

Regime de metas de inflação no Brasil: impactos na inflação e no investimento

Inflation targeting regime in Brazil: impacts on inflation and investment

DOI: <https://dx.doi.org/10.26694/2764-1392.6548>

Carolina Pinheiro Cespedes¹

Romina Julieta Sanchez Paradizo de Oliveira²

Thiberio Mota da Silva³

Janaina Martins Vasconcelos⁴

Resumo: Este trabalho analisa os efeitos do regime de metas de inflação no Brasil, implementado em julho de 1999, sobre a inflação e o investimento no país desde o Plano Real. O estudo aborda o regime de metas como uma estratégia de política monetária centrada no controle inflacionário, utilizando a taxa Selic como principal instrumento. Por meio de análise estatística descritiva e econométrica, baseada no modelo Vetorial Autorregressivo (VAR) e em dados do terceiro trimestre de 1999 ao segundo trimestre de 2024, o trabalho investiga as relações entre taxa de juros, inflação e formação bruta de capital fixo. Constatou-se que o regime contribuiu para a estabilidade de preços, apesar de desafios ocasionais. Contudo, a alta dependência da elevação dos juros tem limitado o crescimento do investimento produtivo. Este estudo ressalta a necessidade de políticas monetárias que equilibrem controle inflacionário e estímulo ao investimento, promovendo um crescimento econômico sustentável no Brasil.

Palavras-chave: Política Monetária. Taxa de Juros Selic. Crescimento Econômico. Inflação. Plano Real.

Abstract: This work analyzes the effects of the inflation targeting regime in Brazil, implemented in July 1999, on inflation and investment in the country since the Real Plan. The study approaches the target regime as a monetary policy strategy focused on inflation control, using the Selic rate as the main instrument. Using descriptive and econometric statistical analysis based on the Vector Autoregressive (VAR) model and data from the third quarter of 1999 to the second quarter of 2024, the work investigates the relationships between interest rates, inflation and gross fixed capital formation. The scheme was found to have contributed to price stability despite occasional challenges. However, the high dependence on rising interest rates has limited the growth of productive investment. This study highlights the need for monetary policies that balance inflation control and investment stimulation, promoting sustainable economic growth in Brazil.

Keywords: Monetary Policy. Selic Interest Rate. Economic Growth. Inflation. Real Plan.

Artigo submetido em 10 de março de 2025. Aceito em 28 de outubro de 2025.

¹ Especialização em Gestão Financeira, Controladoria e Auditoria pela Fundação Getúlio Vargas (FGV). Bacharela em Ciências Econômicas pela Universidade Federal do Piauí (UFPI). Auditora Fiscal da Receita Municipal da Prefeitura de Teresina (Piauí). E-mail: carolinapcespedes@gmail.com; Lattes: <http://lattes.cnpq.br/1115297274216888>; ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-8714-7130>

² Doutora em Desenvolvimento e Meio Ambiente pela UFPI. Docente no Departamento de Economia e no Programa de Pós-Graduação em Economia da UFPI. E-mail: romina.paradizo@ufpi.edu.br; Lattes: <http://lattes.cnpq.br/9198539260484260>; ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-5571-1083>

³ Doutor em Economia pela Universidade Federal do Ceará (UFC). Docente no Departamento de Economia e no Programa de Pós-Graduação em Economia da UFPI. E-mail: thiberiomota@ufpi.edu.br; Lattes: <http://lattes.cnpq.br/4039330225981878> . ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-5639-8658>

⁴ Mestre em Desenvolvimento e Meio Ambiente pela UFPI. Docente no Departamento de Economia da UFPI. E-mail: janainamv@ufpi.edu.br; Lattes: <http://lattes.cnpq.br/4340240469763693>; ORCID: <https://orcid.org/0009-0001-0647-1255>

Introdução

Os estudos sobre o crescimento econômico brasileiro indicam que, até a década de 1980, o país experimentou um período de expansão impulsionado pela forte atuação do Estado na economia. No entanto, essa trajetória foi interrompida por uma grave crise econômica caracterizada pela hiperinflação e estagnação do PIB (Giambiagi, 2011). A transição para a democracia gerou expectativas otimistas, mas a realidade econômica mostrou-se desafiadora, com a crise do financiamento do Estado desenvolvimentista agravando o cenário (Ianoni, 2009).

A década de 1990 marcou uma mudança significativa na condução da política econômica. O governo Collor iniciou um processo de abertura e redução do papel do Estado, substituindo o modelo anterior por um Estado regulador (Pinheiro *et al.*, 1999). Esse processo se intensificou no governo de Fernando Henrique Cardoso, cujo foco principal foi o controle da inflação. O Plano Real, implementado em 1994, resultou na estabilização dos preços, reduzindo a inflação de 4.922,6% em junho de 1994 para 1,65% em dezembro de 1998 (Bresser-Pereira, 1994; Pinheiro *et al.*, 1999).

Com a necessidade de reformular a âncora nominal, o Brasil adotou, em 1999, o regime de metas de inflação, estabelecendo a taxa Selic como principal instrumento de controle inflacionário (Amaral, 2016). Desde então, a política monetária tem priorizado a estabilidade de preços, embora críticas apontem que essa estratégia possa gerar custos elevados, como impactos no crescimento econômico e no endividamento público (Bresser-Pereira e Nakano, 2002; Carvalho *et al.*, 2007).

O Banco Central do Brasil define a política monetária por meio da taxa Selic, influenciando o custo do crédito e o nível de atividade econômica. A taxa de juros, conforme Keynes (1996), representa a recompensa pela renúncia à liquidez, ajustando-se conforme a oferta monetária e a demanda por investimentos. No entanto, a utilização da Selic como principal ferramenta de controle da inflação levanta questionamentos sobre seus efeitos colaterais, como a limitação do crescimento do investimento produtivo (Gremaud, Vasconcellos e Toneto Jr., 2011).

Embora o regime de metas tenha sido bem-sucedido na estabilização da inflação, sua ênfase exclusiva no controle de preços é alvo de críticas. Alguns estudiosos defendem a necessidade de políticas monetárias que equilibrem a estabilidade inflacionária com o estímulo ao crescimento econômico, garantindo uma estratégia mais sustentável para o desenvolvimento do país (Arestis, Paula e Ferrari-Filho, 2009; Carrara e Correa, 2012).

Com esta pesquisa, busca-se responder o seguinte problema: quais foram os efeitos da utilização do regime de metas de inflação para o desempenho econômico brasileiro em termos da taxa de inflação e do investimento a partir de julho de 1999?

Nesse sentido, o regime de metas de inflação, com a utilização da taxa de juros como instrumento de política monetária se baseia no pressuposto de que a inflação tem origem na demanda, portanto, o aumento da demanda geraria uma pressão inflacionária. Para controlar a demanda, e consequentemente, a inflação, aumentar-se-ia a taxa básica de juros, pois ela teria um efeito de redução da demanda no curto prazo. Dessa forma, quando a autoridade monetária decide aumentar a taxa básica de juros da economia para controlar a inflação, isso se refletirá numa redução no nível de atividade econômica, pois, ao elevar a Selic, eleva-se também o preço do crédito, inibindo, desta forma, o consumo. Com a redução do consumo, reduz-se a demanda e, consequentemente, a inflação. Ademais, de acordo com a visão keynesiana, quando se aumenta a taxa de juros, reduzem-se os aportes em capital produtivo, pois diminuem relativamente a taxa de retorno dos investimentos (Amaral, 2016; Bresser-Pereira e Gomes, 2007; Carvalho *et al.*, 2007). Sob este pano de fundo, este trabalho parte da hipótese de que o regime de metas de inflação no Brasil tem prejudicado o seu desempenho econômico.

Este trabalho tem como objetivo geral analisar os efeitos da utilização do regime de metas de inflação para o desempenho econômico brasileiro em termos da taxa de inflação e do investimento a partir de julho de 1999. Como objetivos específicos, pretende-se revisar o referencial teórico sobre política monetária, e sobre o regime de metas de inflação, apresentar a abordagem econométrica do Modelo Vetorial Autorregressivo (VAR), realizar análise estatística descritiva das variáveis, metas de inflação, investimento, taxa de juros e IPCA ao longo do período analisado, e examinar os resultados obtidos a partir da utilização do modelo econométrico, cujas variáveis analisadas serão: taxa de juros e investimento (formação bruta de capital fixo) à luz do referencial teórico.

A metodologia adotada nesta pesquisa consiste em uma pesquisa aplicada de abordagem quantitativa-qualitativa e monodisciplinar. A pesquisa terá caráter explicativo, delimitando-se a analisar os efeitos da utilização do regime de metas de inflação para o desempenho econômico brasileiro em termos da taxa de inflação e do investimento a partir de julho de 1999, utilizando análise estatística descritiva e metodologia aplicada ao Modelo Vetorial Autorregressivo (VAR).

Por fim, a escolha do modelo vetorial autorregressivo é justificada por sua capacidade de modelar relações simultâneas entre variáveis econômicas sem impor restrições teóricas rígidas sobre causalidade, permitindo que todas as variáveis sejam tratadas como endógenas e suas interações consideradas de maneira simétrica (Bueno, 2008).

Este trabalho está dividido em cinco seções. Na sequência desta introdução, faz-se uma revisão da literatura sobre o tema, a terceira seção apresenta as estatísticas descritivas dos dados levantados sobre taxa de juros, inflação e investimento, a quarta seção demonstra a metodologia econométrica utilizada, apontando o modelo a ser estimado, e descrição dos dados utilizados na estimação. A última seção sintetiza as considerações finais com as principais conclusões do trabalho.

2 Regime de metas de inflação

O regime de metas de inflação “[...] é uma estrutura de política monetária em que os anúncios públicos das metas oficiais de inflação, ou bandas de variação, estão comprometidos com o reconhecimento de que a estabilidade de preços – inflação estável e baixa – é o objetivo essencial de longo prazo da política monetária [...]” (Arestis *et al.*, 2009, p. 3).

Para Weppo (2021, p.15), “as principais ideias que formam o arcabouço teórico [do regime de metas de inflação] são: neutralidade da moeda, curva de Phillips, taxa natural de desemprego, Banco Central independente, regime de câmbio flexível e regra de Taylor”.

De acordo com Neves e Oreiro (2008), a concepção teórica do regime de metas de inflação é resultado de um longo debate sobre o papel do Estado na economia, em termos de controle inflacionário e de crescimento econômico. Os autores enfatizam, ainda, a importância da transparência, reputação e credibilidade das autoridades monetárias para o sucesso no controle da inflação. Transparência é essencial para permitir que a sociedade compreenda os objetivos e as ferramentas utilizadas pelos bancos centrais para controlar a inflação. Os bancos centrais utilizam-se de publicações periódicas de relatórios de desempenho da política monetária para aumentar a comunicação sobre os resultados alcançados. Neves e Oreiro (2008) *apud* Mendonça (2006) destacam que a transparência reduz a incerteza e aumenta a responsabilidade das autoridades monetárias, promovendo maior estabilidade financeira e protegendo contrapressões políticas.

No regime de metas de inflação há grande valorização da política monetária, especialmente quando comparada à política fiscal, cujo principal objetivo, dentro deste regime, é o controle do déficit público, via um lento processo legislativo. Outros objetivos, como crescimento econômico, por exemplo, não são ignorados nesse regime monetário, mas não podem ser conflitantes com o objetivo primordial da estabilidade de preços. (De Paula e Saraiva, 2015; Arestis *et al.*, 2009)

A política monetária, cujo principal objetivo é o controle inflacionário, tem na taxa de juros seu principal instrumento para atingir esse objetivo. “O instrumento de regulação utilizado pelo Banco Central é a taxa de juros básica da economia. Sendo assim, pressupõe-se que exista uma relação direta entre a taxa de juros e a taxa de inflação, já que a atuação na taxa de juros deve manter os níveis de inflação dentro da meta. [...]” (Weppo 2021, p.15).

No regime de metas de inflação, o Banco Central utiliza os instrumentos de política monetária em especial a taxa nominal de juros de curto prazo, conforme sugerido por Taylor, para controlar a inflação. Neste regime, a utilização da política monetária ganha destaque, entre outros motivos pelo “[...] fato de ela ser mais flexível e permitir resposta mais rápida aos acontecimentos econômicos, sem afetar, de forma duradoura, o lado real da economia, apesar da defasagem entre o momento da tomada de decisão quanto à taxa nominal de juros e o seu efeito sobre a inflação” (Neves e Oreiro, 2008).

O modelo de Taylor consiste em uma equação para a determinação da taxa de juros de equilíbrio, a que permitiria os países alcançarem maior estabilidade macroeconômica. O autor propõe, ainda, uma regra de política macroeconômica para que o Banco Central possa calcular uma taxa de juros que permitiria obter baixos níveis de inflação com níveis de emprego mais altos.

Dentro da concepção teórica do regime de metas de inflação, a hipótese aceita é a da neutralidade da moeda, ou seja, a moeda não afeta as variáveis reais da economia no longo prazo. Com base nessa premissa, a política monetária não teria efeito sobre o investimento e o crescimento econômico no longo prazo (Fonseca, 2011).

Segundo Fonseca (2011), o regime de metas de inflação parte da hipótese de que os agentes formam expectativas racionais sobre a política monetária, assim, se houver credibilidade na autoridade monetária, isso poderia contribuir na conversão da inflação esperada para a meta de inflação.

Para os que defendem o regime de metas de inflação, a política monetária não seria capaz de estimular o investimento, em virtude da crença da existência da taxa natural de desemprego e da Curva de Phillips: “postulam que uma política monetária que aumente a liquidez da economia (e/ou reduza os juros) objetivando estimular o crescimento somente pode causar efeitos reais passageiros e efeitos inflacionários permanentes” (Sicsú, 2002, p. 26).

As principais características do regime de metas de inflação dizem respeito ao compromisso da autoridade monetária com a estabilidade de preços como principal objetivo da política monetária, ao anúncio público das metas de inflação, ao fato de que a estratégia de política monetária deve ser transparente e que os Bancos Centrais devem estar sujeitos ao controle e prestação de contas do público tanto no que se refere às estratégias e às políticas exercidas, quanto no que se refere aos resultados obtidos (Salomão, 2003, *apud* Mishkin, 2000).

Fortalece-se o argumento em favor da independência do Banco Central, pois um Banco Central independente sofre menos pressão política, assim teria maior liberdade para utilizar os instrumentos monetários para alcançar os objetivos da política monetária e um menor custo para se atingir a meta de inflação preestabelecida (Neves e Oreiro, 2008).

Segundo Salomão (2003), pode-se dizer que uma condição para uma estratégia bem-sucedida de regime de metas de inflação é a credibilidade da autoridade monetária uma vez que o banco central ao anunciar as metas para a inflação e, ao ser capaz de mantê-las dentro destas metas, desfruta de confiabilidade perante a opinião pública.

Bancos centrais independentes corroboram com a teoria das expectativas racionais, a qual pressupõe que os agentes, com base nas informações disponíveis do momento presente e de períodos passados, projetam como as variáveis econômicas se portarão no futuro para, então, tomarem a melhor decisão. Isso também se aplica para as expectativas inflacionárias, pois “[...] utilizando-a [a Teoria das Expectativas Racionais] para prever a inflação, os agentes constroem expectativas para a inflação futura, com base no conjunto de informações disponíveis até o momento da previsibilidade” (Weppo, 2021, p. 22).

O índice de preços ao consumidor é, normalmente, o índice de referência escolhido para mensuração e acompanhamento da inflação. Esse índice de referência “pode recair sobre um índice global ou sobre um índice de núcleo de inflação (*core inflation*). Este último é caracterizado pela exclusão do índice de inflação de componentes mais sensíveis aos diversos tipos de choques” (Neves e Oreiro, 2008, p. 118).

Entre as diferenças do índice global e do índice de núcleo está a volatilidade do índice. Quando se usa o índice global há maior volatilidade, necessitando de maior utilização da política monetária. O índice de núcleo de inflação, apesar de apresentar menor volatilidade, recebe críticas devido à difícil compreensão, por parte do público, das medidas do núcleo. “O uso do núcleo de inflação visa diminuir a volatilidade do índice de preços e, com isso, evitar o uso excessivo da política monetária perante a ocorrência de choques de oferta. Apesar disso, [...] a maioria dos que adotam o regime de metas de inflação utilizam o índice cheio” (Neves e Oreiro, 2008, p. 118).

De acordo com Weppo (2021, p. 25) “Assim como a escolha do índice de inflação pode flexibilizar e prever contrachoque indesejáveis, a escolha de um horizonte de tempo para o cumprimento da meta de inflação é uma decisão importante para que a autoridade monetária consiga cumprir com a meta. [...]”.

O texto de Weppo (2021) explica que, quando se adota um horizonte de tempo curto para o controle da inflação, a flexibilidade para lidar com choques externos (como uma alta inesperada nos preços de bens e serviços) é reduzida. Isso ocorre porque, em um período mais curto, não há tempo suficiente para a economia se ajustar a esses choques, e o governo pode não ter a margem necessária para intervir e tentar estabilizar os preços. Como resultado, a meta de inflação, estabelecida para um determinado período, pode não ser alcançada.

Por outro lado, quando o horizonte de tempo é mais longo, há maior flexibilidade para lidar com esses choques. A autoridade monetária (como o banco central) tem mais tempo para tomar medidas de ajuste, como mudanças na taxa de juros ou outras políticas econômicas, que podem ajudar a manter a inflação sob controle, mesmo diante de aumentos inesperados nos preços. Em resumo, horizontes de tempo mais longos permitem mais espaço para ações corretivas e aumentam as chances de cumprir a meta de inflação.

Até 2024, o horizonte de tempo, no Brasil, considera a inflação acumulada em 12 meses, no decorrer de cada ano, ou seja, o atual formato, leva em conta o ano-calendário, de janeiro a dezembro. Para 2024, por exemplo, o objetivo é que a inflação medida em dezembro, acumulada desde o janeiro do mesmo ano, esteja dentro da meta, cujo centro é 3%, com intervalo de tolerância de 1,5 ponto percentual para cima ou para baixo.

A partir 2025, o Conselho Monetário Nacional decidiu adotar meta contínua para inflação. Nela, o Banco Central não fica preso ao ano-calendário, ele tem que manter a inflação dentro da meta ao longo de um horizonte de tempo maior e mais flexível. “[...] a escolha de um período mais flexível pode garantir que a meta de inflação se cumpra de maneira a não prejudicar o desempenho econômico de forma abrupta, absorvendo melhor os choques externos” (Weppo, 2021, p. 26).

De acordo com o Decreto n. 12.079, de 26 de junho de 2024, que estabelece nova sistemática de meta para a inflação como diretriz para fixação do regime de política monetária, a partir de 1º de janeiro de 2025, meta de inflação passa a ser contínua e não anual e a inflação passa a ser representada mês a mês com base na variação acumulada nos 12 meses anteriores. A meta será considerada como descumprida quando a inflação se desviar da faixa do respectivo intervalo de tolerância por seis meses consecutivos.

De acordo com Neves e Oreiro (2008), para se medir o sucesso ou não da condução da política monetária para se alcançar a meta de inflação preestabelecida, mister se faz determinar o horizonte de tempo a ser utilizado como parâmetro para a avaliação da meta de inflação. Ao se estabelecer o horizonte de tempo, fatores particulares de cada economia devem ser levados em consideração. Quanto maior esse horizonte de tempo, maior o prazo para a convergência da inflação para a meta estabelecida, com isso, menor é o custo para a sociedade, visto que o Bacen não precisará utilizar ajustes drásticos na taxa de juros.

No regime de metas de inflação, a escolha do horizonte de tempo para o cumprimento da meta de inflação é importante. Essa decisão impacta diretamente a flexibilidade e os custos da política monetária. Weppo (2021) destaca que, assim como a escolha do índice de inflação, o horizonte temporal deve ser adequado para permitir que a autoridade monetária consiga atingir a meta sem recorrer a ajustes drásticos. Neves e Oreiro (2008) argumentam que um horizonte mais longo oferece mais tempo para a convergência da inflação, reduzindo custos para a sociedade e permitindo maior flexibilidade para enfrentar choques externos.

Ao definir a meta de inflação, a autoridade monetária define o padrão a ser utilizado: se a adoção de um ponto ou de um intervalo. A escolha desse padrão reflete a busca da política monetária por credibilidade ou flexibilidade. A credibilidade está atrelada à adoção de um ponto, enquanto que a flexibilidade, a um intervalo.

De acordo com Braga e Pereira (2014, p. 21) “Cláusulas de escape são exceções previstas para se descumprir a meta estipulada (sendo ela uma meta precisa ou uma meta com intervalo de tolerância). Estas são usadas para não causar grandes choques no produto em situações extremas”. Portanto, nesses casos, não há perda da credibilidade da autoridade monetária quando a meta não é alcançada, uma vez que a alteração da política nesses cenários não reflete políticas inconsistentes, mas uma resposta a variáveis imprevisíveis.

Ainda no que diz respeito à flexibilidade no regime de metas de inflação, quando a autoridade monetária se depara com choques inesperados, se houver a possibilidade de ela utilizar-se das cláusulas de escape, isso permite com que se desvie da meta de inflação para não comprometer o produto, sem perder a credibilidade.

De acordo com Biondi e Toneto Junior (2008), existem pesquisas que afirmam que para os países que adotam o regime de metas de inflação, este regime contribui para um melhor desempenho em termos de produto e inflação. A melhora do desempenho do produto nos países que adotam o regime de metas de inflação foi verificada naqueles que o implementam com certa flexibilidade em relação à convergência das taxas de inflação para a meta.

Contudo, apesar das vantagens apontadas pela possibilidade de utilização das cláusulas de escape no que se referem à flexibilização na condução da política monetária, estas ressolveriam apenas choques de oferta. “[...] Mishkin e Schmidt-Hebbel (2001) ressaltam que a desvantagem do núcleo de inflação e das cláusulas de escape decorre do fato de tratarem apenas de problemas relacionados com os choques de oferta e não com os choques de demanda” (Neves e Oreiro, 2008, p. 119).

Portanto, regime de metas de inflação, descrito no arcabouço teórico como uma estrutura de política monetária, tem como objetivo de longo prazo a estabilidade de preços, sendo operacionalizado por meio de metas públicas para a inflação, frequentemente utilizando o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA). Esse sistema possui como premissas a neutralidade da moeda, a curva de Phillips e a taxa natural de desemprego, a independência do Banco Central, a existência de expectativas racionais, a regra de Taylor, a escolha de um índice cheio ou um núcleo de inflação, um horizonte de tempo para mensuração, a escolha da adoção de um ponto ou uma banda e a existência de cláusulas de escape. Em um contexto de câmbio flexível, o uso da Regra de Taylor é utilizado para ajustar a taxa de juros em resposta às variações da inflação. A transparência e a credibilidade são centrais para a eficácia deste regime, com a meta de reduzir incertezas e alinhar as expectativas do mercado às políticas do Banco Central, permitindo reações rápidas a choques econômicos e garantindo o equilíbrio macroeconômico ao custo de possível sacrifício no produto e emprego no curto prazo.

Tendo em vista que o principal objetivo do regime de metas de inflação é manter o nível de preços em um patamar baixo e estável, os principais argumentos em favor desse regime são: queda das taxas de inflação; aumento da transparência; redução da pressão, por parte da classe política, para que o banco central pratique políticas monetárias inflacionárias com objetivos eleitorais; maior comunicação com o público; flexibilidade; melhor compreensão das políticas adotadas por parte do público; aumento da credibilidade da autoridade monetária; influência positiva nas expectativas dos agentes, o que contribui para a convergência das expectativas de inflação futura para a meta de inflação, reduzindo inflação de forma mais rápida e a um menor custo social (Salomão, 2003; Weppo, 2021; Neves e Oreiro, 2008; Fonseca, 2011).

Ademais, como não existe um único modelo a ser seguido no que se refere à operacionalização do regime de metas de inflação, cada país, levando em consideração seu contexto econômico, político, histórico e social pode implantar o regime para atender suas especificidades.

Dado um cenário brasileiro de alta inflação entre os anos 1960 e 1990, estabilizada somente com o Plano Real, utilizando a taxa Selic como principal instrumento de política monetária para ajustar a inflação e estabilizar a economia, o regime de metas de inflação trouxe resultados positivos, com redução significativa da inflação, que na maioria dos anos permaneceu dentro das metas. Contudo, críticas apontam que o foco em altas taxas de juros favorece rentistas, reduz investimentos e limita o crescimento econômico.

A partir de 2025, o Brasil adotará um regime de meta contínua, monitorando a inflação acumulada em 12 meses, permitindo maior flexibilidade para lidar com choques externos e garantindo ajustes graduais, evitando impactos econômicos abruptos.

3 Análise de estatística descritiva

Desde a adoção do regime de metas de inflação no Brasil em 1999, diversos indicadores econômicos têm sido analisados para compreender os impactos dessa política monetária no desempenho macroeconômico. Esta seção visa examinar a relação entre metas de inflação, o IPCA (Índice de Preços ao Consumidor Amplo), a taxa de juros Selic *Over*⁵ e a Formação Bruta de Capital Fixo (FBCF) no período de 1999 a 2024. Isso será feito por meio da organização e da representação dos dados estatísticos de forma a auxiliar a descrição do fenômeno observado. A análise estatística descritiva auxilia na observação e quantificação das interações entre as variáveis estudadas.

A análise estatística descritiva desempenha um papel fundamental no entendimento das relações entre os principais indicadores econômicos analisados, como as metas de inflação, o IPCA, a taxa de juros Selic *Over* e a Formação Bruta de Capital Fixo (FBCF). Ao organizar e interpretar os dados, torna-se possível identificar padrões e tendências que auxiliam na compreensão dos efeitos do regime de metas de inflação adotado pelo Brasil desde 1999. Cada indicador possui um papel estratégico no estudo.

⁵ A taxa Selic é a taxa de juros estabelecida pelo Comitê de Política Monetária (Copom) do Banco Central do Brasil, que orienta a política monetária e busca controlar a inflação, enquanto a taxa Selic *Over* é a taxa efetiva de juros praticada nas operações de empréstimos entre instituições financeiras, refletindo as condições reais do mercado. Para análises sobre os efeitos da taxa Selic na inflação e na Formação Bruta de Capital Fixo, é mais apropriado utilizar a taxa Selic *Over*, pois ela representa a taxa que realmente impacta as decisões de investimento das empresas, uma vez que é a taxa que elas enfrentam ao buscar financiamento no mercado. Assim, a Selic *Over* oferece uma visão mais precisa das condições de crédito e do custo do capital, fundamentais para entender como as variações na taxa de juros influenciam os investimentos em ativos fixos.

As metas de inflação nos últimos 25 anos tiveram média de 4,38%. No período analisado, a maior meta ocorreu no ano de 1999, com taxa de 8% a.a. e a menor com taxa de 3,0% a.a., em 2024. Os intervalos de confiança variaram entre 1,5% e 2,5%. A tabela abaixo demonstra o histórico de metas de inflação do período de 1999 até 2024. Em negrito, os anos em que o IPCA não ficou dentro das metas estabelecidas.

Tabela 1 – Taxa de inflação e metas do Brasil (1999-2024)

Ano	Meta	Tamanho do intervalo +/- (p.p.)	Intervalo de tolerância (%)	Inflação efetiva (Variação do IPCA, %)
1999	8,00	2,0	6-10	8,94
2000	6,00	2,0	4-8	5,97
2001	4,00	2,0	2-6	7,67
2002	3,50	2,0	1,5-5,5	12,53
2003	4,00	2,5	1,5-6,5	9,30
2004	5,50	2,5	3-8	7,60
2005	4,50	2,5	2-7	5,69
2006	4,50	2,0	2,5-6,5	3,14
2007	4,50	2,0	2,5-6,5	4,46
2008	4,50	2,0	2,5-6,5	5,90
2009	4,50	2,0	2,5-6,5	4,31
2010	4,50	2,0	2,5-6,5	5,91
2011	4,50	2,0	2,5-6,5	6,50
2012	4,50	2,0	2,5-6,5	5,84
2013	4,50	2,0	2,5-6,5	5,91
2014	4,50	2,0	2,5-6,5	6,41
2015	4,50	2,0	2,5-6,5	10,67
2016	4,50	2,0	2,5-6,5	6,29
2017	4,50	1,5	3,0-6,0	2,95
2018	4,50	1,5	3,0-6,0	3,75
2019	4,25	1,5	2,75-5,75	4,31
2020	4,00	1,5	2,50-5,50	4,52
2021	3,75	1,5	2,25-5,25	10,06
2022	3,50	1,5	2,00-5,00	5,79
2023	3,25	1,5	1,75-4,75	4,62
2024	3,00	1,5	1,50-4,50	

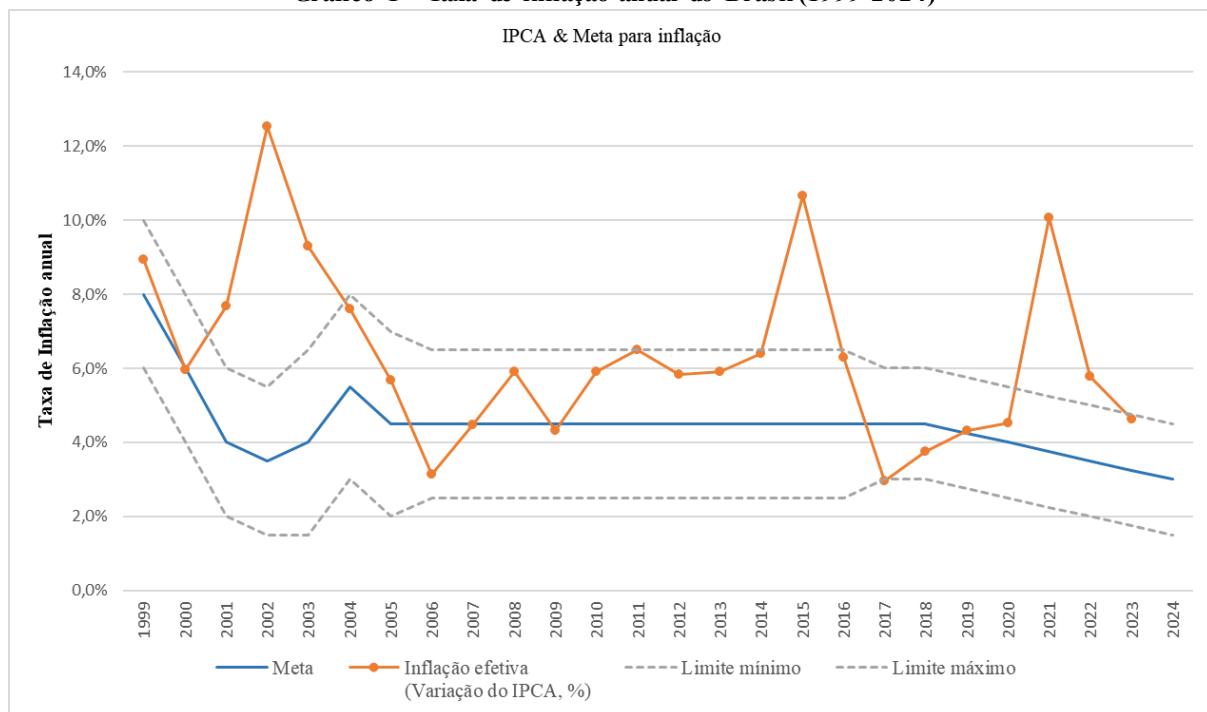
*A meta de inflação de 2003 foi alterada para 4%, conforme Resolução 2.972 de 27/06/2002

*A meta de inflação de 2004 foi alterada para 5,5%, conforme Resolução 3.108 de 25/06/2003

Fonte: elaboração própria, com dados do Banco Central do Brasil (2024).

Considerando o período em que o Brasil adotou o regime de metas de inflação, o IPCA apresentou oscilações, mas ficou, na maioria do tempo, dentro das metas estabelecidas. O gráfico abaixo demonstra a trajetória da inflação do período de 1999 a 2024. Nos últimos 25 anos, o regime de metas de inflação no Brasil foi eficaz em mais de 70% do tempo, com a maioria dos anos registrando o índice oficial de inflação dentro do intervalo estabelecido como meta. Contudo, houve ocasiões em que a inflação superou ou ficou aquém desses limites.

Gráfico 1 – Taxa de inflação anual do Brasil (1999-2024)



Fonte: elaboração própria, com dados do Banco Central do Brasil (2024).

Ao longo dos últimos 25 anos, em 18 deles (72% das vezes), o IPCA ficou dentro do intervalo de metas de inflação, em 6 deles excedeu o limite máximo (2001, 2002, 2003, 2015, 2021 e 2022) e em 1 (2017) ficou abaixo do limite mínimo. Nestes anos, o presidente do Banco Central precisou redigir cartas explicando os motivos pelos quais as metas não foram atingidas, com o intuito de garantir a transparência junto à sociedade.

No mesmo período, a média da taxa de juros Selic *Over* foi de 12,38% e a média do IPCA brasileiro foi de 6,33%. O Coeficiente de Correlação de Pearson entre estas variáveis é de 0,58 e o Coeficiente de Determinação é de 0,33.

O Coeficiente de Correlação de Pearson mede a intensidade e a direção de relações lineares. Os valores variam entre +1 e -1. Quanto mais próximo dos extremos deste intervalo, mais forte é a intensidade da correlação. Quanto mais próximo do zero, mais fraca a correlação. No que se refere à direção, quando ela é positiva ou direta, significa que valores altos de uma variável correspondem a valores altos da outra. Quando ela é negativa ou inversa, significa que valores altos de uma variável correspondem a valores baixos de outra.

Interpretando os dados encontrados para a taxa de juros Selic *Over* e para o IPCA com um Coeficiente de Correlação de Pearson de 0,58, verifica-se que há uma correlação moderada e positiva, indicando que quanto maior o IPCA, maior a taxa de juros, embora a relação não seja

forte. Esse resultado sugere que há uma conexão significativa, mas não determinante, entre os movimentos da taxa de juros e da inflação medida pelo IPCA, podendo ser influenciada por outros fatores econômicos e políticas monetárias.

Quanto ao resultado obtido através do coeficiente de determinação (R^2), esse expressa a proporção da variação do IPCA que é explicada pela variação da taxa de juros Selic *Over*. No modelo apresentado, 33,47% da variação do IPCA é explicada pela variação da taxa de juros.

Ainda no que se refere ao estudo estatístico da taxa de juros Selic *Over* e do IPCA, realizou-se a análise de regressão linear, onde a taxa de juros Selic *Over* foi considerada como variável independente ou exógena (X) e o IPCA como dependente ou endógena (Y). O IPCA, portanto, é a variável que se deseja estudar e a taxa de juros Selic *Over*, é a variável que, segundo a hipótese deste trabalho, causa alguma modificação no IPCA. O gráfico de dispersão abaixo demonstra a relação entre a taxa de juros Selic *Over* e o IPCA no período de 1999 a 2024:

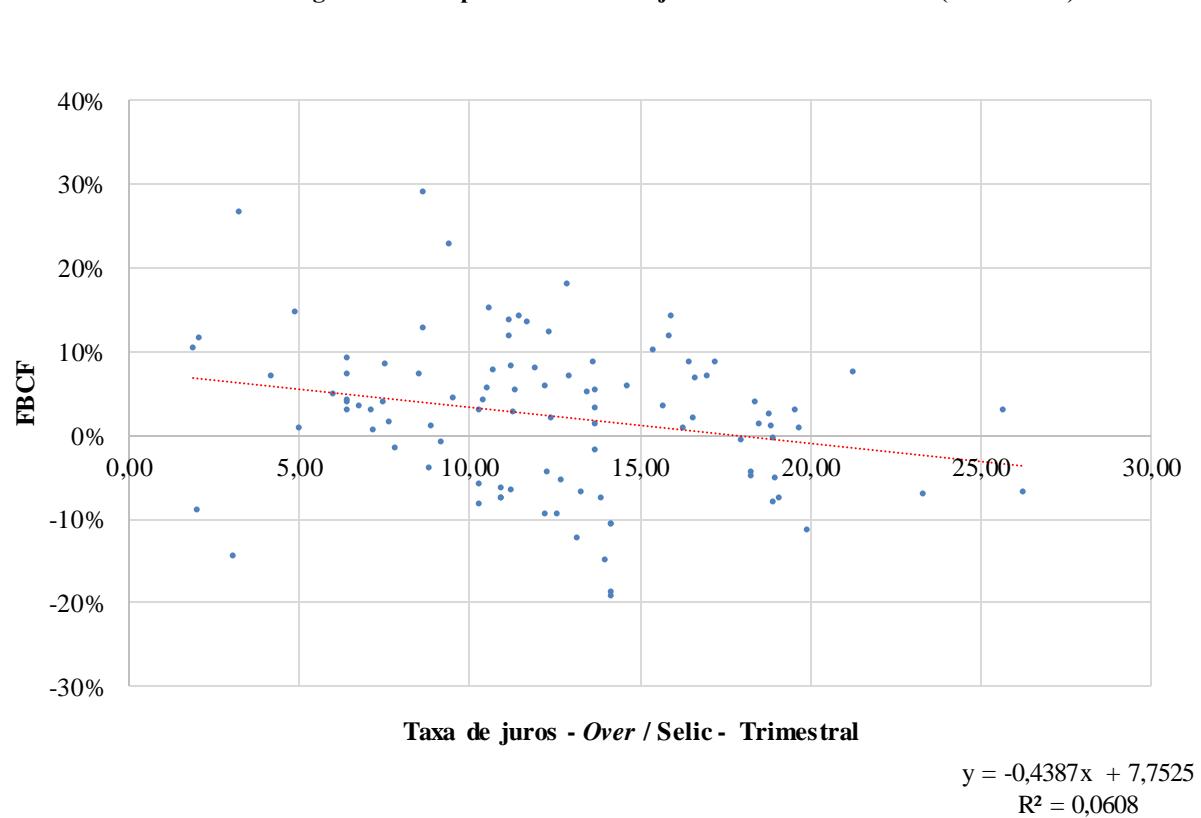
Gráfico 2 – Diagrama de dispersão – Taxa de juros Selic *Over* e o IPCA (1999-2024)



Fonte: elaboração própria, com dados do Banco Central do Brasil, IPEA e IBGE (2024).

O Diagrama de dispersão acima utiliza uma equação linear para descrever a relação entre as variáveis analisadas, representada pela fórmula $Y = 0,307x + 2,5384$. Nessa equação, o coeficiente 0,307 indica a inclinação da reta, ou seja, a variação em Y para cada unidade adicional de X. Já o valor 2,5384 representa o ponto onde a linha de tendência cruza o eixo Y, indicando o valor de Y quando X é igual a zero. Essa equação sintetiza a tendência observada no gráfico, facilitando a análise da relação entre as variáveis.

Gráfico 3 – Diagrama de dispersão – Taxa de juros Selic Over e FBCF (1999-2024)



Fonte: elaboração própria, com dados do Banco Central do Brasil e do IBGE (2024).

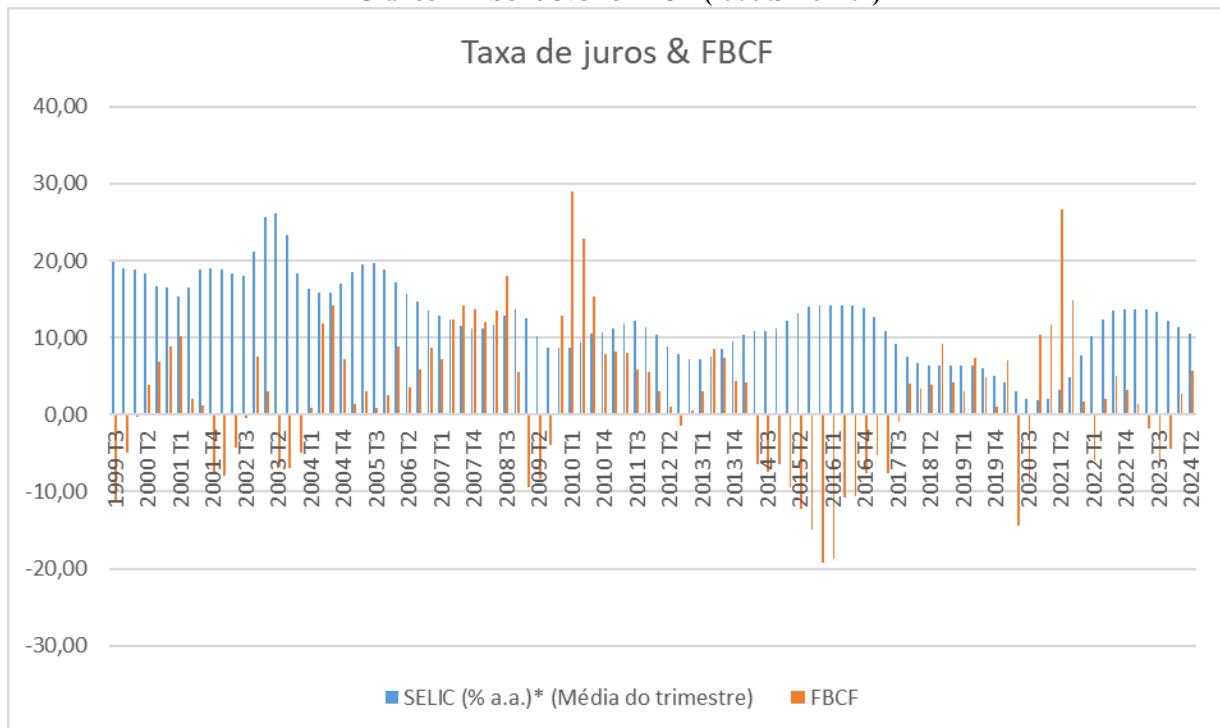
No mesmo período em que a taxa de juros Selic *Over* teve média de 12,38%, a variação do investimento brasileiro teve média 2,32%. De acordo com o Diagrama de dispersão acima, a equação linear do gráfico que expressa a reta da linha de tendência é $Y = -0,4387x + 7,7525$ no qual a inclinação da reta é negativa $-0,4387$ e $7,7525$ é valor onde a reta cruza o eixo Y. O Coeficiente de Correlação de Pearson entre estas variáveis é de $-0,24665$ e o Coeficiente de Determinação é de $0,0608$.

Observando o resultado obtido através do coeficiente de determinação (R^2), esse expressa a proporção da variação da FBCF que é explicada pela variação da taxa de juros Selic *Over*. No nosso modelo, 6,08% da variação da FBCF é explicada pela variação da taxa de juros, sugerindo que outros fatores podem estar influenciando significativamente os resultados.

Analizando os dados encontrados para a taxa de juros Selic *Over* trimestral e para a FBCF com um Coeficiente de Correlação de Pearson de $-0,24665$, verifica-se que há uma correlação fraca e negativa. O valor negativo indica que, à medida que uma variável aumenta, a outra tende a diminuir, indicando que quanto maior a taxa de juros, menor o investimento embora essa relação seja fraca, já que o valor está próximo de zero.

Essa correlação converge com a hipótese básica deste trabalho quanto à relação inversamente proporcional entre a taxa de juros e FBCF, evidenciando que o aumento na taxa de juros tem como consequência a redução nos investimentos, corroborando também com os estudos de Feijó *et al.* (2002) e França (2003). O gráfico abaixo demonstra a relação inversa entre a taxa de juros Selic *Over* e a FBCF no período de 1999 a 2024.

Gráfico 4 – Selic *Over* e FBCF (1999.3-2024.2)



Fonte: elaboração própria, com dados do Banco Central do Brasil e do IBGE (2024).

Analizando o gráfico 4, é possível verificar que na maioria das ocasiões a FBCF apresentou trajetória inversa em relação à taxa de juros Selic, ou seja, quando houve elevações da taxa de juros Selic *Over*, houve queda da FBCF e vice-versa, demonstrando que a elevação da taxa de juros afetou negativamente os investimentos nesses momentos.

Observando-se o mesmo gráfico, constata-se que na maior parte do período a taxa de juros Selic *Over* esteve bastante elevada, dificultando a expansão da FBCF, “[...] confirmado o pressuposto Keynesiano segundo o qual esta condição tende a propiciar – em termos imediatos – um estímulo à poupança e um desestímulo aos gastos em consumo e investimentos.” (França, 2003, p. 13).

Esta seção demonstrou a análise do comportamento das metas de inflação, IPCA, taxa de juros Selic *Over* e Formação Bruta de Capital Fixo (FBCF) no Brasil desde a adoção do regime de metas de inflação em 1999. As metas de inflação tiveram uma média de 4,38% ao ano, com maior valor em 1999 (8%) e menor em 2024 (3%). Durante os últimos 25 anos, o IPCA esteve dentro da meta em 72% do tempo, excedendo o limite superior em seis ocasiões e ficando abaixo do limite inferior em uma.

A taxa de juros Selic *Over* apresentou uma média de 12,38%, enquanto o IPCA teve média de 6,33%. A correlação entre as duas variáveis foi moderada e positiva (Coeficiente de Pearson de 0,58), indicando que aumentos no IPCA estão associados a aumentos na taxa de juros. Contudo, apenas 33% da variação do IPCA foi explicada pela Selic, segundo o Coeficiente de Determinação.

Quanto à relação entre Selic e FBCF, os dados revelaram uma correlação fraca e negativa (Coeficiente de Pearson de -0,25), com apenas 6% da variação da FBCF explicada pela Selic. A análise de dispersão confirmou a relação inversa: períodos de elevação na taxa de juros foram acompanhados por redução nos investimentos, indicando que altos juros desestimulam a FBCF, fundamental para a expansão econômica.

O estudo corrobora a visão keynesiana de que taxas de juros elevadas afetam negativamente os investimentos e o crescimento econômico, ao estimular a poupança e desestimular o consumo e os gastos em capital fixo. A persistência de juros elevados no Brasil pode ter dificultado a expansão da FBCF o que pode ter influenciado negativamente o dinamismo produtivo ao longo do período analisado.

4 Método de abordagem

O objetivo desta seção é inserir a utilização do modelo econométrico de séries temporais — Modelo Vetor Autorregressivo (VAR) para avaliar empiricamente os efeitos da adoção do sistema de metas inflacionárias sobre o investimento no Brasil. No trabalho de França *et al.* (2003), que procurou verificar a influência das taxas de juros nos investimentos em capital fixo do setor privado brasileiro, o resultado revelou que a FBCF apresentou trajetória inversa à da taxa de juros. A elevação da taxa de juros afetou negativamente os investimentos em FBCF. O estudo desses autores assumiu como hipótese básica as contribuições de Keynes, para o qual há uma relação inversamente proporcional entre a taxa de juros e investimentos em capital fixo privado, onde o aumento na taxa de juros tem como consequência declínio nos investimentos.

Esta seção apresenta uma análise estatística detalhada das relações dinâmicas entre a taxa Selic *Over* e a Formação Bruta de Capital Fixo (FBCF) no Brasil, abrangendo o período do 3º trimestre de 1999 ao 2º trimestre de 2024. A análise foi conduzida utilizando o modelo vetorial autorregressivo (VAR).

A escolha do modelo VAR baseia-se na sua flexibilidade para representar sistemas econômicos complexos e estimar os parâmetros que descrevem essas relações. Um diferencial importante dessa abordagem é sua capacidade de incorporar restrições entre as equações que compõem o modelo, o que possibilita a identificação dos parâmetros estruturais. Essa característica torna o VAR uma ferramenta versátil para analisar interações econômicas, especialmente em cenários onde não se deseja impor restrições teóricas rígidas (Lütkepohl, 2005).

O período analisado foi selecionado para capturar os efeitos de mudanças estruturais na economia brasileira e os impactos de políticas monetárias sobre o investimento. Com isso, o VAR se apresenta como uma metodologia apropriada para investigar as relações de curto e de longo prazo entre variáveis econômicas, contribuindo para uma melhor compreensão dos mecanismos que conectam taxa de juros e investimento no Brasil.

A metodologia aplicada neste estudo baseia-se no Modelo Vetorial Autorregressivo (VAR) para analisar as interações dinâmicas entre a taxa Selic *Over* e a Formação Bruta de Capital Fixo (FBCF) no Brasil, no período de 3º trimestre de 1999 a 2º trimestre de 2024. A escolha do modelo VAR deve-se à sua capacidade de modelar relações simultâneas entre variáveis econômicas sem impor restrições teóricas rígidas sobre causalidade. Essa abordagem permite que todas as variáveis sejam consideradas endógenas, tratando suas interações de maneira simétrica (Bueno, 2008).

O modelo VAR de ordem p pode ser generalizado na seguinte expressão, na sua forma matricial como:

$$x_t = \Phi_0 + \sum_{i=1}^p \Phi_i x_{t-i} + \alpha_t \quad 1)$$

Onde x_t para $t = 1, \dots, T$ representa um vetor de dimensão $M \times 1$ com observações de M séries temporais, Φ_0 é um vetor $M \times 1$ que contém os interceptos, Φ_i é uma matriz $M \times M$ de coeficientes, e α_t é um vetor $M \times 1$ de termos de erro que são independentes e identicamente distribuídos, com média zero e uma matriz de covariância definida como Σ_α .

Foram utilizadas duas séries temporais: a Selic *Over*, obtida no Sistema Gerenciador de Séries Temporais (Bacen), que representa a taxa média diária de juros anualizada com base em 252 dias úteis; e a variação trimestral da FBCF em relação ao mesmo período do ano anterior, obtida no sistema SIDRA do IBGE, no âmbito da pesquisa Contas Nacionais Trimestrais, a análise foi conduzida utilizando o software estatístico R.

Para a análise, as séries foram ajustadas e combinadas em uma frequência trimestral comum, permitindo a modelagem dinâmica e de longo prazo. A Selic *Over*, originalmente diária, foi agregada em médias trimestrais para alinhar-se à periodicidade da FBCF.

A primeira etapa consistiu na verificação da estacionariedade das séries utilizando o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) (Bueno, 2008; Lütkepohl, 2005). A ordem ótima do modelo VAR foi selecionada com base nos critérios de informação de Akaike (AIC), Bayesiano (BIC), Hannan-Quinn (HQ) e Final Prediction Error FPE, sendo os menores valores desses critérios utilizados para determinar o número de defasagens mais adequado (tendo em vista o problema do sobreajuste) (Silva, 2023; Costa, 2019).

Com a ordem definida, o VAR foi estimado, seguido de testes de diagnóstico para validar sua adequação. A estabilidade do modelo foi confirmada por meio da análise das raízes características, enquanto os testes de Portmanteau e Jarque-Bera avaliaram, respectivamente, a ausência de autocorrelação e a normalidade dos resíduos.

Adicionalmente, foram calculadas as funções de resposta a impulso (IRF) para investigar os efeitos de choques na taxa Selic sobre a FBCF ao longo de 20 períodos. A decomposição da variância foi realizada para identificar a contribuição relativa de cada variável na explicação das variações das demais. Por fim, o teste de causalidade de Granger foi aplicado para verificar relações de precedência temporal entre as variáveis analisadas.

A tabela 2 abaixo demonstrou o teste de Dickey-Fuller aumentado para as duas variáveis. O Teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) visa identificar a presença de raiz unitária em séries temporais, indicando se uma série é estacionária ou integrada. O teste ADF é baseado na hipótese de que a série é uma função autorregressiva de ordem p , incluindo defasagens para corrigir possíveis problemas de autocorrelação nos resíduos (Bueno, 2008).

Tabela 2 – Teste de Dickey-Fuller aumentado para Selic e FBCF

Variable	Level	First difference	Null order
Selic	-1,59 (0,75)	-4,26 (0,01)	I(1)
FBCF	-3,97 (0,01)	-	I(0)

Fonte: elaboração própria, a partir de dados do CNT (IBGE) e SGS (BACEN) (2024).

Os resultados do teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF) para as séries Selic e Formação Bruta de Capital Fixo (FBCF) mostraram que a série da Selic não era estacionária em nível, com um p-valor de 0,75 (superior ao nível de significância de 0,05). Isso indica que não podemos rejeitar a hipótese nula de que a série Selic possuía uma raiz unitária, sugerindo que ela era integrada de ordem um I(1). No entanto, após a diferenciação, a Selic tornou-se estacionária, com um p-valor de 0,01, confirmando a rejeição da hipótese nula nesse caso.

Por outro lado, a série da FBCF já era estacionária em nível I(0), com um p-valor de 0,01, o que permite rejeitar a hipótese nula de raiz unitária.

A tabela 3 a seguir expõe os resultados obtidos na seleção do número de defasagens. Para selecionar o número adequado de defasagens, são usados critérios de informação, que equilibram o ajuste do modelo com a penalização para complexidade excessiva. Os critérios comuns incluem o Akaike Information Criterion (AIC), o Hannan-Quinn Criterion (HQ), o Schwarz Bayesian Criterion (BIC) e o Final Prediction Error (FPE). Cada critério aplica uma penalização diferente ao número de defasagens: o AIC e o FPE, tendem a recomendar modelos mais complexos com mais defasagens, pois penalizam menos a adição de novos parâmetros, enquanto o HQ e o BIC aplicam uma penalização mais forte, favorecendo modelos mais parcimoniosos (Bueno, 2008).

Tabela 3 – Seleção do número de defasagens

Lag	AIC	HQ	BIC	FPE
1	3,29	3,36	3,46	26,80
2	2,91	3,02*	3,19*	18,36
3	2,93	3,08	3,32	18,66
4	3,00	3,21	3,51	20,18
5	2,85*	3,09	3,46	17,28*
6	2,87	3,16	3,60	17,70
7	2,88	3,22	3,72	17,88
8	2,95	3,34	3,90	19,35
9	2,97	3,40	4,03	19,73
10	3,04	3,51	4,21	21,26

Fonte: elaboração própria, a partir de dados do CNT (IBGE) e SGS (BACEN) (2024). **Nota.** * p < 0,1

Os resultados da seleção do número de defasagens indicaram que os diferentes critérios de informação sugeriram diferentes números ótimos de defasagens para o modelo. O critério de AIC e FPE recomendaram cinco defasagens, enquanto os critérios de HQ e BIC sugeriram que duas defasagens seriam mais apropriadas.

Os critérios AIC e FPE, que são menos restritivos em relação à penalização, tendem a selecionar modelos com mais defasagens para capturar a maior complexidade possível das séries temporais. Por outro lado, os critérios HQ e BIC, que penalizam mais a complexidade, favorecem modelos com menos defasagens, ajudando a evitar o sobreajuste. No trabalho em questão, optou-se pelo uso dos critérios de HQ e BIC. Em modelos com poucas variáveis, adicionar muitas defasagens pode aumentar a complexidade sem necessariamente melhorar o ajuste, levando a um risco maior de sobreajuste. A tabela 4 elucida os resultados obtidos pela regressão pelo método VAR.

Tabela 4 – Resumo da regressão

VAR Estimation Results: Endogenous variables: Selic, FBCF

Deterministic variables: const

Sample size: 97

Log Likelihood: -414,03

Roots of the characteristic polynomial:

0,73 0,73 0,44 0,44

Estimation results for equation Selic:

Variable	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
Selic.I1	1,00	0,09	10,71	0,00 ***
FBCF.I1	0,01	0,02	0,52	0,61
Selic.I2	-0,50	0,10	-5,12	0,00***
FBCF.I2	0,00	0,02	0,25	0,81
const	-0,08	0,09	-0,86	0,39

Residual standard error: 0,82 on 92 degrees of freedom

Multiple R-Squared: 0,62, Adjusted R-squared: 0,60

F-statistic: 37 on 4 and 92 DF, p-value: 0,00

Estimation results for equation FBCF:

Variable	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
Selic.I1	-0,65	0,62	-1,06	0,29
FBCF.I1	0,89	0,10	8,73	0,00 ***
Selic.I2	-1,19	0,64	-1,85	0,07
FBCF.I2	-0,20	0,10	-1,99	0,05 *
const	0,68	0,58	1,17	0,25

Residual standard error: 5,43 on 92 degrees of freedom

Multiple R-Squared: 0,65, Adjusted R-squared: 0,64

F-statistic: 43,41 on 4 and 92 DF, p-value: 0,00

Covariance matrix of residuals:

	Selic	FBCF
Selic	0,67	0,64
FBCF	0,64	29,50

Correlation matrix of residuals:

	Selic	FBCF
Selic	1,00	0,14
FBCF	0,14	1,00

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do CNT (IBGE) e SGS (BACEN) (2024).

Nota. * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

O modelo VAR estimado revelou uma relação dinâmica entre a taxa Selic *Over* e a Formação Bruta de Capital Fixo (FBCF), com características específicas para cada variável e seus períodos de defasagem. A Selic apresentou uma forte autocorrelação positiva significativa em uma defasagem, com coeficiente de 1,00 (indicando que um aumento de 1 ponto percentual (p.p.) na Selic no período anterior levou a um aumento de 1 p.p. na Selic atual). No entanto, essa relação mudou para negativa na defasagem de dois períodos, com coeficiente de -0,50 (sugerindo que um aumento de 1 p.p. na Selic há dois períodos reduziu a Selic atual em 0,50 p.p.). De forma semelhante, a FBCF demonstrou forte autocorrelação positiva na defasagem de um período, com coeficiente de 0,89 (um aumento de 1 p.p. na FBCF no período anterior levou a um aumento de 0,89 p.p. no atual). Contudo, em duas defasagens, o impacto foi negativo, com coeficiente de -0,20 (um aumento de 1 p.p. na FBCF defasada em dois períodos reduziu a FBCF atual em 0,20 p.p.).

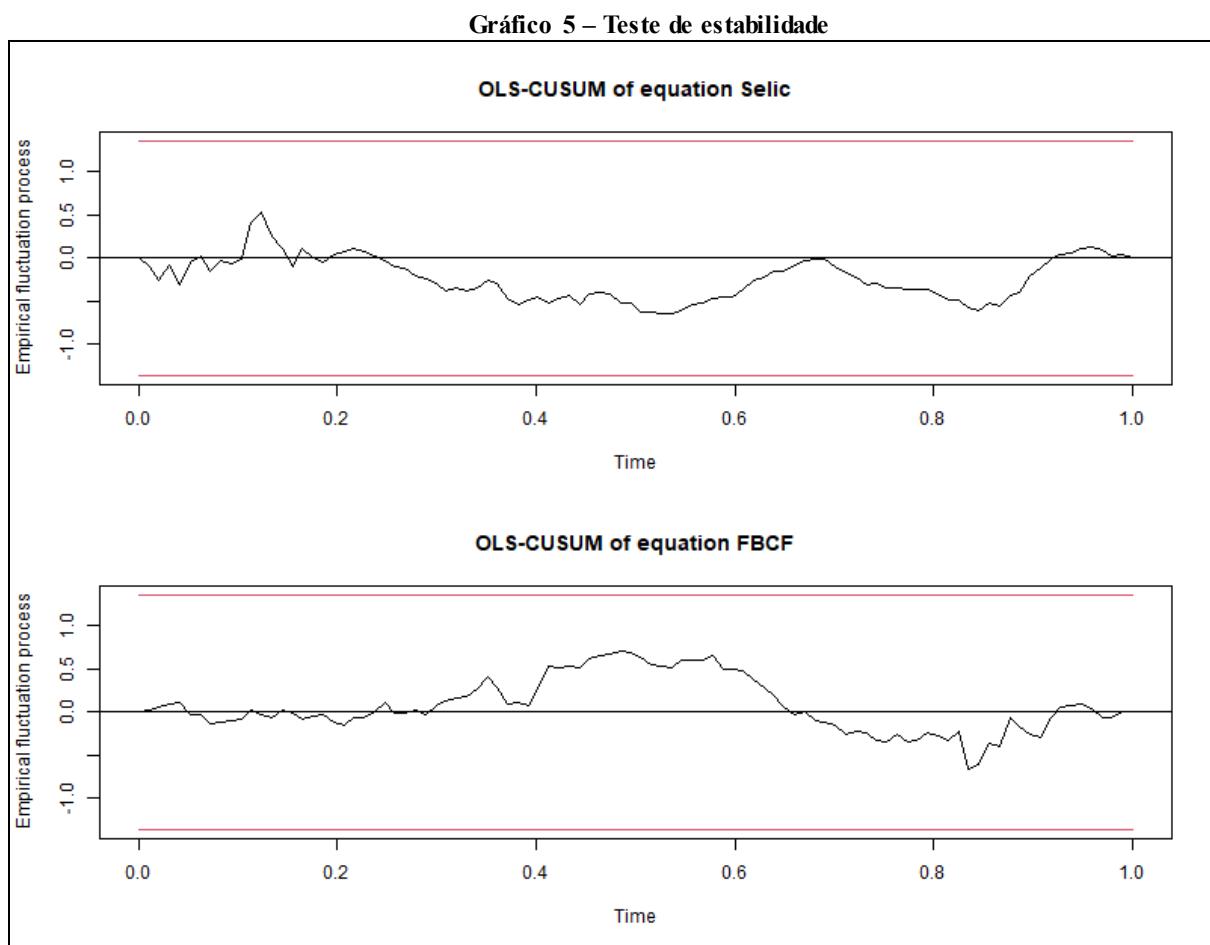
No que diz respeito ao impacto cruzado entre Selic e FBCF, a influência da FBCF sobre a Selic mostrou-se limitada, com coeficientes não significativos nas defasagens de um e dois períodos, indicando que, no modelo, variações passadas na FBCF não afetam diretamente a Selic. Por outro lado, a Selic afeta negativamente a FBCF de forma mais consistente. Na defasagem de um período, o coeficiente foi de -0,65 (um aumento de 1 p.p. na Selic no período anterior reduziu a FBCF atual em 0,65 p.p.). Na defasagem de dois períodos, o coeficiente foi de -1,19 (um aumento de 1 p.p. na Selic há dois períodos reduziu a FBCF atual em 1,19 p.p.).

A análise dos coeficientes revelou que muitos deles, especialmente aqueles relacionados à autocorrelação da Selic em um período e à FBCF em um período, são altamente significativos. Outros apresentam significância marginal, como o efeito da Selic na FBCF em duas defasagens. Além disso, as constantes, embora não estatisticamente significativas, indicam uma leve tendência de aumento para ambas as variáveis, ainda que em magnitude pequena.

Os resíduos e os ajustes do modelo indicaram um desempenho razoável, com um R^2 ajustado de 0,60 para a Selic e 0,64 para a FBCF, sugerindo que o modelo captura bem as relações dinâmicas entre as variáveis. A matriz de correlação entre os resíduos das variáveis também demonstrou baixa correlação, reforçando que o modelo é adequado para representar as interações entre Selic e FBCF.

Esses resultados destacaram a forte autocorrelação positiva de curto prazo da Selic e da FBCF, com mudanças nas tendências em períodos mais longos. Além disso, evidenciaram o impacto negativo da Selic sobre a FBCF, indicando uma relação inversa entre taxa de juros e investimentos em confluência com os resultados de França (2003).

O gráfico 5 demonstrou o teste de estabilidade do modelo. Os gráficos OLS-CUSUM apresentados avaliam a estabilidade dos parâmetros estimados no modelo ao longo do tempo, sendo amplamente utilizados para testar a existência de quebras estruturais ou mudanças nos parâmetros. Esses testes são baseados na análise do processo de flutuação empírica, que deve permanecer dentro de bandas críticas predefinidas para indicar estabilidade (Lütkepohl, 2005; Bueno, 2008).



Fonte: elaboração própria, a partir de dados do CNT (IBGE) e SGS (BACEN) (2024).

No caso das equações da Selic e da FBCF, os gráficos mostraram que a linha do processo empírico (linha preta) não ultrapassou as bandas críticas delimitadas pelas linhas vermelhas em nenhum momento. Isso sugere que os parâmetros estimados do modelo permaneceram estáveis ao longo do período analisado, não havendo evidências de mudanças estruturais significativas. A ausência de cruzamento das bandas críticas reflete a adequação do modelo para descrever as relações dinâmicas entre as variáveis durante o intervalo de tempo da amostra. Esse resultado reforçou a validade das estimativas apresentadas e corrobora a robustez do modelo para análises e inferências subsequentes (Bueno, 2008).

A tabela 5 apresentou o teste de Portmanteau para autocorrelação nos resíduos. Utilizado para verificar a presença de autocorrelação serial nos resíduos de um modelo VAR. A hipótese nula desse teste assume que os resíduos são não correlacionados (ou seja, são ruído branco). A rejeição da hipótese nula indica a presença de autocorrelação serial, o que pode sinalizar problemas na especificação do modelo (Bueno, 2024).

Tabela 5 – Teste de Portmanteau

Portmanteau Test (asymptotic):
data: Residuals of VAR
Chi-squared = 37,78, df = 32, p-value = 0,22

Fonte: elaboração própria, a partir de dados do CNT (IBGE) e SGS (BACEN) (2024).

No caso analisado, o valor do teste de qui-quadrado foi de 37,78 com 32 graus de liberdade, resultando em um p-valor de 0,22. Como o p-valor é maior que o nível de significância usual de 5% (0,05), não há evidências suficientes para rejeitar a hipótese nula. Isso implica que não foi detectada autocorrelação serial significativa nos resíduos do modelo VAR estimado.

Esse resultado sugere que o modelo está adequadamente especificado no que diz respeito à ausência de correlação serial nos resíduos, reforçando sua validade para análise e previsão. Conforme discutido por Lütkepohl (2005), a ausência de autocorrelação serial é um pré-requisito importante para garantir a confiabilidade das inferências realizadas com base no modelo estimado. Dessa forma, o teste de Portmanteau contribui para a verificação da adequação do modelo e sua capacidade de capturar as relações dinâmicas entre as variáveis analisadas.

A tabela 6 abaixo apresentou o teste de normalidade do modelo VAR estimado, o teste de Jarque-Bera (JB) multivariado foi utilizado para verificar a normalidade dos resíduos do modelo VAR estimado. Esse teste avalia a hipótese nula de que os resíduos seguem uma distribuição normal multivariada, analisando separadamente a simetria (*skewness*) e a curtose (*kurtosis*) dos resíduos. A rejeição da hipótese nula indica que os resíduos não seguem uma distribuição normal.

De forma mais detalhada, o teste Jarque-Bera é um teste estatístico utilizado para avaliar se uma série de dados segue uma distribuição normal. Ele se baseia em duas características da distribuição: assimetria (*skewness*) e curtose. A assimetria mede o grau de simetria dos dados em relação à média, enquanto a curtose avalia o peso das caudas da distribuição em relação à normal. No teste, a hipótese nula (H_0) assume que os dados possuem uma distribuição normal. O valor do teste é calculado a partir das diferenças entre os valores observados de assimetria e curtose e os valores esperados sob a normalidade. Esse valor é comparado com uma distribuição qui-quadrado com dois graus de liberdade para determinar o p-valor. Se o p-valor for maior que um nível de

significância predefinido (como 5%), não se rejeita a hipótese de normalidade. Se o p-valor for menor que o nível de significância, rejeita-se a hipótese de normalidade, indicando que os dados provavelmente não seguem uma distribuição normal.

Tabela 6 – Teste de Jarque-Bera

JB - Test (multivariate):
data: Residuals of VAR
Chi-squared = 84,89, df = 4, p-value = 0,00
Skewness only (multivariate):
data: Residuals of VAR
Chi-squared = 6,82, df = 2, p-value = 0,03
Kurtosis only (multivariate):
data: Residuals of VAR
Chi-squared = 78,07, df = 2, p-value = 0,00

Fonte: elaboração própria, a partir de dados do CNT (IBGE) e SGS (BACEN) (2024).

No resultado geral do teste JB, o valor do qui-quadrado foi de 84,89 com 4 graus de liberdade, resultando em um p-valor inferior a 0,00. Esse resultado permite rejeitar a hipótese nula de normalidade conjunta dos resíduos com alto grau de significância, indicando que os resíduos não seguem uma distribuição normal.

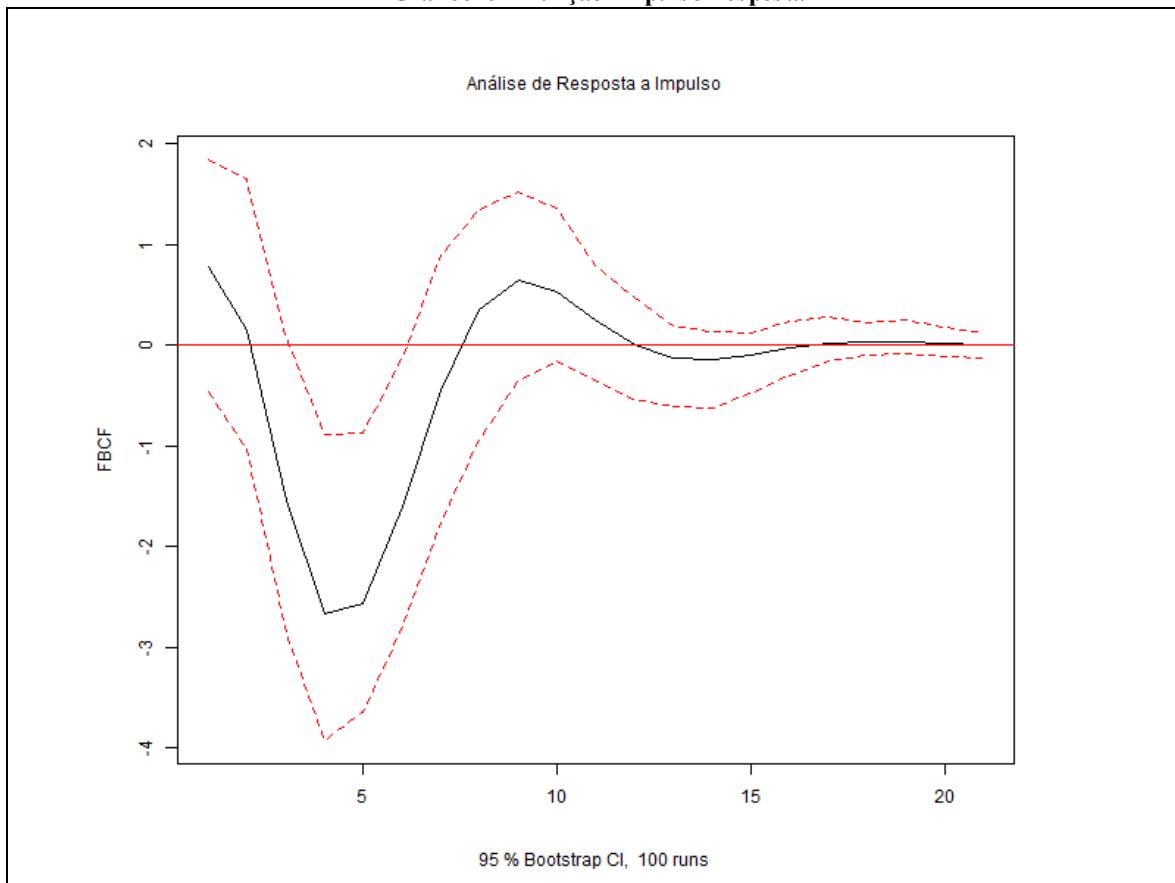
Ao desmembrar o teste, a componente de assimetria (*skewness*) apresentou um valor de qui-quadrado de 6,82 com 2 graus de liberdade, resultando em um p-valor de 0,03. Esse p-valor, inferior ao nível usual de 5% (0,05), indica uma leve evidência de assimetria nos resíduos. Já a componente de curtose (*kurtosis*) apresentou um valor de qui-quadrado de 78,07 com 2 graus de liberdade, com um p-valor inferior a 0,00, evidenciando que a curtose dos resíduos difere significativamente da esperada sob normalidade.

Esses resultados apontam que a principal fonte de não normalidade dos resíduos advém da curtose elevada, embora também haja indícios de assimetria. A violação da normalidade não invalida necessariamente o modelo VAR, mas pode indicar que estimativas baseadas em suposições de normalidade, como intervalos de confiança e testes de hipótese, podem ser menos precisas (Lütkepohl, 2005; Bueno, 2008).

O gráfico 6 apresenta a análise da função impulso-resposta (IRF) para observar como a variação na Selic, resultante de um choque exógeno, impacta a variação da Formação Bruta de Capital Fixo (FBCF) ao longo de 20 períodos. A IRF é uma ferramenta usada em modelos VAR para avaliar os efeitos dinâmicos entre variáveis, indicando como uma variável endógena reage a um impulso em outra variável do sistema. Nesse contexto, a IRF mostra a trajetória de ajustes da

FBCF em resposta ao choque na Selic, evidenciando a relação temporal entre política monetária e investimentos. Portanto, a função impulso-resposta (IRF) permite analisar a resposta das variáveis de um modelo VAR a choques exógenos ao longo do tempo, evidenciando os efeitos dinâmicos entre elas. Cada IRF mostra a trajetória que uma variável endógena segue após um choque (ou impulso) em outra variável do sistema (Bueno, 2008).

Gráfico 6 – Função impulso resposta



Fonte: elaboração própria, a partir de dados do CNT (IBGE) e SGS (BACEN) (2024).

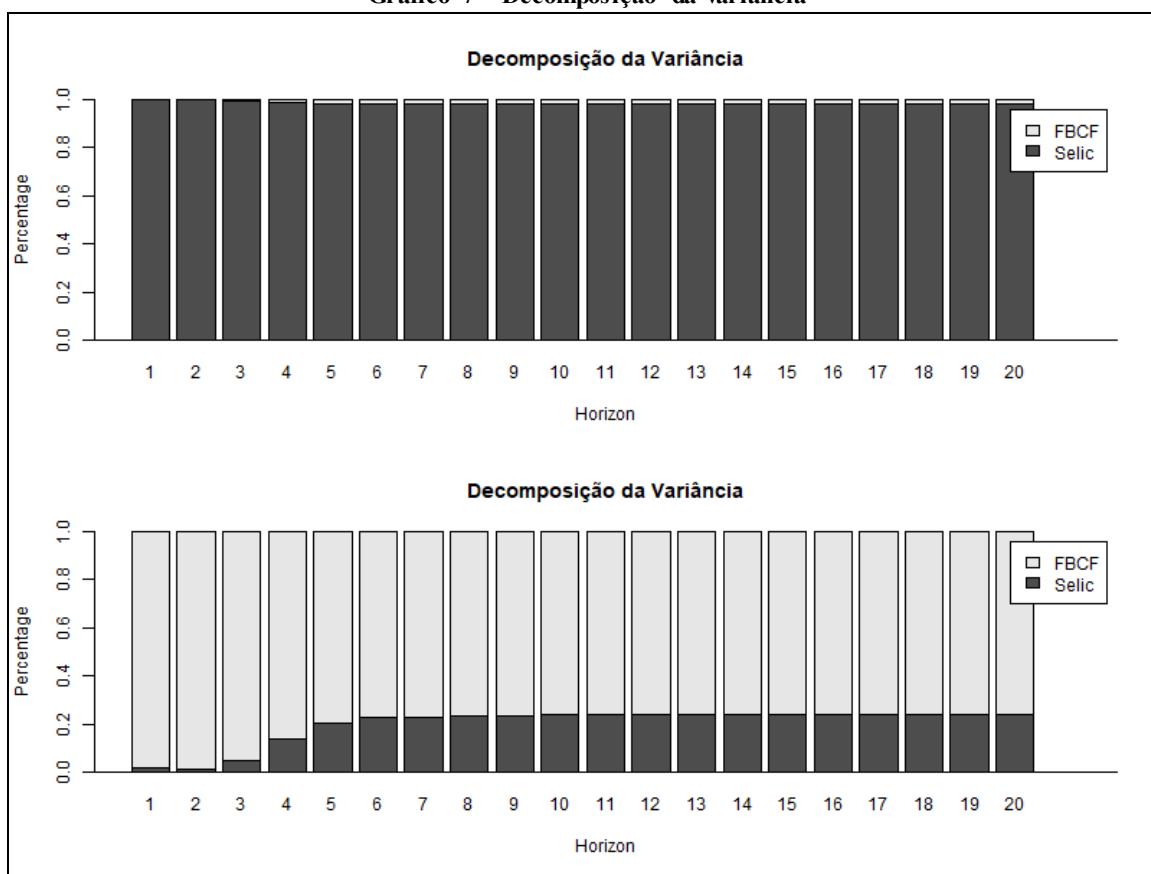
Um choque inicial positivo de 1 p.p. provocou uma redução imediata e significativa na FBCF, com o impacto atingindo seu valor mínimo, de aproximadamente -2,9 p.p., por volta do Período 5. Após esse ponto, observou-se um movimento de recuperação gradual, no qual a FBCF retornou em direção ao equilíbrio. No entanto, mesmo com a recuperação parcial, os valores permaneceram negativos em boa parte do horizonte analisado. Nos períodos finais, a resposta se estabilizou próxima de zero.

O gráfico 6 indicou que choques iniciais afetaram negativamente a FBCF de maneira significativa, mas os efeitos se dissiparam gradualmente, embora não de forma imediata. Isso

refletiu a dinâmica de ajuste do investimento ao longo do tempo após choques exógenos, sugerindo um impacto significativo no curto prazo, com retorno progressivo à normalidade no longo prazo.

O gráfico 7 exibe a decomposição da variância (FEVD), no contexto de um modelo VAR é uma técnica que permite identificar a contribuição de cada variável endógena para a variabilidade do erro de previsão de uma variável específica ao longo do horizonte temporal de análise. Podemos observar como os choques em cada variável impactam a variância de outra variável no tempo, fornecendo uma visão sobre a interdependência dinâmica no sistema modelado (Bueno, 2008).

Gráfico 7 – Decomposição da variância



Fonte: elaboração própria, a partir de dados do CNT (IBGE) e SGS(BACEN) (2024).

No gráfico superior, que mostra o FEVD da Selic, observou-se que a variância dos erros de previsão foi quase totalmente explicada por ela mesma em todos os períodos, indicando que os choques na Selic têm uma influência autogerada e que a FBCF exerceu uma influência mínima sobre a Selic. Conforme o horizonte aumenta, a contribuição da FBCF para a variância da Selic começou a crescer lentamente, mas permaneceu relativamente pequena.

No gráfico inferior, referente ao FEVD da FBCF, inicialmente, a variância dos erros de previsão também é majoritariamente explicada por ela mesma. No entanto, ao longo do tempo,

especialmente a partir do período 5, a Selic explicou cerca de 20% da variância da FBCF. No 20º período, a Selic explicou mais de 20% da variância da FBCF, enquanto a própria FBCF explicou cerca de 80%, a contribuição da Selic começou a aumentar de forma gradual. Sugerindo que, no longo prazo, a Selic passa a ter um papel mais relevante na explicação das variações da FBCF. Essa influência crescente da Selic sobre a FBCF ao longo dos períodos sugere que, embora o investimento (FBCF) seja inicialmente mais autossuficiente, ele se torna progressivamente mais sensível aos choques na Selic, refletindo o impacto de longo prazo das taxas de juros sobre o investimento.

A tabela 7 elucida os testes de causalidade de Granger para a Selic e FBCF. Os testes de causalidade de Granger foram conduzidos para verificar a relação de precedência temporal entre as variáveis Selic e Formação Bruta de Capital Fixo (FBCF). Esses testes avaliam se os valores passados de uma variável ajudam a prever outra, sob a hipótese nula de que "uma variável não causa Granger a outra" (Bueno, 2008).

Tabela 7 – Teste de causalidade de Granger

Granger causality H0: Selic do not Granger-cause FBCF

F-Test = 6,83, df1 = 2, df2 = 184, p-value = 0,00

H0: No instantaneous causality between: Selic and FBCF

Chi-squared = 1,94, df = 1, p-value = 0,16

Granger causality H0: FBCF do not Granger-cause Selic

F-Test = 0,63, df1 = 2, df2 = 184, p-value = 0,53

H0: No instantaneous causality between: FBCF and Selic

Chi-squared = 1,94, df = 1, p-value = 0,16

Fonte: elaboração própria, a partir de dados do CNT (IBGE) e SGS (BACEN) (2024).

Para a hipótese de que "Selic não causa Granger a FBCF", o teste F resultou em um valor de 6,83, com 2 graus de liberdade no numerador e 184 no denominador, apresentando um p-valor de 0,00. Como o p-valor é inferior ao nível de significância usual de 5% (0,05), rejeitamos a hipótese nula. Isso indica que a Selic tem um impacto significativo na previsão da FBCF, sugerindo uma relação de causalidade de Granger no sentido Selic - FBCF.

Por outro lado, ao testar a hipótese de que "FBCF não causa Granger a Selic", o teste F apresentou um valor de 0,63 com um p-valor de 0,53. Nesse caso, o p-valor é maior que o nível de significância usual, o que nos leva a não rejeitar a hipótese nula. Isso implica que os valores

passados da FBCF não contribuem significativamente para prever a Selic, não indicando uma relação de causalidade de Granger no sentido FBCF - Selic.

O teste de causalidade instantânea, baseado no qui-quadrado, verificou se há correlação contemporânea entre Selic e FBCF. O teste resultou em um valor de qui-quadrado de 1,94 com 1 grau de liberdade e um p-valor de 0,16. Como o p-valor é maior que 0,05, não há evidências para rejeitar a hipótese nula de ausência de causalidade instantânea entre as variáveis.

Esses resultados indicaram que há uma relação de causalidade de Granger significativa no sentido Selic - FBCF, mas não no sentido contrário. Isso sugere que as mudanças na taxa Selic influenciam o comportamento futuro da FBCF, mas os valores passados da FBCF não possuem um impacto significativo na previsão da Selic. Além disso, não foi identificada uma relação de causalidade contemporânea entre as variáveis, indicando que os choques em ambas não estão correlacionados de forma instantânea. Essas conclusões são consistentes com a literatura, que destaca o papel da Selic como um determinante chave para o investimento, capturado pela FBCF.

A análise realizada utilizando o modelo Vetorial Autorregressivo (VAR) forneceu um panorama abrangente das dinâmicas entre a taxa Selic e a Formação Bruta de Capital Fixo (FBCF) no Brasil para o período analisado.

Os testes de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) mostraram que a Selic é uma série integrada de ordem 1, enquanto a variação da FBCF em relação ao mesmo trimestre do ano anterior é estacionária em nível. Confirmando a necessidade de diferenciação para garantir a adequação da Selic no modelo.

Os critérios de informação aplicados (AIC, HQ, BIC e FPE) apresentaram diferentes recomendações para a ordem do modelo. Optou-se pelos critérios HQ e BIC, que penalizam mais a complexidade, resultando na seleção de 2 defasagens. Essa decisão equilibrou a parcimônia do modelo com sua capacidade de capturar as dinâmicas fundamentais entre as variáveis.

Os coeficientes estimados revelaram importantes interações dinâmicas. A Selic apresentou uma forte autocorrelação positiva significativa na defasagem de um período (1,00, $p < 0,00$), indicando persistência nas variações de curto prazo. Na defasagem de dois períodos, houve uma reversão, com coeficiente negativo significativo ($-0,50$, $p < 0,00$). A FBCF também demonstrou autocorrelação positiva significativa em um período (0,89, $p < 0,00$), mas com impacto negativo na defasagem de dois períodos ($-0,20$, $p = 0,05$).

No cruzamento entre variáveis, a Selic influenciou negativamente a FBCF em uma defasagem, e em duas defasagens, confirmando a relação inversa entre taxas de juros e investimentos. Já os coeficientes de influência da FBCF sobre a Selic não foram significativos.

Os diagnósticos reforçaram a adequação do modelo. O teste de Portmanteau: Não detectou autocorrelação serial nos resíduos ($p = 0,22$). Já teste de Normalidade (Jarque-Bera) apontou não normalidade dos resíduos, com evidências de curtose elevada ($p < 0,00$), o que exige cautela na interpretação de inferências baseadas na normalidade. A Estabilidade foi confirmada por meio do teste OLS-CUSUM, sem evidências de quebras estruturais nos parâmetros ao longo do período analisado.

As funções impulso-resposta indicaram que choques positivos na Selic reduzem significativamente a FBCF no curto prazo, com impacto máximo de $-2,9$ pontos percentuais por volta do quinto período. A recuperação é gradual, mas os valores permanecem negativos ao longo do horizonte analisado. A decomposição da variância revelou que, no longo prazo, a Selic explica até 20% da variância da FBCF, indicando um papel crescente da política monetária sobre os investimentos.

Os testes de causalidade de Granger evidenciaram que a Selic causa a FBCF ($p = 0,00$), mas a relação inversa não foi significativa ($p = 0,53$).

Os resultados destacam que a Selic exerce um impacto significativo e persistente sobre a FBCF, corroborando a teoria de que a política monetária afeta os investimentos de maneira adversa em períodos de alta nos juros. A estabilidade do modelo e a ausência de autocorrelação nos resíduos garantem a confiabilidade das inferências realizadas. No entanto, a não normalidade dos resíduos sugere limitações nas interpretações baseadas em suposições de normalidade.

Este estudo abordou a relação entre a taxa Selic *Over* e os investimentos produtivos no Brasil entre julho de 1999 e junho de 2024, com foco nos efeitos das mudanças nos juros sobre a Formação Bruta de Capital Fixo (FBCF). A pesquisa demonstrou que a elevação da Selic reduz os investimentos, dado o aumento no custo do crédito e a menor atratividade do retorno esperado. Além disso, verificou-se que tanto a Selic quanto os investimentos apresentam forte autocorrelação, indicando que seus padrões no curto prazo são estáveis e previsíveis. O impacto cumulativo da Selic se intensifica ao longo do tempo, com até 20% das variações nos investimentos sendo explicadas pelas mudanças nos juros em períodos mais longos.

Os resultados destacaram a eficácia da política monetária no controle da inflação, mas evidenciaram seus efeitos colaterais adversos sobre o crescimento econômico. Juros elevados limitam os investimentos, que são fundamentais para modernizar a infraestrutura econômica e expandir a capacidade produtiva do país. A análise revelou que, enquanto a Selic influencia

diretamente os investimentos, o inverso não é verdadeiro, demonstrando a importância de políticas monetárias mais equilibradas para evitar impactos desproporcionais no setor produtivo.

Conclui-se que a taxa Selic, embora indispensável para estabilidade de preços, precisa ser empregada com cautela e combinada a políticas que promovam o crescimento sustentável. Estratégias mais flexíveis poderiam reduzir os custos para o investimento e acelerar a recuperação econômica após choques de juros, garantindo uma economia mais dinâmica e resiliente.

Considerações finais

Este trabalho abordou os efeitos do regime de metas de inflação no Brasil desde sua implementação em julho de 1999, explorando sua eficácia na estabilização inflacionária e o reflexo sobre o investimento. O estudo destaca, ainda, a relevância histórica do Plano Real como um marco na consolidação econômica e contextualiza o regime de metas como uma estratégia de política monetária centrada na estabilidade de preços. Por meio de análise histórica e econométrica, com dados do terceiro trimestre de 1999 ao segundo trimestre de 2024, explorou-se como a política monetária baseada na taxa Selic impactou o controle inflacionário e os níveis de investimento medidos pela Formação Bruta de Capital Fixo (FBCF). O estudo utilizou o modelo Vetorial Autorregressivo (VAR) para identificar as inter-relações entre juros e investimento.

Os resultados destacaram que o regime de metas foi bem-sucedido em conter a inflação e estabilizar a economia, consolidando a credibilidade do Banco Central do Brasil (Bacen). Contudo, sua forte dependência de elevações da taxa de juros como mecanismo de controle apresenta limitações ao investimento produtivo, criando um *trade-off* entre estabilidade de preços e crescimento econômico. A política monetária restritiva, embora eficaz na estabilidade de preços, apresenta limitações em promover o crescimento econômico. Dessa forma, a hipótese deste trabalho foi confirmada, evidenciando que o aumento na taxa de juros tem como consequência a redução nos investimentos.

O regime de metas de inflação, adotado no Brasil desde 1999, consolidou-se como uma ferramenta central para estabilizar os preços e promover maior previsibilidade econômica. Este trabalho também evidenciou que, embora eficaz no controle inflacionário, a política monetária pautada na elevação da taxa Selic tem gerado desafios para o investimento produtivo, especialmente na formação bruta de capital fixo. Os resultados econômétricos confirmaram a relação inversa entre taxa de juros e investimentos, sugerindo que a estabilidade de preços pode estar sendo alcançada ao custo de um crescimento econômico mais contido. Apesar dos avanços na credibilidade do Banco

Central, críticas persistem quanto à falta de flexibilidade no regime, sobretudo em momentos de choques econômicos.

Com base nos resultados, acredita-se que a manutenção do regime de metas continuará a ser desafiada por fatores internos e externos, como instabilidades cambiais e crises globais. Para o Brasil alcançar um crescimento econômico robusto sem comprometer a estabilidade inflacionária, será necessário equilibrar o controle da inflação com medidas que incentivem a produtividade e o investimento de longo prazo. Uma abordagem mais flexível nas metas de inflação poderia permitir maior resiliência a choques externos, contribuindo para um ambiente econômico mais estável e favorável ao desenvolvimento.

Referências

AMARAL, Stefany Silva. **Relação entre juros, câmbio e preços no Brasil: abordagem VAR para uma pequena economia aberta regida por metas de inflação.** Trabalho de Conclusão de Curso. 56f. Universidade Federal do Rio Grande do Norte (UFRN). Natal: 2016.

ARESTIS, Philip; PAULA, Luiz Fernando; FERRARI-FILHO, Fernando. A nova política monetária: uma análise do regime de metas de inflação no Brasil. **Economia e Sociedade**, Campinas, v. 18, n. 1, p. 1-30, Abril 2009.

BIONDI, Roberta Loboda; TONETO JUNIOR, Rudinei. Regime de metas inflacionárias: os impactos sobre o desempenho econômico dos países. **Estado Economia**, v. 38, n. 4, p. 873-903, Outubro/Dezembro 2008.

BRAGA, Bernardo Piccoli Medeiros; PEREIRA, Joaquim Israel Ribas. Sistema de Metas de Inflação no Brasil: uma Análise da Estrutura. **Revista Economia & Tecnologia (RET)**, v. 10, n. 1, p. 9-30, Jan/Mar 2014.

BRASIL. **Decreto n. 12.079, de 26 de junho de 2024.** Estabelece nova sistemática de meta para a inflação como diretriz para fixação do regime de política monetária. Disponível em: https://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2023-2026/2024/decreto/d12079.htm. Acesso em: 28 de outubro de 2025.

BRESSER-PEREIRA, Luiz Carlos. A economia e a política do Plano Real. **Revista de Economia Política**, v. 14, n. 4 (56), p. 643-669, outubro-dezembro/1994.

BRESSER-PEREIRA, Luiz Carlos; GOMES, Cleomar. O regime de metas de inflação no Brasil e a armadilha da taxa de juros/taxa de câmbio. *In*: Oreiro, José Luís; Luiz Fernando de Paula e Rogério Sobreira (Orgs). Política Monetária, Bancos Centrais e Metas de Inflação. Rio de Janeiro: FGV, p. 21-51, julho de 2007.

BRESSER-PEREIRA, Luiz Carlos; NAKANO, Yoshiaki. Uma Estratégia de Desenvolvimento com estabilidade. **Revista de Economia Política**, v. 22. n. 3 (87). Jul-Set. 2002.

CARRARA, Aniela Fagundes; CORREA, André Luiz. O regime de metas de inflação no Brasil: uma análise empírica do IPCA. **Revista Economia Contemporânea**, Rio de Janeiro, v. 16, n. 3, p. 441-462, set-dez/2012.

CARVALHO, Fernando Carvalho; SOUZA, Francisco Eduardo Pires; SICSÚ, João; PAULA, Luiz Fernando Rodrigues; STUDART, Rogério. **Economia Monetária e Financeira: Teoria e Política**. 2 ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2007.

COSTA, Hudson Chaves. **Modelos VAR e SVAR – RPubs by RStudio**. 2019. Disponível em: <https://rpubs.com/hudsonchavs/varsvar>. Acesso em: 22 ago. 2025.

DA SILVEIRA BUENO, Rodrigo De Losso. **Econometria de séries temporais**. Cengage Learning: New York, 2008.

DE PAULA, Luiz Fernando; SARAIVA, Paulo José. Novo Consenso Macroeconômico e Regime de Metas de Inflação: algumas implicações para o Brasil. **Revista Paranaense de Desenvolvimento**, v. 36, n. 128, p. 19-32, jan./jun. 2015.

FEIJÓ, Carmem; ARAÚJO, Eliane Cristina; BRESSER-PEREIRA, Luiz Carlos. Política monetária no Brasil em tempos de pandemia. **Revista de Economia Política**, v. 42, n. 1, p. 150-171, janeiro-março/2022.

FONSECA, Marcos Wagner. Eficácia da política monetária no Brasil: análise empírica pós-regime de metas de inflação. **Revista FAE**, Curitiba, v. 14, n. 1, p. 4-25, jan./jun. 2011.

FRANÇA, Paulo Alexandre; GRASEL, Dirceu; PEREIRA, Benedito Dias. A Influência da Taxa de Juros nos Investimentos em Capital Fixo do Setor Privado no Brasil: 1996-2002. **Revista de Estudos Sociais**, v. 5, n. 9, p. 9-28, 2003.

GIAMBIAGI, Fabio *et al.* **Economia Brasileira Contemporânea: 1945-2010**. GIAMBIAGI, Fabio *et al.* (Orgs.). Rio de Janeiro: Elsevier, 2011.

GREMAUD, Amaury Patrick; VASCONCELLOS, Marco Antonio Sandoval de; TONETO Jr., Rudinei. **Economia Brasileira Contemporânea**. 7 ed. São Paulo: ATLAS, 2011.

IANONI, Marcus. Políticas públicas e Estado: o Plano Real. **Lua Nova**, n. 78, p. 143-183, 2009.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). Sistema de Contas Nacionais – Brasil. Referência 2000. **Nota metodológica nº 19**. Formação Bruta de Capital Fixo. Brasil. Rio de Janeiro: IBGE. Disponível em: https://ftp.ibge.gov.br/Contas_Nacionais/Sistema_de_Contas_Nacionais/Notas_Metodologicas/19_formacao_capital.pdf. Acesso em: 17 de maio 2025.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Sistema de Contas Nacionais Trimestrais**: Brasil. Rio de Janeiro: IBGE. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/economicas/contas-nacionais/9300-contas-nacionais-trimestrais.html>. Acesso em: 22 de agosto de 2025.

KEYNES, John Maynard. [1936]. **A Teoria Geral do Emprego, do Juro e da Moeda**. 4. ed. São Paulo: Nova Cultura, 1996.

LÜTKEPOHL, Helmut. **New introduction to multiple time series analysis**. Springer Science & Business Media: New York, 2005.

MENDONÇA, Helder Ferreira de. Metas para inflação e taxa de juros no Brasil: uma análise do efeito dos preços livres e administrados. **Revista de Economia Política**, v. 27, n. 3(107), p. 431-451, julho-setembro/2007.

NEVES, André Lúcio; OREIRO, José Luís. O regime de metas de inflação: uma abordagem teórica. **Ensaio FEE**, v. 29, n. 1, p. 101-132, jun. 2008.

PINHEIRO, Armando Castelar; GIAMBIAGI, Fabio; GOSTKORZEWICZ, Joana. O Desempenho Macroeconômico do Brasil nos Anos 90. **A economia brasileira nos anos 90**. GIAMBIAGI, Fábio; MOREIRA, Maurício Mesquita. Rio de Janeiro: BNDES, 1999.

R Core Team (2023). R: A Language and Environment for Statistical Computing. **R Foundation for Statistical Computing**, Vienna, Austria. Disponível em: <https://www.R-project.org/>. Acesso em: 10 de novembro de 2025.

SALOMÃO, Miguel. As âncoras nominais e o combate à inflação. **Revista FAE**, v. 6, n. 1, p.1-14, jan./abr. 2003.

SICSÚ, João. Teoria e Evidências do Regime de Metas Inflacionárias. **Revista de Economia Política**, v. 22, n. 1(89), p. 24-35, janeiro-março/2002.

SILVA, Luiz Henrique Barbosa Filho. Modelos Multivariados aplicados a séries temporais (VAR e SVAR). **Análise Macro**, 2023. Disponível em: <https://analisemacro.com.br/econometria-e-machine-learning/modelos-multivariados-aplicados-a-series-temporais-var-e-svar-parte-01/>. Acesso em: 22 de agosto de 2025.

WEPPÓ, Gian Luca Cezimbra. **Regime de metas de inflação no Brasil (1999-2020)**. Trabalho de Conclusão de Curso. 65f. Graduação em Ciências Econômicas. Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS). Porto Alegre: 2021.