

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO DE JANEIRO  
INSTITUTO DE ECONOMIA  
MONOGRAFIA DE BACHARELADO

A RELAÇÃO ENTRE A CREDIBILIDADE DA POLÍTICA MONETÁRIA E A TAXA SELIC: Um  
estudo econométrico do período 2011-2018

EWERTON NEVES CARDOSO  
matrícula nº: 114211240

ORIENTADOR: Antônio Luís Licha

RIO DEJANEIRO

2019

EWERTON NEVES CARDOSO

A RELAÇÃO ENTRE A CREDIBILIDADE DA POLÍTICA MONETÁRIA E A TAXA SELIC:

Um estudo econométrico do período 2011-2018

Trabalho de conclusão de curso apresentado ao Instituto de Economia da Universidade Federal do Rio de Janeiro, como parte dos requisitos necessários à obtenção de grau de Bacharel em Ciências Econômicas.

Orientador: Antônio Luís Licha

RIO DE JANEIRO

2019

## RESUMO

O trabalho tem como objetivo elucidar a relação entre a credibilidade do BCB e a condução da política monetária. A base teórica são os modelos de viés inflacionários desenvolvidos por Barro e Gordon (1983) e Kydland e Prescott (1977). Estes autores, no âmbito dos seus artigos, teorizam a importância de se evitar a discricionariedade da política monetária, reduzindo, assim, o ímpeto das autoridades monetárias em afetar o produto efetivo no curto prazo. Nos artigos deles, os resultados obtidos, quando a política segue uma regra, são superiores do que quando a política é conduzida de maneira discricionária.

Para a política ser guiada por uma regra e ter resultados positivos, entretanto, é necessário que a regra seja crível, isto é, os agentes privados precisam acreditar que a ação do banco central será consistente com a regra anunciada. A credibilidade, portanto, é algo crucial para o sucesso da política.

A credibilidade ganhou mais notoriedade quando o regime de metas de inflação foi implementado em vários países. O mesmo ocorreu quando o sistema foi implementado no Brasil, em 1999. Para muitos autores, tais como Minella et al (2003), o sistema não obteria êxito sem a credibilidade.

O trabalho pretende responder duas questões: 1) houve alguma perda de credibilidade no período analisado? 2) a credibilidade tem algum efeito sobre a taxa Selic? Para responder a primeira pergunta, será utilizado os índices de Cecchetti & Krause (2002), Mendonça (2004) e Mendonça (2007). Para responder a segunda, foi estimado um modelo VEC.

Os resultados sugerem que houve uma perda de credibilidade em alguns meses da série analisada, contudo, a credibilidade voltou a se recuperar nos últimos dois anos. O modelo econométrico deu evidências de que há uma relação inversa entre a credibilidade da política monetária e a taxa de juros nominal da economia brasileira, a taxa Selic.

## ÍNDICE

INTRODUÇÃO .....	5
1. MODELO DE VIÉS INFLACIONÁRIO .....	9
1.1. Modelo de Barro & Gordon .....	11
1.1.1. Política Discricionária .....	11
1.1.2. Regra de Política.....	12
1.1.3. Trapaça .....	13
1.1.4. Custo da Trapaça .....	14
1.1.5. Regra Crível.....	15
1.2. Regra de Taylor .....	16
2. ÍNDICES DE CREDIBILIDADE .....	20
2.1. Índice de Cecchetti & Krause.....	21
2.2. Índice $IC_M$ .....	22
2.3. Índice Ajustado $IC_A$ .....	22
2.4. Trajetória dos Índices .....	23
2.4.1. Trajetória do Índice $IC_{CK}$ .....	25
2.4.2. Trajetória do Índice $IC_M$ .....	25
2.4.3. Trajetória $IC_A$ .....	26
2.4.4. Comparação da Trajetória dos Índices .....	27
3. ANÁLISE EMPÍRICA .....	30
3.1. Modelo Vetor de Correção de Erros (VEC).....	30
3.1.1. Teste de Cointegração de Johansen .....	34
3.2. Análise dos Dados .....	37
3.2.1. Teste de Raiz Unitária DF-GLS .....	37
3.2.2. Resultados.....	39
3.2.3. Teste de Cointegração.....	39
3.2.4. Função Impulso Resposta .....	41

3.2.5. Decomposição da Variância .....	42
3.2.6. Teste de Causalidade .....	44
CONSIDERAÇÕES FINAIS .....	45
BIBLIOGRAFIA .....	47
ANEXO A .....	50

## INTRODUÇÃO

A credibilidade da política monetária tem sido cada vez mais debatida no meio acadêmico, no mercado e no público em geral. O motivo deste frequente debate é a sua importância na condução da política monetária e no sucesso do regime de metas de inflação, adotado no Brasil em 1999. A credibilidade se tornou algo relevante, para a política monetária, a partir do debate sobre regra e discricionariedade, feito por Kydland e Prescott (1977) e Barro e Gordon (1983).

Nos artigos destes autores ficou demonstrado que a política discricionária, que é aquela que minimiza uma função objetivo a cada período, tem resultados inferiores aos obtidos quando a autoridade monetária segue uma regra. Portanto, o compromisso deveria ser com a estabilidade de preços, pois não seria possível impactar o nível de atividade real da economia.

Para funcionar, no entanto, não bastaria a autoridade monetária seguir uma regra, como um nível de inflação anunciada, esta regra deveria ser crível, devido a possibilidade da regra anunciada não ser cumprida. Daí surgiu a importância da autoridade monetária ter credibilidade. Este modelo teórico, portanto, reconhece o papel fundamental das expectativas de inflação na determinação da própria inflação, e no seu impacto na condução da política monetária ótima.

Com a adoção do regime de metas de inflação, a preocupação com a credibilidade não perdeu espaço. Lembrando que, como definiu Mishkin (2000), o regime de metas de inflação pode ser resumido em cinco elementos básicos: i) Anúncio de uma meta numérica de inflação a ser alcançada pela autoridade monetária; ii) O objetivo principal da política monetária é a estabilidade de preços; iii) A autoridade monetária deve ser transparente em qual instrumento de política será utilizado; iv) Deve haver um aumento da transparência, também, acerca dos objetivos da política, seus resultados, as medidas tomadas, para o público e o mercado; v) A autoridade monetária deve ter *accountability*.

O regime de metas é uma estratégia de política monetária. Uma de suas vantagens, como diz Svensson (2010), é a sua capacidade ancorar as expectativas de inflação. Para conquistar este feito, contudo, o banco central precisa ter credibilidade.

Analisando o cenário brasileiro, Minella et al (2003) reafirmou a importância do BCB conquistar credibilidade, o que segundo o artigo, seria algo penoso, que demoraria algum tempo.

A preocupação com a credibilidade, no entanto, não se resume a preocupação em garantir que a estabilidade de preços seja alcançada, mas também, o seu efeito sobre o instrumento de política. Svensson (1998) investigou essa relação, elaborando uma maneira de mensurar a credibilidade da política monetária.

Em seu trabalho, o autor chegou à conclusão que, para garantir a estabilidade de preços, uma autoridade monetária com baixa credibilidade deveria praticar uma política monetária mais restritiva do que uma outra com maior credibilidade, o que significa dizer que a credibilidade tem um efeito na taxa de juros nominal. Além deste resultado, a credibilidade melhora o trade-off entre inflação e desemprego, aumentando ainda mais a importância da autoridade monetária obter credibilidade.

Sem mensurar diretamente a credibilidade, Minella et al (2003) demonstrou que os desvios da expectativa de inflação em relação à meta têm um efeito significativo sobre a taxa de juros, fortalecendo a hipótese de que a perda de credibilidade realmente impacta o instrumento de política.

Mendonça (2007) também investigou, agora de maneira direta, a relação entre a credibilidade e a taxa de juros. Para isso, ele elaborou um índice de credibilidade da política monetária, baseado no índice proposto por Cecchetti & Krause (2002).

O autor utilizou o modelo VAR para estimar os efeitos dos diversos índices sobre a taxa de juros. Os resultados de seu trabalho indicam que, de fato, a credibilidade afeta negativamente a taxa de juros, isto é, a perda de credibilidade força uma alta na taxa básica de juros.

O período em que Alexandre Tombini presidiu o Banco Central do Brasil (BCB) foi marcado por duras críticas sobre o compromisso da autoridade com a estabilidade de preço, o que significaria um afrouxamento das diretrizes do regime de metas. As críticas ocorreram devido a rápida queda da taxa de juros em um espaço curto de tempo, chegando a sua mínima histórica até então. Enquanto isso, as expectativas de inflação se distanciavam da meta, indicando que o banco central deixou de reagir aos

desvios da expectativa de inflação, contrariando o resultado encontrado por Minella et al (2003) ao estimar a função de reação do BCB.

Com o objetivo de analisar esta dinâmica no período, foi utilizado os métodos de Mendonça (2007) e Cecchetti & Krause (2002) para mensurar a credibilidade da política monetária. Os resultados confirmam o que se desconfiava, há uma deterioração da credibilidade no período.

No período subsequente à queda da taxa de juros, a Selic passou a subir rapidamente, alcançado o patamar de 14,25%, superando o valor inicial do período de 11,25%. Entre 2017 e 2018, contudo, a taxa Selic voltou cair, voltando ao patamar do início da série. Para investigar se a credibilidade pode ter tido alguma relação com este comportamento da taxa de juros, foi estimado um modelo econométrico Vetor de Correção de Erros (VEC). Os resultados evidenciam que há uma relação entre as variáveis.

No primeiro capítulo do trabalho, será feito a fundamentação teórica sobre a credibilidade na política monetária. A base teórica será o modelo de Barro & Gordon (1983), onde é apresentada a importância da credibilidade na condução da política monetária, e a regra de Taylor (1993), onde é apresentada uma regra de decisão, para o banco central, para a condução da política monetária, usando a taxa de juros como instrumento de política.

O segundo capítulo será o teórico, onde será apresentada o modelo Barro & Gordon (1983) e a os seus resultados de política com Discrção, com Regra, onde será justificada os motivos para os melhores resultados obtidos com Regra. Para a Regra ter sucesso, todavia, a regra precisa ser crível para ancorar as expectativas de inflação. Na segunda parte, será apresentada a relação entre a teoria apresentada por Barro & Gordon (1983) e o comportamento da taxa de juros, a partir da regra de Taylor (1993).

No terceiro capítulo, será apresentada a base teórica utilizada para a elaboração de índices que mensuram a credibilidade da política monetária. Os índices seguem o que foi proposto por Svensson (1998), onde os índices devem ser construídos a partir dos desvios da expectativa de inflação e a meta a ser alcançada. Em seguida, será exibida os índices utilizados no trabalho, proposto por Cecchetti & Krause (2002) e Mendonça (2007).

No terceiro capítulo, será apresentada o modelo econométrico escolhido para o trabalho. Depois de apresentar o modelo econométrico, será demonstrada os dados utilizados no trabalho. Em seguida, serão exibidos os resultados obtidos com o modelo econométrico.

## 1. MODELO DE VIÉS INFLACIONÁRIO

A credibilidade da política monetária se tornou algo relevante a partir do desenvolvimento dos modelos de viés inflacionário, proposto por alguns autores. Os principais trabalhos são de Barro & Gordon (1983) e Kydland & Prescott (1977). Todos eles demonstram como e porque as autoridades monetárias tentam aumentar o nível de bem estar da economia, usando seus instrumentos de política.

A autoridade monetária tentar gerar crescimento econômico inflacionando a economia e, para isso, precisa gerar uma inflação que não é antecipada pelos agentes econômicos. Para obter este resultado, portanto, o modo como as expectativas são formadas pelos agentes econômicos é um ponto importante para compreender como a economia seria afetada pela política monetária. Caso as expectativas fossem formadas, utilizando apenas a inflação passada, a autoridade monetária alcançaria o seu objetivo. Este mecanismo era conhecido como expectativas adaptativas. Caso os agentes seguissem este método, erros sistemáticos nas expectativas dos agentes poderiam ocorrer, o que possibilitaria a autoridade monetária reduzir a taxa de desemprego abaixo de sua taxa natural.

Depois de analisar as limitações das expectativas adaptativas, por ignorar todo o conhecimento disponível aos agentes econômicos, tanto da política corrente, quanto das políticas futuras, outro mecanismo foi proposto, o de expectativas racionais. Neste último, o público usa todas as informações disponíveis, inclusive as informações sobre as políticas futuras, para formarem suas expectativas. Ao incluir as expectativas racionais, a autoridade monetária perde sua capacidade de afetar a taxa de desemprego e o produto efetivo da economia.

Alcançar resultados no produto, fazendo uso da política monetária, portanto, é possível desde que a autoridade monetária gere uma inflação corrente acima do que o público e o mercado espere, isto é,  $\pi > \pi^*$ . Quando isso acontece, a taxa de desemprego fica abaixo do desemprego natural, o que leva o produto efetivo a ficar acima do produto potencial. Por haver esta possibilidade, o Banco Central seria tentado a gerar surpresas inflacionárias.

Como consequência deste viés inflacionário, alguns autores, como Barro & Gordon (1983) defenderam que a autoridade monetária deveria conduzir a política monetária a partir de uma regra, que seria anunciada de maneira a coordenar as

expectativas dos agentes econômicos. A ideia é simples. Desde que foi aceita influência das expectativas dos agentes privados na inflação corrente, o uso da regra, na política monetária, se tornou uma maneira de ancorar essas expectativas e, assim, ancorar a inflação.

O uso da regra, entretanto, não acaba com o estímulo do banco central a gerar surpresa inflacionária. Com uso da regra, a autoridade monetária seria tentado a trapacear, anunciando uma meta de política e, posteriormente, gerar um choque inflacionário (LUCAS, 1972). Essa prática, no entanto, faria o banco central perder reputação, ou credibilidade, trazendo custos nos períodos subsequentes por não cumprir a meta.

A perda de credibilidade ocorre porque o público reconhece que, sempre que possível, a autoridade monetária tentará gerar uma surpresa inflacionária, mesmo quando a autoridade estabelece uma regra de política. Quando o banco central anuncia uma regra e não a cumpre, ele credibilidade, o que afetará diretamente o nível de bem-estar na economia. Uma autoridade monetária sem credibilidade tende a elevar a taxa de desemprego, quando se comparado a um banco com credibilidade. Isto significa que a perda de reputação traz custos a autoridade monetária.

A autoridade monetária tem dois motivos para agir de maneira discricionária, segundo Barro e Gordon (1983). A primeira é gerar um choque inflacionário inesperado, fazendo o produto exceder o produto potencial. Este primeiro caso ocorre no caso de inconsistência dinâmica. A segunda é o efeito que uma surpresa inflacionária tem sobre suas receitas.

Em relação a este primeiro incentivo, que ocorre graças a inconsistência temporal, foi abordado de maneira bem detalhada por Kydland & Prescott (1977) e Taylor (1985). O problema, seguindo a ideia dos dois autores, baseia-se em um jogo sequencial não cooperativo entre dois agentes, o estado e o público.

Basicamente, a teoria de inconsistência temporal, ou inconsistência dinâmica, da política monetária pode ser apresentada da seguinte forma: Como é um jogo sequencial não cooperativo, a autoridade monetária é responsável pelo primeiro passo, anunciando uma regra de política. Esta regra seria uma determinada taxa de inflação, costumeiramente, nos modelos propostos, a taxa é igual a zero.

Dado que a autoridade deu o primeiro passo, estabelecendo a regra de política a ser aplicada, o próximo passo é com o público. Cabe ao público definir se acredita ou não. Neste modelo, supõe-se que, para o primeiro período, a reputação da autoridade monetária é máxima. Portanto, o público acreditará na meta de inflação anunciada, ancorando as expectativas de inflação. Neste caso, então, a expectativa é igual a meta anunciada.

No terceiro passo, a ação volta para a autoridade monetária. Neste caso, cabe à ela definir se cumpre a regra de política anunciada, ou não. Daí que surge o problema da inconsistência dinâmica, pois, com as expectativas ancoradas, há a possibilidade de afetar o produto efetivo via surpresa inflacionária. Isso só é possível pois o público espera a inflação que havia sido anunciada pela autoridade monetária no primeiro momento.

Este problema de inconsistência dinâmica reforça a importância da credibilidade da política monetária, pois abre a possibilidade do não cumprimento da regra. O modo como os resultados das políticas discricionária, regra e trapaça, ocorrem, será apresentado na próxima seção que aborda o modelo de Barro & Gordon (1983).

Em seu artigo, Barro e Gordon (1983), afirmam que, quando há um choque inflacionário não antecipado pelo público, as receitas do governo aumentam, permitindo que ele aumente os seus gastos. Esse fato ocorre, pois os títulos de dívida,  $B_t$ , comprados pelo público, tem seu valor depreciado pela inflação,  $P_t$ . Essa depreciação da dívida pública dá margem para o governo aumentar o seu gasto.

### 1.1. Modelo de Barro & Gordon

No modelo proposto por Barro e Gordon (1983), o banco central busca minimizar uma função objetivo, que é a função de perda social. A ideia é reduzir os custos pelo viés inflacionário.

#### 1.1.1. Política Discricionária

A política discricionária tem como finalidade elevar o nível de bem estar na economia minimizando uma função objetivo. A ideia é garantir uma taxa de desemprego mais baixa e, conseqüentemente, um crescimento econômico maior. Os autores formulam esta parte como se fosse um jogo não cooperativo entre a autoridade monetária e os agentes privados. Neste caso, a autoridade monetária anunciaria sua política depois de os agentes formularem suas expectativas de inflação. A política é feita desta forma, pois se

imagina que as expectativas são dadas, seguindo um mecanismo *backward looking*. A função a ser minimizada pela é esta abaixo:

$$z_t = (a/2)(\pi_t)^2 - b_t(\pi_t - \pi_t^e) \quad (1)$$

Onde  $a$  e  $b_t > 0$ ;

A primeira parte da equação,  $(a/2)(\pi_t)^2$ , representa os custos de um choque inflacionário. Já a segunda parte da equação,  $b_t(\pi_t - \pi_t^e)$ , representa os benefícios da inflação gerada pela política monetária adotada com discricção.

Na política discricionária, o formulador de política escolhe o  $\pi$  que minimiza a função objetivo. A taxa de inflação escolhida é:

$$\pi_t = b_m/a \quad (2)$$

Onde  $b_m$  é a média do parâmetro de benefício do choque inflacionário;

Como foi proposto por Lucas (1976) os agentes formulam suas expectativas de maneira racional, ou seja, eles usam todas as informações possíveis para a formularem suas exéctativas. Por este motivo, os agentes são capazes de antecipar a taxa de inflação que a autoridade monetária escolhe. Logo, as expectativas de inflação serão:

$$\pi_t^e = \pi_t = b_m/a \quad (3)$$

Com este resultado, onde os agentes econômicos conseguem antecipar a taxa de inflação escolhida pelo formulador de políticas, podemos calcular a o resultado na função objetivo. Este resultado será:

$$z_t = (1/2)(b_m)^2/a \quad (4)$$

Na equação (1), é possível perceber que, como os agentes antecipam a inflação escolhida pela autoridade monetária, a segunda parte da equação, que representa os ganhos com o choque inflacionário, será igual a zero.

### 1.1.2. Regra de Política

Com Regra, o formulador de políticas se compromete com os agentes econômicos ao anunciar uma taxa de inflação. Esta taxa de inflação é anunciada antes dos agentes formularem suas expectativas de inflação. A regra para a taxa de inflação é esta abaixo:

$$\pi_t = 0 \quad (5)$$

Como o modelo utiliza a teoria de expectativas racionais, os agentes conseguem prever a inflação, que será a mesma inflação anunciada pela autoridade monetária. As expectativas de inflação, logo, será:

$$\pi_t^e = \pi_t = 0 \quad (6)$$

De forma análoga a que foi feita com discricção, para descobrir o valor encontrado na função objetivo, estes valores serão substituídos nela. Portanto, teremos o seguinte resultado:

$$z_t = 0 \quad (7)$$

Como se pode ver, o resultado com regra é superior ao com discricção. Isto ocorre devido ao fato de que os agentes conseguem antecipar a inflação escolhida pelo formulador de política e, assim, anular os ganhos de um choque inflacionário, porém, os custos da inflação se mantêm. Como no caso de regra, não há inflação, não há o custo do processo inflacionário, o que torna a política com regra melhor

O resultado de regra sendo melhor do que com discricção, todavia, o problema de política monetária não teve fim. Pois, a autoridade monetária é tentada a não cumprir a regra, isto é, trapaçar. A possibilidade de trapaçar surge devido a possibilidade de obter um resultado superior aos resultados alcançados com discricção e regra.

### 1.1.3. Trapaça

A possibilidade de trapaça surge quando o formulador de política anuncia uma regra para inflação,  $\pi_t = 0$ , fazendo a expectativa de inflação dos agentes econômicos também ser zero. Com as expectativas ancoradas, a autoridade monetária, que visa minimizar a função objetivo, se sente tentada a trair a regra, escolhendo uma taxa de inflação superior a zero. Esta tentação existe porque, nestas circunstâncias, o formulador de política conseguirá obter um resultado superior aos que foram realizados nos casos de discricção e regra. A função a ser minimizada é a função de perda social, que é esta abaixo:

$$z_t = \frac{a}{2} \pi^2 - b_t (\pi - \pi_t^e) \quad (8)$$

O formulador de política tem que escolher o  $\pi_t$  que minimiza a função objetivo. Neste caso, será escolhido o mesmo valor que é utilizado no caso com discricção.

$$\pi_t = \frac{b_m}{a} \quad (9)$$

Como a expectativa de inflação é zero, a segunda parte da equação que representa os benefícios do choque inflacionário não será zerado. Minimizando a função objetivo da autoridade monetária, obtém-se:

$$E_{zt} = -\frac{1}{2} \left( \frac{b_m^2}{a} \right) \quad (10)$$

Este resultado supera o que foi obtido com Discrição e Regra. O melhor resultado possível, por conseguinte, será com trapaça. Neste caso, o resultado com regra,  $\pi_t = 0$ , será o segundo melhor resultado possível e com discrição será o terceiro.

Como agora os resultados com Regra e Trapaça estão dados, é possível calcular um valor que quantifique a tentação que o formulador de política sofre para trair uma regra depois de anunciá-la. Este valor é:

$$E(z_{t\text{REGRA}} - z_{t\text{TRAPAÇA}}) = \frac{1}{2} \left( \frac{b_m^2}{a} \right) > 0 \quad (11)$$

#### 1.1.4. Custo da Trapaça

Como o formulador de política tem como objetivo minimizar uma função objetivo a cada período, quando ele anuncia uma regra previamente, ele é tentado a trair esta regra, pois poderá alcançar um resultado superior do que obteria, caso a cumprisse.

A trapaça no período  $t$ , entretanto, traz um custo para o período  $t+1$ . O custo da trapaça vem da perda de reputação, por parte da autoridade monetária, por não cumprir a meta. A queda na reputação afeta diretamente a credibilidade que o formulador de política tem perante o público.

Isto é, com a perda de credibilidade, mesmo se uma regra for anunciada, de maneira *ex ante*, o público não irá acreditar na regra anunciada e terá uma expectativa acima de zero. A perda de credibilidade vem do fato da interação entre o público e o formulador de política ser um jogo sequencial não-cooperativo.

A perda de credibilidade faz com que as expectativas de inflação para o período  $t+1$  se eleve. Agora, a expectativa de inflação passará a ser a mesmo do caso analisado com discrição, isto é,  $\pi_t^c = b_m/a$ .

Com a expectativa de inflação do público neste patamar,  $\pi_t^e = bm/a$ , a autoridade monetária, visando minimizar a função objetivo, será obrigado a validá-la. Dado isto, o resultado para o período  $t+1$ , depois do formulador não cumprir a regra no período  $t$ , será o mesmo do obtido com discricção.

$$E(z_{t+1}) = \left(\frac{1}{2}\right) \left(\frac{b_m^2}{a}\right) \quad (12)$$

O custo por trapacear no período  $t$ , portanto, será ter o resultado de discricção no período  $t+1$ , que como foi já dito, é o terceiro melhor resultado de política, dentre os casos analisados. O custo se restringe ao período  $t+1$ , no entanto, desde que o formulador de política valide as expectativas dos agentes neste período. Já no período  $t+2$ , portanto, a credibilidade já está restabelecida.

#### 1.1.5. Regra Crível

A regra crível, por definição, tem necessidade de se colocar perante o público como uma regra capaz de executada pelo formulador de política. A possibilidade de trapacear e, assim, obter os bons resultados que ela traz consigo exigem esta condição. A regra ideal, ou seja, aquela que prescreve uma inflação igual a zero, graças aos bons resultados obtidos com trapaça, se torna impraticável.

Com o objetivo de definir uma regra que fosse crível e que resultasse em bons resultados, no tocante ao bem estar social, estimulou Barro e Gordon (1983) a estipularem uma condição para classificar se a regra é crível ou não. Esta condição é a garantia de exequibilidade, que está representada na equação abaixo:

$$E(z_{t\text{REGRA}} - z_{t\text{TRAPAÇA}}) \leq E(z_{t\text{DISCRICÇÃO}} - z_{t\text{REGRA}}) \quad (13)$$

A equação diz que o formulador de política precisa escolher uma inflação que torne a tentação de trapacear menor ou igual ao incentivo a cumprir a regra. O incentivo de cumprir a regra advém do custo de se perder a credibilidade ao optar por trapacear, que afeta o resultado de política nos períodos seguintes.

A ideia dos autores é escolher uma taxa de inflação constante, já que a regra ideal,  $\pi_t = 0$ , não é possível praticar. É preciso, contudo, definir qual será o nível dessa taxa de inflação. A medida que escolhamos uma inflação maior, o valor da tentação de trapacear a regra cai. Isso ocorre porque o resultado do nível de bem estar declina. De maneira análoga, à medida que a inflação escolhida aumenta, o incentivo de cumprir a

regra, que é a parte direita da equação acima, também cai. O incentivo ao cumprimento da regra cai devido a diminuição do custo de perda de credibilidade.

A inflação escolhida como regra deve seguir, em vista disso, aumentando até os valores dos dois lados da equação se igualem. Intuitivamente, ela não pode aumentar até chegar a solução com discricção,  $\pi_t = b_m/a$ , pois o resultado será o mesmo que o ocorrido com discricção. A regra crível, então, prescreverá a seguinte taxa de inflação:

$$\pi_t = \pi^* \quad (14)$$

A regra crível prescreverá, portanto, uma taxa de inflação  $\pi^*$ , que é oriundo da igualdade entre o incentivo a trapaça e o incentivo a cumprir a regra. O valor desta inflação será:

$$\pi^* = \left(\frac{b}{a}\right) \frac{(1-q)}{(1+q)} \quad (15)$$

Agora é possível calcular o custo esperado para cada período, quando a autoridade monetária segue uma regra crível

$$E_{z_t}^* = \left[\left(\frac{1}{2}\right) \frac{(b)^2}{a}\right] \times \left[\frac{(1-q)}{(1+q)}\right]^2 \quad (16)$$

O parâmetro  $q$  é o fator de desconto. Depois de elaborar e desenvolver o debate sobre Regra e Discricção, na avaliação do melhor comportamento do formulador de política, feito por Barro e Gordon (1983), é possível afirmar que é com Regra os resultados são superiores. Com os bons resultados que a trapaça oferece, a regra ideal, com uma inflação zero, então, se torna uma política impraticável. Por este motivo, para realizar uma política monetária, pautadas em uma regra de política, a credibilidade da regra se torna algo essencial na condução da política. Uma Regra Crível alia uma inflação menor do que a obtida com discricção com equilíbrio macroeconômico, garantindo uma maior estabilidade.

## 1.2. Regra de Taylor

Depois do debate feito por Kydland & Prescott (1977) e Barro & Gordon (1983), sobre as diferenças nos resultados de política monetária, quando ela é feita de maneira discricionária ou utilizando uma regra de política, chegou-se à conclusão de que a política monetária com regra entrega resultados melhores do que a política

discricionária. O problema, entretanto, passar a ser qual instrumento de política deve ser adotado.

Como os bancos centrais utilizam a taxa de juros de curto prazo como instrumento de política monetária, o debate sobre controle dos agregados monetários caíram por terra e foram substituídos por estudos feitos em cima de regras para a taxa de juros de curto prazo. Como os bancos centrais não controlam diretamente a taxa real de juros, que é taxa que norteia a economia, as regras deram mais focos sobre a taxa nominal.

No estudo sobre uma regra para taxas de juros nominais de curto prazo, o trabalho de Taylor (1993) se destacou. O autor tenta determinar conceitualmente e, por meio de equação simples, o comportamento da taxa de juros nominal. Obviamente, Taylor (1993) não pensa somente em encontrar uma forma de explicar o comportamento da taxa de juros, mas também, entrar no debate sobre a necessidade de se ter uma regra para uma taxa de juros. O autor ressalta a necessidade de se ter uma regra para taxa de juros que garanta uma boa performance da política monetária. A ideia é dar uma continuidade a conclusão dada pelos autores que ficaram famosos por estudar o viés inflacionário das autoridades monetárias, cujo o produto dos estudos foi que a política monetária deve seguir uma Regra para, assim, ancorar as expectativas, garantir a estabilidade de preços ( $\pi$ ) e a estabilidade no produto ( $Y$ ). Segundo Judd e Rudebusch (1998), a Regra de Taylor se adequa ao comportamento da taxa de juros nominal americana (Federal Fund Rate), no período entre 1987 e 1998.

Taylor (1993) busca encontrar, portanto, uma regra para taxa de juros nominal de curto prazo, tendo como objetivo garantir uma boa performance da política monetária. O autor trata de esclarecer, no entanto, as impossibilidades de se ter uma regra rígida para a taxa de juros de curto, prazo, como por exemplo a falta de flexibilidade para reagir a choques aleatórios que desestabilizam a economia. Por este motivo, a Regra de Taylor não seria algo que a autoridade monetária deveria seguir de maneira mecânica, ao pé da letra. A regra de Taylor poderia ser, segundo o autor, um insumo no guia da política monetária.

A taxa nominal de juros de curto prazo, seguindo as diretrizes da Regra de Taylor, teria como objetivo garantir um bom ambiente econômico. Desta forma, a taxa de juros flutuaria segundo a inflação e o produto. Mais precisamente, a taxa de juros deveria variar conforme a inflação desvie da meta estipulada, tal como ocorre num sistema de

metas de inflação, por exemplo, e a diferença entre o produto efetivo e o potencial, isto é, segundo o hiato do produto. Tendo estas características, a equação da regra de Taylor teria o seguinte formato:

$$i_t = \pi_t + r^* + g(\pi_t - \pi^M) + f(y_t - y^P) \quad (17)$$

onde:

$i_t$  é taxa nominal de juros estipulada pelo banco central;

$r^*$  é a taxa de juros natural da economia;

$\pi_t$  é a inflação corrente;

$\pi^M$  é a meta de inflação;

$y_t$  é o produto efetivo;

$y^P$  é o produto potencial;

Para compreender o funcionamento da regra de Taylor é necessário explicar as variáveis que a compõem. A taxa de juros nominal é representada pela letra  $i$ ; A letra  $r^*$  representa a taxa de juros de equilíbrio, que não gera inflação e mantém o hiato do produto nulo; A inflação corrente é representada por  $\pi_t$ ; A meta estabelecida previamente é representada por  $\pi^M$ ; O produto efetivo, para o ano corrente, é representado por  $y_t$ ; Na equação também tem o produto potencial,  $y^P$ .

Basicamente, a taxa de juros flutua de acordo com os desvios da inflação e do hiato do produto. Por exemplo, se a inflação sobe para um patamar acima da meta estabelecida, *ceteris paribus*, a taxa de juros deve aumentar e vice versa. À medida que a inflação reduza até se igualar a meta, a taxa de juros também vai diminuindo. Por outro lado, se o produto efetivo exceder o produto potencial, *ceteris paribus*, a taxa de juros deveria aumentar. A medida que o hiato do produto vai diminuindo até zerar, a taxa de juros também vai diminuindo.

O sentido que caminha a trajetória da taxa de juros é fácil de compreender, porém, é difícil definir a magnitude dessa variação. Pensando nisso, Taylor (1993) definiu que os coeficientes que multiplicam o desvio da inflação a sua meta e o desvio no hiato do produto seriam os mesmos. Isto significa que, no tocante ao objetivo da política

monetária, para o banco central, os dois componentes têm a mesma importância. O autor definiu que o coeficiente é 0,5.

Segundo a regra de Taylor, então, a taxa de juros reage aos desvios da taxa de inflação, em relação à sua meta, e ao PIB efetivo, em relação ao PIB potencial. Essa relação indica, portanto, que, a autoridade monetária que anuncia uma regra crível, significando que a política tem credibilidade, a economia terá uma menor taxa de inflação, o que impactará diretamente a taxa de juros. Neste caso, significa dizer que, quando a autoridade monetária tem credibilidade, a taxa de juros é menor, pois a inflação será menor do que obtida com Discricção. No caso da Trapaça, implicaria em perda de credibilidade, o que levaria a um aumento das expectativas para os períodos posteriores e, conseqüentemente, da taxa de juros, seguindo a Regra de Taylor.

## 2. ÍNDICES DE CREDIBILIDADE

Diversos autores, ao longo do século XX, se debruçaram sobre os modelos de viés inflacionário na condução da política monetária. Os autores partem da hipótese de que o banco central, que é a autoridade máxima na governança da política monetária, tem como objetivo minimizar uma função de perda social a cada período. Quando os bancos centrais agem desta forma, os autores o denominaram de política discricionária, devido a liberdade do banqueiro central na busca de seus objetivos. Com uma política discricionária, a autoridade monetária busca os melhores resultados para o bem estar social, tendo como variáveis definidoras deste bem-estar a inflação e o crescimento econômico. A ideia é inflacionar a economia e, assim, fazer a economia crescer acima de seu potencial.

Alguns autores analisaram estes modelos de viés inflacionário, como Kydland e Prescott (1977) e Barro e Gordon (1983). Estes dois chegaram à conclusão de que a política discricionária é inferior em termos de resultado no bem-estar social, à política com regra. Os argumentos foram diferentes. Os primeiros se basearam na ideia de inconsistência temporal no objetivo de política, afirmando que a política discricionária é inconsistente. Já os segundos fundamentaram sua conclusão devido a ineficácia desta política num ambiente onde os agentes são racionais. O artigo de Barro e Gordon (1983) também aborda a tentação dos bancos centrais em trair a regra anunciada antes do público formar suas expectativas. Com a possibilidade de traição, há perda de reputação, ou credibilidade, da autoridade monetária, o que traz à tona a necessidade da regra de política anunciada ser crível. A partir daí a credibilidade se consolidou como algo fundamental na condução da política monetária.

Com a importância da credibilidade na condução da política monetária, a credibilidade passou a ser tema de diversos artigos de economistas de diversas vertentes do pensamento econômico. Desta forma, alguns autores começaram a estudar maneiras de definir e mensurar a credibilidade. Assim, seria mais um insumo para auxiliar a condução da política monetária. Cukierman e Meltzer (1986) definiram credibilidade como o valor absoluto da diferença entre os planos de política do banco central e a crença do público no cumprimento destes planos.

Como muitos países nos últimos anos adotaram o sistema de metas de inflação, onde há uma meta explícita de inflação que o banco central deve perseguir. Dado

este fato, há uma definição que se adequa melhor, quando se buscar mensurar a credibilidade da política monetária. Para Svensson (1998), a credibilidade seria mensurada segundo a diferença entre a meta de inflação anunciada e a expectativa de inflação. Portanto, à medida que a expectativa de inflação se distancia da meta, a credibilidade diminui. Estas duas definições servirão como base conceitual para os índices de credibilidade que serão apresentados mais à frente.

Desde a implementação do Regime de Metas de Inflação, vários economistas tentaram elaborar um índice de credibilidade da política monetária, devido a importância da credibilidade para este guia de política monetária. A base foi índice proposto por Cecchetti e Krause (2002), onde os autores elaboraram um índice linear, usando como variáveis uma meta de inflação e as expectativas de inflação do mercado, além de um intervalo de tolerância. Todos os índices foram elaborados usando as médias mensais das expectativas diárias de inflação anualizadas, obtidas no site do BCB.

### 2.1. Índice de Cecchetti & Krause

Levando-se em conta as definições de credibilidade dada por Cukierman e Meltzer (1986) e Svensson (1998), Cecchetti e Krause (2002) elaboraram um índice de credibilidade da política monetária. O índice é definido segundo os desvios entre a meta de inflação anunciada e a expectativa de inflação do mercado.

$$\begin{aligned}
 IC_{CK} &= 1 && \text{se } E(\pi) = \pi_t \\
 IC_{CK} &= 1 - \frac{1}{0,2 - \pi_t} [E(\pi) - \pi_t] && \text{se } \pi_t \leq E(\pi) < 20\% \\
 IC_{CK} &= 0 && \text{se } E(\pi) > 20\%
 \end{aligned} \tag{18}$$

$E(\pi)$  é a expectativa de inflação;  $\pi_t$  é a meta de taxa de inflação corrente que o banco central deve alcançar; A credibilidade será máxima quando o índice assumir o valor de 1. Isto ocorrerá quando a expectativa de inflação para o período corrente for igual a meta de inflação anunciada. A medida que a expectativa de inflação excede a meta, o índice, de maneira linear, entra em trajetória descendente até atingir o valor 0, quando a expectativa de inflação superar os 20% da meta. Neste caso, a credibilidade seria nula.

N este índice, portanto, a política monetária é penalizada, com a perda de credibilidade, quando a expectativa de inflação supera o intervalo de 20%. No entanto,

para Cecchetti e Krause (2002), à luz do índice elaborado por eles, não há perda de credibilidade se a expectativa de inflação estiver abaixo da meta.

## 2.2. Índice $IC_M$

Este índice foi elaborado à luz do índice feito por Sicsú (2002). Segundo Mendonça (2004), o índice de Sicsú (2002) ia na direção correta, no sentido de que classificava a perda de credibilidade da política monetária, quando a expectativa de inflação do mercado se distanciava da meta. O erro, segundo Mendonça (2004), seria nos limites escolhidos. O índice seria correto se fosse normalizado entre 0 e 1, tal como o  $IC_{CK}$ . O índice  $IC_M$  terá a seguinte estrutura

$$\begin{aligned}
 IC_M &= 1 \text{ se } E(\pi) = \pi_t \\
 IC_M &= 1 - \frac{1}{\pi_{t^*} - \pi_t} [E(\pi) - \pi_t] \text{ se } \pi_{t\text{mín}}^* < E(\pi) < \pi_{t\text{máx}}^* \\
 IC_M &= 0 \text{ se } E(\pi) > \pi_{t\text{máx}}^* \text{ ou } E(\pi) < \pi_{t\text{mín}}^*
 \end{aligned} \tag{19}$$

Neste índice, a credibilidade será máxima quando atingir o valor 1. Isto ocorrerá quando a expectativa de inflação igualar a meta de inflação. Tal como os outros índices, o índice irá diminuir linearmente à medida que o desvio entre a expectativa de inflação e sua meta aumente.

## 2.3. Índice Ajustado $IC_A$

Este segue os mesmos valores dos que foram propostos por Cecchetti & Krause (2002) e Mendonça (2004), ou seja, o índice é normalizado e os valores flutuam no intervalo entre 0 e 1. A ideia é a mesma da que foi utilizado nos outros índices, nele, a credibilidade mensurada pela diferença entre a expectativa de inflação do mercado e o objetivo da política. Neste caso, o objetivo é manter a inflação no intervalo de tolerância estabelecido no Regime de Metas de Inflação (RMI).

$$\begin{aligned}
 IC_A &= 1 \text{ se } \pi_{t\text{mín}}^* < E(\pi) < \pi_{t\text{máx}}^* \\
 IC_A &= 1 - \frac{1}{0,2 - \pi_{t\text{máx}}^*} [E(\pi) - \pi_{t\text{máx}}^*] \text{ se } \pi_{t\text{máx}}^* < E(\pi) < 20\% \\
 IC_A &= 1 - \frac{1}{\pi_{t\text{mín}}^*} [E(\pi) - \pi_{t\text{mín}}^*] \text{ se } 0\% < E(\pi) < \pi_{t\text{mín}}^* \\
 IC_A &= 0 \text{ se } E(\pi) > 20\% \text{ ou } E(\pi) < 0\%
 \end{aligned} \tag{20}$$

A dinâmica do índice, então, pode ser resumida da seguinte forma: 1) Enquanto as expectativas estiverem no intervalo de tolerância estabelecido pelo RMI, a credibilidade será 1; 2) Quando as expectativas estiverem entre  $\pi_{\text{tmáx}}$  e os 20%, a credibilidade declinará linearmente; 3) Quando as expectativas estiverem entre  $\pi_{\text{tmín}}$  e 0% a.a., o índice declinará linearmente; 4) Caso as expectativas ultrapassem 20% ou estejam abaixo de 0%, o índice será igual a 0;

O índice ajustado pune mais do que os índices  $IC_{CK}$  e  $IC_M$ , pois ele considera que a credibilidade é máxima, desde que as expectativas estejam no intervalo de tolerância do RMI. No caso brasileiro, a credibilidade será máxima se as expectativas estiverem no intervalo 2,5% - 6,5%, o que dá muita liberdade para o BCB conduzir a política monetária. É importante ressaltar que, para os anos de 2017 e 2018, o intervalo de tolerância foi alterado, passando a ser apenas 1,5%. Os limites<sup>1</sup> superior e inferior, portanto, passaram a ser 6,0% e 3%.

Em relação ao índice de Cecchetti & Krauser (2002), há algumas diferenças mais específicas. Além de incluir o intervalo de tolerância do RMI,  $IC_A$  retira a credibilidade do BCB, caso as expectativas estejam abaixo do limite inferior. O índice  $IC_{CK}$  só retira a credibilidade quando as expectativas de inflação estejam acima da meta.

#### 2.4. Trajetória dos Índices

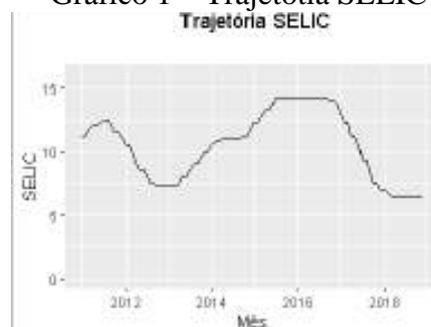
Nesta seção será analisada o comportamento da credibilidade do BCB, durante o período 2011-18. Antes apresentar os gráficos dos índices, contudo, é importante analisar o comportamento das expectativas de inflação no período e, também, o instrumento da política monetária, a taxa Selic.

---

<sup>1</sup> Os dados sobre as metas de inflação de cada ano foram obtidos no Histórico das Metas para a Inflação, no site do Banco Central do Brasil.

Durante o ano de 2011, a taxa Selic, que é definida pelo Comitê de Política Monetária (Copom), caiu, chegando a mínima histórica de 7,25% em 2012. A queda

Gráfico 1 – Trajetória SELIC



Fonte: Dados obtidos no site do BCB

ocorreu em um período de um ano, sendo um intervalo muito curto para uma queda nessa magnitude. A taxa Selic se manteve neste patamar até 2013.

A partir de 2013, no entanto, a Selic voltou a subir, alcançando seu ápice em 2016. Pouco tempo depois da taxa de juros chegar a sua mínima histórica, ela superou seu patamar no início da série.

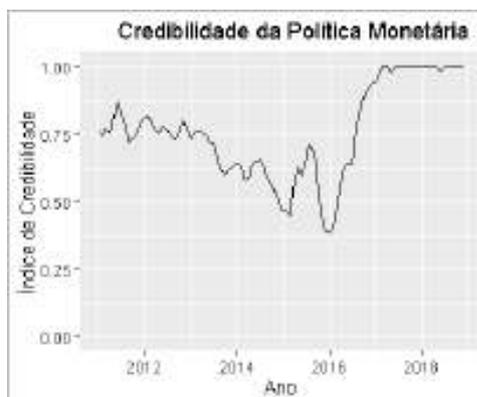
Houve uma grande variabilidade da taxa de juros no período 2011-16. É preciso esclarecer que os juros passaram a subir desta forma, devido ao comportamento da inflação a partir de 2015, que ultrapassou o limite superior permitido pelo RMI. O comportamento da inflação, neste período, aumentou ainda mais o debate sobre o comprometimento do BCB em manter a inflação estabilizada, o que indica a importância de estudar o tema.

A análise das expectativas, no período, pode ser dividida em cinco partes: 1) Na primeira parte, entre 2011 e 2012, as expectativas de inflação se mantiveram estáveis, apesar das oscilações no primeiro ano; 2) Na segunda parte, entre 2013 e 2014, as expectativas se deterioraram continuamente, seguindo uma tendência ascendente; 3) A terceira parte se refere ao ano de 2015, quando as expectativas tiveram um comportamento errático; 4) A quarta parte é o ano de 2016. Nesta parte, pela primeira vez no período inteiro, as expectativas apresentaram uma trajetória em queda por quase todo o ano, o que resultou em uma tendência descendente; 5) A última parte se restringe aos anos de 2017 e 2018. Nestes dois anos, as expectativas caíram e se estabilizaram dentro do intervalo de tolerância. O comportamento das expectativas pode ser visto no Gráfico

### 2.4.1. Trajetória do Índice IC<sub>CK</sub>

O índice IC<sub>CK</sub>, proposto pelos autores italianos para avaliar a credibilidade da autoridade monetária em vários países, retira a credibilidade apenas quando as expectativas estejam acima da meta de inflação.

Gráfico 3 – Trajetória de IC<sub>CK</sub>



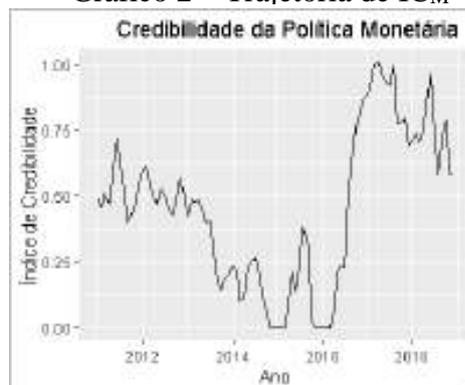
Fonte: Dados próprios elaborados a partir das expectativas do BCB

A partir de 2013, no entanto, a credibilidade do BCB entrou em queda, demonstrando uma clara tendência descendente do índice, o que vai de encontro com o comportamento das expectativas no mesmo período. O movimento declinante só parou em 2015, quando voltou a ter oscilações. Neste ano, o índice aponta que a credibilidade aumentou nos primeiros meses, chegando a atingir 0,71 em agosto. No mesmo ano, todavia, o índice, em dezembro, apresentou 0,38 de credibilidade. Entre anos de 2016 e 2018, o índice se comportou de uma maneira diferente em relação ao início da série, pois, pela primeira vez, a credibilidade alcançou seu valor máximo. Além disto, o índice demonstra que a credibilidade se manteve estável nestes dois anos.

Tal como ocorreu no gráfico das expectativas de inflação, o índice apresentou um comportamento totalmente diferente do que ocorrera nos quatro anos anteriores. Neste último, o índice indicou que a credibilidade aumentou de maneira contínua, chegando a alcançar 0,98 em dezembro. É preciso esclarecer que o comportamento é compatível com a dinâmica das expectativas.

### 2.4.2. Trajetória do Índice IC<sub>M</sub>

Para facilitar a análise, tal como foi feito com o índice de Cecchetti & Krause (2002), o período será dividido em quatro partes. A primeira parte – entre 2011 e 2012 – o índice informa que a credibilidade se manteve estável, apesar da oscilação no primeiro ano.

Gráfico 2 – Trajetória de  $IC_M$ 

Fonte: Dados próprios elaborados com as expectativas do BCB

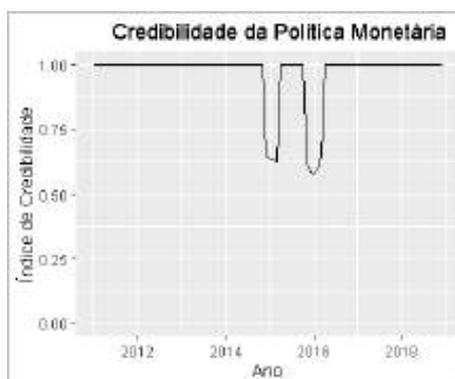
Já na segunda parte – entre 2013 e 2014 – indica que a credibilidade entrou em forte declínio ao longo de todo o período. Em 2014, a credibilidade atingiu seu pior patamar, quando a credibilidade atingiu zero. Na terceira parte – 2015 – o índice apresentou uma oscilação. Iniciou o ano ainda com credibilidade nula. Porém, a partir de abril, o BCB começou a reconquistar a credibilidade perante o público, que voltou a cair em setembro, até voltar a indicar uma total falta de credibilidade.

Na quarta parte, que contém apenas o ano de 2016, o índice apresenta, em seu início, um nível de credibilidade ainda nula. A partir de abril, entretanto, a credibilidade voltou a subir, apresentando uma tendência ascendente clara do índice. É permitido, portanto, afirmar que, em 2016, o BCB conseguiu de fato recuperar sua credibilidade na condução da política monetária.

Para os últimos dois anos, no entanto,  $IC_M$  apresentou um comportamento diferente de  $IC_{CK}$ . Segundo os cálculos de  $IC_M$ , a credibilidade alcançou seu valor máximo em dois momentos no ano de 2017, todavia, voltou a cair no mesmo ano. A partir da metade de 2017, por conseguinte, o índice apresenta uma queda tendencial até o fim de 2018, segundo o Histórico de Metas para a Inflação do Banco Central.

#### 2.4.3. Trajetória $IC_A$

O índice ajustado de Mendonça (2007) apresenta um comportamento peculiar, se comparado com o que foi apresentado pelos outros índices. O gráfico mostra que a credibilidade se manteve completamente estável por quase todo o período, apesar da deterioração das expectativas. A primeira vez que a credibilidade apresentou uma queda, foi em 2014. Em dezembro deste ano, o índice recuou até o nível de 0,65.

Gráfico – Trajetória de  $IC_A$ 

Fonte: Dados próprios elaborados a partir das expectativas do BCB

Em 2015, a credibilidade largou de vez a credibilidade que vinha ocorrendo entre 2011 e 2014. Neste ano, o índice oscilou um pouco, porém, sem apresentar grandes quedas. No início do ano, houve uma pequena queda e desceu até o patamar de 0,62. Depois desta queda residual, a credibilidade subiu por sete meses seguidos e, no final do ano, voltou a cair. Em dezembro, o índice chegou ao seu pior patamar, 0,58, durante toda a série.

A queda ocorrida no final de 2015 permaneceu no início de 2016. A credibilidade, no entanto, apresentou uma rápida recuperação. Percebe-se que o índice pune menos os desvios da inflação em relação à meta, o que explica a estabilidade do índice por todo o período. Entre os anos de 2017 e 2018, o índice de credibilidade se manteve estável, apontando uma credibilidade em seu valor máximo

#### 2.4.4. Comparação da Trajetória dos Índices

Os três índices se diferiram sobre a percepção de como a credibilidade se comportou ao longo do período. Há, no entanto, muitas semelhanças entre o índice de Cecchetti & Krause (2002) e o de Mendonça (2004). O índice ajustado de Mendonça (2007) foi o que apresentou mais discrepâncias. Primeiro, será analisado o último índice e tentar explicar o porquê de sua diferença

O índice de  $IC_A$  demonstra que a credibilidade do BCB, no que se refere a comprometimento da autoridade monetária em manter a inflação dentro do intervalo de tolerância, manteve-se estável ao longo de quase todo o período. Algumas oscilações ocorreram entre 2015 e 2016, porém, não a ponto de poder afirmar que houve uma deterioração da credibilidade. Para os anos de 2017 e 2018, a credibilidade se manteve estável.

O comportamento do  $IC_A$  pode ser explicado ao relembrar como índice calcula a credibilidade. Ele só retira credibilidade do BCB, caso as expectativas de inflação ultrapasse um dos limites, superior ou inferior. Este intervalo de tolerância, no qual a credibilidade se mantém intacta, é entre 2,5 e 6,5, que é intervalo demasiadamente grande para as expectativas flutuarem. O menor patamar alcançado pelo índice foi 0,58, bem distantes dos outros, que chegaram a calcular credibilidade nula no mesmo período.

Este intervalo de tolerância, por conseguinte, explica porque a credibilidade se manteve inalterada por quase quatro anos. O índice tende a punir menos os pequenos desvios das expectativas do que os outros dois índices.

De maneira diferente de  $IC_A$ , os índices de Cecchetti & Krause (2002) e Mendonça (2004) informam que houve uma perda de credibilidade em alguns momentos. Além desta semelhança, os dois índices mostram uma rápida recuperação no último ano.

Ao analisar o gráfico dos índices  $IC_{CK}$  e  $IC_M$  fica claro alguns padrões presente nos dois. Para melhorar a visualização destes padrões, o período será dividido em cinco partes, tal como foi feita na análise individual dos índices.

No primeiro período, entre 2011 e 2012, ambos os índices apresentam uma estabilidade do nível de credibilidade. Ao olhar mais especificamente o ano de 2012, dá para apontar uma leve queda tendencial dos dois índices. Com base nos dois, contudo, não seria um erro afirmar que a credibilidade se manteve elevada.

Já no segundo período, entre 2013 e 2014, o nível de credibilidade do BCB apresenta uma trajetória descendente nos dois anos. O  $IC_M$ , entretanto, apresentou uma queda maior do que o  $IC_{CK}$ , e chegou a indicar que credibilidade teria se perdido por total, enquanto  $IC_{CK}$  indicou uma credibilidade de 0,50, o que demonstra uma discrepância considerável entre os índices, se comparada a magnitude da queda de credibilidade. A dinâmica dos dois índices, todavia, foi semelhante no período, pois ambos indicaram perda de credibilidade.

No terceiro período, que contém somente o ano de 2015, os dois índices voltam a demonstrar semelhanças em sua dinâmica. O ano de 2015 é marcado por um comportamento de muita oscilação do nível de credibilidade. O  $IC_M$ , contudo, voltou a punir mais o desvio das expectativas de inflação, indicando que a perda de credibilidade foi total. No final de 2015, o nível dos dois índices assume o valor zero.

No quarto período, que compreende somente ao ano de 2016, os dois índices voltam a apresentar a mesma dinâmica. A credibilidade do BCB entra em trajetória ascendente tanto no  $IC_A$  quanto no  $IC_{CK}$ . Os dois atingem o seu maior patamar no final do ano. O primeiro chega ao nível 0,94, quase atingindo a credibilidade total. Já o  $IC_M$  alcança apenas 0,84, ficando um pouco abaixo do  $IC_{CK}$ .

Ao analisar o comportamento dos três índices de credibilidade,  $IC_{CK}$ ,  $IC_M$  e  $IC_A$ , fica fácil de perceber que eles têm sensibilidades diferentes à variabilidade da expectativa de inflação. O índice de credibilidade de Mendonça (2004) se mostrou mais punitivo do que os outros, enquanto o  $IC_{CK}$  esteve um pouco abaixo. Já o índice  $IC_A$  é que menos pune entre os três.

Para os últimos dois anos, apenas  $IC_M$  apresenta uma queda da credibilidade, enquanto,  $IC_{CK}$  e  $IC_A$  sugerem que a credibilidade alcança seu maior nível e conquista uma estabilidade

### 3. ANÁLISE EMPÍRICA

Um modelo econométrico será utilizado para estimar as relações entre as variáveis Selic e os índices de credibilidade. A partir daqui, a taxa básica nominal de juros será chamada de SELIC. Será estimado, portanto, um modelo bivariado.

As variáveis utilizadas no modelo, entretanto, SELIC e os diferentes índices de credibilidade, são não-estacionárias. Usualmente, as variáveis são diferenciadas até torná-las estacionárias, porém, este método deve ser utilizado com parcimônia, como diz Bueno (2014). Por este motivo, o método escolhido será o de Vetor de Correção de Erros (VEC), para evitar este tipo de inconveniente. Pois, segundo Enders (2010), o processo de diferenciação das séries retira componentes importantes que ajudam a explicar o modelo.

#### 3.1. Modelo Vetor de Correção de Erros (VEC)

O modelo de Vetor de Correção de Erros (VEC), por conter as dinâmicas de curto e longo prazo das variáveis econômicas, pode ser considerado um VAR completo. É aconselhado utilizá-lo, principalmente, quando as variáveis não forem estacionárias, ou seja, não forem  $I(0)$ . Pois, num modelo VAR, quando se depara com variáveis não estacionárias no modelo, o aconselhável é diferenciá-la. Quando se faz isso, contudo, o modelo perde componentes que podem contribuir com a explicação da variável dependente.

Para evitar a perda de variáveis explicativas, o modelo VEC se torna mais apropriado. Usualmente, variáveis não estacionárias são um entrave para a econometria, no entanto, quando se fala de um modelo de correção de erros, a não estacionaridade não atrapalha a estimação.

Para ser possível a estimação de um modelo VEC, no entanto, as variáveis precisam caminhar juntas ao longo do tempo e isso só será possível, se elas possuírem um elemento de longo prazo em comum. Esse elemento é a tendência estocástica. Quando este fenômeno ocorre, diz-se que as variáveis são cointegradas.

Pela existência de uma tendência comum entre as variáveis, é comum falar em uma relação de equilíbrio de longo prazo. O termo equilíbrio, aqui empregado, tem um significado restrito a econometria, pois refere-se apenas a existência de uma relação

de longo prazo entre duas variáveis não estacionárias. A cointegração, em vista disso, é uma condição necessária para a utilização de um modelo de correção de erro.

Quando há este equilíbrio de longo prazo, tal identidade deve ocorrer

$$X_t\beta = 0 \quad (21)$$

Onde  $X_t$  é um vetor que contém as variáveis;

$\beta$  é o vetor de cointegração;

Esta identidade indica que há uma combinação linear entre o vetor das variáveis e o vetor de cointegração que é estacionária. Isso significa dizer que as variáveis têm uma tendência em comum, provando a relação de longo prazo entre elas.

Agora suponha o seguinte caso, em que haja um vetor de cointegração  $\beta$  que, combinada com um vetor  $X_t$ , define a relação de longo prazo entre as duas variáveis

$$[x_{1t} \ x_{2t}] \begin{pmatrix} \tilde{\beta}_1 \\ \tilde{\beta}_2 \end{pmatrix} = x_{1t}\tilde{\beta}_1 + x_{2t}\tilde{\beta}_2 = 0 \quad (22)$$

Esta equação acima é um exemplo de um modelo de equilíbrio de longo prazo. Requer, porém, uma melhora. Se multiplicar os dois lados da equação por uma constante  $C$  qualquer, desde que  $C < \infty$ , o equilíbrio de longo prazo não se altera. Significa que o vetor de cointegração  $\beta$  não é único, podendo existir  $n$  vetores tais como ele e isto é um problema. A solução para o caso em que exista mais de um vetor cointegração é normalizá-lo. A estratégia para normalizar o vetor de cointegração é multiplicar os dois lados da equação por  $1/\tilde{\beta}_1$ , obtendo o seguinte resultado

$$[x_{1t} \ x_{2t}] \begin{pmatrix} 1 \\ \beta_2 \end{pmatrix} = x_{1t} + x_{2t}\beta_2 = 0 \quad (23)$$

Onde  $\beta_2 \equiv \frac{\tilde{\beta}_2}{\tilde{\beta}_1}$

Agora o vetor de cointegração está normalizado e não há mais o risco de existir vários vetores de cointegração, o que significa dizer que o coeficiente do primeiro termo sempre será igual a 1.

O fato das variáveis terem uma relação de equilíbrio, contudo, não implica que o comportamento entre elas seja estável o tempo todo. O equilíbrio de longo prazo, por consequência, pode ser perturbado. Esse desvio ocorre no curto prazo e chama-se erro

de equilíbrio, ou choque de curto prazo. Se o modelo contém variáveis cointegradas, este choque de curto prazo será apenas temporário. O tempo que levará para as variáveis voltarem para dinâmica de equilíbrio de longo dependerá do termo de ajustamento.

Depois de normalizado o vetor de cointegração, a atenção volta para outra parte importante, a ordem de cointegração. Segundo o teorema de Granger, qualquer modelo VAR, desde que contenha variáveis cointegradas com a mesma ordem, poderá ser transformado em um VEC.

Com o vetor normalizado, o erro de equilíbrio de longo prazo,  $et$ , passa a ser interpretado como um resíduo da combinação linear dos dois vetores. Portanto, a aplicação de  $\beta$  gera um resíduo com ordem de integração inferior as variáveis. Para isso ser possível, no entanto, as variáveis precisam ser cointegradas. A combinação de  $X_t$  e  $\beta$  gera uma série com ordem de integração de  $(d-b)$ . Portanto, as variáveis combinadas, desde que sejam integradas de mesma ordem, geram um resíduo estacionário.

$$X_t \sim CI(d,b) \quad (24)$$

O modelo VEC pretende, isto posto, demonstrar que o erro de equilíbrio,  $et$ , é estacionário e, assim, provar que há uma relação de longo prazo entre as duas variáveis não estacionárias. Portanto, a estacionaridade do erro de equilíbrio implica que as variáveis são cointegradas.

Como foi dito antes, o VEC é um VAR completo, pois, além de conter a dinâmica de curto prazo entre as variáveis, ele, também, investiga a relação de longo prazo. Outro ponto que o VECM é superior ao VAR, é por evitar descartar variáveis, pela necessidade de diferenciar as séries. Para compreender, suponha um modelo VAR multivariado

$$X_t = \Theta_1 X_{t-1} + \Theta_2 X_{t-2} + \dots + \Theta_k X_{t-k} + e_t \quad (25)$$

Onde  $X_t$  é um vetor que contém as variáveis endógenas do modelo. O termo  $k$  é a defasagem. Ele deve ser selecionado, seguindo o critério de seleção desejado, de forma que evite que os resíduos estimados sejam autocorrelacionados.

Usando o operado de defasagem  $L$  e isolando para o termo de erro, obtém-se o seguinte resultado:

$$[1 - (\Theta_1 L + \Theta_2 L^2 + \dots + \Theta_k L^k)] X_t = e_t$$

$$\Theta(L)X_t = e_t \quad (26)$$

Se o lado esquerdo for estacionário, então, o lado direito também será. Para o termo de erro,  $e_t$ , entretanto, ser estacionário, vai depender das raízes do polinômio  $\Theta(L)$ . O polinômio característico é dado por:

$$\Theta(Z) = 1 - \sum_{i=1}^k \theta_i Z^i \quad (27)$$

Onde  $Z$  é uma matriz diagonal com  $n$  elementos;

O termo  $\Theta(Z)$  informa se a raiz é unitária, além de dizer quantos vetores de cointegração existem. Para que haja estacionaridade, é necessário que os autovalores de  $\Theta$  estejam fora do círculo unitário.

Agora que já foi apresentada a equação característica, o próximo passo é a formalização algébrica do modelo Vetor de Correção de Erros. Ela é feita a partir de manipulações na equação (3.4). Suponha, portanto, um VAR com 3 defasagens

$$X_t = \Theta_1 X_{t-1} + \Theta_2 X_{t-2} + \Theta_3 X_{t-3} + e_t \quad (28)$$

Some do lado direito o termo  $(\Theta_3 X_{t-2} - \Theta_3 X_{t-2})$

$$X_t = \Theta_1 X_{t-1} + \Theta_2 X_{t-2} + \Theta_3 X_{t-3} + e_t + (\Theta_3 X_{t-2} - \Theta_3 X_{t-2})$$

$$X_t = \Theta_1 X_{t-1} + (\Theta_2 + \Theta_3) X_{t-2} + \Delta X_{t-2} + e_t$$

Acrescente do lado direito  $(\Theta_2 + \Theta_3) X_{t-1} - (\Theta_2 + \Theta_3) X_{t-1}$

$$X_t = \Theta_1 X_{t-1} + (\Theta_2 + \Theta_3) X_{t-2} + \Delta X_{t-2} + e_t + (\Theta_2 + \Theta_3) X_{t-1} - (\Theta_2 + \Theta_3) X_{t-1}$$

$$X_t = (\Theta_1 + \Theta_2 + \Theta_3) X_{t-1} + (\Theta_2 + \Theta_3) \Delta X_{t-1} + \Theta_3 \Delta X_{t-2} + e_t$$

Subtraia  $X_{t-1}$  nos dois lados da equação para obter a versão VECM

$$- X_{t-1} + X_t = (\Theta_1 + \Theta_2 + \Theta_3) X_{t-1} + (\Theta_2 + \Theta_3) \Delta X_{t-1} + \Theta_3 \Delta X_{t-2} + e_t - X_{t-1}$$

$$\Delta X_t = - [1 - (\Theta_1 + \Theta_2 + \Theta_3)] X_{t-1} - (\Theta_2 + \Theta_3) \Delta X_{t-1} - \Theta_3 \Delta X_{t-2} + e_t$$

$$\Delta X_t = \Theta X_{t-1} + \sum_{i=1}^2 \Lambda_i \Delta X_{t-i} \quad (29)$$

Onde  $\Lambda_i = - \sum_{j=1+i}^3 \theta_j$ ,  $j=1,2$ .

O VEC generalizado para qualquer defasagem  $k$  é

$$\Delta X_t = \Theta X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Lambda_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (30)$$

Suponha, no entanto, que haja raiz unitária no modelo. Neste caso,  $\Theta(1) = 0$ , conseqüentemente  $\Theta = \alpha\beta'$ , onde  $\alpha$  é a matriz que contém os vetores de ajustamento do modelo. Já  $\beta$  é matriz dos  $r$  vetores de cointegração.

A equação (30), que representa o um modelo de correção de erros, pode ser dividida em dois componentes. Um deles é o de longo prazo,  $\Theta X_{t-1}$ , e o outro de curto prazo,  $\sum_{i=1}^{p-1} \Lambda_i \Delta X_{t-i}$ . Obviamente, a equação só terá estes componentes se as variáveis forem cointegradas.

### 3.1.1. Teste de Cointegração de Johansen

Com o método proposto por Johansen, é possível descobrir se as variáveis do modelo são cointegradas. Simultaneamente, é possível estimar o modelo de correção. O teste de de Johansen pode ser, então, simplificado da seguinte forma:

No modelo de cointegração, presume-se que as variáveis compartilham a mesma tendência estocástica ao longo do tempo. Usualmente, estima-se um modelo com maior número de defasagens e a partir dos resultados, ir diminuindo-as, se possível. Em seguida, será estimado um VAR com o mesmo número de defasagens do anterior. Abaixo está um VAR com  $n$  defasagens;

$$x_t = A_0 + A_1 x_{t-1} + A_2 x_{t-2} + \dots + A_n x_{t-n} + e_{nt} \quad (31)$$

Onde  $x_t$  é um vetor ( $n \times 1$ ) das variáveis;

$A_0$  é uma matriz ( $n \times 1$ ) com os termos de intercepto;

$A_i$  é uma matriz ( $n \times n$ ) que contém os coeficientes;

$e_{nt}$  é um vetor ( $n \times 1$ ) dos termos de erro;

O método proposto por Sims (1980), é utilizado para o caso onde as variáveis são estacionárias, porém, segundo Enders (2015), também, pode ser aplicado para o caso onde as variáveis não são estacionárias. Neste método, a defasagem será definida segundo a estatística

$$(T - c)(\log|\Sigma 1| - \log|\Sigma 4|) \quad (32)$$

Onde  $T$  é o número de observações;

$c$  é número de parâmetros no sistema restrito;

$\log|\Sigma_i|$  é o logaritmo natural do determinante de  $\Sigma_i$ ;

$i$  é o número de defasagens;

Primeiro, estima-se o sistema com maior número de defasagens e, sem seguida, chama a matriz de variância/covariância dos resíduos de  $\Sigma_i$ . De maneira análoga, o processo deve ser feito com o sistema de menor defasagens. Depois de trabalhar a estatística de Sims (1980), é recomendado usar a distribuição de  $\chi^2$  com os devidos graus de liberdade, de acordo com as restrições impostas pelos números de coeficientes. Agora é possível utilizar os métodos AIC e SBC para encontrar as defasagens.

Agora, a ideia é estimar o modelo e descobrir a classificação de  $r$ , Porém, como não será possível utilizar o método OLS, devido a existência de restrições nas equações cruzadas na matriz. Há outras três formas de estimar o modelo: 1) Todos os elementos de  $A_0$  são iguais a zero; 2) Com um desvio; 3) Com uma constante no vetor de cointegração. Depois de estimado o modelo, será necessário analisar os resíduos. Se houver algum indício de que os resíduos não sejam ruídos brancos, indicará que as defasagens foram subestimadas.

Usando a variável  $T$ , número de observações, podemos calcular os valores  $\lambda_{\max}$  e  $\lambda_{\text{traço}}$ . Estes valores serão utilizados nos testes de cointegração. Por exemplo, suponha que testaremos a hipótese nula de não haver variáveis cointegradas ( $r=0$ ). A estrutura do teste de traço é a seguinte: a hipótese nula, a ser rejeitada, é de que há  $r^*$  vetores de cointegração. Já a hipótese alternativa, a ser aceita, é de que há  $r > r^*$  vetores de cointegração. Formalmente, o teste segue a forma

$$H_0: r = r^* \quad (33)$$

$$H_a: r > r^* \quad (34)$$

Neste caso, se o valor  $\lambda_{\text{traço}}$  ultrapassar o valor crítico, estabelecido ao determinado nível de significância, a hipótese nula será rejeitada. Abaixo está um exemplo de como calcular o valor  $\lambda_{\text{traço}}$  para o caso com três variáveis

$$\lambda_{\text{traço}}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \lambda_i) \quad (35)$$

Caso o valor calculado por  $\lambda_{\text{traço}}$  ultrapasse o valor crítico, dado o nível de significância escolhido, a hipótese nula pode ser rejeitada, em detrimento da hipótese alternativa. A ideia do teste é ir aumentando o valor escolhido para  $r^*$ , até achar o valor correto.

Agora o teste da estatística  $\lambda_{\text{máx}}$ . Neste teste, a ideia é um pouco diferente do anterior. Ele mostra o máximo autovalor que produz um vetor de cointegração. Este autovalor mostra que há  $r^*$  vetores de cointegração. A estatística do teste é calculada com a seguinte fórmula

$$LR(r) = -T \ln (1 - \lambda_{r+1}) \quad (36)$$

A estrutura do teste é a seguinte: A hipótese nula, a ser rejeitada, é que há  $r^*$  vetores de cointegração; a hipótese alternativa, a ser aceita, é de existe  $r^* + 1$  vetores de cointegração. A formalização do teste se encontra abaixo

$$H_0: r = r^* \quad (37)$$

$$H_a: r = r^* + 1 \quad (38)$$

A lógica é a mesma do teste anterior. Se o valor calculado na equação de  $\lambda_{\text{máx}}$  for maior que o valor crítico, dado o nível de significância do teste, a hipótese nula é rejeitada. O teste, portanto, tem o seguinte significado, caso a hipótese nula não seja rejeitada, significa que existe  $r^*$  vetores de cointegração. Rejeitar a hipótese nula significa que há  $r^* + 1$  vetores de cointegração. Tal como no teste de traço, deve-se fazer aumento o valor de  $r^*$ , até encontrar o número correto de vetores de cointegração. É importante ressaltar que ambos os testes, o de traço e o de máximo autovalor, seguem uma distribuição não convencional.

Nesta etapa, será feita uma análise nos vetores normalizados e nos coeficientes de velocidade de ajustamento. Para isso, deve-se escolher um valor para  $r$  e, em seguida, examinar o vetor de cointegração estimado. Em seguida, o vetor de cointegração deve ser normalizado em relação a  $\beta_1$ .

Depois de passar por todas estas etapas, será possível afirmar se as variáveis são cointegradas. A vantagem do procedimento de Johansen é que, ao mesmo tempo que se realiza o teste de cointegração, o modelo de correção de erros é estimado.

### 3.2. Análise dos Dados

Agora que o modelo econométrico escolhido já foi apresentado, só resta analisar os resultados obtidos com a estimação do modelo. O modelo VEC foi estimado com o software R.

Antes de apresentar o modelo VEC, entretanto, é necessário realizar os testes de raiz unitária. Com os resultados dos testes, será possível afirmar se as variáveis são estacionárias ou não. Depois de confirmadas que as variáveis são não-estacionárias, será realizado os testes de cointegração de Johansen. Antes de analisarmos a função impulso resposta e a decomposição da variância, faz-se necessário realizar os testes de autocorreção dos resíduos, normalidade e heterocedasticidade.

Para realizar os testes de raiz unitária será utilizado o procedimento proposto por Elliot et al (1996), chamado de DF-GLS. Como será apresentado mais adiante, o teste nada mais é do que uma adaptação do tradicional teste de Dickey-Fuller. Em seguida como complemento, será utilizado o teste KPSS, proposto por Kwiatkowski et al (1992).

Por último, como uma maneira de validação do modelo preditivo estimado, será feito um teste de causalidade. Não será feito, contudo, o teste de Causalidade de Granger, pois este teste enfatiza as relações de curto prazo, desprezando as dinâmicas de longo prazo<sup>2</sup>. Como as variáveis são cointegradas e, por isso, contém uma dinâmica de longo prazo, a metodologia o teste de Causalidade de Granger não é apropriado. Para resolver este problema será utilizado o método proposto por Toda e Yamamoto (1995), que testa as relações de causalidade no longo prazo.

#### 3.2.1. Teste de Raiz Unitária DF-GLS

Há na literatura vários tipos de testes de raiz unitária para variáveis auto regressivos. Três dos mais famosos são os testes de Dickey-Fuller (DF), Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Phillips Perron.

Estes três testes de estacionaridade, contudo, são conhecidos por serem de baixo poder. Isto ocorre pela dificuldade de rejeitar a hipótese nula de raiz unitária. Como

---

<sup>2</sup> Argumento apresentado no artigo de Francisco Galvão Carneiro, do Departamento de Economia da UnB.

uma maneira de propor uma nova metodologia para testar a estacionaridade das séries, Elliot et al (1996) apresentou este novo procedimento, o DF-GLS.

O teste DF-GLS nada mais é do que um teste Dickey-Fuller com métodos de mínimos quadrados generalizados. Portanto, o teste, proposto pelos autores é uma modificação do teste tradicional de Dickey e Fuller (1979, 1981).

Neste artigo, Elliot et al (1996) compararam os poderes dos testes e chegaram à conclusão que DF-GLS tem mais poder dos que os três testes citados anteriormente.

O modelo segue a equação auto regressiva abaixo

$$y_t = d_t + u_t \quad (39)$$

$$u_t = \alpha u_{t-1} + v_t \quad (40)$$

Onde  $u_t$  é o termo de erro com média zero;

$d_t$  é o termo determinístico;

$v_t$  é o termo de erro com média zero;

O DF-GLS, tal como os testes tradicionais, tem como objetivo analisar se as variáveis são  $I(1)$ , sendo esta a hipótese nula do teste. Portanto, em termos formais, o teste é realizado da seguinte forma

$$H_0: \alpha = 1 \quad (41)$$

$$H_1: |\alpha| < 1 \quad (42)$$

Caso a hipótese nula seja aceita, significa que  $y_t$  é integrado de ordem 1, o que significa dizer que a série é não estacionária.

Agora, como uma forma de complementar o primeiro teste de raiz unitária, foi aplicado o teste KPSS. Este teste é utilizado desta forma para comprovar os resultados encontrados por outros testes mais tradicionais. O procedimento KPSS, diferentemente dos testes usuais, testa diretamente se as variáveis são estacionárias.

Para um modelo com tendência, que é o caso deste trabalho, a estatística do teste é calculada da seguinte forma

$$\eta = T^{-2} \sum_{i=1}^T S_t^2 / s_t^2 \quad (43)$$

Onde  $S_t = \sum_{i=1}^t e_t$  é a soma parcial dos quadrados dos resíduos;

### 3.2.2. Resultados

Os resultados encontrados estão nas tabelas (4.1), (4.2), (4.3), (4.5), (4.6), (4.7) e (4.8). Os testes DF-GLS indicaram que todas as variáveis do modelo são estacionárias, com exceção de  $IC_A$ . No teste KPSS, todas as variáveis são não-estacionárias.  $IC_A$  foi considerado não estacionário um nível de significância de 5%

Depois de realizar os dois testes de raiz unitária, DF-GLS e KPSS, os resultados encontrados indicam que todas as variáveis do modelo são não-estacionários.

### 3.2.3. Teste de Cointegração

Agora que se pode confirmar que as séries de tempo são não-estacionárias, o próximo passo é partir para o teste de cointegração de Johansen. Antes, entretanto, define-se a melhor defasagem a ser aplicada no modelo. Em seguida será analisado os resíduos dos modelos VEC(ICCK, SELIC), VEC(ICM, SELIC) E VEC(ICA, SELIC), utilizando os testes de correlação serial, normalidade e heterocedasticidade.

O critério escolhido para selecionar a defasagem foi o de Akaike (AIC), por ter resultados melhores com amostras pequenas. A defasagem escolhida para os três índices de credibilidade foi de quatro para os índices  $IC_{CK}$  e  $IC_M$ . Para o índice  $IC_A$ , a defasagem é 5, pois apresentou resultados mais robustos.

Com as defasagens selecionadas, é possível iniciar o teste de cointegração. Primeiro será feito o teste de cointegração usando o teste do traço e depois o teste do autovalor máximo, como define o procedimento proposto por Johansen (1987).

As tabelas (4.9), (4.10) e (4.11) contém os valores achados para cada variável e seus respectivos valores críticos encontrados nos testes de cointegração. Os resultados indicam que todos os índices são cointegrados com a SELIC. Nas tabelas (4.12), (4.13) e (4.14) têm as informações sobre os vetores de cointegração.

A vantagem do teste de cointegração de Johansen é estimar simultaneamente o modelo VEC, com seus coeficientes, estatísticas e coeficiente de correlação  $R^2$ . Os índices  $IC_{CK}$ ,  $IC_M$  e  $IC_A$  obtiveram os respectivos coeficientes de correlação 0,6594, 0,6651 e 0,609. É necessário salientar que, conforme o coeficiente se aproxima mais de

um, mais o modelo explica o comportamento da variável dependente, indicando o quão ajustado está o modelo.

Apesar dos modelos VEC para os diferentes índices terem obtido um coeficiente de correlação significativa, nem todos tiveram seus coeficientes estatisticamente significativos. Os resultados do modelo VEC estão nas tabelas (4.15), (4.16) e (4.17). O índice  $IC_{CK}$  foi único que não obteve o coeficiente estatisticamente significativo. O índice  $IC_M$ , apesar de ter seu coeficiente estatisticamente significativo, sinal estimado foi positivo, indicando uma relação contrária ao esperado, dado o modelo teórico utilizado.

O índice  $IC_A$  teve seus coeficientes, no modelo VEC, estatisticamente significativos, e com os sinais negativos. O sinal negativo indica uma relação inversa entre a credibilidade e a SELIC, portanto, de acordo com a base teórica utilizada no trabalho.

Com a ciência de que há cointegração entre as séries de interesse, o próximo passo é realizar o teste de autocorrelação dos resíduos. O teste não rejeita a hipótese nula de ausência de autocorrelação entre os resíduos da série, portanto, os resíduos não são correlacionados. Os testes de correlação serial estão nas tabelas (4.18), (4.19) e (4.20). O teste é baseado em Hamilton (1995).

O teste de normalidade de Shapiro Wilk, visto em Royston (1982), indica que, para os três modelos estimados, os resíduos não são distribuídos normalmente. Segundo Lütkepohl (2005), contudo, a rejeição de hipótese nula de normalidade dos resíduos para modelos como o VEC, a ausência de normalidade dos resíduos não é um problema grave. Os testes de normalidade estão nas tabelas (4.21), (4.22) e (4.23).

A hipótese nula de homocedasticidade, contudo, para os índices  $IC_{CK}$  e  $IC_M$ , foi rejeitada para um nível de significância de 5%. O índice  $IC_A$  não teve sua hipótese nula rejeitada, dando evidências que seus resíduos são homocedásticos. Os testes de heterocedasticidade podem ser vistos nas tabelas (4.24), (4.25) e (4.26).

Para elucidar ainda mais as relações entre as variáveis, foi utilizado a função de resposta ao impulso. Como um VEC é um modelo que tem como base o VAR, esta ferramenta é, também, aplicável para o modelo de correção de erros.

### 3.2.4. Função Impulso Resposta

A função de resposta ao impulso é uma ferramenta que complementa o modelo de vetores autoregressivos. Dada a dificuldade de estimar o modelo estrutural, Sims (1980), propôs este mecanismo recursivo. Neste modelo, é analisado o caminho das variáveis, dado um choque ocorrido em um dos termos de erro,  $\varepsilon_{yt}$  e  $\varepsilon_{xt}$ . O processo é uma espécie vetor de médias móveis, cujo o efeito é consequência dos valores presentes e defasados dos termos de erro, depois do choque.

A linha preta do gráfico corresponde ao efeito do choque na variação de interesse, SELIC, como mostra a Figura 1. A faixa de azul, que está entorno da linha preta, são o desvio padrão dos valores estimados. Caso a faixa entre contato com o eixo horizontal, significa que o resultado é insignificante estatisticamente. O intervalo de confiança do teste é de 95%. A análise foi feita com um horizonte temporal de 13 defasagens. Os resultados estão nas tabelas (4.27), (4.28) e (4.29)

A função de resposta ao impulso, para a relação entre  $IC_{CK}$  e SELIC, indica que não há efeito contemporâneo relevante do choque unitário no termo de erro de  $IC_{CK}$  e seu efeito na SELIC. O modelo indica a relação esperada pela teoria e indicada pelo VEC, informando que há uma relação negativa entre as variáveis.

O modelo sugere que o efeito só passa a ser estatisticamente significativo a partir da sexta defasagem, reforçando a ideia de que não há efeito contemporâneo entre as variáveis. Nesta defasagem, o efeito na SELIC é de -0.171561711.

O gráfico demonstra que o efeito do choque aumenta com o passar do tempo, chegando a um efeito de -0.714020938 na décima primeira defasagem. O modelo evidencia que os efeitos permanecem por vários períodos.

O índice de Mendonça (2004),  $IC_M$ , não teve efeito estatisticamente significativo nas primeiras defasagens. O efeito foi estatisticamente significativo a partir da sétima defasagem. Nesta defasagem o impacto foi de -0.19509146, demonstrando que o ganho de credibilidade demora algumas defasagens até afetar a SELIC. Na última defasagem, foi encontrada o maior valor transferido do choque em  $IC_M$ , para a SELIC. O valor registrado foi de -0.67047496.

O choque feito no termo de erro do índice  $IC_A$  teve efeito estatisticamente significativo já nas primeiras defasagens. O índice apresentou um efeito contemporâneo

sobre a SELIC, pois já na primeira defasagem, o choque em  $IC_A$  teve um impacto de -0.06193622. O gráfico mostra que a cada defasagem o choque é transferido um montante cada vez maior na SELIC.

No terceiro período, o efeito do choque sobre a SELIC alcançou um nível considerável, cerca de -0.16736486. O impacto na variável dependente, SELIC, aumenta a cada defasagem encontrada, dando evidências que a credibilidade tem um forte efeito defasado. Por exemplo, já na quinta defasagem o impacto foi de -0.34382199. Como aconteceu com os outros dois índices de credibilidade, o maior efeito sobre a SELIC ocorreu nas últimas defasagens. Na última defasagem, o efeito sobre a SELIC foi de -0.78966178, evidenciando uma forte relação entre as variáveis. É importante ressaltar que, para todo o período analisado, o efeito do choque foi negativo sobre a SELIC.

Todos os três índices tiveram um impacto negativo na SELIC. Este resultado vai de encontro com o arcabouço teórico utilizado no trabalho, cuja credibilidade tem uma relação negativa com a taxa de juros básica da economia, a SELIC. Portanto, um ganho de credibilidade, representado pelo choque unitário nos índices, tem um impacto negativo na taxa de juros, reduzindo-a.

### 3.2.5. Decomposição da Variância

Dado um modelo de previsão de variáveis endógenas, a decomposição da variância nos informa em que magnitude a variância do erro de previsão do modelo é explicada por cada variável estimada.

O mecanismo de decomposição da variância busca demonstrar a influência que uma variável tem na outra e, também, a magnitude deste efeito. No modelo utilizado, portanto, esta ferramenta informa o quanto uma variável explica a outra, e os impactos na defasagem. Os resultados estão nas tabelas (4.30), (4.31) e (4.32)

As tabelas, para o modelo, da decomposição da variância, ratificam as relações encontradas no modelo aplicado, VEC, e as outras ferramentas utilizadas, como a função de impulso e resposta.

Para o índice de Cecchetti & Krause (2002), os resultados vão na mesma direção do que foi encontrado na função impulso resposta. Os dados demonstram que a influência de  $IC_{CK}$  é pequena sobre a SELIC nas primeiras defasagens. À medida que as defasagens aumentam, no entanto, o percentual da variável  $IC_{CK}$  que explica SELIC

também aumentam. Nas seis primeiras defasagens, os números são pequenos, indicando que a variância é explicada pela própria SELIC defasada, em cerca de 89,46%.

A partir da sétima defasagem, portanto, a variação na SELIC passou a ter, em grande parte, uma grande porcentagem explicada pelo índice da credibilidade  $IC_{CK}$ . Nesta defasagem, cerca de 18,13% é explicada pelo índice e este percentual vai aumentando.

Na décima primeira defasagem, o índice passou a ter mais importância na explicação da SELIC do que as defasagens da própria variável. Apenas 43,39% da variação da SELIC é explicada pela sua própria defasagem, indicando que  $IC_{CK}$ , nesta defasagem, explica 56,60%. Na última defasagem, cerca de 63,89% é explicada pelo índice.

Para o índice  $IC_M$ , tal como ocorreu com a função resposta ao impulso, os resultados foram iguais e, por isso, a análise dos dois será feita conjuntamente. Diferentemente do que ocorreu com o índice de Cecchetti & Krause (2002),  $IC_M$  tem um efeito razoável na explicação da variação da SELIC já no primeiro período.

Na primeira defasagem,  $IC_M$  explica cerca de 1,8% a SELIC, enquanto as defasagens da SELIC explicam a própria variável. Apesar das diferenças em relação com o primeiro índice analisado, os resultados demonstram que as defasagens da SELIC têm uma forte influência na explicação dela mesma.

Nas seguintes defasagens, este percentual explicado pelos índices de Mendonça (2004; 2007) aumenta. Na quarta defasagem, cerca de 10% é explicada pelos índices, enquanto o  $IC_{CK}$  explica apenas 1,32%. Na última defasagem, contudo, para analisar a relação entre as variáveis, cerca de 60,86% da SELIC é explicada pelo índice  $IC_M$ .

Na primeira defasagem, o índice de credibilidade  $IC_A$  explica cerca de 7,14%, demonstrando um efeito superior aos outros dois índices. Apesar do alto valor encontrado já na primeira defasagem, o valor aumenta nas defasagens seguidas, apresentando o valor máximo na última.

Na sexta defasagem, a explicação da variância do erro de previsão alcança o patamar de 0,37270494. Portanto, cerca de 37,27% da variação da SELIC é explicada pelo índice. O valor não estabiliza, segue em trajetória ascendente até a última defasagem.

Na oitava defasagem, o valor ultrapassa a barreira dos 40%. É na última defasagem, porém, que o maior valor acontece, cerca de 0,55201335. Em torno de 55,20% da SELIC é explicada pelo índice  $IC_A$  na última defasagem.

### 3.2.6. Teste de Causalidade

Como uma medida de confirmar se o modelo está ajustado corretamente para prever, tendo como insumo os índices de credibilidade, o comportamento da taxa Selic, foi utilizada o teste de Toda & Yamamoto (1995). O teste é uma modificação do teste de *Wald*, portanto, resumidamente, ele testa as restrições nos parâmetros do modelo. O teste é feito a partir de um VAR, porém, com uma defasagem a mais do que no modelo VEC. Toda & Yamamoto (1995) demonstraram que o teste se aplica bem modelos com variáveis cointegradas.

O teste, para todos os índices utilizados no modelo, rejeitou a hipótese nula de que a SELIC não causa os índices. Para a hipótese nula dos índices não causarem a inflação, o teste, também, rejeitou tal hipótese. Para os índices  $IC_{CK}$ ,  $IC_M$  e  $IC_A$ , a hipótese nula foi rejeitada a um nível de significância de 5%, como mostra as tabelas. Os resultados dos testes de causalidade estão nas tabelas (4.33), (4.34), (4.35), (4.36), (4.37) e (4.38).

## CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo do trabalho é investigar a relação entre a credibilidade e política monetária no Brasil. Uma vasta literatura sobre o assunto emergiu a partir da década de 70, como os artigos de Barro e Gordon (1983) e Kydland e Prescott (1977) utilizados no trabalho.

Com os índices mensurados no trabalho, é permitido afirmar que houve, sim, uma perda de credibilidade no período, mais especificamente entre 2014 e 2015. Portanto, a desconfiança de muitos analistas se confirmou, segundo os índices utilizados. Com estes resultados, é possível responder a primeira pergunta do trabalho, isto é, realmente houve perda credibilidade em alguns momentos da série analisada.

Além do modelo VEC, foi utilizado os mecanismos de função impulso resposta e decomposição da variância para informar mais sobre as relações entre os índices e a taxa de juros.

A função de resposta ao impulso, para todos os índices de credibilidade, indicou que a credibilidade é um bom insumo para prever o comportamento da taxa Selic, o que significa dizer que, de fato, há uma relação entre eles, tal como o modelo VEC indicou.

A função resposta ao impulso entretanto, demonstrou algumas divergências entre os índices. O índice de  $IC_{CK}$  não teve resultados estatisticamente significativos até as seis primeiras defasagens. O índice  $IC_A$  obteve resultados estatisticamente significativos já na primeira defasagem.

A decomposição da variância seguiu os resultados obtidos com o modelo VEC e função resposta ao impulso. Ele demonstrou que os três índices explicam o comportamento da Selic.

Os índices, todavia, tiveram resultados diferentes. O índice  $IC_A$  ajuda a explicar a Selic na primeira defasagem. Já os  $IC_{CK}$  e  $IC_M$  tiveram resultados baixos nas primeiras defasagens.

Os resultados indicam, portanto, que a credibilidade tem um efeito sobre a SELIC, o que responde a segunda pergunta do trabalho. O modelo demonstra o que a

teoria já dizia, que há uma relação inversa entre a credibilidade e a taxa de juros, o que foi confirmada, também, pela função resposta ao impulso.

A perda da credibilidade, perante o público, portanto, implica em uma maior restrição monetária nos períodos posteriores. Os resultados do índice ICA indicaram um efeito contemporâneo. Já os índices  $IC_{CK}$  e  $IC_M$  mostraram que o efeito só ocorre meses depois.

Além dos índices de credibilidade e a SELIC serem cointegradas, indicando que as variáveis compartilham a mesma dinâmica de longo prazo, e as análises da função impulso resposta e a decomposição da variância confirmarem tal dinâmica, o teste de causalidade rejeitou a hipótese nula de que os índices não causam SELIC. Apenas os resíduos do modelo do índice ICA, porém, são homocedásticos. Este último resultado dá evidências de que as defasagens de  $IC_A$  explicam o comportamento da SELIC nos períodos posteriores, demonstrando que o modelo foi especificado corretamente.

O resultado do trabalho, portanto, sugere que, em casos em que a autoridade monetária perde credibilidade, a política monetária se torna mais restritiva, isto se materializa na elevação da taxa de juros. A segunda pergunta, por conseguinte, foi respondida. Este resultado vai de encontro com o que foi proposto por Svensson (1998), onde a perda de credibilidade significa um maior aperto monetário por parte do BCB. O resultado ratifica a importância de se manter comprometido na busca pela estabilidade de preços, visando não perder a credibilidade perante os agentes econômicos.

**BIBLIOGRAFIA**

BARRO, R.J. and GORDON, D.B. **Rules, Discretion and Reputation in a Model of Monetary Policy**. Journal of Monetary Economics, 1983.

BERNANKE, B.S. & MISHKIN, F. S. 1997. "**Inflation Targeting: A New Framework for Monetary Policy?**," Journal of Economic Perspectives, American Economic Association, vol. 11(2), páginas 97-116, Spring.

BUENO, R. L. S. **Econometria de séries temporais**. São Paulo, Cengage Learning, 2 edição, 2014.

CARNEIRO, Francisco Galvão. **A Metodologia dos Testes de Causalidade em Economia**. Departamento de Economia (UnB). Disponível em: <<http://www.angelfire.com/id/SergioDaSilva/causal.pdf>>. Acesso em: 05 Agosto, 2019.

CECCHETTI, S.G.& E KRAUSE, S.2002. "**Central Bank Structure, Policy Efficiency and Macroeconomic Performance: Exploring Empirical Relationships**," Review, Federal Reserve Bank of St. Louis, p. 47-59, jul-ago, 2002.

CUKIERMAN, A. e MELTZER, A. "**A Theory of Ambiguity, and Inflation Under Discretion and Asymmetric Information**". Econometrica, v. 54, n. 5 p.1099–1128, Setembro,1986.

ELLIOTT, G. & ROTHENBERG, T.J. & STOCK, J. H. "**Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root**" Econometrica, Econometric Society, v. 64, n. 4 p. 813-36, Julho, 1996.

EMILIANO, P. C., VEIGA, E. P., VIVANCO, M. J., and MENEZES, F. S. (2010). "**Critérios de informação de akaike versus bayesiano: análise comparativa**". 19º Simpósio Nacional de Probabilidade e Estatística.

ENDERS, W., "**Applied Econometric Time Series**", 3 edição, New York: Wiley, 2010.

FAUST, J. & SVENSSON, L.E.O. "**Transparency and credibility: monetary policy with unobservable goals**," International Finance Discussion Papers, 605, Board of Governors of the Federal Reserve System (U.S.), Março, 1998.

GELOS, G., and Y. USTYUGOVA. "**Inflation Response to Commodity Price Shocks—How and Why Do Countries Differ**," mimeo, International Monetary Fund, 2012.

HAMILTON, J. **Time Series Analysis**, Princeton University Press, Princeton, 1994.

**Histórico das Metas para Inflação. Banco Central do Brasil**<<https://www.bcb.gov.br/controleinflacao/historicometas>>. Acessado em: 09 julho, 2019.

JUDD, J. & RUDEBUSCH, G. "**Taylor's rule and the Fed: 1970 – 1997**". Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Review, v. 3, p. 3-16, San Francisco, 1998

KYDLAND, F. E.; PRESCOTT, E. C. "**Rules rather than discretion: the inconsistency of optimal plans**". Journal of Political Economy, v. 85, n. 3, p. 473-492, 1977.

KWIATKOWSKI, D., P.C.B. PHILLIPS, P. SCHMIDT and Y. SHIN. "**Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root**," Journal of Econometrics, v. 54, 159-178, 1992.

LUCAS, R. (1972). "**Expectations and the Neutrality of Money**". Journal of Economic Theory, v. 4, p.103–124.

LÜTKEPOHL, Helmut. "**New Introduction to Multiple Time Series Analysis**", 2005.

MENDONÇA, H. F. "**Mensurando a Credibilidade do Regime de Metas Inflacionárias no Brasil**". Revista de Economia Política, vol.24, n.3(95), p. 344-350, julho-setembro, 2004.

MENDONÇA, H. F.& SOUZA, G. J. G. "**Credibilidade do regime de metas para inflação no Brasil**". Pesquisa e Planejamento Econômico, v. 37, n. 2, agosto, 2007.

MISHKIN, F.S. 2000. "**Inflation Targeting in Emerging-Market Countries**," American Economic Review, "American Economic Association", vol. 90(2), páginas 105-109, Maio.

MINELLA, Andre, Paulo S. de Freitas, Ilan Goldfajn, and Marcelo K. Muinhos. (2003). "**Inflation targeting in Brazil: Constructing credibility under exchange rate volatility**". Journal of International Money and Finance 22(7):1015-1040

ROYSTON, J. P. Remark AS R94: A remark on Algorithm AS 181: The *W* test for normality. *Applied Statistics*, v. 31, n. 2, pp. 176-180, 1982

SICSÚ, J. "**Expectativas Inflacionárias no Regime de Metas de Inflação: uma Análise Preliminar do Caso Brasileiro.**" *Economia Aplicada*, v.6, n. 4, p. 703-711, set./dez. 2002a.

SIMS, C. A., 1980," **Macroeconomics and Reality**", *Econometrica*, Vol.48 (1) 1-48.

**Sistema Gerenciador de Séries Temporais.** Banco Central do Brasil. Disponível em: <<https://www3.bcb.gov.br/sgspub/localizarseries/localizarSeries.do?method=prepararTeLaLocalizarSeries>>. Acessado em: 10 jul. 2019.

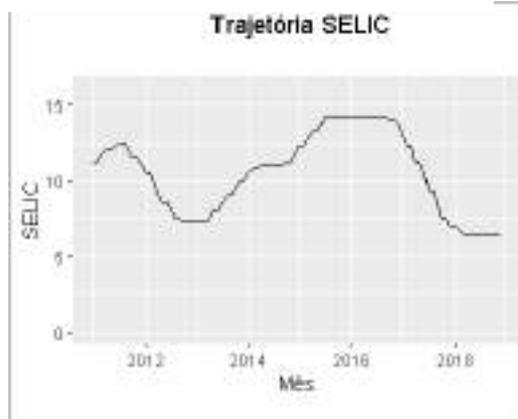
SVENSSON, L. E.O., FRIEDMAN, B.M. and WOODFORD, M., "**Inflation Targeting**", eds., *Handbook of Monetary Economics*, Amsterdam: Elsevier Press. v. 3B, 2011.

TAYLOR, J. B. (1993), "**Discretion versus Policy Rules in Practice**", *Carnegie-Rochester Series on Public Policy* 23

TODA, Y. H., YAMAMOTO, T. **Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes.** Vol. 66, p. 225-250, March–April, , 1995

## ANEXO A

Gráfico 1 – Trajetória da SELIC

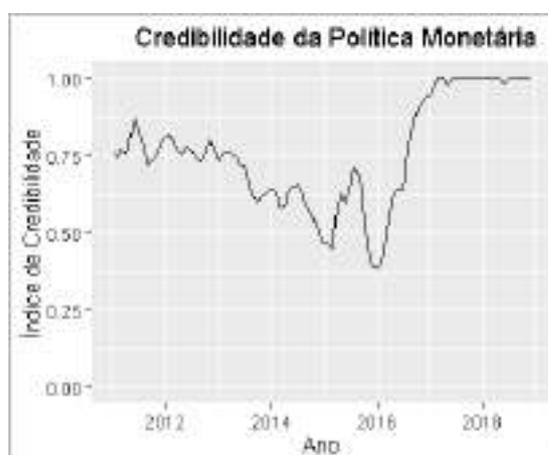


Fonte: Elaboração própria com dados do BCB

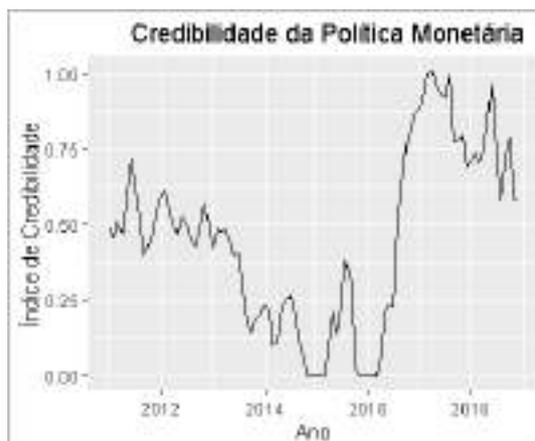
Gráfico 2 – Trajetória das Expectativas de Inflação



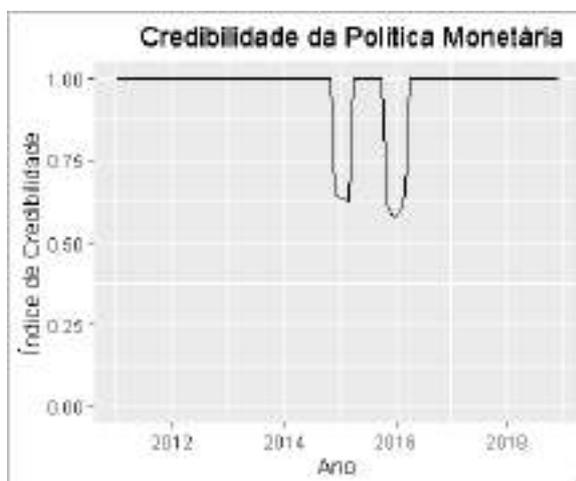
Fonte: Elaboração própria com dados do BCB

Gráfico 3 – Trajetória do Índice de Credibilidade IC<sub>CK</sub>

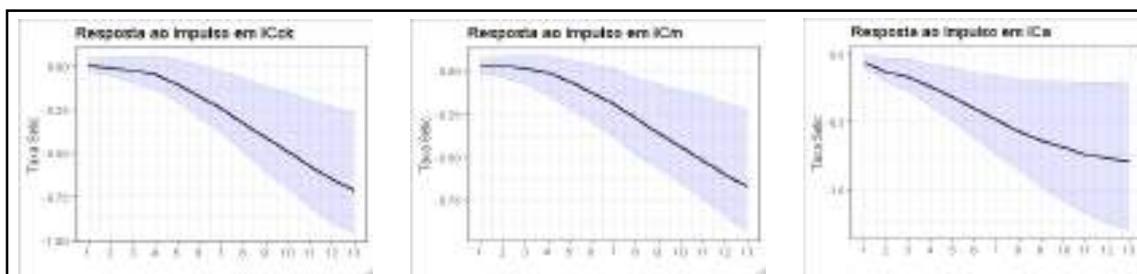
Fonte: Elaboração própria com dados das expectativas do BCB

Gráfico 4 – Trajetória  $IC_M$ 

Fonte: Dados calculados a partir das expectativas de inflação do BCB

Gráfico 5 – Trajetória do índice  $IC_A$ 

Fonte: Elaboração própria a partir das expectativas de inflação do BCB

**Figura 1** – Funções de Impulso Resposta

Elaboração própria com auxílio do software R.

**Tabela 4.1 - Teste de Raiz Unitária**

Elliot, Rothenberg e Stock (IC <sub>CK</sub> )					
DF-GLS					
Resíduos:					
	Mín	1Q	Mediana	3Q	Máx
	-0.106066	-0.019322	-0.001428	0.014738	0.129228
	Estimativa	Erro Padrão	t	valor	Pr(> t )
yd.lag	-0.03728	0.02295	-1.624	0.1080	
yd.diff.lag1	0.58850	0.10328	5.698	1.66e-07	***
yd.diff.lag2	-0.24535	0.11844	-2.072	0.0413	*
yd.diff.lag3	0.11229	0.11695	0.960	0.3397	
yd.diff.lag4	-0.01278	0.10401	-0.123	0.9025	
N. Significância: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1					
Erro Padrão Residual: 0.03468 com 86 graus de liberdade					
R <sup>2</sup> : 0.2865, R <sup>2</sup> - Ajustado: 0.245					
Estatística-F: 6.907 com 5 e 86 Gl, p-valor: 1.832e-05					
Estatística do Teste: -1.6244					
Valores críticos de DF-GLS:					
	1%	5%	10%		
	-3.58	-3.03	-2.74		

Fonte: Elaboração própria com auxílio do software R

**Tabela 4.2** - Teste de Raiz Unitária

---



---

Elliot, Rothenberg e Stock (IC<sub>M</sub>)

---



---

DF-GLS

---



---

Resíduos:

	Mín	1Q	Mediana	3Q	Máx
	-0.240902	-0.046439	-0.000391	0.047411	0.229369

---



---

	Estimativa	Erro Padrão	t valor	Pr(> t )
yd.lag	-0.05856	0.03083	-1.900	0.06085 .
yd.diff.lag1	0.34189	0.10380	3.294	0.00144 **
yd.diff.lag2	-0.30527	0.11103	-2.750	0.00727 **
yd.diff.lag3	0.22747	0.11055	2.058	0.04265 *
yd.diff.lag4	0.08675	0.10878	0.797	0.42738

N. Significância: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Erro Padrão Residual: 0.08048 sob 86 graus de liberdade

R<sup>2</sup>: 0.2047, R<sup>2</sup>- Ajustado: 0.1585

Estatística-F: 4.428 sob 5 e 86 Gl, p-valor: 0.00123

---



---

Estatística do Teste: -1.8995

Valores Críticos de DF-GLS:

1%	5%	10%
-3.58	-3.03	-2.74

---



---

Fonte: Dados próprios elaborados com auxílio do software R

**Tabela 4.3** – Teste de Raiz Unitária

Elliot, Rothenberg e Stock (ICA)				
DF-GLS				
Resíduos:				
Mín	1Q	Mediana	3Q	Máx
-0.36934	0.00483	0.00783	0.01337	0.23100
Estimativa	Erro Padrão	t valor	Pr(> t )	
yd.lag	-0.33069	0.09109	-3.630	0.00048 ***
yd.diff.lag1	0.21514	0.10511	2.047	0.04372 *
yd.diff.lag2	0.17626	0.10608	1.662	0.10024
yd.diff.lag3	0.16255	0.10646	1.527	0.13046
yd.diff.lag4	-0.12612	0.10716	-1.177	0.24250
N. Significância: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1				
Erro Padrão Residual: 0.06982 com 86 graus de liberdade				
R <sup>2</sup> : 0.2152, R <sup>2</sup> - Ajustado: 0.1696				
Estatística-F: 4.717 com 5 e 86 Gl, p-valor: 0.0007437				
Estatística do Teste: -3.6304				
Valores Críticos de DF-GLS:				
	1%	5%	10%	
	-3.58	-3.03	-2.74	

Fonte: Dados próprios elaborados com auxílio do software R

**Tabela 4.4** - Teste de Raiz Unitária

Elliot, Rothenberg e Stock (SELIC)					
DF-GLS em detrimento de séries com interceptação e tendência					
Resíduos:					
	Mín	1Q	Mediana	3Q	Máx
	-0.61018	-0.12406	0.01324	0.13622	0.62768
	Estimativa	Erro Padrão	t	valor	Pr(> t )
yd.lag	-0.026396	0.013786	-1.915	0.0596	.
yd.diff.lag1	0.003875	0.116404	0.033	0.9735	
yd.diff.lag2	0.202224	0.116147	1.741	0.0861	.
yd.diff.lag3	0.659205	0.118255	5.574	4.34e-07	***
yd.diff.lag4	0.101468	0.134589	0.754	0.4534	
yd.diff.lag5	0.101464	0.131576	0.771	0.4432	
yd.diff.lag6	0.038992	0.131672	0.296	0.7680	
yd.diff.lag7	-0.058798	0.128356	-0.458	0.6483	
yd.diff.lag8	-0.070181	0.127250	-0.552	0.5830	
yd.diff.lag9	-0.255458	0.127242	-2.008	0.0485	*
yd.diff.lag10	-0.027654	0.110352	-0.251	0.8029	
yd.diff.lag11	0.081394	0.109238	0.745	0.4587	
yd.diff.lag12	0.133065	0.109578	1.214	0.2287	
---					
N. Significância: 0 '****' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1					
Erro Padrão Residual: 0.2446 com 70 graus de liberdade					
R <sup>2</sup> : 0.6276, R <sup>2</sup> - Ajustado: 0.5584					
Estatística-F: 9.075 com 13 e 70 Gl, p-valor: 1.433e-10					
Estatística do Teste: -1.9147					
Valores críticos de DF-GLS:					
1% 5% 10%					
-3.58 -3.03 -2.74					

Fonte: Dados próprios elaborados com auxílio do software R

**Tabela 4.5 – Teste de Raiz Unitária**


---



---

Teste de Raiz Unitária KPSS ( $IC_{CK}$ )

---



---

Test do tipo: tau com 3 defasagens.  
 Estatística do Teste: 0.4856  
 Valores críticos para o nível de significância  
 10% 5% 2.5p% 1%  
 0.119 0.146 0.176 0.216

---



---

Fonte: Dados próprios obtidos com auxílio do software R

**Tabela 4.6 - Teste de Raiz Unitária**


---



---

Teste de Raiz Unitária KPSS ( $IC_M$ )

---



---

Tipo de Teste: tau com 3 defasagens.  
 Estatística do Teste: 0.436  
 Valores críticos para o nível de significância:  
 10% 5% 2.5% 1%  
 0.119 0.146 0.176 0.216

---



---

Fonte: Dados próprios elaborados com auxílio do software R

**Tabela 4.7 - Teste de Raiz Unitária**


---



---

Teste de Raiz Unitária KPSS ( $IC_A$ )

---



---

Tipo de Teste: tau com 3 defasagens.  
 Estatística do Teste: 0.1759  
 Valores críticos para o nível de significância  
 10% 5% 2.5% 1%  
 0.119 0.146 0.176 0.216

---



---

Fonte: Dados próprios elaborados com auxílio do software R

**Tabela 4.8 – Teste de Raiz Unitária**


---



---

KPSS (SELIC)

---



---

Tipo de Teste: tau com 3 defasagens.  
 Estatística do Teste: 0.3682  
 Valores críticos para o nível de significância:  
 10% 5% 2.5% 1%  
 0.119 0.146 0.176 0.216

---



---

Fonte: Dados próprios elaborados com auxílio do software R

**Tabela 4.9** - Teste de Cointegração (IC<sub>CK</sub>)

Teste de Cointegração de Johansen ( $\lambda_{M\acute{A}X}$ ) (Com tendência linear na cointegração)				
Teste	10%	5%	1%	
$r \leq 1$	4.85	10.49	12.25	16.26
$r = 0$	28.40	16.85	18.96	23.65

Fonte: Dados próprios elaborados com auxílio do software R

**Tabela 4.10** - Valores do Teste de Cointegração para IC<sub>M</sub>

Teste de Cointegração de Johansen ( $\lambda_{M\acute{A}X}$ ) (Com tendência linear na cointegração)				
Teste	10%	5%	1%	
$r \leq 1$	6.09	10.49	12.25	16.26
$r = 0$	29.32	16.85	18.96	23.65

Fonte: Dados próprios elaborados com o auxílio do software R

**Tabela 4.11** – Teste de Cointegração (IC<sub>A</sub>)

Teste de Cointegração de Johansen ( $\lambda_{M\acute{A}X}$ ) (Com tendência linear na cointegração)				
Teste	10%	5%	1%	
$r \leq 1$	6.06	10.49	12.25	16.26
$r = 0$	35.45	16.85	18.96	23.65

Fonte: Dados próprios elaborados com auxílio do software R

**Tabela 4.12** - Vetor de Cointegração

ECT1	
IC <sub>CK-4</sub>	1.000000000
SELIC <sub>-4</sub>	0.059295571
Tend <sub>-4</sub>	-0.001847551

Fonte: Dados próprios elaborados com auxílio do software R

**Tabela 4.13** - Vetor de Cointegração

ECT2	
IC <sub>M-1</sub>	1.000000000
SELIC <sub>-1</sub>	0.097590730
Tend <sub>-1</sub>	-0.002150823

Fonte: Dados próprios elaborados com o auxílio do software R

**Tabela 4.14** – Vetor de Cointegração

ECT3	
ICA-5	1.0000000000
SELIC-5	0.0268052980
Tend-5	0.0004163921

Fonte: Dados próprios elaborados com auxílio do software R

**Tabela 4.15** - Coeficientes Estimados do modelo VEC

Resíduos:					
Mín	1Q	Mediana	3Q	Máx	
-0.58921	-0.12836	-0.04844	0.13652	0.64554	
Estimativa	Erro Padrão	t-valor	Pr(> t )		
ECT	-1.16481	0.21166	-5.503	3.96e-07	***
Const	1.47118	0.27096	5.430	5.38e-07	***
IC <sub>CK-1</sub>	-0.31048	0.67112	-0.463	0.645	
SELIC <sub>-1</sub>	-0.10354	0.08536	-1.213	0.229	
IC <sub>CK-2</sub>	-0.31407	0.74965	-0.419	0.676	
SELIC <sub>-2</sub>	0.05481	0.07838	0.699	0.486	
IC <sub>CK-3</sub>	-0.61389	0.66691	-0.920	0.360	
SELIC <sub>-3</sub>	0.47120	0.07785	6.053	3.84e-08	***
Nível de Significância: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1					
Erro Padrão Residual: 0.2251 sob 84 graus de liberdade					
R <sup>2</sup> : 0.6594, R <sup>2</sup> - Ajustado: 0.6269					
Estatística-F: 20.32 sob 8 e 84 Gl, p-valor: < 2.2e-16					

Fonte: Dados próprios elaborados com auxílio do software R

**Tabela 4.16** – Coeficientes do modelo VEC

---



---

SELIC ~ ECT2 + Const + IC<sub>M-1</sub> + SELIC<sub>-1</sub> + IC<sub>M-2</sub> + SELIC<sub>-2</sub> + IC<sub>M-3</sub> + SELIC<sub>-3</sub> - 1

---



---

Resíduos:

	Mín	1Q	Mediana	3Q	Máx
	-0.50990	-0.12031	-0.03653	0.13072	0.69404

---



---

	Estimativa	Erro Padrão	t valor	Pr(> t )
ECT	-0.63590	0.11410	-5.573	2.96e-07 ***
Const	0.83684	0.15456	5.414	5.73e-07 ***
IC <sub>M-1</sub>	0.74431	0.31855	2.337	0.0218 *
SELIC <sub>-1</sub>	-0.05874	0.08150	-0.721	0.4731
IC <sub>M-2</sub>	0.32632	0.30938	1.055	0.2946
SELIC <sub>-2</sub>	0.10879	0.07681	1.416	0.1604
IC <sub>M-3</sub>	0.28318	0.32282	0.877	0.3829
SELIC <sub>-3</sub>	0.52863	0.07706	6.860	1.09e-09 ***

N. Significância: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Erro Padrão Residual: 0.2232 sob 84 graus de liberdade

R<sup>2</sup>: 0.6651, R<sup>2</sup> - Ajustado: 0.6332

Estatística-F: 20.86 sob 8 e 84 DF, p-valor: < 2.2e-16

---



---

Fonte: Dados próprios elaborados com auxílio do software R

**Tabela 4.17** – Coeficientes estimados do modelo VEC

---



---


$$\text{SELIC} \sim \text{ECT3} + \text{Const} + \text{ICA}_{-1} + \text{SELIC}_{-1} + \text{ICA}_{-2} + \text{SELIC}_{-2} + \text{ICA}_{-3} + \text{SELIC}_{-3} + \text{ICA}_{-4} + \text{SELIC}_{-4} - 1$$


---



---

Resíduos:

Mín	1Q	Mediana	3Q	Máx
-0.65724	-0.10579	-0.00427	0.12598	0.58700

---



---

	Estimativa	Erro Padrão	t	valor	Pr(> t )
ECT	-1.529948	0.400622	-3.819	0.000261	***
Const	1.914165	0.505902	3.784	0.000295	***
ICA <sub>-1</sub>	-1.090011	0.397484	-2.742	0.007508	**
SELIC <sub>-1</sub>	-0.040613	0.113711	-0.357	0.721899	
ICA <sub>-2</sub>	-0.572601	0.398078	-1.438	0.154169	
SELIC <sub>-2</sub>	0.140317	0.088650	1.583	0.117361	
ICA <sub>-3</sub>	-0.666979	0.390902	-1.706	0.091792	.
SELIC <sub>-3</sub>	0.526733	0.085076	6.191	2.33e-08	***
ICA <sub>-4</sub>	-0.898411	0.381218	-2.357	0.020854	*
SELIC <sub>-4</sub>	0.009348	0.103262	0.091	0.928093	

N. Significância: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Erro Padrão Residual: 0.2456 sob 81 graus de liberdade (Gl)

R<sup>2</sup>: 0.609, R<sup>2</sup>- Ajustado: 0.5607

Estatística-F: 12.62 sob 10 e 81 Gl, p-valor: 6.341e-13

---



---

Fonte: Dados próprios elaborados com auxílio do software R

**Tabela 4.18** - Teste de Correlação Serial dos Resíduos (IC<sub>CK</sub>)

---



---

Teste de Portmanteau (Assintótica)

---



---

Qui-quadrado = 33.97, Gl = 44, p-valor = 0.8623

---



---

Fonte: Dados próprios elaborados com auxílio do software R

**Tabela 4.19** – Teste de Correlação Serial dos Resíduos (IC<sub>M</sub>)

---



---

Teste de Portmanteau (Assintótica)

---



---

Qui-quadrado = 40.862, Gl = 44, p-valor = 0.6069

---



---

Fonte: Dados próprios elaborados com auxílio do software R

**Tabela 4.20** – Teste de Correlação Serial dos Resíduos ( $IC_A$ )

---



---

Teste de Portmanteau (Assintótica)
Qui-quadrado = 37.355, Gl = 40, p-valor = 0.59

---



---

Fonte: Dados próprios elaborados com auxílio do software R

**Tabela 4.21** - Teste de Normalidade ( $IC_{CK}$ )

---



---

Teste de Normalidade Shapiro-Wilk
W = 0.90179, p-valor = 1.085e-09

---



---

Fonte: Dados próprios elaborados com auxílio do software R

**Tabela 4.22** – Teste de Normalidade ( $IC_M$ )

---



---

Teste de Normalidade Shapiro-Wilk
W = 0.95119, p-valor = 5.854e-06

---



---

Fonte: Dados próprios elaborados com auxílio do software R

**Tabela 4.23** - Teste de Normalidade ( $IC_A$ )

---



---

Teste de Normalidade Shapiro-Wilk
W = 0.87094, p-valor = 2.273e-11

---



---

Fonte: Dados próprios elaborados com auxílio do software R

**Tabela 4.24** - Teste de Heterocedasticidade ( $IC_{CK}$ )

---



---

Teste de Heterocedasticidade de White

---



---

H0: Homocedasticidade  
 H1: Heterocedasticidade  
 Estatística do Teste: 936453  
 Graus de Liberdade: 66  
 p-valor: 0.0142

---



---

Fonte: Elaboração própria com auxílio do software R

**Tabela 4.25** – Teste de Heterocedasticidade dos Resíduos ( $IC_M$ )

---



---

Teste de Heterocedasticidade de White

---



---

H0: Homocedasticidade  
 H1: Heterocedasticidade  
 Estatística do Teste: 874.178  
 Graus de Liberdade: 66  
 p-valor: 0.0400

---



---

Fonte: Dados próprios elaborados com auxílio do software R

**Tabela 4.26** – Teste de Heterocedasticidade ( $IC_A$ )

---



---

Teste de Heterocedasticidade de White

---



---

H0: Homocedasticidade  
 H1: Heterocedasticidade  
 Estatística do Teste: 869650  
 G1: 78  
 p-valor: 0.2282

---



---

Fonte: Dados próprios elaborados com auxílio do software R

**Tabela 4.27** - Função Impulso Resposta IC<sub>CK</sub>

IRF	Inferior	Superior	Defasagem
0.003783089	-0.03193522	0.039725636	1
-0.007380220	-0.06825203	0.057503049	2
-0.022956802	-0.11473458	0.050343974	3
-0.048417480	-0.15519983	0.046616142	4
-0.105014463	-0.23176079	0.017823114	5
-0.171561711	-0.31382296	0.006097022	6
-0.243307244	-0.40837208	-0.014118013	7
-0.326986221	-0.50959451	-0.025427335	8
-0.409792523	-0.59422723	-0.049523023	9
-0.490536403	-0.67686242	-0.079085516	10
-0.571602134	-0.78497106	-0.114317858	11
-0.645932070	-0.89378099	-0.149011474	12
-0.714020938	-0.98731226	-0.184985725	13

Fonte: Dados próprios elaborados com auxílio do software R

**Tabela 4.28** – Função de Impulso Resposta IC<sub>M</sub>

IRF	Inferior	Superior	Defasagem
0.02865628	-0.01111602	0.07461010	1
0.03399250	-0.02168407	0.09115306	2
0.01237060	-0.05583969	0.08870893	3
-0.01019238	-0.11217535	0.09611098	4
-0.06216445	-0.18131858	0.07277887	5
-0.12939642	-0.26187555	0.05387175	6
-0.19509146	-0.37134590	0.02737668	7
-0.27533915	-0.46275211	-0.02992606	8
-0.35926894	-0.54549432	-0.07334005	9
-0.43842901	-0.63483588	-0.09206062	10
-0.52064335	-0.72048364	-0.12924644	11
-0.59901884	-0.80505297	-0.16356851	12
-0.67047496	-0.89112016	-0.18707664	13

Fonte: Dados próprios elaborados com auxílio do software R

**Tabela 4.29** - Função Impulso Resposta IC<sub>A</sub>

IRF	Inferior	Superior	Defasagem
-0.06193622	-0.09572535	-0.01520236	1
-0.13233787	-0.19952693	-0.03972424	2
-0.16736486	-0.25524030	-0.05025847	3
-0.23909317	-0.34589068	-0.07286671	4
-0.31902538	-0.46049380	-0.10799173	5
-0.39934273	-0.57108868	-0.13989618	6
-0.48774501	-0.70267220	-0.16748811	7
-0.56886412	-0.82089243	-0.18455947	8
-0.63688495	-0.91910734	-0.21703571	9
-0.69300694	-1.00052562	-0.22329038	10
-0.73578344	-1.05663922	-0.22965686	11
-0.76652620	-1.10462601	-0.23860306	12
-0.78966178	-1.16824827	-0.23239572	13

Fonte: Dados próprios elaborados com auxílio do software R

**Tabela 4.30** – Decomposição da Variância

	IC <sub>CK</sub>	SELIC
1.	0.0003092207	0.9996908
2.	0.0008234924	0.9991765
3.	0.0047012893	0.9952987
4.	0.0132047219	0.9867953
5.	0.0454439244	0.9545561
6.	0.1053411377	0.8946589
7.	0.1813468531	0.8186531
8.	0.2810255982	0.7189744
9.	0.3844170077	0.6155830
10.	0.4787757795	0.5212242
11.	0.5660430608	0.4339569
12.	0.6389664392	0.3610336

Fonte: Dados próprios elaborados com auxílio do software R

**Tabela 4.31** - Decomposição da Variância  $IC_M$ 

	$IC_M$	SELIC
1.	0.01804839	0.9819516
2.	0.02434620	0.9756538
3.	0.01764515	0.9823549
4.	0.01071939	0.9892806
5.	0.02179117	0.9782088
6.	0.06240101	0.9375990
7.	0.12394300	0.8760570
8.	0.21600478	0.7839952
9.	0.32272305	0.6772769
10.	0.42552270	0.5744773
11.	0.52409756	0.4759024
12.	0.60864781	0.3913522

Fonte: Dados próprios elaborados com auxílio do software R

**Tabela 4.32** – Decomposição da Variância  $IC_A$ 

	$IC_A$	SELIC
1.	0.07142309	0.9285769
2.	0.18227516	0.8177248
3.	0.23644846	0.7635515
4.	0.26062259	0.7393774
5.	0.31834578	0.6816542
6.	0.37270494	0.6272951
7.	0.41381165	0.5861884
8.	0.45682671	0.5431733
9.	0.49136572	0.5086343
10.	0.51574180	0.4842582
11.	0.53652778	0.4634722
12.	0.55201335	0.4479866

Fonte: Dados próprios elaborados com auxílio do software R

**Tabela 4.33** - Teste de Causalidade (IC<sub>CK</sub>)

---



---

Teste de Causalidade de Toda & Yamamoto  
H0: SELIC não-Granger causa IC<sub>CK</sub>

---



---

Teste Qui-quadrado:  
 $\chi^2 = 5.1, df = 4, P(>\chi^2) = 0.28$

---



---

Fonte: Dados próprios elaborados com auxílio do software R

**Tabela 4.34** – Teste de Causalidade (IC<sub>CK</sub>)

---



---

Teste de Causalidade de Toda & Yamamoto  
H0: IC<sub>CK</sub> não-Granger causa SELIC

---



---

Teste Qui-quadrado:  
 $\chi^2 = 10.5, gl = 4, P(>\chi^2) = 0.032$

---



---

Fonte: Dados próprios elaborados com auxílio do software R

**Tabela 4.35** – Teste de Causalidade (IC<sub>M</sub>)

---



---

Teste de Causalidade de Toda & Yamamoto  
H0: ICM não-Granger causa SELIC

---



---

Teste Qui-quadrado:  
 $\chi^2 = 15.9, Gl = 4, P (>\chi^2) = 0.0032$

---



---

Fonte: Dados próprios elaborados com auxílio do software R

**Tabela 4.36** – Teste de Causalidade (IC<sub>M</sub>)

---



---

Teste de Causalidade de Toda & Yamamoto  
H0: SELIC não-Granger causa IC<sub>M</sub>

---



---

Teste Qui-quadrado:  
 $\chi^2 = 3.0, Gl = 4, P(>\chi^2) = 0.56$

---



---

Fonte: Dados próprios elaborados com auxílio do software R

**Tabela 4.37** - Teste de Causalidade ( $IC_A$ )

---

---

Teste de Causalidade de Toda & Yamamoto
H0: $IC_A$ não-Granger causa SELIC

---

---

Teste Qui-quadrado:
$\chi^2 = 11.4$ , $G1 = 5$ , $P(>\chi^2) = 0.044$

---

---

Fonte: Dados próprios elaborados com auxílio do software R

**Tabela 4.38** - Teste de Causalidade ( $IC_A$ )

---

---

Teste de Causalidade de Toda & Yamamoto
H0: SELIC não-Granger causa $IC_A$

---

---

Teste Qui-quadrado:
$\chi^2 = 3.5$ , $G1 = 5$ , $P(>\chi^2) = 0.62$

---

---

Fonte: Dados próprios elaborados com auxílio do software R