMB.



*Fonte: resultados da estimação no Eviews.

Notamos que as variáveis na figura 4 comportam-se relativamente como nos dois índices anteriores, mas com certas diferenças notáveis. O PIB, neste caso, apresenta uma variação para baixo, depois se recupera pouco no primeiro trimestre e atinge um

percentual negativo só no segundo semestre. O aumento da taxa de câmbio se observa até quase seis pontos percentuais nos dois primeiros trimestres e começa a decair a partir do terceiro trimestre. Esse aumento do câmbio, com certeza, causa uma desvalorização da moeda nacional no mesmo período. A taxa de juro da economia, desta vez, apresenta uma variação para baixo relativamente lenta no primeiro trimestre. Depois atinge percentuais negativos até se estabilizar. A demanda por crédito, da mesma forma, é relativamente baixa nos dois primeiros trimestres do ano e cai rapidamente a partir do terceiro trimestre. Para concluir, podemos dizer que esse índice já apresenta melhores feitos nas variáveis de transmissão de política monetária em relação ao segundo índice de credibilidade analisado, principalmente no primeiro trimestre, pois as variações apresentam resultados bons e adequados.

5.2 CONSIDERAÇÕES FINAIS DO CAPÍTULO

Neste capítulo analisamos os resultados obtidos a partir da função Impulso-Resposta do Eviews 5. Sabendo disso, foram aplicados três choques em cada índice sobre as variáveis de transmissão de política monetária. Sendo assim, os choques operados revelaram as seguintes variações: 1) com choque do índice IC_{SA} percebe-se que o PIB tem uma pequena variação antes de apresentar uma grande variação para baixo e, em seguida, vai se recuperando. A taxa de câmbio tem um aumento e depois vai caindo até voltar ao normal, portanto uma desvalorização da moeda local. Já na taxa Selic observa-se uma variação para baixo antes de se estabilizar. Quanto ao crédito do consumidor e do privado revela-se uma variação por mais demanda de crédito para o mercado. 2) Com choque do índice IC_{SB} o PIB, com lenta variação para baixo, passa a ser negativo. Da mesma forma que ocorre no índice anterior, observa-se uma subida do câmbio e, em seguida, uma queda rápida, isso implica em uma rápida depreciação da moeda nacional. O juro da economia é baixado e, em seguida, volta pouco a pouco a subir. Ao contrário do primeiro índice, a demanda do crédito é relativamente baixa e vai caindo rapidamente. 3) Em relação ao índice IC_{NMB} as variáveis apresentam o PIB, neste caso, com uma variação para baixo, depois se recupera pouco. Um aumento da taxa de câmbio resultando na depreciação da moeda do país no período. A taxa de juro da economia, desta vez, apresenta uma variação para baixo relativamente lenta e depois

atinge percentuais negativos até se estabilizar. A demanda por crédito, da mesma forma, é relativamente baixa e cai rapidamente.

6 CONCLUSÃO

Este trabalho buscou analisar a credibilidade do Banco Central do Brasil no período de regimes de inflação, e a relação entre credibilidade e as variáveis macroeconômicas (taxa de juros, taxa de câmbio, crédito ao consumidor, PIB) pautadas com as políticas monetárias do BCB no período analisado de 1999 a 2017. Usando três índices de credibilidade da literatura para mensurar as médias da credibilidade neste mesmo período de 1999 a 2017. Antes disso, é necessário fazer uma breve referência teórica sobre o assunto, mostrando a evolução da credibilidade ao longo do tempo.

O problema da transparência já se revelava importante, mas o papel dos banqueiros centrais também se revelou decisivo na história em 1930, ou no período entre as políticas keynesianas e os choques de 1970. Contudo, foi com o trabalho de Kydland e Prescott (1977) que a importância da credibilidade dos Bancos Centrais tomou outra dimensão. A transparência e a comunicação dos bancos centrais passaram a ter um papel importante na condução de política monetária. No entanto, para falar da credibilidade no Brasil foi necessário, primeiro, fazer uma breve recuperação da adoção do sistema de metas de inflação, pois foi a partir da implementação do regime de metas de inflação no Brasil nos anos 1990, após alguns efeitos negativos sobre a economia devido aos choques, que o conceito da transparência do Banco Central tornou-se relevante. O regime de metas adotado no Brasil (que é baseado no sistema britânico) usa uma política monetária baseada na regra do Taylor, em que a taxa de juros é o instrumento principal da política monetária. Devido a esse regime, as possibilidades de não manter a meta são elevadas, por isso a relação com credibilidade.

Diante disso, calculando e estimando alguns testes tanto estatísticos quanto econométricos, esboçou-se um gráfico para entender o desempenho da inflação ao longo do período observado, além da análise dos índices: a) as séries da taxa Selic (sem tendência e constante) e o PIB revelaram estacionárias ao nível; b) as séries da taxa de câmbio (sem tendência e constante) e do crédito privado que foram estacionárias na 1ª diferença e c) a série do crédito do consumidor estacionária ao nível no teste ADF (anexo 8.2), enquanto no teste de Phillips-Perron (anexo 8.3) é estacionária na 1ª diferença, conforme explicado. Em seguida percebemos que, para confirmar o VAR (anexo 8.6), as hipóteses rejeitadas destes índices são aquelas em que o valor é inferior a 0,05. Notamos que o IC_{SA} influencia o crédito do consumidor em torno de 2,15% e a

taxa Selic influencia o IC_{SA} à altura de 0,66%. Já o índice IC_{NMB} tem impacto de 1,88% sobre o crédito do consumidor. Portanto, podemos afirmar que, tendo em vista a porcentagem do impacto, e o valor sendo inferior a 5%, essas hipóteses são não significativas, ou seja, são nulas.

Após a análise dos índices e das variáveis de transmissão de política monetária, analisaram-se os resultados obtidos a partir da função Impulso-Resposta do Eviews 5. De fato, aplicamos três choques em cada índice a partir dos modelos VAR elaborados e chegamos às seguintes observações:

- α) Com *choque do índice de credibilidade IC_{SA}* obteve-se o PIB apresentando uma pequena variação para baixo e depois para cima. No segundo trimestre tem-se uma grande variação para baixo e, em seguida, vai se recuperando. A taxa de câmbio aumenta no primeiro trimestre e, a partir do segundo trimestre, decai até se estabilizar, assim a moeda também se deprecia no mesmo período. Já a taxa Selic observa uma variação para baixo e depois oscila antes de se estabilizar. O juro da economia foi revisto para baixo no primeiro trimestre e já no segundo trimestre começa a voltar ao normal. Quanto ao crédito do consumidor e do privado revela-se uma variação por mais demanda de crédito para o mercado, mas esta demanda cai a partir do segundo semestre.
- β) Da mesma forma que no índice anterior, quando se dá um *choque com IC_{SB}* , o PIB apresenta uma lenta variação para baixo no primeiro trimestre, passando a ser negativo no segundo trimestre. Vale destacar que esta queda da atividade econômica é mais acentuada em relação à anterior. Da mesma forma que no índice anterior, a subida do câmbio acontece logo no primeiro trimestre, desvalorizando a moeda nacional e, em seguida, cai rapidamente a partir de segundo trimestre. O juro da economia é baixado no primeiro trimestre e, em seguida, volta vagarosamente a subir. Ao contrário do primeiro índice, a demanda do crédito é relativamente baixa em confronto ao outro índice e vai caindo rapidamente. Destaca-se que o crédito ao consumidor até oscila antes de cair no terceiro trimestre, enquanto que o crédito privado já opera no negativo a partir do final do primeiro trimestre. Ambos continuam caindo.
- χ) Notamos que as variáveis do *choque do IC_{NMB}* apresentam o PIB, neste caso, com uma variação para baixo, depois se recupera pouco no primeiro trimestre, mas atinge o percentual negativo só no segundo semestre. Observa-se a

desvalorização da moeda causada pelo aumento da taxa de câmbio, principalmente nos dois primeiros trimestres do ano e começa a cair a partir do terceiro trimestre. A taxa de juro da economia, desta vez, apresenta uma variação para baixo relativamente lenta no primeiro trimestre, depois atinge percentuais negativos até se estabilizar. A demanda por crédito é relativamente baixa nos dois primeiros trimestres do ano e cai rapidamente a partir do terceiro trimestre.

Finalmente, pode-se dizer que esse tema suscita muito debate no meio acadêmico e é um assunto relevante e atual que sempre leva a várias interpretações. No caso desta dissertação, contudo, esforçou-se para adotar uma linha de trabalho heterodoxo predefinido e para buscar resultados dentro da proposta estabelecida. Assim, pode-se afirmar que a principal contribuição deste trabalho de dissertação de mestrado é a interpretação de dados coletados para a verificação da credibilidade do Banco Central do Brasil através dos canais de transmissão das políticas monetárias.

REFERÊNCIAS

- ARESTIS, Philip; DE PAULA, Luiz F.; FERRARI-FILHO, Fernando. **A nova política monetária**: uma análise do regime de metas de inflação no Brasil. V. 18, n. 1(35), pp. 1-30. Economia e Sociedade: Campinas, abr./2009.
- BARBOZA, Ricardo de Menezes. **Taxa de Juros e Mecanismos de Transmissão da Política Monetária no Brasil**. V. 35, n. 1 (138), pp. 133-155. Revista de Economia Política, janeiro-março/2015.
- BARRO, Robert; GORDON, Roger. **A Positive Theory of Monetary Policy in a Natural Rate Model**. Pp. 589-610. Journal of Political Economy, n.91, 1983.
- BERNANKE, B.; MISHKIN, F. **Inflation targeting**: a new framework for monetary policy? Journal of Economic perspectives. V. 11, n. 2. Spring/1997.
- BEYER, Andreas; GASPAR, Vitor; GERBERDING, Christina; ISSING, Otmar. **Opting Out of the Great Inflation: German Monetary Policy after the Breakdown of Bretton Woods**; in Michael D. Bordo and Athanasios Orphanides (eds). The Great Inflation. The Rebirth of Modern Central Banking. University of Chicago Press for the NBER, 2013.
- BLINDER, Alan S. **Central Bank Credibility**: Why do we care? How do we build it? National Bureau of Economic Research, june/1999.
- BLINDER, Alan S.; EHRMANN, Michael; FRATZSCHER, Marcel; DE HAAN, Jakob; JANSEN, David-Jan. **CENTRAL BANK COMMUNICATION AND MONETARY POLICY: A SURVEY OF THEORY AND EVIDENCE**. NBER Working Paper n.13932. JEL N°. E52, E58. April/2008. Disponível em : <http://www.nber.org/papers/w13932>, acesso em: 22 de mar. de 2018.
- CECCHETTI, S. G.; KRAUSE, S. **Central Bank Structure, Policy Efficiency and Macroeconomic Performance**: Exploring Empirical Relationships Review. Federal Reserve Bank of St. Louis. Pp. 47-59. New York: Simon & Schuster, july-august/2002.
- CUKIERMAN, A.; MELTZER, A. H. **A Theory of Ambiguity, Credibility, and Inflation under Discretion and Asymmetric Information**. V. 54(5), pp. 1099-128. Econometrica, september/1986.
- CURADO, Marcelo; OREIRO, José L. **Metas de inflação**: uma avaliação do caso brasileiro. V. 33, n. 2, pp. 127-147. Porto Alegre: Indic. Econ. FEE, set./2005
- CURADO, Marcelo Luiz; DEZORDI, Lucas L. **A Condução da Política Monetária Brasileira no Regime de Metas de Inflação**: Uma análise da regra de Taylor. Análise Conjuntural. V.26, n.5-6, pp.21. Maio-jun./2004.
- DINCER, Nergiz; EICHENGREEN, Barry. **Central Bank Transparency**: Causes, Consequences and Updates. NBER Working Paper No. 14791. JEL No. E0, E58. March/2009.

- FAUST, J.; SVENSSON, L. E. O. **Transparency and Credibility**: monetary policy with unobservable goals. NBER Working Paper, n°. 6452. March/1998.
- GALI e GERTLER. **A Curva de Phillips**. PUC-Rio – Certificação Digital N°0812366/CA.
- GARCIA, M. G. P. Meia década de metas para a inflação. Valor Econômico, 05 de jul./2004.
- GREIDER, William. **Secrets of the Temple: How the Federal Reserve Runs the Country**. New York: Simon & Schuster, 1987.
- GUILLÉN, Diego; GARCIA, Marcio. **Expectativas Desagregadas**: Credibilidade do Banco Central e Cadeias de Markov. V. 68, n.2, pp. 197-223. Rio de Janeiro: RBE, abr.-jun./2014.
- KAHN, G. **Estimated Rules for Monetary Policy**. Fall 5-29. Federal Reserve Bank of Kansas City: Economic Review, 2012.
- KOENKER, R.; BASSETT, G. **Regression quantile**. V. 46, pp. 33-50. Econometrica, 1978.
- KOZICKI, S.; TINSLEY, P.A. **Perhaps the 1970s FOMC Did What it Said it Did**. Journal of Monetary Economics. V. 56, pp. 842-855. 2009.
- KYDLAND, F.; PRESCOTT, E. **Rules rather than Discretion**: The inconsistency of optimal plans. Journal of Political Economy, v. 85, n. 3. 1977.
- LAXTON, D.; N'DIAYE, P. **Monetary policy credibility and the unemployment-inflation tradeoff**: some evidence from 17 industrial countries. IMF Working Paper, WP/02/220. 2002.
- MAIA, André L S.; NETO, Francisco Cribari. **Dinâmica inflacionária Brasileira**: Resultados de Auto-Regressão Quantílica. Revista Brasileira de Economia. V. 60, n. 2, pp.153-165. Rio de Janeiro: abr-jun/2006.
- MENDONÇA, Helder Ferreira de. **Mensurando a Credibilidade do Regime de Metas Inflacionárias no Brasil**. Revista de Economia Política. V. 24, n. 3, p. 95. Julho-setembro/2004.
- NARHON, B. F.; MEURER, R. **A Relação entre a Credibilidade do Banco Central e a Inflação no Brasil do Regime de Metas Inflacionárias**. In: ENCONTRO DE ECONOMIA DA REGIÃO SUL, 8. ANPEC-Sul. Anais eletrônicos. Porto Alegre, 22-23/set/2005. Disponível em: <http://www.ppge.ufrgs.br/anpecsul2005/artigos/area2-01.pdf>, acesso em: XX de abr. de 2018.
- RELATÓRIO DE INFLAÇÃO DO BCB. Pp. 89-91. Disponível em: <http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/port/1999/06/ri199906b4p.pdf>, acesso em: jun. de 1999.

- ROMER, D. **Advanced Macroeconomics**. New York, McGraw Hill, 2001.
- SCHMIDT-HEBBEL, K.; WERNER, A. **Inflation targeting in Brazil, Chile, and México: performance, credibility, and the exchange rate**. Central Bank of Chile Working Papers, n. 171. 2002.
- SICSÚ, J. **Expectativas inflacionárias no regime de metas de inflação: uma análise preliminar do caso brasileiro**. *Economia Aplicada*, v. 6, n. 4. 2002.
- SICSÚ, João. **Teoria e Evidências do Regime de Metas Inflacionárias**. *Revista de Economia Política*, v. 22, n. 1, p. 85. Janeiro-março/2002.
- SIMS, C. A. **Macroeconomics and Reality**. V. 48, n. 1, pp. 1-48. *Econometrica*, 1980.
- SOUZA, G.; De MENDONÇA, Helder F. **Mensuração e análise da credibilidade do regime de metas inflacionárias no Brasil**. Anais do XXXIV Encontro Nacional de Economia. 2006.
- SOUZA, Gustavo J. G.; MENDONÇA, Helder F. **Mensuração e Análise da credibilidade do regime de Metas Inflacionárias no Brasil**. 2013.
- ST-AMANT, P.; TESSIER, D. **Résultats empiriques multi-pays relatifs à l'impact des cibles d'inflation sur la crédibilité de la politique monétaire**. Bank of Canada Working Paper, n. 98, p.23. 1998.
- SVENSSON, E. L. **The Simplest Test of Inflation Target Credibility**. N. 4604. Dez./1993.
- SVENSSON, L. **How should monetary policy be conducted in an era of price stability?** NBER. Cambridge: Working Paper Series, 2000.
- TAYLOR, J. B. **The monetary Transmission mechanism: An Empirical Framework**; *Journal of Economic Perspectives*. V. 9, n. 4. 1995.
- TEJADA, Cesar A. O.; NETO, Adhemar R.; LEAL, Ricardo. A. **Credibilidade Não Linear para as Metas de Inflação no Brasil**. ANPEC, 2013.
- TODA, H.; YAMAMOTO, T. **Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes**. *Journal of Econometrics*. S. 1, v. 66, n. 1-2, pp. 225-250. 1995.
- WOODFORD, Michael. **Monetary Policy in the Information Economy**. In *Economic Policy for the Information Economy*. Pp. 297-370. Kansas City: Federal Reserve Bank of Kansas City, 2001.

ANEXOS

Este anexo apresenta as tabelas e resultados da metodologia aplicada a partir da função Impulso-Resposta do Eviews 5. O anexo abrange as tabelas de Raiz Unitária, Cointegração, Lag Criteria, Engel Granger, Causalidade Granger e outros gráficos.

8.1 TESTE RAIZ UNITÁRIA

É feito em todas as variáveis de canais de transmissão de políticas monetárias, conforme listado e explicado anteriormente, assim como os três índices de credibilidade escolhidos para a metodologia. Para Raiz Unitária fizemos com dois testes: o teste de Dickey-Fuller Aumentado e Phillips-Perron.

8.2. TESTE DE DICKEY-FULLER AUMENTADO

É feito o teste da Raiz Unitária para todas as variáveis conforme as tabelas a seguir:

8.2.1 ICOSA

Tabela 3: ADF a Nível – Índice de Credibilidade (ICOSA)

Null Hypothesis: ICOSA has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.039418	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.998997	
5% level	-3.429745	
10% level	-3.138397	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(ICOSA)

Method: Least Squares
 Date: 05/16/18 Time: 20:45
 Sample (adjusted): 1999M02 2017M12
 Included observations: 227 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ICSA(-1)	-0.360644	0.051232	-7.039418	0.0000
C	-0.508892	0.231414	-2.199058	0.0289
@TREND(1999M01)	0.001984	0.001701	1.166235	0.2448
R-squared	0.181243	Mean dependent var		-0.001066
Adjusted R-squared	0.173933	S.D. dependent var		1.829222
S.E. of regression	1.662547	Akaike info criterion		3.867707
Sum squared resid	619.1503	Schwarz criterion		3.912970
Log likelihood	-435.9847	F-statistic		24.79276
Durbin-Watson stat	2.107569	Prob(F-statistic)		0.000000

Tabela 4: ADF 1ª Diferença - Índice de Credibilidade (ICSA)

Null Hypothesis: D(ICSA) has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-19.42046	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.999180	
5% level	-3.429834	
10% level	-3.138449	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(ICSA,2)
 Method: Least Squares
 Date: 05/16/18 Time: 21:00
 Sample (adjusted): 1999M03 2017M12
 Included observations: 226 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(ICSA(-1))	-1.253355	0.064538	-19.42046	0.0000
C	-0.003436	0.238460	-0.014407	0.9885
@TREND(1999M01)	0.000107	0.001810	0.058894	0.9531
R-squared	0.628442	Mean dependent var		0.010774

Adjusted R-squared	0.625109	S.D. dependent var	2.898378
S.E. of regression	1.774628	Akaike info criterion	3.998244
Sum squared resid	702.2951	Schwarz criterion	4.043650
Log likelihood	-448.8016	F-statistic	188.5874
Durbin-Watson stat	2.084305	Prob(F-statistic)	0.000000

8.2.2 ICSB

Tabela 5: ADF a Nível - Índice de Credibilidade (ICSB)

Null Hypothesis: ICSB has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-14.01870	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.998997	
5% level	-3.429745	
10% level	-3.138397	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(ICSB)
 Method: Least Squares
 Date: 05/16/18 Time: 21:00
 Sample (adjusted): 1999M02 2017M12
 Included observations: 227 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ICSB(-1)	-0.930609	0.066383	-14.01870	0.0000
C	0.171851	0.042822	4.013153	0.0001
@TREND(1999M01)	0.000210	0.000311	0.677269	0.4989
R-squared	0.467397	Mean dependent var		-0.001066
Adjusted R-squared	0.462641	S.D. dependent var		0.418209
S.E. of regression	0.306567	Akaike info criterion		0.486368
Sum squared resid	21.05229	Schwarz criterion		0.531632
Log likelihood	-52.20277	F-statistic		98.28779
Durbin-Watson stat	1.990850	Prob(F-statistic)		0.000000

Tabela 6: ADF 1ª Diferença - Índice de Credibilidade (ICSB)

Null Hypothesis: D(ICSB) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 3 (Automatic based on SIC, MAXLAG=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-12.49055	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.999740	
5% level	-3.430104	
10% level	-3.138608	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(ICSB,2)

Method: Least Squares

Date: 05/16/18 Time: 21:01

Sample (adjusted): 1999M06 2017M12

Included observations: 223 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(ICSB(-1))	-2.880330	0.230601	-12.49055	0.0000
D(ICSB(-1),2)	1.126714	0.190835	5.904126	0.0000
D(ICSB(-2),2)	0.553262	0.131155	4.218399	0.0000
D(ICSB(-3),2)	0.201123	0.066273	3.034762	0.0027
C	-0.000608	0.046081	-0.013200	0.9895
@TREND(1999M01)	2.23E-05	0.000347	0.064258	0.9488
R-squared	0.788873	Mean dependent var		0.002623
Adjusted R-squared	0.784008	S.D. dependent var		0.718440
S.E. of regression	0.333894	Akaike info criterion		0.670554
Sum squared resid	24.19235	Schwarz criterion		0.762226
Log likelihood	-68.76672	F-statistic		162.1632
Durbin-Watson stat	2.042493	Prob(F-statistic)		0.000000

8.2.3 ICNMB

Tabela 7: ADF Nível - Índice de Credibilidade (ICNMB)

Null Hypothesis: ICNMB has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-12.25126	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.998997	
5% level	-3.429745	
10% level	-3.138397	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(ICNMB)
 Method: Least Squares
 Date: 05/16/18 Time: 21:02
 Sample (adjusted): 1999M02 2017M12
 Included observations: 227 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ICNMB(-1)	-0.801834	0.065449	-12.25126	0.0000
C	0.457958	0.114125	4.012768	0.0001
@TREND(1999M01)	0.000635	0.000818	0.775483	0.4389
R-squared	0.401247	Mean dependent var		-0.000159
Adjusted R-squared	0.395901	S.D. dependent var		1.038199
S.E. of regression	0.806927	Akaike info criterion		2.421961
Sum squared resid	145.8535	Schwarz criterion		2.467225
Log likelihood	-271.8926	F-statistic		75.05554
Durbin-Watson stat	2.016317	Prob(F-statistic)		0.000000

Tabela 8: ADF 1ª Diferença - Índice de Credibilidade (ICNMB)

Null Hypothesis: D(ICNMB) has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 3 (Automatic based on SIC, MAXLAG=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-11.79524	0.0000

Test critical values:	1% level	-3.999740
	5% level	-3.430104
	10% level	-3.138608

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(ICNMB,2)
 Method: Least Squares
 Date: 05/16/18 Time: 21:03
 Sample (adjusted): 1999M06 2017M12
 Included observations: 223 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(ICNMB(-1))	-2.660226	0.225534	-11.79524	0.0000
D(ICNMB(-1),2)	0.982184	0.186939	5.254035	0.0000
D(ICNMB(-2),2)	0.458386	0.129341	3.544014	0.0005
D(ICNMB(-3),2)	0.168040	0.066950	2.509914	0.0128
C	-0.000123	0.118471	-0.001041	0.9992
@TREND(1999M01)	6.84E-05	0.000893	0.076541	0.9391
R-squared	0.767263	Mean dependent var		0.003552
Adjusted R-squared	0.761900	S.D. dependent var		1.759091
S.E. of regression	0.858357	Akaike info criterion		2.558943
Sum squared resid	159.8805	Schwarz criterion		2.650616
Log likelihood	-279.3222	F-statistic		143.0764
Durbin-Watson stat	2.007268	Prob(F-statistic)		0.000000

8.2.4 PIB

Tabela 9: ADF Nível - PIB

Null Hypothesis: PIB has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 13 (Automatic based on SIC, MAXLAG=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.508245	0.3239
Test critical values:		
	1% level	-4.001516
	5% level	-3.430963
	10% level	-3.139114

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(PIB)
 Method: Least Squares
 Date: 05/16/18 Time: 21:05
 Sample (adjusted): 2000M03 2017M12
 Included observations: 214 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PIB(-1)	-0.054166	0.021595	-2.508245	0.0129
D(PIB(-1))	-0.375207	0.069374	-5.408471	0.0000
D(PIB(-2))	-0.264035	0.063586	-4.152407	0.0000
D(PIB(-3))	-0.141931	0.066260	-2.142039	0.0334
D(PIB(-4))	-0.341888	0.064164	-5.328363	0.0000
D(PIB(-5))	-0.019474	0.068617	-0.283806	0.7769
D(PIB(-6))	-0.239489	0.068431	-3.499718	0.0006
D(PIB(-7))	-0.094156	0.069931	-1.346420	0.1797
D(PIB(-8))	-0.147109	0.067782	-2.170313	0.0312
D(PIB(-9))	-0.089937	0.068855	-1.306186	0.1930
D(PIB(-10))	-0.358231	0.065705	-5.452088	0.0000
D(PIB(-11))	-0.097842	0.070268	-1.392405	0.1654
D(PIB(-12))	0.555952	0.070041	7.937527	0.0000
D(PIB(-13))	0.180578	0.074971	2.408637	0.0169
C	3533.877	1191.878	2.964966	0.0034
@TREND(1999M01)	147.7110	52.58539	2.808974	0.0055
R-squared	0.712638	Mean dependent var		2319.273
Adjusted R-squared	0.690868	S.D. dependent var		11813.51
S.E. of regression	6568.266	Akaike info criterion		20.48971
Sum squared resid	8.54E+09	Schwarz criterion		20.74137
Log likelihood	-2176.399	F-statistic		32.73508
Durbin-Watson stat	2.043199	Prob(F-statistic)		0.000000

Tabela 10: ADF 1ª Diferença - PIB

Null Hypothesis: D(PIB) has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 12 (Automatic based on SIC, MAXLAG=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.922596	0.0127
Test critical values:		
1% level	-4.001516	
5% level	-3.430963	
10% level	-3.139114	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(PIB,2)

Method: Least Squares

Date: 05/16/18 Time: 21:05

Sample (adjusted): 2000M03 2017M12

Included observations: 214 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(PIB(-1))	-2.230466	0.568620	-3.922596	0.0001
D(PIB(-1),2)	0.834058	0.549416	1.518079	0.1306
D(PIB(-2),2)	0.566101	0.510375	1.109187	0.2687
D(PIB(-3),2)	0.428759	0.467064	0.917987	0.3597
D(PIB(-4),2)	0.093703	0.427761	0.219054	0.8268
D(PIB(-5),2)	0.090966	0.384945	0.236310	0.8134
D(PIB(-6),2)	-0.132487	0.340873	-0.388670	0.6979
D(PIB(-7),2)	-0.204391	0.295677	-0.691263	0.4902
D(PIB(-8),2)	-0.328360	0.254499	-1.290224	0.1985
D(PIB(-9),2)	-0.391697	0.205934	-1.902048	0.0586
D(PIB(-10),2)	-0.723575	0.162161	-4.462083	0.0000
D(PIB(-11),2)	-0.785596	0.117952	-6.660325	0.0000
D(PIB(-12),2)	-0.194347	0.075757	-2.565394	0.0110
C	2682.887	1157.659	2.317510	0.0215
@TREND(1999M01)	17.69710	8.971064	1.972686	0.0499
R-squared	0.878651	Mean dependent var		107.5266
Adjusted R-squared	0.870114	S.D. dependent var		18465.78
S.E. of regression	6655.016	Akaike info criterion		20.51165
Sum squared resid	8.81E+09	Schwarz criterion		20.74758
Log likelihood	-2179.746	F-statistic		102.9212
Durbin-Watson stat	2.048865	Prob(F-statistic)		0.000000

8.2.5 TXCAMB

Tabela 11: ADF Nível – Taxa de Câmbio

Null Hypothesis: TXCAMB has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.640855	0.7737
Test critical values:		
1% level	-3.999180	
5% level	-3.429834	
10% level	-3.138449	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(TXCAMB)
 Method: Least Squares
 Date: 05/16/18 Time: 21:07
 Sample (adjusted): 1999M03 2017M12
 Included observations: 226 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TXCAMB(-1)	-0.017867	0.010889	-1.640855	0.1022
D(TXCAMB(-1))	0.330452	0.061052	5.412672	0.0000
C	0.035151	0.026237	1.339748	0.1817
@TREND(1999M01)	9.51E-05	0.000102	0.933343	0.3517
R-squared	0.122251	Mean dependent var		0.006099
Adjusted R-squared	0.110389	S.D. dependent var		0.102284
S.E. of regression	0.096473	Akaike info criterion		-1.821565
Sum squared resid	2.066167	Schwarz criterion		-1.761024
Log likelihood	209.8368	F-statistic		10.30654
Durbin-Watson stat	1.903909	Prob(F-statistic)		0.000002

Tabela 12: ADF 1ª Diferença – Taxa de Câmbio

Null Hypothesis: D(TXCAMB) has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=14)

	t-Statistic	Prob.*
--	-------------	--------

Augmented Dickey-Fuller test statistic		-11.11660	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.999180	
	5% level	-3.429834	
	10% level	-3.138449	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(TXCAMB,2)

Method: Least Squares

Date: 05/16/18 Time: 21:08

Sample (adjusted): 1999M03 2017M12

Included observations: 226 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(TXCAMB(-1))	-0.678519	0.061037	-11.11660	0.0000
C	-0.002271	0.013020	-0.174413	0.8617
@TREND(1999M01)	5.13E-05	9.87E-05	0.519207	0.6041
R-squared	0.357054	Mean dependent var		-0.001678
Adjusted R-squared	0.351288	S.D. dependent var		0.120233
S.E. of regression	0.096838	Akaike info criterion		-1.818359
Sum squared resid	2.091225	Schwarz criterion		-1.772954
Log likelihood	208.4746	F-statistic		61.92061
Durbin-Watson stat	1.899033	Prob(F-statistic)		0.000000

8.2.6 TXSELIC

Tabela 13: ADF sem tendência – Taxa Selic

Null Hypothesis: TXSELIC has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 12 (Automatic based on SIC, MAXLAG=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.314228	0.1743
Test critical values:	1% level	-2.575762
	5% level	-1.942310
	10% level	-1.615716

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(TXSELIC)
 Method: Least Squares
 Date: 05/16/18 Time: 21:10
 Sample (adjusted): 2000M02 2017M12
 Included observations: 215 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TXSELIC(-1)	-0.007095	0.005399	-1.314228	0.1903
D(TXSELIC(-1))	-0.447198	0.068431	-6.535056	0.0000
D(TXSELIC(-2))	0.052434	0.074568	0.703171	0.4828
D(TXSELIC(-3))	0.339936	0.074750	4.547655	0.0000
D(TXSELIC(-4))	0.076587	0.078471	0.975992	0.3302
D(TXSELIC(-5))	0.175266	0.078007	2.246794	0.0257
D(TXSELIC(-6))	-0.016096	0.077845	-0.206768	0.8364
D(TXSELIC(-7))	-0.105073	0.077808	-1.350414	0.1784
D(TXSELIC(-8))	-0.111966	0.071355	-1.569138	0.1182
D(TXSELIC(-9))	0.109095	0.061911	1.762128	0.0796
D(TXSELIC(-10))	-0.016546	0.056952	-0.290525	0.7717
D(TXSELIC(-11))	-0.145270	0.050017	-2.904399	0.0041
D(TXSELIC(-12))	0.137301	0.046807	2.933344	0.0037
R-squared	0.503444	Mean dependent var		-0.004267
Adjusted R-squared	0.473945	S.D. dependent var		0.121536
S.E. of regression	0.088149	Akaike info criterion		-1.961006
Sum squared resid	1.569607	Schwarz criterion		-1.757200
Log likelihood	223.8081	Durbin-Watson stat		1.932653

Tabela 14: ADF 1ª Dif sem tendência – Taxa Selic

Null Hypothesis: D(TXSELIC) has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 11 (Automatic based on SIC, MAXLAG=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.895768	0.0001
Test critical values:		
1% level	-2.575762	
5% level	-1.942310	
10% level	-1.615716	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(TXSELIC,2)

Method: Least Squares
Date: 05/16/18 Time: 21:10
Sample (adjusted): 2000M02 2017M12
Included observations: 215 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(TXSELIC(-1))	-0.923092	0.236947	-3.895768	0.0001
D(TXSELIC(-1),2)	-0.522553	0.222122	-2.352551	0.0196
D(TXSELIC(-2),2)	-0.465242	0.213098	-2.183224	0.0302
D(TXSELIC(-3),2)	-0.121523	0.203347	-0.597613	0.5508
D(TXSELIC(-4),2)	-0.043919	0.187175	-0.234640	0.8147
D(TXSELIC(-5),2)	0.130235	0.169935	0.766382	0.4443
D(TXSELIC(-6),2)	0.110729	0.155774	0.710830	0.4780
D(TXSELIC(-7),2)	0.002139	0.140785	0.015197	0.9879
D(TXSELIC(-8),2)	-0.108430	0.126334	-0.858277	0.3918
D(TXSELIC(-9),2)	0.006970	0.110114	0.063297	0.9496
D(TXSELIC(-10),2)	-0.001129	0.078523	-0.014372	0.9885
D(TXSELIC(-11),2)	-0.141215	0.046796	-3.017694	0.0029
R-squared	0.834711	Mean dependent var		0.000531
Adjusted R-squared	0.825754	S.D. dependent var		0.211551
S.E. of regression	0.088307	Akaike info criterion		-1.961794
Sum squared resid	1.583027	Schwarz criterion		-1.773665
Log likelihood	222.8928	Durbin-Watson stat		1.931155

8.2.7 CREDCONS

Tabela 15: ADF Nível – Crédito Consumidor

Null Hypothesis: CREDCONS has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 12 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.856475	0.0170
Test critical values:		
1% level	-4.038365	
5% level	-3.448681	
10% level	-3.149521	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(CREDCONS)

Method: Least Squares
Date: 05/16/18 Time: 21:12
Sample (adjusted): 2008M04 2017M12
Included observations: 117 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CREDCONS(-1)	-0.055196	0.014313	-3.856475	0.0002
D(CREDCONS(-1))	0.297096	0.086393	3.438884	0.0008
D(CREDCONS(-2))	-0.006274	0.090861	-0.069046	0.9451
D(CREDCONS(-3))	0.240849	0.089880	2.679667	0.0086
D(CREDCONS(-4))	0.044655	0.093337	0.478427	0.6334
D(CREDCONS(-5))	0.099280	0.093383	1.063147	0.2902
D(CREDCONS(-6))	0.194315	0.094460	2.057120	0.0422
D(CREDCONS(-7))	-0.000200	0.097342	-0.002051	0.9984
D(CREDCONS(-8))	0.034691	0.097418	0.356105	0.7225
D(CREDCONS(-9))	0.153900	0.097299	1.581734	0.1168
D(CREDCONS(-10))	-0.047777	0.097226	-0.491398	0.6242
D(CREDCONS(-11))	0.112858	0.095123	1.186438	0.2382
D(CREDCONS(-12))	0.519260	0.094806	5.477087	0.0000
C	-95476.51	29161.57	-3.274052	0.0014
@TREND(1999M01)	1231.475	338.5733	3.637249	0.0004
R-squared	0.639728	Mean dependent var		17862.75
Adjusted R-squared	0.590279	S.D. dependent var		18133.29
S.E. of regression	11607.02	Akaike info criterion		21.67582
Sum squared resid	1.37E+10	Schwarz criterion		22.02994
Log likelihood	-1253.035	F-statistic		12.93709
Durbin-Watson stat	1.922618	Prob(F-statistic)		0.000000

Tabela 16: ADF 1ª Dif. sem tendência – Crédito Consumidor

Null Hypothesis: D(CREDCONS) has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 12 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.958919	0.2998
Test critical values:		
1% level	-2.585050	
5% level	-1.943612	
10% level	-1.614897	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(CREDCONS,2)

Method: Least Squares

Date: 05/16/18 Time: 21:12

Sample (adjusted): 2008M05 2017M12

Included observations: 116 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(CREDCONS(-1))	-0.049572	0.051696	-0.958919	0.3398
D(CREDCONS(-1),2)	-0.550000	0.105754	-5.200755	0.0000
D(CREDCONS(-2),2)	-0.573449	0.116824	-4.908665	0.0000
D(CREDCONS(-3),2)	-0.384361	0.128936	-2.981012	0.0036
D(CREDCONS(-4),2)	-0.363297	0.133764	-2.715952	0.0078
D(CREDCONS(-5),2)	-0.324161	0.136890	-2.368041	0.0197
D(CREDCONS(-6),2)	-0.169866	0.138438	-1.227022	0.2226
D(CREDCONS(-7),2)	-0.228564	0.137545	-1.661738	0.0996
D(CREDCONS(-8),2)	-0.239983	0.136025	-1.764256	0.0807
D(CREDCONS(-9),2)	-0.159573	0.131846	-1.210297	0.2289
D(CREDCONS(-10),2)	-0.255784	0.126677	-2.019176	0.0461
D(CREDCONS(-11),2)	-0.242864	0.112053	-2.167408	0.0325
D(CREDCONS(-12),2)	0.240705	0.099596	2.416820	0.0174
R-squared	0.658168	Mean dependent var	-17.60345	
Adjusted R-squared	0.618343	S.D. dependent var	19706.08	
S.E. of regression	12174.10	Akaike info criterion	21.75729	
Sum squared resid	1.53E+10	Schwarz criterion	22.06588	
Log likelihood	-1248.923	Durbin-Watson stat	2.028277	

8.2.8 CREDPRIV

Tabela 17: ADF Nível – Crédito do Setor Privado

Null Hypothesis: CREDPRIV has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 12 (Automatic based on SIC, MAXLAG=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.111956	0.9233
Test critical values:		
1% level	-4.010143	
5% level	-3.435125	
10% level	-3.141565	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(CREDPRIV)
 Method: Least Squares
 Date: 05/16/18 Time: 21:13
 Sample (adjusted): 2000M02 2014M12
 Included observations: 179 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CREDPRIV(-1)	-0.002937	0.002641	-1.111956	0.2678
D(CREDPRIV(-1))	0.210367	0.074190	2.835524	0.0052
D(CREDPRIV(-2))	-0.037627	0.076038	-0.494843	0.6214
D(CREDPRIV(-3))	0.081977	0.075018	1.092768	0.2761
D(CREDPRIV(-4))	-0.005428	0.074985	-0.072388	0.9424
D(CREDPRIV(-5))	0.053740	0.074753	0.718896	0.4732
D(CREDPRIV(-6))	0.196145	0.075056	2.613322	0.0098
D(CREDPRIV(-7))	-0.120518	0.075808	-1.589776	0.1138
D(CREDPRIV(-8))	-0.071793	0.076269	-0.941319	0.3479
D(CREDPRIV(-9))	0.072387	0.076481	0.946468	0.3453
D(CREDPRIV(-10))	-0.183808	0.076927	-2.389392	0.0180
D(CREDPRIV(-11))	-0.047263	0.078188	-0.604471	0.5464
D(CREDPRIV(-12))	0.404739	0.078500	5.155915	0.0000
C	-1710.756	1748.649	-0.978330	0.3294
@TREND(1999M01)	115.2635	48.76172	2.363811	0.0193
R-squared	0.652201	Mean dependent var		14275.09
Adjusted R-squared	0.622511	S.D. dependent var		12874.01
S.E. of regression	7909.812	Akaike info criterion		20.86967
Sum squared resid	1.03E+10	Schwarz criterion		21.13677
Log likelihood	-1852.836	F-statistic		21.96692
Durbin-Watson stat	1.906644	Prob(F-statistic)		0.000000

Tabela 18: ADF 1ª Diferença – Crédito do Setor Privado

Null Hypothesis: D(CREDPRIV) has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 11 (Automatic based on SIC, MAXLAG=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.444179	0.3556
Test critical values:		
1% level	-4.010143	
5% level	-3.435125	
10% level	-3.141565	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(CREDPRIV,2)
 Method: Least Squares
 Date: 05/16/18 Time: 21:14
 Sample (adjusted): 2000M02 2014M12
 Included observations: 179 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(CREDPRIV(-1))	-0.464287	0.189956	-2.444179	0.0156
D(CREDPRIV(-1),2)	-0.321643	0.185085	-1.737814	0.0841
D(CREDPRIV(-2),2)	-0.357539	0.176872	-2.021456	0.0448
D(CREDPRIV(-3),2)	-0.271416	0.174073	-1.559206	0.1209
D(CREDPRIV(-4),2)	-0.275166	0.167794	-1.639902	0.1029
D(CREDPRIV(-5),2)	-0.218887	0.164273	-1.332458	0.1845
D(CREDPRIV(-6),2)	-0.021570	0.160550	-0.134352	0.8933
D(CREDPRIV(-7),2)	-0.146023	0.149527	-0.976570	0.3302
D(CREDPRIV(-8),2)	-0.221919	0.135559	-1.637060	0.1035
D(CREDPRIV(-9),2)	-0.153234	0.121123	-1.265104	0.2076
D(CREDPRIV(-10),2)	-0.343122	0.099572	-3.445971	0.0007
D(CREDPRIV(-11),2)	-0.394764	0.078041	-5.058384	0.0000
C	-720.9257	1506.193	-0.478641	0.6328
@TREND(1999M01)	76.19784	33.83876	2.251792	0.0257
R-squared	0.625344	Mean dependent var		315.6927
Adjusted R-squared	0.595826	S.D. dependent var		12450.67
S.E. of regression	7915.477	Akaike info criterion		20.86601
Sum squared resid	1.03E+10	Schwarz criterion		21.11530
Log likelihood	-1853.508	F-statistic		21.18491
Durbin-Watson stat	1.906024	Prob(F-statistic)		0.000000

8.3 TESTE DE PHILLIPS-PERRON

Após o teste de ADF, é feito o teste de Phillips-Perron para comparação e confirmação, conforme a seguir:

8.3.1 ICOSA

Tabela 19: PP Nível – Índice de Credibilidade (ICOSA)

Null Hypothesis: ICOSA has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Bandwidth: 6 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-7.205094	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.998997	
5% level	-3.429745	
10% level	-3.138397	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	2.727534
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	2.929445

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(ICOSA)
 Method: Least Squares
 Date: 05/16/18 Time: 21:16
 Sample (adjusted): 1999M02 2017M12
 Included observations: 227 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ICOSA(-1)	-0.360644	0.051232	-7.039418	0.0000
C	-0.508892	0.231414	-2.199058	0.0289
@TREND(1999M01)	0.001984	0.001701	1.166235	0.2448
R-squared	0.181243	Mean dependent var		-0.001066
Adjusted R-squared	0.173933	S.D. dependent var		1.829222
S.E. of regression	1.662547	Akaike info criterion		3.867707
Sum squared resid	619.1503	Schwarz criterion		3.912970
Log likelihood	-435.9847	F-statistic		24.79276
Durbin-Watson stat	2.107569	Prob(F-statistic)		0.000000

Tabela 20: PP 1ª Dif – Índice de Credibilidade (ICSA)

Null Hypothesis: D(ICSA) has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Bandwidth: 8 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-22.71887	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.999180	
5% level	-3.429834	
10% level	-3.138449	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	3.107500
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	1.462445

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(ICSA,2)
 Method: Least Squares
 Date: 05/16/18 Time: 21:16
 Sample (adjusted): 1999M03 2017M12
 Included observations: 226 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(ICSA(-1))	-1.253355	0.064538	-19.42046	0.0000
C	-0.003436	0.238460	-0.014407	0.9885
@TREND(1999M01)	0.000107	0.001810	0.058894	0.9531
R-squared	0.628442	Mean dependent var		0.010774
Adjusted R-squared	0.625109	S.D. dependent var		2.898378
S.E. of regression	1.774628	Akaike info criterion		3.998244
Sum squared resid	702.2951	Schwarz criterion		4.043650
Log likelihood	-448.8016	F-statistic		188.5874
Durbin-Watson stat	2.084305	Prob(F-statistic)		0.000000

8.3.2 ICSB

Tabela 21: PP Nível – Índice de Credibilidade (ICSB)

Null Hypothesis: ICSB has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Bandwidth: 3 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-14.05141	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.998997	
5% level	-3.429745	
10% level	-3.138397	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.092741
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.098170

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(ICSB)
 Method: Least Squares
 Date: 05/16/18 Time: 21:17
 Sample (adjusted): 1999M02 2017M12
 Included observations: 227 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ICSB(-1)	-0.930609	0.066383	-14.01870	0.0000
C	0.171851	0.042822	4.013153	0.0001
@TREND(1999M01)	0.000210	0.000311	0.677269	0.4989
R-squared	0.467397	Mean dependent var		-0.001066
Adjusted R-squared	0.462641	S.D. dependent var		0.418209
S.E. of regression	0.306567	Akaike info criterion		0.486368
Sum squared resid	21.05229	Schwarz criterion		0.531632
Log likelihood	-52.20277	F-statistic		98.28779
Durbin-Watson stat	1.990850	Prob(F-statistic)		0.000000

1ª Diferença

Null Hypothesis: D(ICSB) has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Bandwidth: 93 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-126.7497	0.0001
Test critical values: 1% level	-3.999180	
5% level	-3.429834	
10% level	-3.138449	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.133879
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.002918

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(ICSB,2)
 Method: Least Squares
 Date: 05/16/18 Time: 21:18
 Sample (adjusted): 1999M03 2017M12
 Included observations: 226 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(ICSB(-1))	-1.473733	0.058602	-25.14837	0.0000
C	-0.001744	0.049496	-0.035237	0.9719
@TREND(1999M01)	2.38E-05	0.000376	0.063347	0.9495
R-squared	0.739324	Mean dependent var		0.003341
Adjusted R-squared	0.736986	S.D. dependent var		0.718238
S.E. of regression	0.368348	Akaike info criterion		0.853608
Sum squared resid	30.25670	Schwarz criterion		0.899014
Log likelihood	-93.45775	F-statistic		316.2332
Durbin-Watson stat	2.340429	Prob(F-statistic)		0.000000

8.3.3 ICNMB

Tabela 22: PP Nível – Índice de Credibilidade (ICNMB)

Null Hypothesis: ICNMB has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Bandwidth: 5 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-12.52615	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.998997	
5% level	-3.429745	
10% level	-3.138397	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.642526
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.768938

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(ICNMB)
 Method: Least Squares
 Date: 05/16/18 Time: 21:21
 Sample (adjusted): 1999M02 2017M12
 Included observations: 227 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ICNMB(-1)	-0.801834	0.065449	-12.25126	0.0000
C	0.457958	0.114125	4.012768	0.0001
@TREND(1999M01)	0.000635	0.000818	0.775483	0.4389
R-squared	0.401247	Mean dependent var		-0.000159
Adjusted R-squared	0.395901	S.D. dependent var		1.038199
S.E. of regression	0.806927	Akaike info criterion		2.421961
Sum squared resid	145.8535	Schwarz criterion		2.467225
Log likelihood	-271.8926	F-statistic		75.05554
Durbin-Watson stat	2.016317	Prob(F-statistic)		0.000000

Tabela 23: PP 1ª Dif – Índice de Credibilidade (ICNMB)

Null Hypothesis: D(ICNMB) has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Bandwidth: 28 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-67.73552	0.0001
Test critical values: 1% level	-3.999180	
5% level	-3.429834	
10% level	-3.138449	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.865182
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.058890

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(ICNMB,2)
 Method: Least Squares
 Date: 05/16/18 Time: 21:22
 Sample (adjusted): 1999M03 2017M12
 Included observations: 226 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(ICNMB(-1))	-1.438484	0.060052	-23.95381	0.0000
C	-0.000382	0.125823	-0.003035	0.9976
@TREND(1999M01)	5.66E-05	0.000955	0.059292	0.9528
R-squared	0.720143	Mean dependent var		0.002186
Adjusted R-squared	0.717633	S.D. dependent var		1.762172
S.E. of regression	0.936387	Akaike info criterion		2.719610
Sum squared resid	195.5311	Schwarz criterion		2.765015
Log likelihood	-304.3159	F-statistic		286.9172
Durbin-Watson stat	2.309469	Prob(F-statistic)		0.000000

8.3.4 PIB

Tabela 24: PP Nível – PIB

Null Hypothesis: PIB has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Bandwidth: 18 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-3.262543	0.0753
Test critical values:		
1% level	-3.998997	
5% level	-3.429745	
10% level	-3.138397	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	1.24E+08
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	1.00E+08

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(PIB)
 Method: Least Squares
 Date: 05/16/18 Time: 21:23
 Sample (adjusted): 1999M02 2017M12
 Included observations: 227 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PIB(-1)	-0.103621	0.029090	-3.562036	0.0004
C	3631.446	1672.052	2.171850	0.0309
@TREND(1999M01)	247.0330	67.17212	3.677611	0.0003
R-squared	0.057484	Mean dependent var		2234.178
Adjusted R-squared	0.049069	S.D. dependent var		11502.39
S.E. of regression	11216.63	Akaike info criterion		21.50131
Sum squared resid	2.82E+10	Schwarz criterion		21.54657
Log likelihood	-2437.399	F-statistic		6.830891
Durbin-Watson stat	2.332325	Prob(F-statistic)		0.001319

Tabela 25: PP 1ª Diferença – PIB

Null Hypothesis: D(PIB) has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Bandwidth: 193 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-70.27163	0.0001
Test critical values:		
1% level	-3.999180	
5% level	-3.429834	
10% level	-3.138449	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	1.25E+08
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	3435695.

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(PIB,2)
 Method: Least Squares
 Date: 05/16/18 Time: 21:23
 Sample (adjusted): 1999M03 2017M12
 Included observations: 226 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(PIB(-1))	-1.233218	0.065533	-18.81839	0.0000
C	1233.671	1512.140	0.815845	0.4155
@TREND(1999M01)	13.19535	11.47633	1.149788	0.2515
R-squared	0.613629	Mean dependent var		98.28186
Adjusted R-squared	0.610164	S.D. dependent var		18003.41
S.E. of regression	11240.77	Akaike info criterion		21.50567
Sum squared resid	2.82E+10	Schwarz criterion		21.55107
Log likelihood	-2427.140	F-statistic		177.0826
Durbin-Watson stat	2.121323	Prob(F-statistic)		0.000000

8.3.5 TXCAMB

Tabela 26: PP Nível – Taxa de Câmbio

Null Hypothesis: TXCAMB has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Bandwidth: 7 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-1.827869	0.6881
Test critical values:		
1% level	-3.998997	
5% level	-3.429745	
10% level	-3.138397	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.011007
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.020944

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(TXCAMB)
 Method: Least Squares
 Date: 05/16/18 Time: 21:24
 Sample (adjusted): 1999M02 2017M12
 Included observations: 227 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TXCAMB(-1)	-0.015584	0.011846	-1.315513	0.1897
C	0.039978	0.028452	1.405139	0.1614
@TREND(1999M01)	4.32E-05	0.000111	0.389270	0.6974
R-squared	0.007672	Mean dependent var		0.007886
Adjusted R-squared	-0.001188	S.D. dependent var		0.105550
S.E. of regression	0.105612	Akaike info criterion		-1.644955
Sum squared resid	2.498488	Schwarz criterion		-1.599692
Log likelihood	189.7024	F-statistic		0.865945
Durbin-Watson stat	1.280986	Prob(F-statistic)		0.422057

Tabela 27: PP 1ª Diferença – Taxa de Câmbio

Null Hypothesis: D(TXCAMB) has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Bandwidth: 5 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-11.29041	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.999180	
5% level	-3.429834	
10% level	-3.138449	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.009253
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.010424

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(TXCAMB,2)
 Method: Least Squares
 Date: 05/16/18 Time: 21:24
 Sample (adjusted): 1999M03 2017M12
 Included observations: 226 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(TXCAMB(-1))	-0.678519	0.061037	-11.11660	0.0000
C	-0.002271	0.013020	-0.174413	0.8617
@TREND(1999M01)	5.13E-05	9.87E-05	0.519207	0.6041
R-squared	0.357054	Mean dependent var		-0.001678
Adjusted R-squared	0.351288	S.D. dependent var		0.120233
S.E. of regression	0.096838	Akaike info criterion		-1.818359
Sum squared resid	2.091225	Schwarz criterion		-1.772954
Log likelihood	208.4746	F-statistic		61.92061
Durbin-Watson stat	1.899033	Prob(F-statistic)		0.000000

8.3.6 TXSELIC

Tabela 28: PP Nível – Taxa Selic

Null Hypothesis: TXSELIC has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Bandwidth: 3 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-4.182691	0.0056
Test critical values:		
1% level	-3.998997	
5% level	-3.429745	
10% level	-3.138397	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.021676
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.016139

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(TXSELIC)
 Method: Least Squares
 Date: 05/16/18 Time: 21:25
 Sample (adjusted): 1999M02 2017M12
 Included observations: 227 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TXSELIC(-1)	-0.164536	0.035521	-4.632133	0.0000
C	0.248798	0.059975	4.148358	0.0000
@TREND(1999M01)	-0.000624	0.000210	-2.971961	0.0033
R-squared	0.087921	Mean dependent var		-0.007223
Adjusted R-squared	0.079777	S.D. dependent var		0.154501
S.E. of regression	0.148210	Akaike info criterion		-0.967241
Sum squared resid	4.920452	Schwarz criterion		-0.921977
Log likelihood	112.7818	F-statistic		10.79638
Durbin-Watson stat	2.511495	Prob(F-statistic)		0.000033

Tabela 29: PP 1ª Diferença – Taxa Selic

Null Hypothesis: D(TXSELIC) has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Bandwidth: 4 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-22.48217	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.999180	
5% level	-3.429834	
10% level	-3.138449	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.020549
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.017934

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(TXSELIC,2)
 Method: Least Squares
 Date: 05/16/18 Time: 21:26
 Sample (adjusted): 1999M03 2017M12
 Included observations: 226 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(TXSELIC(-1))	-1.360600	0.062154	-21.89093	0.0000
C	-0.022373	0.019409	-1.152707	0.2503
@TREND(1999M01)	0.000102	0.000147	0.691994	0.4897
R-squared	0.682442	Mean dependent var		-0.001020
Adjusted R-squared	0.679594	S.D. dependent var		0.254946
S.E. of regression	0.144310	Akaike info criterion		-1.020514
Sum squared resid	4.644090	Schwarz criterion		-0.975108
Log likelihood	118.3180	F-statistic		239.6175
Durbin-Watson stat	1.937909	Prob(F-statistic)		0.000000

8.3.7 CREDCONS

Tabela 30: PP Nível – Crédito ao Consumidor

Null Hypothesis: CREDCONS has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Bandwidth: 7 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	1.426206	1.0000
Test critical values:		
1% level	-4.030729	
5% level	-3.445030	
10% level	-3.147382	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	2.45E+08
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	5.72E+08

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(CREDCONS)
 Method: Least Squares
 Date: 05/16/18 Time: 21:26
 Sample (adjusted): 2007M04 2017M12
 Included observations: 129 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CREDCONS(-1)	0.028124	0.009423	2.984574	0.0034
C	82787.69	13998.83	5.913902	0.0000
@TREND(1999M01)	-768.2003	204.6040	-3.754571	0.0003
R-squared	0.187174	Mean dependent var		18055.71
Adjusted R-squared	0.174272	S.D. dependent var		17422.62
S.E. of regression	15831.87	Akaike info criterion		22.20042
Sum squared resid	3.16E+10	Schwarz criterion		22.26693
Log likelihood	-1428.927	F-statistic		14.50732
Durbin-Watson stat	1.491576	Prob(F-statistic)		0.000002

Tabela 31: PP 1ª Diferença – Crédito ao Consumidor

Null Hypothesis: D(CREDCONS) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Bandwidth: 7 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-8.834729	0.0000
Test critical values: 1% level	-4.031309	
5% level	-3.445308	
10% level	-3.147545	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	2.37E+08
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	3.73E+08

Phillips-Perron Test Equation

Dependent Variable: D(CREDCONS,2)

Method: Least Squares

Date: 05/16/18 Time: 21:28

Sample (adjusted): 2007M05 2017M12

Included observations: 128 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(CREDCONS(-1))	-0.679582	0.084969	-7.998027	0.0000
C	31173.59	7382.799	4.222462	0.0000
@TREND(1999M01)	-115.6080	40.05135	-2.886495	0.0046
R-squared	0.338529	Mean dependent var		28.68750
Adjusted R-squared	0.327945	S.D. dependent var		18985.74
S.E. of regression	15564.30	Akaike info criterion		22.16651
Sum squared resid	3.03E+10	Schwarz criterion		22.23335
Log likelihood	-1415.656	F-statistic		31.98638
Durbin-Watson stat	2.029622	Prob(F-statistic)		0.000000

8.3.8 CREDPRIV

Tabela 32: PP 1ª Diferença – Crédito do Setor Privado

Null Hypothesis: D(CREDPRIV) has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Bandwidth: 0 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-11.79467	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.007084	
5% level	-3.433651	
10% level	-3.140697	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	83825341
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	83825341

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(CREDPRIV,2)
 Method: Least Squares
 Date: 05/16/18 Time: 21:29
 Sample (adjusted): 1999M03 2014M12
 Included observations: 190 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(CREDPRIV(-1))	-0.875644	0.074241	-11.79467	0.0000
C	-2139.007	1364.587	-1.567512	0.1187
@TREND(1999M01)	144.7428	16.99465	8.516967	0.0000
R-squared	0.426911	Mean dependent var		279.9895
Adjusted R-squared	0.420781	S.D. dependent var		12126.13
S.E. of regression	9228.767	Akaike info criterion		21.11370
Sum squared resid	1.59E+10	Schwarz criterion		21.16497
Log likelihood	-2002.802	F-statistic		69.65079
Durbin-Watson stat	1.924015	Prob(F-statistic)		0.000000

8.4 TESTE DE COINTEGRAÇÃO ENGLE GRANGER

As tabelas a seguir mostram os testes de Cointegração de Engel Granger para PIB, CredCons e CredPriv.

Tabela 33: Engle Granger – PIB

Null Hypothesis: RESIDUO has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 11 (Automatic based on SIC, MAXLAG=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.564624	0.0104
Test critical values: 1% level	-2.578018	
5% level	-1.942624	
10% level	-1.615515	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Tabela 34 - Engle Granger – Crédito ao Consumidor

Null Hypothesis: RESIDUO1 has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-12.90173	0.0000
Test critical values: 1% level	-2.578092	
5% level	-1.942634	
10% level	-1.615508	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Tabela 35: Engle Granger – Crédito ao Setor privado

Null Hypothesis: RESIDUO2 has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=13)

	t-Statistic	Prob.*
--	-------------	--------

Augmented Dickey-Fuller test statistic		-13.18103	0.0000
Test critical values:	1% level	-2.578167	
	5% level	-1.942645	
	10% level	-1.615502	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

8.5 TESTE DE CAUSALIDADE GRANGER

Tabela 36: Causalidade Granger do Índice de Credibilidade (ICSA)

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 05/24/18 Time: 00:12

Sample: 1999M01 2017M12

Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
PIB does not Granger Cause ICSA	226	0.28190	0.75462
ICSA does not Granger Cause PIB		0.16025	0.85203
TXCAMB does not Granger Cause ICSA	226	14.2722	1.5E-06
ICSA does not Granger Cause TXCAMB		0.31755	0.72826
TXSELIC does not Granger Cause ICSA	226	0.35612	0.70079
ICSA does not Granger Cause TXSELIC		5.13242	0.00663
CREDCONS does not Granger Cause ICSA	128	3.96218	0.02150
ICSA does not Granger Cause CREDCONS		2.06214	0.13156
CREDPRIV does not Granger Cause ICSA	190	0.41291	0.66233
ICSA does not Granger Cause CREDPRIV		2.35299	0.09792
TXCAMB does not Granger Cause PIB	226	0.36170	0.69690
PIB does not Granger Cause TXCAMB		2.13180	0.12106
TXSELIC does not Granger Cause PIB	226	10.5570	4.2E-05
PIB does not Granger Cause TXSELIC		2.12823	0.12148
CREDCONS does not Granger Cause PIB	128	4.07628	0.01931
PIB does not Granger Cause CREDCONS		0.17085	0.84315
CREDPRIV does not Granger Cause PIB	190	3.29836	0.03913
PIB does not Granger Cause CREDPRIV		10.6517	4.2E-05
TXSELIC does not Granger Cause TXCAMB	226	3.14378	0.04505
TXCAMB does not Granger Cause TXSELIC		3.58050	0.02949

CREDCONS does not Granger Cause TXCAMB	128	3.16238	0.04579
TXCAMB does not Granger Cause CREDCONS		19.1579	5.7E-08
CREDPRIV does not Granger Cause TXCAMB	190	0.74892	0.47430
TXCAMB does not Granger Cause CREDPRIV		5.03286	0.00744
CREDCONS does not Granger Cause TXSELIC	128	5.77882	0.00399
TXSELIC does not Granger Cause CREDCONS		7.64511	0.00074
CREDPRIV does not Granger Cause TXSELIC	190	2.35464	0.09777
TXSELIC does not Granger Cause CREDPRIV		5.13790	0.00674
CREDPRIV does not Granger Cause CREDCONS	92	1.72142	0.18485
CREDCONS does not Granger Cause CREDPRIV		1.41035	0.24958

Tabela 37: Causalidade Granger do Índice de Credibilidade (ICSB)

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 05/24/18 Time: 00:14

Sample: 1999M01 2017M12

Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
PIB does not Granger Cause ICSB	226	0.37996	0.68433
ICSB does not Granger Cause PIB		0.50495	0.60423
TXCAMB does not Granger Cause ICSB	226	1.48018	0.22984
ICSB does not Granger Cause TXCAMB		1.14295	0.32075
TXSELIC does not Granger Cause ICSB	226	0.22662	0.79741
ICSB does not Granger Cause TXSELIC		2.17125	0.11646
CREDCONS does not Granger Cause ICSB	128	1.43427	0.24225
ICSB does not Granger Cause CREDCONS		0.76666	0.46677
CREDPRIV does not Granger Cause ICSB	190	0.11113	0.89488
ICSB does not Granger Cause CREDPRIV		0.37102	0.69054
TXCAMB does not Granger Cause PIB	226	0.36170	0.69690
PIB does not Granger Cause TXCAMB		2.13180	0.12106
TXSELIC does not Granger Cause PIB	226	10.5570	4.2E-05
PIB does not Granger Cause TXSELIC		2.12823	0.12148

CREDCONS does not Granger Cause PIB	128	4.07628	0.01931
PIB does not Granger Cause CREDCONS		0.17085	0.84315
<hr/>			
CREDPRIV does not Granger Cause PIB	190	3.29836	0.03913
PIB does not Granger Cause CREDPRIV		10.6517	4.2E-05
<hr/>			
TXSELIC does not Granger Cause TXCAMB	226	3.14378	0.04505
TXCAMB does not Granger Cause TXSELIC		3.58050	0.02949
<hr/>			
CREDCONS does not Granger Cause TXCAMB	128	3.16238	0.04579
TXCAMB does not Granger Cause CREDCONS		19.1579	5.7E-08
<hr/>			
CREDPRIV does not Granger Cause TXCAMB	190	0.74892	0.47430
TXCAMB does not Granger Cause CREDPRIV		5.03286	0.00744
<hr/>			
CREDCONS does not Granger Cause TXSELIC	128	5.77882	0.00399
TXSELIC does not Granger Cause CREDCONS		7.64511	0.00074
<hr/>			
CREDPRIV does not Granger Cause TXSELIC	190	2.35464	0.09777
TXSELIC does not Granger Cause CREDPRIV		5.13790	0.00674
<hr/>			
CREDPRIV does not Granger Cause CREDCONS	92	1.72142	0.18485
CREDCONS does not Granger Cause CREDPRIV		1.41035	0.24958
<hr/>			

Tabela 38: Causalidade Granger do Índice de Credibilidade (ICNMB)

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 05/24/18 Time: 00:15

Sample: 1999M01 2017M12

Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
PIB does not Granger Cause ICNMB	226	0.14798	0.86253
ICNMB does not Granger Cause PIB		0.77850	0.46035
<hr/>			
TXCAMB does not Granger Cause ICNMB	226	2.52867	0.08207
ICNMB does not Granger Cause TXCAMB		1.99446	0.13853
<hr/>			
TXSELIC does not Granger Cause ICNMB	226	0.24767	0.78084
ICNMB does not Granger Cause TXSELIC		2.23453	0.10946
<hr/>			
CREDCONS does not Granger Cause ICNMB	128	4.10251	0.01885
ICNMB does not Granger Cause CREDCONS		2.08085	0.12920
<hr/>			
CREDPRIV does not Granger Cause ICNMB	190	0.81928	0.44234

ICNMB does not Granger Cause CREDPRIV		0.71653	0.48980
TXCAMB does not Granger Cause PIB	226	0.36170	0.69690
PIB does not Granger Cause TXCAMB		2.13180	0.12106
TXSELIC does not Granger Cause PIB	226	10.5570	4.2E-05
PIB does not Granger Cause TXSELIC		2.12823	0.12148
CREDCONS does not Granger Cause PIB	128	4.07628	0.01931
PIB does not Granger Cause CREDCONS		0.17085	0.84315
CREDPRIV does not Granger Cause PIB	190	3.29836	0.03913
PIB does not Granger Cause CREDPRIV		10.6517	4.2E-05
TXSELIC does not Granger Cause TXCAMB	226	3.14378	0.04505
TXCAMB does not Granger Cause TXSELIC		3.58050	0.02949
CREDCONS does not Granger Cause TXCAMB	128	3.16238	0.04579
TXCAMB does not Granger Cause CREDCONS		19.1579	5.7E-08
CREDPRIV does not Granger Cause TXCAMB	190	0.74892	0.47430
TXCAMB does not Granger Cause CREDPRIV		5.03286	0.00744
CREDCONS does not Granger Cause TXSELIC	128	5.77882	0.00399
TXSELIC does not Granger Cause CREDCONS		7.64511	0.00074
CREDPRIV does not Granger Cause TXSELIC	190	2.35464	0.09777
TXSELIC does not Granger Cause CREDPRIV		5.13790	0.00674
CREDPRIV does not Granger Cause CREDCONS	92	1.72142	0.18485
CREDCONS does not Granger Cause CREDPRIV		1.41035	0.24958

8.6 LAG CRITERIA

Tabela 36: Lag Criteria do VAR – Índice de Credibilidade (ICSA)

VAR Lag Order Selection Criteria
 Endogenous variables: ICSA PIB TXSELIC TXCAMB CREDCONS
 CREDPRIV
 Exogenous variables: C
 Date: 05/24/18 Time: 00:01
 Sample: 1999M01 2017M12
 Included observations: 86

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
-----	------	----	-----	-----	----	----

0	-3133.822	NA	2.07e+24	73.01911	73.19034	73.08802
1	-2510.581	1145.025	2.44e+18	59.36234	60.56097*	59.84473*
2	-2457.508	90.09975	1.66e+18	58.96530	61.19134	59.86118
3	-2421.170	56.61968	1.70e+18	58.95744	62.21088	60.26680
4	-2380.705	57.40351	1.62e+18	58.85361	63.13445	60.57645
5	-2344.823	45.89629	1.80e+18	58.85634	64.16458	60.99266
6	-2296.466	55.10370	1.58e+18	58.56899	64.90463	61.11879
7	-2241.194	55.27293	1.27e+18	58.12078	65.48382	61.08406
8	-2178.085	54.30258*	9.47e+17*	57.49035*	65.88079	60.86712

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

Tabela 40: Lag Criteria do VAR – Índice de Credibilidade (ICSB)

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: PIB TXSELIC TXCAMB CREDCONS
CREDPRIV ICSB

Exogenous variables: C

Date: 05/24/18 Time: 00:04

Sample: 1999M01 2017M12

Included observations: 86

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-3044.568	NA	2.60e+23	70.94344	71.11467	71.01235
1	-2426.420	1135.667	3.44e+17	57.40511	58.60375*	57.88751*
2	-2375.283	86.81340	2.45e+17	57.05310	59.27913	57.94898
3	-2333.417	65.23412	2.20e+17	56.91666	60.17010	58.22602
4	-2289.660	62.07323	1.95e+17	56.73628	61.01712	58.45912
5	-2253.028	46.85517	2.13e+17	56.72158	62.02982	58.85790
6	-2207.065	52.37674	1.97e+17	56.48987	62.82551	59.03968
7	-2146.434	60.63089*	1.40e+17	55.91706	63.28010	58.88034
8	-2091.286	47.45275	1.26e+17*	55.47176*	63.86221	58.84853

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

Tabela 41: Lag Criteria do VAR – Índice de Credibilidade (ICNMB)

VAR Lag Order Selection Criteria
 Endogenous variables: PIB TXSELIC TXCAMB CREDCONS
 CREDPRIV ICNMB
 Exogenous variables: C
 Date: 05/24/18 Time: 00:05
 Sample: 1999M01 2017M12
 Included observations: 86

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-3121.606	NA	1.56e+24	72.73503	72.90626	72.80394
1	-2503.626	1135.358	2.07e+18	59.20061	60.39924*	59.68300
2	-2444.246	100.8088	1.22e+18	58.65688	60.88291	59.55275*
3	-2403.353	63.71730	1.12e+18	58.54308	61.79652	59.85244
4	-2361.107	59.93031	1.03e+18	58.39783	62.67867	60.12067
5	-2308.184	67.69199	7.66e+17	58.00427	63.31251	60.14059
6	-2267.272	46.62043	7.99e+17	57.89004	64.22569	60.43985
7	-2209.219	58.05302*	6.04e+17	57.37718	64.74023	60.34047
8	-2155.365	46.33963	5.58e+17*	56.96197*	65.35241	60.33874

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

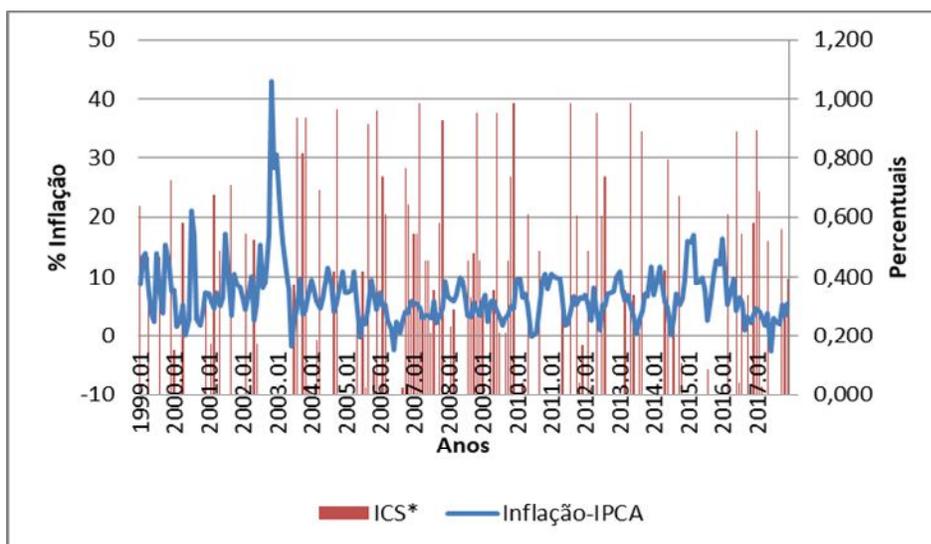
FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

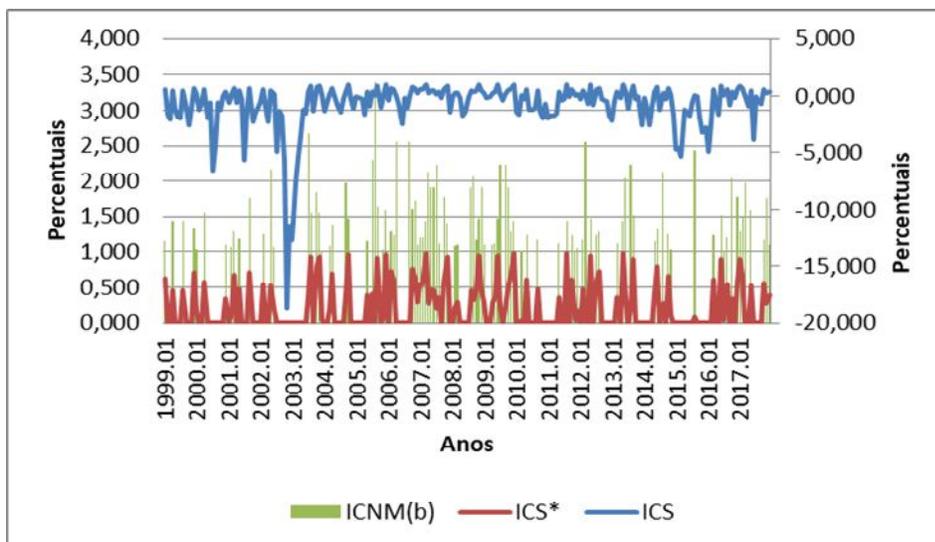
HQ: Hannan-Quinn information criterion

8.7 OUTROS GRÁFICOS

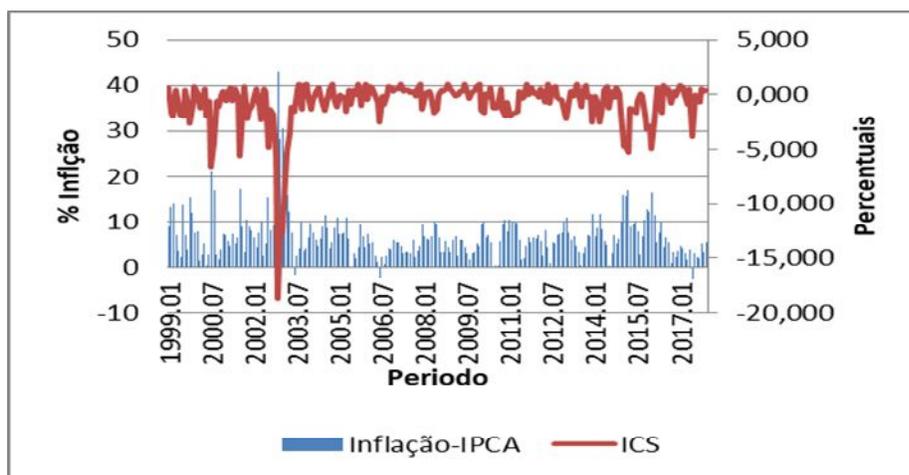
GRÁFICO 2 - VARIAÇÃO DOS ICS_A 

*Resultado da Pesquisa Econômica dos dados de IPEA e BCB de 1999 a 2017.

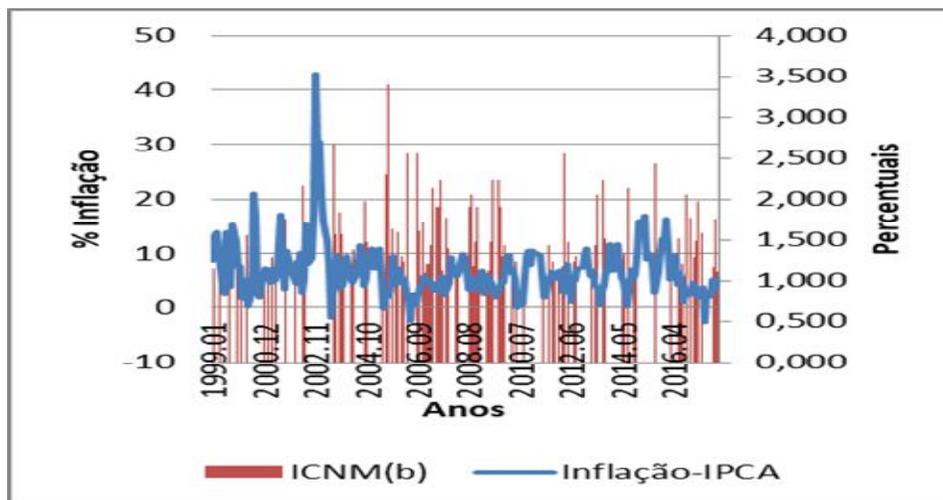
GRÁFICO 3 - VARIAÇÃO DOS ÍNDICES DE CREDIBILIDADE



*Resultado da Pesquisa Econômica dos dados de IPEA e BCB de 1999 a 2017.

GRÁFICO 4 - VARIAÇÃO IC_S E INFLAÇÃO

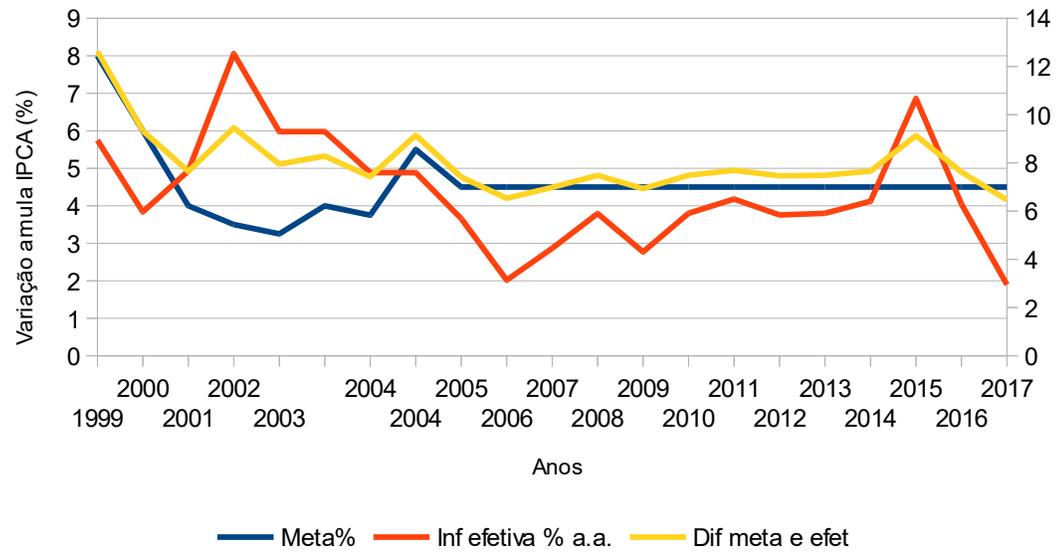
*Resultado da Pesquisa Econômica dos dados de IPEA e BCB de 1999 a 2017.

GRÁFICO 5 - VARIAÇÃO IC_{NM(b)} E INFLAÇÃO.

*Resultado da Pesquisa Econômica dos dados de IPEA e BCB de 1999 a 2017.

*Fonte BCB 1999 a 2017

GRÁFICO 6 - SÉRIE HISTÓRICA DA INFLAÇÃO, META E A DIFERENÇA ENTRE OS DOIS.





Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul
Pró-Reitoria de Graduação
Av. Ipiranga, 6681 - Prédio 1 - 3º. andar
Porto Alegre - RS - Brasil
Fone: (51) 3320-3500 - Fax: (51) 3339-1564
E-mail: prograd@pucrs.br
Site: www.pucrs.br