



UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA CATARINA
CENTRO SOCIOECONÔMICO
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

Thales Machado Caixeta Silva

Regras Reais de Taxa de Juros : uma análise empírica para o caso brasileiro

Florianópolis
2026

Thales Machado Caixeta Silva

Regras Reais de Taxa de Juros : uma análise empírica para o caso brasileiro

Dissertação de Mestrado submetido ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Santa Catarina para a obtenção do título de mestre em Ciências Econômicas.
Orientador: Prof. Dr. Guilherme Valle Moura

Florianópolis
2026

Ficha catalográfica gerada por meio de sistema automatizado gerenciado pela BU/UFSC.
Dados inseridos pelo próprio autor.

Silva, Thales Machado Caixeta

Regras Reais de Taxa de Juros: : uma análise empírica
para o caso brasileiro / Thales Machado Caixeta Silva ;
orientador, Guilherme Valle Moura, 2026.
70 p.

Dissertação (mestrado) - Universidade Federal de Santa
Catarina, Centro Socioeconômico, Programa de Pós-Graduação em
Economia, Florianópolis, 2026.

Inclui referências.

1. Economia. 2. Política Monetária. 3. Regra de Taylor.
4. Regras de Taxas Reais. I. Moura, Guilherme Valle. II.
Universidade Federal de Santa Catarina. Programa de Pós
Graduação em Economia. III. Título.

Thales Machado Caixeta Silva

Regras Reais de Taxa de Juros : uma análise empírica para o caso brasileiro

O presente trabalho em nível de mestrado foi avaliado e aprovado por banca examinadora, em 20 de março de 2026, composta pelos seguintes membros:

Prof. Guilherme Valle Moura, Dr.
Universidade Federal de Santa Catarina

Prof.(a) João Frois Caldeira, Dr.
Universidade Federal de Santa Catarina

Prof.(a) Sidney Martins Caetano, Dr.
Universidade Federal de Juiz de Fora

Certificamos que esta é a **versão original e final** do trabalho de conclusão que foi julgado adequado para obtenção do título de mestre em Ciências Econômicas.

 Documento assinado digitalmente
Marcelo Arend
Data: 30/06/2026 13:19:21-0300
CPF: ***.276.700-**
Verifique as assinaturas em <https://v.ufsc.br>

Coordenação do Programa de
Pós-Graduação

 Documento assinado digitalmente
Guilherme Valle Moura
Data: 30/06/2026 12:50:36-0300
CPF: ***.234.686-**
Verifique as assinaturas em <https://v.ufsc.br>

Prof. Dr. Guilherme Valle Moura
Orientador

Florianópolis, 2026.

Este trabalho é dedicado ao meu avô Evandro Machado,
um dos homens mais brilhantes que já conheci.

AGRADECIMENTOS

São inúmeras as pessoas que fizeram parte da minha trajetória acadêmica e pessoal nos meus 31 anos de existência. Em primeiro lugar, gostaria de agradecer aos meus pais João Batista Caixeta e Junia Queiroz Machado pelo amor e apoio incondicional. Se hoje tenho o privilégio de ser mestre em economia isso se dá em grande medida pelo incentivo que sempre tive deles para aperfeiçoar o meu intelecto e obter novos conhecimentos. Às minha irmãs Isadora e Rafaela, pela amizade, carinho e pensamentos positivos, mesmo estando distantes fisicamente. Aos meus padrinhos Cesar e Simone, que sempre torceram por mim e a quem eu tenho um carinho e consideração enormes, e aos demais primos, familiares e amigos que me acompanharam em toda a minha jornada.

Um agradecimento especial ao meu primo Gabriel Machado Constantino, que foi meu companheiro nessa aventura de mudar para Florianópolis. Sua parceria e amizade foram fundamentais para que esse mestrado pudesse ser concluído. Sem sua presença, incentivo e apoio os dias mais difíceis facilmente poderiam ter vencido a batalha.

Ao meu orientador, professor doutor Guilherme Valle Moura, que sempre esteve presente e disponível, um sincero e enorme agradecimento por toda ajuda na elaboração deste trabalho. Seu profundo conhecimento teórico e empírico tornaram a execução dessa dissertação possível. Além de ser meu orientador, Guilherme também contribuiu para o meu aperfeiçoamento como professor, através do programa de Estágio Docência. Assim, se hoje me tornei um pesquisador e um professor um pouco mais qualificado, foi graças à sua atenção e dedicação com o meu desenvolvimento. Serei eternamente grato por tudo que aprendi sob sua orientação. Gostaria de agradecer também ao professor João Frois Caldeira, pelas críticas, sugestões e pelos ensinamentos sobre Curva de Juros, um tópico fundamental para que a tese desenvolvida ao longo desta dissertação pudesse ser testada.

Não poderia deixar de agradecer à Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior - CAPES pelo apoio financeiro durante esses dois anos de mestrado. Seu incentivo e fomento à pesquisa são fundamentais para o desenvolvimento deste país.

Aos meus colegas de PPGECON, que dividimos tantas horas de estudo, momentos de tensão mas também de alegria. Em ordem alfabética: Alessandro, Daniel, Gabriel, Isaque, João, Matheus Angelo, Matheus Rosa, Rafael de Faveri, Rafael Targino, Ricardo e Thuany. Espero não ter esquecido de ninguém. Desejo-lhes toda a sorte do mundo em suas carreiras dentro ou fora da academia. Que vocês sejam sempre felizes e realizados.

Um sincero agradecimento a todos os meus professores do programa de Pós-

Graduação da UFSC que tanto me ensinaram e contribuíram para a minha formação acadêmica e intelectual. Meu muito obrigado aos funcionários do PPGECO, que sempre foram muito solícitos e amigáveis em todas as demandas e interações.

Um abraço especial ao professor Roberto Meurer, pelas aulas de política monetária e macroeconomia, meu temas preferidos e que estão fortemente presentes nessa dissertação. Um agradecimento também ao professor Jaylson da Silveira, por ter me dado uma outra visão sobre microeconomia. Hoje me sinto um economista mais completo, que entende a relação entre as diferentes áreas da economia e o quão poderoso é a sua conexão. Isso se deve aos diferentes docentes de quem tive o privilégio de obter um pouco de conhecimento.

E por fim, o meu agradecimento à todos os mestres que contribuíram para a construção desse campo fascinante que hoje chamamos de Ciência Econômica. Ciência que muitas vezes produz mais dissenso que consenso, mas como diria Robert Lucas Jr: “consenso em economia é equivalente à estagnação, irrelevância e morte”.

O real não está no início nem no fim, ele se mostra pra gente é no meio da travessia
(João Guimarães Rosa
Grande Sertão: Veredas)

RESUMO

A política monetária moderna é conduzida, quase universalmente, por meio do controle da taxa de juros nominal de curto prazo. Desde a década de 90, a Regra de Taylor consolidou-se como a principal representação dessa abordagem. Entretanto, essa regra apresenta limitações quando há na economia fricções de mercado, agentes não-ricardianos e alto gasto governamental. Avanços recentes na literatura sugerem que regras baseadas na taxa de juros real podem ser mais robustas sob essas condições. A análise dos dados da economia brasileira de 2006 a 2024 mostra evidências fracas de que a política monetária possa ser descrita por uma regra de taxa de juros real. No entanto, entre 2017 e 2024, um período de maior estabilidade e previsibilidade na função de reação do Bacen, a estimação do modelo foi significativa, sugerindo que a regra de taxa de juros real proposta é capaz de descrever o comportamento da política monetária brasileira.

Palavras-chave: Política Monetária, Regra de Taylor, Regras de Taxas Reais

ABSTRACT

Modern monetary policy is conducted almost universally through the control of the short-term nominal interest rate. Since the 1990s, the Taylor rule has become the dominant representation of this approach. However, this rule exhibits limitations in economies characterized by market frictions, non-Ricardian agents, and high government spending. Recent advances in the literature suggest that rules based on the real interest rate may be more robust under such conditions. The analysis of Brazilian economic data from 2006 to 2024 provides weak evidence that monetary policy can be described by a real interest rate rule. However, between 2017 and 2024, a period of greater stability and predictability in the Central Bank of Brazil's reaction function, the model estimation becomes statistically significant, suggesting that the proposed real interest rate rule is capable of describing the behavior of Brazilian monetary policy.

Keywords: Monetary Policy, Taylor Rule, Robust Real Rate Rules

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	11
2	O ARCABOUÇO TEÓRICO E INSTITUCIONAL DA REGRA DE TAYLOR	14
2.1	REGRA DE TAYLOR E A CONDUÇÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA	14
2.2	AS EXPECTATIVAS RACIONAIS E OS MODELOS DSGE	16
2.3	O MODELO NOVO-KEYNESIANO CANÔNICO	18
2.3.1	A Curva IS Dinâmica	18
2.3.2	A Curva de Phillips Novo-Keynesiana	19
2.3.3	A Regra de Política Monetária	19
2.3.4	Estrutura e Intuição Econômica	20
2.3.5	O Banco Central no Modelo Novo-Keynesiano	20
2.4	O DEBATE DE REGRAS VERSUS DISCRICIONARIEDADE NA CONDUÇÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA	21
2.5	O REGIME DE METAS DE INFLAÇÃO	24
3	AS LIMITAÇÕES DA REGRA DE TAYLOR	27
4	OUTRAS REGRAS DE TAXA DE JUROS REAIS	31
5	A REGRA DE TAXA DE JUROS REAL PROPOSTA	37
5.1	METAS DE INFLAÇÃO	39
5.2	CHOQUES DE POLÍTICA MONETÁRIA	40
5.3	DESVIOS NA EQUAÇÃO DE FISHER	41
5.4	IMPLEMENTAÇÃO PRÁTICA DAS REGRAS DE TAXAS REAIS	42
5.5	COMO TESTAR A IMPLEMENTAÇÃO PRÁTICA DAS REGRAS DE TAXAS REAIS	43
5.6	O TESTE PARA A ECONOMIA AMERICANA	44
6	O TESTE PARA A ECONOMIA BRASILEIRA	46
6.1	ESTIMANDO AS CURVAS DE JUROS NOMINAL E REAL	46
6.2	ESTIMAÇÃO POR MÍNIMOS QUADRADOS ORDINÁRIOS	48
6.3	ESTIMAÇÃO USANDO VARIÁVEIS INSTRUMENTAIS	49
7	CONCLUSÃO	55
8	APÊNDICE	57
8.1	REVISÃO BIBLIOGRÁFICA	57
8.2	O MODELO UTILIZADO	58
8.3	ESTIMAÇÃO DO MODELO	58
8.4	ANÁLISE COM COEFICIENTES VARIANDO NO TEMPO	60
8.5	EXPECTATIVAS PURAS DE INFLAÇÃO	63
8.6	CONCLUSÃO DO APÊNDICE	64
	Referências	66

1 INTRODUÇÃO

A política monetária moderna é conduzida, quase universalmente, por meio do controle da taxa de juros nominal de curto prazo. Desde a década de 1990, a Regra de Taylor, proposta em Taylor (1993), consolidou-se como a principal representação dessa abordagem. Ao prescrever ajustes sistemáticos da taxa de juros nominal em resposta a desvios da inflação em relação à meta e do produto em relação ao seu nível potencial, a regra forneceu uma descrição operacional do modo como muitos Bancos Centrais passaram a conduzir a política monetária, especialmente após a disseminação dos regimes de metas de inflação.

Apesar de sua ampla difusão e utilidade prática, a Regra de Taylor não está isenta de limitações. Sua formulação tradicional pressupõe que variáveis como inflação e hiato do produto sejam observáveis, bem mensuradas e estruturalmente estáveis. Entretanto, em ambientes caracterizados pela presença de agentes não-Ricardianos, regime fiscal frágil, fricções financeiras ou heterogeneidade das expectativas, a Regra de Taylor pode falhar em garantir estabilidade macroeconômica e unicidade do equilíbrio, levantando dúvidas sobre sua robustez fora do arcabouço canônico no qual ela foi originalmente formulada.

Nesse sentido, uma crescente literatura teórica e empírica tem destacado e investigado importantes limitações da regra e do Princípio de Taylor. Gali, López-Salido e Vallés (2004), por exemplo, analisa a presença de agentes não-Ricardianos na economia, sendo eles os consumidores que não suavizam o consumo intertemporalmente, e como isso impacta a resposta da taxa de juros à inflação e as condições de determinação da Regra de Taylor. Natvik (2009) mostra como o alto gasto governamental pode tornar o Princípio de Taylor insuficiente para a condução da política monetária. Já Ascari e Ropele (2009) aponta para os impactos da inflação de longo prazo positiva sobre a região de determinação do modelo Novo-Keynesiano. Nesse caso, o Princípio de Taylor não seria condição suficiente para a determinação local do equilíbrio. Por fim, Branch e McGough (2009) e Lewis e Roth (2018) sugerem que o Princípio de Taylor pode se inverter na presença de fricções financeiras relevantes e heterogeneidade nas expectativas dos agentes, respectivamente.

Assim, torna-se particularmente relevante a busca por regras de política monetária que sejam menos dependentes de hipóteses estruturais específicas e que garantam determinação do equilíbrio sob um conjunto mais amplo de condições. Nesse contexto, uma vertente recente da literatura passou a enfatizar o papel da taxa de juros real como elemento central do processo de determinação dos preços da economia.

Essas regras formuladas em termos da taxa de juros real exploram diretamente a relação de Fisher e a informação contida nos mercados financeiros sobre a inflação futura, potencialmente reduzindo a dependência da política monetária em relação à

Curva de Phillips e a Curva IS Novo Keynesiana. Dessa forma, o presente trabalho parte dessa perspectiva alternativa ao investigar se a condução da política monetária no Brasil pode ser melhor descrita por uma regra que utiliza explicitamente a taxa de juros real para a determinação da taxa nominal.

Do ponto de vista teórico, avanços recentes, como em Holden (2024), Hall e Reis (2016) e Adão, Correia e Teles (2011), sugerem regras de taxa de juros real que garantem determinação do nível de preços e estabilidade do equilíbrio. Em particular, Holden (2024) propõe uma regra de taxa de juros real capaz de evitar flutuações auto-realizáveis sob hipóteses mais fracas em relação ao comportamento de lares e firmas, sendo robustas a heterogeneidade dos agentes, consumidores não-Ricardianos, expectativas não racionais e política fiscal ativa.

Segundo Holden (2024), trata-se de uma regra de fácil implementação prática, através do uso dos títulos indexados à inflação para a inferência da taxa real. Utilizando uma meta de inflação, essa regra permite ao Banco Central implementar uma trajetória ótima para a inflação. Assim, há espaço para análises empíricas que busquem identificar se Bancos Centrais, na prática, conduzem a política monetária de forma compatível com esse tipo de regra. De acordo com Holden (2024) o comportamento do Banco Central americano é muito próximo daquele previsto pela regra de taxa real proposta.

A motivação empírica para investigar essa abordagem é especialmente forte no caso brasileiro, pois o Banco Central do Brasil tem operado em um ambiente caracterizado por elevada volatilidade macroeconômica, episódios de incerteza fiscal e desancoragens relevantes nas expectativas de inflação. Ao mesmo tempo, o mercado financeiro doméstico dispõe de uma rica estrutura a termo de títulos públicos nominais e indexados, fornecendo informação sobre taxas de juros reais e inflação implícita. Esse conjunto de características torna o Brasil um laboratório empírico particularmente adequado para avaliar a relevância prática de regras baseadas na taxa de juros real.

À luz dessas considerações, este trabalho busca responder à seguinte pergunta: a regra de taxa de juros real proposta por Holden (2024) é capaz de descrever o comportamento da política monetária no período analisado? Dessa forma, o estudo contribui para a literatura sobre regras de política monetária, oferecendo evidência empírica para uma economia emergente e avaliando a relevância prática de abordagens baseadas na taxa de juros real.

O restante desta dissertação está organizada da seguinte forma. O Capítulo 2 revisa o arcabouço teórico e institucional no qual a Regra de Taylor se insere. O Capítulo 3 discute as principais limitações dessa regra. O Capítulo 4 apresenta regras alternativas baseadas na taxa de juros real e suas propriedades teóricas. O Capítulo 5 explica a regra de taxa de juro real proposta por Holden (2024). O capítulo 6 contém a parte empírica do trabalho, com as estimações do modelo proposto. Por fim, o capítulo

7 apresenta a conclusão.

2 O ARCABOUÇO TEÓRICO E INSTITUCIONAL DA REGRA DE TAYLOR

2.1 REGRA DE TAYLOR E A CONDUÇÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA

A política monetária contemporânea é, em quase todas as economias avançadas e emergentes, operacionalizada por meio do controle da taxa nominal de juros de curto prazo, ajustada em resposta às variações da inflação e do hiato do produto. Essa configuração, hoje amplamente consolidada, é resultado de um longo processo de aprendizado institucional e debate teórico. Entretanto, durante as décadas de 1960 e 1970, permanecia em aberto qual seria o instrumento mais adequado para a implementação da política monetária: o controle da taxa de juros ou a fixação de metas para agregados monetários. A escolha entre esses regimes refletia as divergências existentes acerca do funcionamento do sistema financeiro e dos mecanismos de transmissão da política monetária.

A vertente teórica que defendia o controle de agregados monetários como instrumento de política ficou conhecida como Monetarismo. Fundamentada na Teoria Quantitativa da Moeda, essa corrente enfatizava que a inflação era, em última instância, um fenômeno monetário. Seguindo essa linha de pensamento, em Friedman (1960) propõe-se uma regra para o crescimento da oferta de moeda, que ficou conhecida como “Regra K”, segundo a qual a quantidade de moeda deveria crescer a uma taxa constante, próxima ao crescimento de longo prazo do produto da economia americana. Tal regra buscava impedir acelerações inflacionárias provocadas por excessos na oferta de moeda e reduzir flutuações do produto associadas à condução discricionária da política monetária.

Entretanto, a política monetária operacionalizada pelo controle de agregados monetários enfrentou dificuldades práticas de implementação. Conforme destacado por Blinder (1999), a crescente instabilidade da demanda por moeda e de sua velocidade de circulação, em grande medida associadas à inovações financeiras e maior integração dos mercados, tornou a condução da política monetária via controle dos agregados monetários cada vez mais difícil e pouco eficaz. Como consequência, os principais Bancos Centrais migraram para um arranjo em que a taxa nominal de juros passou a ser o principal instrumento de política.

Nesse contexto, Taylor (1993) representa um marco na consolidação do regime de política monetária baseado na taxa de juros. Nesse trabalho, formaliza-se uma função de reação para a política monetária na qual a taxa nominal de juros responde a desvios da inflação em relação à meta e a variações do hiato do produto. A regra proposta pode ser representada da seguinte forma:

$$\dot{i}_t = \pi_t + 0.5 y_t + 0.5(\pi_t - 2) + 2 \quad (1)$$

Em que $\dot{i}_t$ representa a taxa de juros nominal de curto prazo, π_t a inflação média

dos últimos quatro trimestres e y_t o desvio (em porcentagem) do PIB real em relação à tendência de longo prazo. A meta de inflação e a taxa real de equilíbrio são assumidas como iguais a 2%.

O mérito central de Taylor (1993) reside em demonstrar que uma regra sistemática simples, baseada em poucas variáveis econômicas, foi capaz de descrever com notável precisão a trajetória da taxa básica de juros nos Estados Unidos ao longo do final da década de 1980 e início da década de 1990. Além disso, enfatiza-se que regras desse tipo contribuem para a previsibilidade da política monetária e para a ancoragem das expectativas, sem eliminar completamente o papel do julgamento do formulador de política diante de choques excepcionais. Assim, o trabalho contribuiu para deslocar o debate de uma dicotomia entre regras rígidas e discricionariedade pura para uma concepção intermediária, na qual a política monetária pode ser sistemática, previsível e responsiva às condições econômicas sem se tornar mecanicamente inflexível.

Em Taylor (1999) amplia-se essa perspectiva ao analisar a história da política monetária norte-americana sob a ótica das regras baseadas na taxa nominal de juros. Argumenta-se que episódios de instabilidade macroeconômica, como durante o período de vigência do padrão-ouro e durante o fim do regime de Bretton-Woods, tendem a estar associados a desvios persistentes em relação a regras sistemáticas de condução da política monetária, como a regra proposta em Taylor (1993), enquanto períodos de maior estabilidade coincidem com uma atuação mais previsível e reativa à inflação e à atividade econômica, seguindo a regra.

Apesar de mostrar de forma histórica como a sua regra de taxa de juros é capaz de descrever a condução da política monetária em diferentes períodos da história americana, Taylor (1999) também faz uma ressalva: tanto o produto potencial quanto a taxa de juros real da economia são variáveis incertas e que precisam ser estimadas. Esse é um problema que ainda é enfrentado pelos *policy-makers*, mas que pode ser mitigado através de uma regra de taxa de juros real.

Já Clarida, Gali e Gertler (2000) avançam nessa literatura ao estimar regras *forward-looking* para analisar a condução da política monetária pelo Banco Central americano, permitindo que a taxa de juros responda a expectativas de inflação e atividade econômica. Ao incorporar explicitamente expectativas racionais na especificação empírica, os autores aproximam a análise da estrutura teórica dos modelos Novo-Keynesianos, nos quais a condução da política monetária afeta a dinâmica macroeconômica por meio do canal das expectativas.

Os resultados apontados por Clarida, Gali e Gertler (2000) indicam uma mudança estrutural significativa na função de reação do Federal Reserve a partir de 1979, com a nomeação de Paul Volcker para a presidência da autoridade monetária. No período anterior, marcado por forte aceleração da inflação e instabilidade macroeconômica, a política monetária americana reagiu de forma insuficiente à inflação esperada,

de modo que aumentos da inflação não eram acompanhados por elevações correspondentes da taxa de juros real. Em contraste, no período Volcker–Greenspan, o Banco Central americano passou a responder de maneira mais sistemática e vigorosa às pressões inflacionárias, alterando de forma substancial o regime de condução da política monetária e contribuindo para a restauração da estabilidade nominal.

A literatura também destaca os limites da Regra de Taylor como instrumento exclusivo de avaliação da política monetária, principalmente de forma *ex post* à implementação da política. Essas análises reforçam a interpretação da Regra de Taylor como um *benchmark* útil para avaliar a postura geral da política monetária, mas insuficiente para capturar todos os objetivos e restrições enfrentados pelos bancos centrais em ambientes complexos.

Orphanides (2001) oferece uma crítica à avaliação empírica de regras de política monetária ao destacar o papel central dos problemas informacionais associados ao uso de dados revisados *ex post*. Utilizando a Regra de Taylor como exemplo, demonstra-se que as recomendações de política obtidas com dados disponíveis em tempo real diferem substancialmente daquelas calculadas posteriormente com dados revisados, sobretudo em razão da elevada incerteza na mensuração do produto potencial e, consequentemente, do hiato do produto.

De forma complementar, Orphanides (2003), revela que episódios de instabilidade macroeconômica, como a Grande Inflação e decisões problemáticas nas décadas anteriores, estiveram frequentemente associados a erros persistentes na avaliação do estado da economia, sobretudo na mensuração do produto potencial e das taxas naturais. Defende-se que a excessiva confiança em estimativas imprecisas dessas variáveis levou a um ativismo monetário contraproducente, mesmo quando a política parecia consistente com as regras de reação. Essa constatação abre espaço para regras de política monetária menos dependentes da estimação de variáveis não observáveis para a sua execução, como a regra que será analisada ao longo deste trabalho.

Em síntese, os trabalhos revisados indicam que a Regra de Taylor desempenha papel central na compreensão da condução da política monetária moderna, tanto como referência normativa quanto como ferramenta empírica para caracterizar a condução da política. Entretanto, a literatura evidencia que há limites para a Regra de Taylor capturar plenamente a complexidade da atuação da política monetária. Essas limitações abrem espaço para abordagens alternativas que enfatizam outros canais de transmissão e avaliação, tema que será desenvolvido nas seções subsequentes deste trabalho.

2.2 AS EXPECTATIVAS RACIONAIS E OS MODELOS DSGE

A política macroeconômica moderna tem sido predominantemente analisada através de modelos Dinâmicos Estocásticos de Equilíbrio Geral (DSGE). Esses mode-

los partem da formulação explícita de problemas de otimização intertemporal enfrentados por agentes econômicos representativos, tipicamente famílias e firmas, que tomam decisões de consumo, oferta de trabalho e produção com o objetivo de maximizar, respectivamente, utilidade e lucros, sujeitos a restrições orçamentárias e tecnológicas. A dinâmica do modelo decorre da natureza intertemporal dessas decisões, nas quais o fator de desconto e as expectativas sobre a trajetória futura das variáveis macroeconômicas, como hiato do produto e inflação, desempenham papel central.

Os modelos DSGE foram desenvolvidos, em grande medida, para incorporar crítica apresentada em Lucas Jr (1976), segundo a qual a avaliação de políticas econômicas não pode se basear em supostas relações, empíricas estáveis, como no modelo IS–LM ou na Curva de Phillips tradicional, assumindo-se que os parâmetros estimados não mudam ao longo do tempo. A partir do trabalho de Samuelson e Solow (1960), essa era uma prática muito comum na macroeconomia das décadas de 1960 e 1970, pois acreditava-se na existência de um *trade-off* permanente entre inflação e desemprego que poderia ser explorado pelos *policymakers*.

A Crítica de Lucas, como esse argumento ficou conhecido, estabelece a necessidade de modelos macroeconômicos cujas equações comportamentais sejam derivadas explicitamente de problemas de otimização intertemporal enfrentados por agentes racionais. Nesses modelos, os parâmetros são microfundamentos, isto é, relacionados a preferências, tecnologia e restrições orçamentárias e institucionais, de modo que as equações comportamentais sejam robustas a mudanças no regime de política.

Nos modelos DSGE, supõe-se que os agentes formam suas expectativas de forma racional. Em termos formais, a hipótese de expectativas racionais implica que as previsões dos agentes coincidem com a esperança matemática condicional das variáveis futuras, dado o conjunto de informações disponível no período corrente. A implicação fundamental dessa hipótese é que os agentes econômicos não cometem erros sistemáticos nas suas previsões, sendo os erros de previsão não correlacionados com a informação disponível no período t .

A expectativa racional da inflação futura, por exemplo, pode ser definida por:

$$\pi_{t+1}^e = \mathbb{E}[\pi_{t+1} \mid \mathcal{F}_t] \quad (2)$$

Em que $\mathcal{F}_t$ representa o conjunto de informações disponível no período t .

Nos primeiros modelos DSGE, como na tradição dos Ciclos Reais de Negócios (RBC), assume-se que preços e salários são plenamente flexíveis, de modo que os mercados se ajustam continuamente e o equilíbrio competitivo resulta, sob condições usuais, em uma alocação eficiente. Contudo, nas versões Novo-Keynesianas, nas quais há rigidez nominal e concorrência monopolística, o conceito de equilíbrio geral é preservado, mas esse equilíbrio pode não coincidir com a alocação socialmente

eficiente.

O objetivo de incorporar rigidez de preços e imperfeições de mercado pela escola Novo-Keynesiana foi ampliar a capacidade desses modelos de serem utilizados para o estudo e avaliação dos impactos da política monetária sobre a economia. Como nos modelos RBC usualmente a moeda é neutra tanto no curto quanto no longo prazo, flutuações econômicas decorrem exclusivamente de choques reais, e intervenções monetárias não afetam variáveis reais como produto e emprego. A seguir será analisado com mais detalhes o modelo Novo-Keynesiano canônico, no qual insere-se a Regra de Taylor.

2.3 O MODELO NOVO-KEYNESIANO CANÔNICO

O modelo Novo-Keynesiano canônico constitui a principal referência para a análise moderna de política monetária. Conforme sistematizado por Galí (2015), trata-se de um modelo dinâmico de equilíbrio geral com expectativas racionais, no qual rigidezes nominais impedem o ajuste instantâneo de preços e salários, gerando efeitos reais da política monetária no curto prazo. O modelo é composto por três blocos fundamentais: (i) o comportamento intertemporal das famílias, (ii) a determinação dos preços sob concorrência monopolística com rigidez nominal, e (iii) a regra de política monetária.

2.3.1 A Curva IS Dinâmica

O bloco da demanda é derivado da condição de primeira ordem da família representativa. A equação de Euler do consumo, após log-linearização em torno do estado estacionário, resulta na Curva IS Novo-Keynesiana:

$$y_t = \mathbb{E}_t y_{t+1} - \frac{1}{\sigma} (i_t - \mathbb{E}_t \pi_{t+1} - r_t^n) + g_t \quad (3)$$

Em que y_t representa o hiato do produto, i_t a taxa nominal de juros, $\mathbb{E}_t \pi_{t+1}$ a inflação esperada e r_t^n a taxa natural de juros da economia, isto é, a taxa consistente com hiato do produto nulo em um ambiente de preços flexíveis, sem pressões inflacionárias ou deflacionárias. Já o termo de erro g_t , representa um choque de demanda agregada e segue o seguinte processo:

$$g_t = \mu g_{t-1} + \hat{g}_t \quad (4)$$

Sendo $\hat{g}_t$ uma variável aleatória i.i.d., com média zero e variância σ_g^2 .

O parâmetro σ corresponde ao inverso da elasticidade de substituição intertemporal do consumo, que mede a sensibilidade do consumo corrente a variações na taxa real de juros, refletindo o grau em que os agentes estão dispostos a substituir consumo presente por consumo futuro em resposta a mudanças no retorno da poupança. Essa

equação evidencia o caráter *forward-looking* do modelo: o hiato do produto depende das expectativas de atividade futura e da taxa de juros real *ex ante*. Uma elevação da taxa real acima de seu nível natural reduz o consumo presente e, conseqüentemente, a demanda agregada.

2.3.2 A Curva de Phillips Novo-Keynesiana

O bloco de oferta decorre do comportamento de firmas monopolisticamente competitivas que enfrentam rigidez de preços à la Calvo. Em cada período, apenas uma fração das firmas pode reajustar seus preços, escolhendo-os de forma ótima com base na trajetória esperada dos custos marginais futuros. A log-linearização do problema de precificação resulta na Curva de Phillips Novo-Keynesiana:

$$\pi_t = \beta \mathbb{E}_t \pi_{t+1} + \kappa y_t + u_t \quad (5)$$

Sendo β o fator de desconto intertemporal, κ mede a sensibilidade da inflação ao hiato do produto e u_t representa um choque de custos (*cost-push shock*). Diferentemente da Curva de Phillips tradicional, a inflação depende das expectativas de inflação futura e não de sua própria defasagem. Essa característica decorre diretamente da rigidez nominal e da precificação intertemporal das firmas.

O termo u_t segue o seguinte processo:

$$u_t = \rho u_{t-1} + \hat{u}_t \quad (6)$$

Sendo $\hat{u}_t$ uma variável aleatória i.i.d., com média zero e variância σ_u^2 , respectivamente.

2.3.3 A Regra de Política Monetária

O modelo é fechado pela especificação da conduta da autoridade monetária. Conforme discutido em Galí (2015), a política monetária é usualmente representada por uma regra de taxa de juros do tipo Taylor:

$$i_t = r_t^n + \varphi_\pi \pi_t + \varphi_y y_t + \varepsilon_t \quad (7)$$

Em que φ_π e φ_x capturam a resposta da autoridade monetária à inflação e ao hiato do produto, respectivamente, r_t^n representa a taxa natural de juros e ε_t representa um choque de política monetária.

Woodford (2001) formaliza as condições sob as quais uma regra de política monetária do tipo Taylor garante a determinação e a estabilidade do equilíbrio no modelo Novo-Keynesiano. Em particular, demonstra-se que a regra assegura a determinação do nível de preços quando satisfaz o chamado “Princípio de Taylor”, segundo o qual a

autoridade monetária deve elevar a taxa nominal de juros mais do que proporcionalmente ao aumento da inflação.

Substituindo a regra de taxa de juros na Curva IS para eliminar i_t , o sistema dinâmico do modelo pode ser escrito na forma matricial:

$$\mathbb{E}_t[z_{t+1}] = Az_t + \varepsilon_t, \quad (8)$$

Em que z_t é o vetor formado por π_t e y_t , A é a matriz dos coeficientes constantes e ε_t representa um vetor de choques exógenos. O sistema (8) possui solução única e estável se, e somente se, ambos os autovalores da matriz A estiverem fora do círculo unitário. Essa condição é equivalente a:

$$\varphi_\pi + \frac{1 - \beta}{\kappa} \varphi_y > 1. \quad (9)$$

Assumindo $\varphi_y \geq 0$, $\beta < 1$ e $\kappa > 0$, o critério acima implica que uma regra de política monetária satisfaz o Princípio de Taylor sempre que o coeficiente associado à inflação for maior que um. Intuitivamente, ao elevar a taxa nominal mais do que proporcionalmente ao aumento da inflação, a autoridade monetária eleva a taxa real de juros, reduzindo a demanda agregada e estabilizando o sistema. Os coeficientes originalmente propostos em Taylor (1993) satisfazem essa condição, sendo suficientes para garantir a determinação do equilíbrio e a estabilidade do nível de preços no modelo Novo-Keynesiano.

2.3.4 Estrutura e Intuição Econômica

O modelo pode ser sintetizado como um sistema de três equações que descrevem a dinâmica conjunta do hiato do produto, da inflação e da taxa nominal de juros. A interação entre a Curva IS dinâmica e a Curva de Phillips estabelece um *trade-off* intertemporal para a política monetária: reduzir o hiato contribui para conter pressões inflacionárias futuras, enquanto choques de custo podem gerar conflitos entre estabilização da inflação e do produto. A presença de rigidez nominal implica que o equilíbrio não é, em geral, eficiente. Surge, assim, um papel ativo para a política monetária, cuja função consiste em estabilizar a economia em torno do nível natural de produto e de uma meta de inflação.

2.3.5 O Banco Central no Modelo Novo-Keynesiano

No modelo apresentado em Clarida, Gali e Gertler (1999) o problema de decisão da autoridade monetária é representada por uma função objetivo quadrática intertemporal da seguinte forma:

$$\max -\frac{1}{2}\mathbb{E}_t \left\{ \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i [\alpha y_{t+i}^2 + \pi_{t+i}^2] \right\} \quad (10)$$

Na qual π_{t+i} representa a inflação, y_{t+i} o hiato do produto, β o fator de desconto intertemporal e α o peso atribuído à estabilização do hiato do produto relativamente à inflação. O Banco Central busca minimizar os desvios da inflação em relação à sua meta e do produto em relação ao seu nível natural, penalizando tais desvios de forma simétrica e crescente. O problema da política monetária consiste, portanto, em escolher a trajetória da taxa de juros nominal i_t para gerar as trajetórias das variáveis alvo y_t e π_t que maximizem a função objetivo (10), sujeito às restrições impostas pelas equações (3) e (5).

A natureza da solução depende do regime de política adotado. Sob discricionariedade, a autoridade monetária reotimiza sua função objetivo a cada período, tomando as expectativas privadas como dadas e sem assumir compromissos futuros. Nesse caso, a política é ótima condicionalmente ao período corrente, mas gera inconsistência intertemporal, uma vez que o plano ótimo definido *ex-ante* pode deixar de ser ótimo *ex-post*.

Sob compromisso, por outro lado, o Banco Central escolhe um plano contingente para a trajetória futura da taxa de juros e se compromete com sua implementação. A política monetária torna-se, assim, dependente do histórico das variáveis econômicas, influenciando as expectativas privadas de maneira sistemática. Essa capacidade de moldar expectativas permite melhorar o desempenho macroeconômico relativamente ao regime discricionário, reduzindo os custos associados ao viés inflacionário e aos choques adversos.

A distinção entre discricionariedade e compromisso constitui, portanto, um elemento central da análise Novo-Keynesiana da política monetária, conectando diretamente o modelo ao debate clássico entre regras e discricionariedade. Esse debate será abordado com mais detalhes na seção subsequente.

2.4 O DEBATE DE REGRAS VERSUS DISCRICIONARIEDADE NA CONDUÇÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA

O debate entre regras e discricionariedade ocupa um papel central na teoria da política monetária moderna, ao tratar dos limites da atuação discricionária da autoridade monetária e das condições sob as quais o comprometimento com regras pode reduzir os custos associados à desinflação da economia. Essa literatura busca compreender como a interação estratégica entre o Banco Central e os agentes econômicos afeta a dinâmica da inflação e do produto, bem como o papel da credibilidade e das instituições na condução da política monetária.

Esse debate surgiu e ganhou força principalmente nas décadas de 1960 e 1970, um período de forte aceleração da inflação e estagnação do crescimento econômico, fenômeno posteriormente denominado "estagflação". Nessa época, o modelo IS-LM, em conjunto com a Curva de Phillips, tornaram-se o principal arcabouço teórico utilizado por governos e Bancos Centrais para a execução de suas políticas. Trabalhos como Samuelson e Solow (1960) interpretavam a Curva de Phillips como um menu de escolhas disponíveis ao formulador de política, no qual diferentes combinações entre inflação e desemprego poderiam ser selecionadas de acordo com os objetivos da autoridade monetária.

Entretanto, em Friedman (1968), a ideia da existência de um *trade-off* permanente entre desemprego e inflação, conforme sugerido pela Curva de Phillips, é questionada. Defende-se que esse *trade-off* só existe no curto prazo, pois os agentes sofrem de "Ilusão Monetária", o que permite que uma expansão monetária aumente temporariamente o produto e reduza o desemprego. No entanto, à medida que os agentes percebem o aumento da oferta de moeda eles ajustam preços e salários à nova taxa de inflação, fazendo com que a economia volte ao seu nível natural de emprego. Assim, qualquer tentativa da autoridade monetária de explorar sistematicamente o *trade-off* entre inflação e desemprego resulta, no longo prazo, apenas em inflação mais elevada.

Segundo Friedman (1968) a taxa natural de desemprego é determinada por condições estruturais da economia, como a tecnologia, as leis trabalhistas e as preferências dos agentes econômicos em relação ao trabalho e lazer. Por ser fixada por fatores reais, essa taxa não pode ser reduzida permanentemente por meio da política monetária sem gerar uma aceleração da inflação. Logo, os Bancos Centrais devem ser submetidos a regras de como conduzir a política monetária, pois se forem discricionários, eles possuem incentivos para estimular a economia e tentar reduzir o desemprego abaixo da sua taxa natural.

Já Sargent e Wallace (1975) incorporam expectativas racionais na análise da política monetária e demonstram que a política sistemática é incapaz de produzir efeitos reais duradouros sob essa hipótese. Uma vez que os agentes compreendem e antecipam a regra seguida pela autoridade monetária, o componente previsível das ações do Banco Central é plenamente incorporada às expectativas de preços e salários, neutralizando qualquer tentativa sistemática de explorar o *trade-off* entre inflação e desemprego.

Outro trabalho fundador nessa literatura é Kydland e Prescott (1977), no qual formaliza-se os resultados da política discricionária e com compromisso. A política monetária discricionária otimiza sua função objetivo a cada período, mas esse comportamento é temporalmente inconsistente, levando a um equilíbrio subótimo. Isso acontece porque a política discricionária carece de credibilidade, uma vez o Banco Central não tem incentivos para se comprometer com a política prometida. Como os

agentes possuem expectativas racionais, eles antecipam esse viés inflacionário do Banco Central e o resultado é uma inflação maior que o seu valor no equilíbrio ótimo.

Em contraposição, a adoção de uma política monetária baseada em regras permite superar o problema de inconsistência temporal ao introduzir um mecanismo de compromisso que vincula a atuação da autoridade monetária ao longo do tempo. Ao limitar a possibilidade de reotimização ex-post, a regra torna a política anunciada crível, ancorando as expectativas dos agentes privados. Nesse contexto, como não há incentivo para desvios após a formação das expectativas, os agentes não incorporam um viés inflacionário em suas decisões. Como resultado, a economia pode convergir para um equilíbrio caracterizado por inflação mais baixa e ausência de viés inflacionário.

O resultado apontado por Kydland e Prescott (1977) é demonstrado em uma sequência de dois períodos. Entretanto, na prática o Banco Central e os agentes econômicos interagem de forma repetida. Para estender essa análise, Barro e Gordon (1983) formulam o problema da política monetária como um jogo repetido entre o Banco Central e o setor privado. Nesse trabalho, mostra-se que a preocupação da autoridade monetária com a sua reputação e credibilidade pode atenuar o viés inflacionário da política discricionária, mesmo na ausência de compromissos institucionais rígidos. Quanto maior o peso atribuído à reputação futura, menor tende a ser a inflação de equilíbrio. Ainda assim, esse resultado é intermediário: a inflação é menor do que sob discricionariedade pura, mas maior do que sob um compromisso plenamente crível.

Seguindo essa linha, Rogoff (1985) sugere que a delegação da política monetária a um banqueiro central “conservador”, isto é, que tenha um grau de aversão à inflação maior do que a sociedade em geral, pode atenuar o viés inflacionário do Banco Central e ajudar no processo de ancoragem das expectativas e redução da inflação. Entretanto, há um nível ótimo de aversão, porque “conservadorismo” em excesso pode amplificar a volatilidade do produto ao tornar a política monetária excessivamente agressiva. Assim, Rogoff (1985) propõe uma *second best solution* para o problema da inconsistência temporal, caso a opção de um compromisso com regras plenamente críveis não seja factível.

Por fim, Clarida, Gali e Gertler (1999) contribuem para esse debate no contexto do arcabouço Novo-Keynesiano. A principal contribuição deste trabalho é mostrar que, mesmo se o Banco Central não possuir um viés inflacionário, a política monetária se beneficia do comprometimento com regras críveis. Isso acontece devido à natureza *forward-looking* do modelo, permitindo que a autoridade monetária influencie as expectativas dos agentes econômicos. Assim, um Banco Central com credibilidade que se compromete à uma determinada regra de política ganha um *extra-kick* no combate à inflação, reduzindo os custos de desinflacionar a economia em termos de variação do produto.

Em conjunto, esses trabalhos estabelecem que o problema central da política

monetária não reside apenas na escolha do instrumento ou do objetivo, mas na capacidade da autoridade monetária de influenciar as expectativas privadas por meio de compromissos críveis. A literatura mostra que, em economias caracterizadas por agentes *forward-looking*, a credibilidade e o comprometimento institucional reduzem o custo de desinflacionar a economia e mitigam o viés inflacionário associado à discricionariedade pura. Esse arcabouço teórico forneceu as ferramentas para o desenvolvimento de regras para a condução da política monetária, como o Regime de Metas de Inflação, amplamente adotado por Bancos Centrais modernos e que será discutido com mais amplitude na seguinte seção.

2.5 O REGIME DE METAS DE INFLAÇÃO

O regime de metas de inflação consolidou-se, a partir da década de 1990, como um dos principais arcabouços para a condução da política monetária em economias avançadas e emergentes. Diferentemente de regimes baseados em outras âncoras, como metas monetárias ou cambiais, o *inflation targeting* caracteriza-se pelo compromisso explícito da autoridade monetária com a estabilidade de preços, através de uma meta anual para a inflação definida com clareza e transparência. No caso do Brasil, essa meta é definida pelo Conselho Monetário Nacional. O objetivo de se ter uma meta anual para a inflação previamente decidida e declarada é ajudar no processo de ancoragem das expectativas dos agentes do mercado, ao aumentar a transparência e responsabilização institucional.

Um exemplo de trabalho amplamente citado na literatura sobre o tema é Bernanke e Mishkin (1997), que insere-se no contexto da consolidação do regime de metas de inflação como alternativa aos arranjos tradicionais de política monetária observados ao longo das décadas de 1970 e 1980. Parte-se da constatação de que diversos países industrializados, à exemplo de Nova Zelândia, Canadá, Reino Unido, Suécia e Austrália, passaram a adotar explicitamente metas para a inflação como elemento central da condução da política monetária, motivados tanto pelo colapso de regimes de âncora cambial quanto pelas limitações empíricas e conceituais do controle de agregados monetários.

Do ponto de vista operacional, são descritos os elementos comuns observados nos países que adotaram o regime, ainda que não seja uma regra para todos os países. De acordo com Bernanke e Mishkin (1997), entre esses elementos destacam-se: o anúncio público de uma meta ou intervalo-meta para a inflação; o reconhecimento explícito da estabilidade de preços como objetivo primordial da política monetária; a utilização de projeções de inflação como insumo central para a decisão de política monetária; e o fortalecimento dos mecanismos de transparência, comunicação e responsabilização do Banco Central. Esses componentes atuam de forma complementar para alinhar expectativas privadas e reduzir a incerteza macroeconômica.

Bernanke e Mishkin (1997) também argumentam que o Regime de Metas de Inflação não é um regime excessivamente restritivo e inflexível. Na prática, os Bancos Centrais que operam sob metas de inflação mantêm graus significativos de flexibilidade para acomodar choques temporários e permitindo desvios transitórios da inflação em relação à meta, desde que consistentes com a convergência no médio prazo.

A aplicação do regime de metas de inflação em economias emergentes é analisada por Mishkin (2000), que destaca tanto seus potenciais benefícios quanto suas limitações nesses contextos. Argumenta-se que, ao contrário de regimes cambiais fixos, as metas de inflação permitem que a política monetária responda a condições domésticas e absorva choques externos de forma mais eficiente. Contudo, sua eficácia depende de pré-requisitos institucionais fundamentais, como a disciplina fiscal, a solidez do sistema financeiro e a autonomia operacional do banco central.

No Brasil, a adoção do regime de metas de inflação ocorreu em 1999, após o abandono do regime cambial administrado e a transição para um sistema de câmbio flutuante. A perda da âncora cambial tornou necessária a definição de um novo arcabouço capaz de orientar as expectativas dos agentes econômicos em um ambiente marcado por elevada incerteza macroeconômica. O novo regime adotado baseou-se em metas explícitas para a inflação medida por um índice amplo de preços ao consumidor, acompanhadas de bandas de tolerância e de mecanismos formais de prestação de contas.

Desde Janeiro de 2025, o regime brasileiro de metas para a inflação passou a operar sob um sistema de meta contínua, no qual o cumprimento do objetivo inflacionário deixa de ser avaliado exclusivamente com base no ano-calendário e passa a ser monitorado de forma permanente ao longo do tempo. Nesse sistema, a autoridade monetária acompanha mensalmente a inflação acumulada em doze meses e verifica se essa taxa permanece dentro do intervalo de tolerância em torno da meta central definida pelo Conselho Monetário Nacional.

O regime só é caracterizado como descumprido caso a inflação acumulada em doze meses permaneça fora desse intervalo por seis meses consecutivos. No sistema de meta contínua, o Conselho Monetário Nacional não precisa se reunir anualmente para a definição da meta. Atualmente, a meta a ser perseguida pela autoridade monetária foi fixada em 3,0% ao ano, com banda de $\pm 1,5$ ponto percentual. Caso haja desejo de mudança na meta, o CMN poderá fazê-lo, mas a mudança entra em vigência apenas após 36 meses da decisão. Assim, garante-se uma maior previsibilidade sobre qual a meta de inflação buscada pela política monetária no médio prazo e longo prazo.

O processo de implementação prática do regime de metas de inflação no Brasil é descrito por Bogdanski, Tombini e Werlang (2000), em que descreve-se o contexto da adoção do regime, como ele é operacionalizado no país e quais modelos econômicos são importantes para a sua execução. Destacam-se, nesse contexto, a importância

da transparência, da comunicação e da prestação de contas como elementos indissociáveis desse arcabouço, evidenciadas pela criação do Copom, pela divulgação sistemática de atas das reuniões e relatórios de inflação e pela exigência de cartas abertas em caso de descumprimento das metas, elementos que reforçam a credibilidade do regime. Em síntese, o regime de metas de inflação pode ser compreendido como um arcabouço institucional que reorganiza a condução da política monetária em torno de um objetivo explícito de estabilidade de preços e sustentado por mecanismos de transparência e responsabilização.

3 AS LIMITAÇÕES DA REGRA DE TAYLOR

A Regra de Taylor ocupa posição central na teoria monetária Novo-Keynesiana. Em sua formulação mais simples, ela prescreve que a autoridade monetária ajuste a taxa de juros nominal de curto prazo em resposta a desvios da inflação em relação à sua meta e do produto em relação ao produto potencial. Nesse contexto, o chamado “Princípio de Taylor”, segundo o qual a taxa nominal de juros deve responder mais do que proporcionalmente às variações da inflação, tornou-se um critério amplamente utilizado para avaliar a estabilidade e a eficácia da política monetária, conforme apontado por Woodford (2001).

Entretanto, a literatura recente tem mostrado de forma sistemática que esse resultado depende de hipóteses extremamente restritivas. Ao relaxar qualquer uma dessas suposições, a relação entre política monetária, expectativas e estabilidade macroeconômica pode se alterar de maneira substantiva. Assim, a Regra de Taylor deve ser analisada como resultado particular de um ambiente teórico bastante específico sujeito à fragilidades.

Uma primeira fonte de fragilidade da Regra de Taylor diz respeito à formação de expectativas, pois no modelo novo-Keynesiano padrão supõe-se que todos os agentes possuem expectativas racionais. Entretanto, essa é uma suposição forte da realidade. Há trabalhos na literatura que incorporam expectativas heterogêneas ou racionalidade limitada para investigar essas implicações. Quando diferentes grupos de agentes formam expectativas de maneira distinta, a resposta agregada da economia à política monetária passa a depender da distribuição dessas expectativas entre os agentes e da forma como eles reagem à informação passada e presente, conforme apontado por Branch e McGough (2009).

Quando uma parte dos agentes econômicos forma suas expectativas de forma adaptativa, isto é, com base em informações do passado, a determinação passa a depender do peso que esses agentes dão a essas informações. Se os agentes colocam um peso grande aos dados do passado, então regras monetárias que geram determinação sob expectativas racionais podem produzir indeterminação mesmo se a proporção de agentes adaptativos é pequena (BRANCH; MCGOUGH, 2009). A política monetária perde, portanto, parte de sua capacidade de disciplinar a dinâmica inflacionária apenas por meio de uma resposta agressiva da taxa de juros nominal.

Uma segunda limitação importante emerge da introdução de heterogeneidade no comportamento dos agentes em relação às decisões de consumo, em particular a presença de consumidores que não suavizam seu consumo intertemporalmente, os chamados agentes não-Ricardianos ou consumidores “da mão para a boca”, pois consomem toda renda disponível. Como esses agentes não poupam parte de sua renda, suas decisões não são impactadas por mudanças na taxa de juros. Logo, a presença

desses agentes na economia reduz a eficácia de transmissão da política monetária. Consequentemente, aumentos na taxa de juros tem um menor impacto na atividade econômica. No modelo novo-Keynesiano canônico supõe-se que o agente representativo é Ricardiano, mas na realidade as economias são compostas pelos dois tipos de agentes. Bracco et al. (2021), por exemplo, estima que as economias desenvolvidas são compostas em média por 23% de agentes não-Ricardianos, enquanto esse percentual atinge 60% em países da América Latina.

Gali, López-Salido e Vallés (2004) investigam as consequências para a política monetária da presença de agentes não-Ricardianos na economia e mostram que a presença desses agentes aumenta a agressividade necessária da taxa de juros em resposta à inflação para evitar a ocorrência de múltiplos equilíbrios. Além disso, sob uma regra de taxa de juros *forward looking*, a presença de consumidores “da mão para a boca” pode tornar a condução da política monetária ainda mais complexa exigindo, em determinados casos, que a autoridade monetária siga uma regra passiva de taxa de juros, ou seja, que a taxa de juros nominal responda menos que um-para-um a mudanças na inflação. (GALI; LÓPEZ-SALIDO; VALLÉS, 2004)

Natvik (2009) analisa o tamanho do gasto governamental e como isso afeta a política monetária. De acordo com o estudo, quando o gasto público é elevado e complementar ao consumo privado, a volatilidade da renda disponível dos indivíduos é reduzida. Consequentemente, menor será o impacto de um aumento da taxa de juros sobre a demanda agregada. Para controlar a inflação sob essas circunstâncias, o Banco Central deve ter uma resposta muito mais agressiva do que de um para um. Assim, o consumo governamental pode tornar o Princípio de Taylor uma condição insuficiente para a determinação do equilíbrio (NATVIK, 2009). Segundo dados do Banco Mundial, o gasto final do governo brasileiro em proporção do PIB foi de 18,76% em 2024, acima da média de 15,92%.¹

Outra limitação central da Regra de Taylor está associada à participação nos mercados financeiros. Em ambientes nos quais apenas uma fração dos agentes tem acesso a ativos financeiros, a relação entre taxa de juros real e demanda agregada pode se enfraquecer ou mesmo se inverter. Nesses casos, aumentos da taxa de juros podem ter efeitos expansionistas sobre a atividade econômica, em contraste com a intuição padrão do modelo Novo-Keynesiano, conforme apontado por Bilbiie e Straub (2013).

A consequência direta é que regras monetárias “ativas”, no sentido tradicional, podem deixar de estabilizar a economia, enquanto políticas consideradas “passivas” podem, paradoxalmente, garantir determinação (BILBIIE; STRAUB, 2012). Esse resultado reforça a ideia de que o Princípio de Taylor não é um critério universal, mas

¹ Dados extraídos de: WORLD BANK. World Development Indicators: General government final consumption expenditure (% of GDP). Disponível em: <<https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators/Series/NE.CON.GOV.T.ZS#>>>. Acesso em: 12 dez. 2025

depende criticamente da estrutura financeira da economia.

Depois da crise financeira de 2008, a academia passou a discutir as chamadas medidas macroprudenciais, com o objetivo de analisar a sua eficácia em tornar o sistema financeiro mais robusto. Nesse sentido, Lewis e Roth (2018), analisa um modelo no qual a autoridade monetária tem como mandato o controle da inflação e a estabilidade do sistema financeiro. Nesse modelo, movimentos agressivos da taxa de juros podem deteriorar o balanços dos bancos, ao aumentar o custo de captação, tornando-os mais vulneráveis ao risco de *default* dos tomadores de empréstimos. A política monetária enfrenta um *trade-off* entre estabilizar inflação e preservar a estabilidade financeira. Segundo Lewis e Roth (2018), sob essas circunstâncias não está claro se a autoridade monetária deve seguir ou não o Princípio de Taylor, pois aumentar a taxa de juros mais do que um para um pode desestabilizar o sistema financeiro.

Por fim, grande parte dos trabalhos sobre determinação do nível de preços no modelo Novo-Keynesiano considera um estado estacionário com inflação zero. Entretanto, de acordo com Ascari e Ropele (2009) essa é uma condição empiricamente irrealista, pois a inflação de longo prazo dos Estados Unidos, por exemplo, teve uma média de 4,2% entre 1960 e 1998. Nesse sentido, o estudo investiga os impactos da inflação de longo prazo positiva sobre a região de determinação do modelo novo-Keynesiano.

Argumenta-se que a existência de inflação média diferente de zero no estado estacionário gera distorções de preços relativos, modificando a inclinação da curva de Phillips de longo prazo e encolhendo a região de determinação. Sob essa circunstância, a intuição econômica padrão de que o aumento da taxa de juros diminui a demanda agregada deixa de fazer sentido. O Princípio de Taylor se inverte e uma política monetária passiva é necessária para garantir equilíbrio. (ASCARI; ROPELE, 2009). Esse resultado é particularmente relevante do ponto de vista empírico, uma vez que a maioria das economias opera com taxas de inflação médias positivas, ainda que moderadas, como a própria economia brasileira.

Em conjunto, esses resultados indicam que a Regra de Taylor, embora útil como referência analítica e empírica, não constitui uma descrição estruturalmente robusta da política monetária. Seu desempenho depende de um conjunto de hipóteses sobre expectativas, homogeneidade dos agentes econômicos, participação em mercados financeiros e inflação de tendência que dificilmente são satisfeitas simultaneamente em economias reais.

Essa constatação motiva a consideração de regras monetárias alternativas, em particular das chamadas regras de taxa real, como a proposta por Holden (2024) e que será analisada o longo deste trabalho. Ao especificar diretamente a trajetória da taxa de juros nominal de modo a garantir a estabilidade da taxa de juros real observada na negociação de títulos financeiros, essas regras buscam tornar a execução da política

monetária menos dependente de hipóteses restritivas e estimação de variáveis não observáveis.

Dessa forma, antes de passar para a análise de em quais condições estruturais uma regra de política monetária real é capaz de ancorar expectativas, estabilizar a inflação e garantir a unicidade do equilíbrio macroeconômico, é importante definir e exemplificar regras de taxa de juro real. Esse é o objetivo do próximo capítulo.

4 OUTRAS REGRAS DE TAXA DE JUROS REAIS

A literatura sobre regras monetárias tem sido historicamente dominada por formulações como a Regra de Taylor e seus desdobramentos, bem pelo Princípio de Taylor para a determinação e unicidade do equilíbrio. No entanto, uma série de contribuições mais recentes tem chamado a atenção para o papel central desempenhado pela taxa de juros real na ancoragem do nível de preços. Nesse contexto, diversos trabalhos passaram a explorar regras alternativas que incorporam explicitamente a taxa de juros real como instrumento ou âncora da política monetária. Este capítulo revisa e discute essas contribuições, como uma forma de introduzir o conceito para a posterior explicação da taxa real proposta por Holden (2024).

Uma regra de taxa de juros real é uma regra de política monetária na qual a autoridade monetária utiliza, de forma explícita, a taxa de juros real observada no mercado de títulos como elemento central na determinação da taxa nominal de curto prazo. Diferentemente das regras tradicionais, que dependem de variáveis não observadas como a taxa natural de juros e o hiato do produto, uma regra de taxa real explora diretamente a identidade de Fisher como principal mecanismo de ancoragem nominal.

Essa identidade explora a relação entre as taxas de juros nominal e real, e a inflação esperada, tendo origem nos argumentos desenvolvidos em Fisher (1930). A ideia central dessa identidade é que na ausência de oportunidades sistemáticas de arbitragem, o retorno esperado dos títulos nominais e reais devem ser iguais. Na classe de regras que exploram essa identidade, a política monetária não depende diretamente da validade da curva de Phillips ou da existência de uma equação de Euler agregada, uma vez que, para esse tipo de modelo, a determinação da inflação ocorre fundamentalmente por meio da compatibilização entre taxas nominais e reais, a partir das expectativas de inflação dos agentes econômicos que transacionam no mercado de títulos públicos.

Em contraste, como foi explicitado anteriormente, a Regra de Taylor é formulada em termos da resposta da taxa nominal à inflação e à atividade econômica, sendo sua capacidade de garantir unicidade do equilíbrio condicionada ao atendimento do Princípio de Taylor e a hipóteses específicas sobre a estrutura do modelo. Assim, enquanto a Regra de Taylor ancora a economia por meio de respostas agressivas a desvios de inflação para reduzir o hiato do produto, regras de taxa de juros real buscam ancorar expectativas de inflação de forma mais direta, através da inflação implícita obtida na negociação de títulos públicos pelo mercado, reduzindo a dependência da política monetária em relação às demais equações comportamentais presentes no modelo Novo-Keynesiano padrão e da estimação de variáveis não observáveis.

Uma primeira linha de trabalhos destaca que a unicidade do equilíbrio não depende apenas da agressividade da resposta da taxa de juros, mas também da

variável nominal efetivamente ancorada pela política monetária. Nesse contexto, Adão, Correia e Teles (2011) demonstram que regras de juros baseadas no nível de preços, em vez da inflação corrente, são capazes de implementar equilíbrios globais únicos em modelos monetários padrão.

Diferentemente da literatura de determinação local, mostra-se que regras convencionais, inclusive versões *forward-looking* da Regra de Taylor, podem garantir unicidade apenas em um entorno do estado estacionário, coexistindo com equilíbrios globais alternativos. Ao responder diretamente ao nível esperado de preços, as regras analisadas eliminam trajetórias explosivas e equilibram o sistema de forma global.

A regra de política monetária proposta por Adão, Correia e Teles (2011) consiste em uma regra de taxa de juros formulada em termos do nível de preços esperado, em contraste com as regras convencionais baseadas na inflação. A regra de política monetária proposta assume a seguinte forma:

$$\hat{i}_t = \hat{r}_t + \varphi \mathbb{E}_t \hat{P}_{t+1} - \hat{\xi}_t, \quad (11)$$

em $\hat{\xi}_t$ é um processo exógeno e φ representa o coeficiente de resposta ao nível de preços. Para analisar suas implicações para a determinação nominal, considere a equação de Fisher linearizada:

$$\hat{i}_t = \hat{r}_t + \mathbb{E}_t \hat{P}_{t+1} - \hat{P}_t \quad (12)$$

Substituindo a regra de política monetária na equação de Fisher, obtém-se a seguinte equação dinâmica para o nível de preços:

$$(1 - \varphi) \mathbb{E}_t \hat{P}_{t+1} = \hat{P}_t - \hat{\xi}_t \quad (13)$$

Para $\varphi < 1$, a política monetária ainda deixa o nível de preços determinado por uma equação que depende de expectativas futuras. Embora essa equação possua uma trajetória localmente estável em torno do estado estacionário, ela também admite múltiplas trajetórias alternativas, de modo que a unicidade do equilíbrio é apenas local, não global. No caso crítico em que $\varphi = 1$, entretanto, o termo associado às expectativas desaparece:

$$\hat{P}_t = \hat{\xi}_t \quad (14)$$

Como consequência, o nível de preços passa a ser determinado diretamente pela política monetária em cada período, eliminando o papel associado às expectativas e garantindo unicidade global do equilíbrio. Pode-se, no entanto, interpretar uma diferença central entre a regra proposta por Adão, Correia e Teles (2011) e a regra de taxa real desenvolvida por Holden (2024). Enquanto a primeira é construída de modo a eliminar explicitamente a equação dinâmica de Fisher, removendo o papel das

expectativas como fonte de indeterminação nominal e fixando diretamente a âncora nominal do sistema, a segunda incorpora as expectativas de inflação como um insumo explícito da condução da política monetária, como será explicado com mais detalhes no próximo capítulo.

Na regra de Holden, as expectativas são utilizadas como guia para a definição da taxa de juros nominal consistente com a taxa de juros real observada no mercado de títulos, de modo que a determinação nominal decorre não da supressão da dinâmica intertemporal, mas de sua disciplina por meio de uma âncora real exógena. Outro ponto importante a ser mencionado, é que o artigo de Adão, Correia e Teles (2011) tem um caráter de contribuição teórica, mas não se preocupa com a implementação empírica, ao contrário das regras reais robustas propostas por Holden (2024).

Em Hall e Reis (2016) propõe-se um modelo no qual o Banco Central executa a política monetária através da remuneração das reservas bancárias. Nesse modelo, ao escolher o pagamento prometido sobre reservas, a autoridade monetária é capaz de determinar de forma global e única o nível de preços, independentemente de hipóteses usuais presentes na literatura, como nas regras do tipo Taylor ou de demanda por moeda. O mecanismo de determinação decorre exclusivamente de condições de não-arbitragem nos mercados financeiros.

O ponto de partida é um modelo mínimo de precificação de ativos, no qual reservas bancárias são tratadas como um passivo nominal de curto prazo do Banco Central, denominado na unidade de conta da economia. Por construção institucional, uma unidade de reserva custa exatamente uma unidade monetária no período corrente, de modo que seu valor real é dado por $\frac{1}{p_t}$ em que p_t denota o nível geral de preços. Assume-se a ausência de oportunidades de arbitragem, de modo que todos os ativos financeiros seguros devem render o mesmo retorno real em equilíbrio. O fator estocástico de desconto $m_{t,t+1}$ dá o valor real de qualquer *pay-off* futuro:

$$\mathbb{E}_t(m_{t,t+1}y_{t+1}) \quad (15)$$

O Banco Central observa o preço de dois ativos: um título real e um título nominal. O retorno real de um título real que paga uma unidade de produto ou poder de compra real é:

$$\frac{1}{1+r_t} = \mathbb{E}_t(m_{t,t+1}), \quad (16)$$

enquanto o retorno de um título nominal que paga uma unidade monetária no período seguinte é dado por:

$$\frac{1}{1+i_t} = \mathbb{E}_t\left(m_{t,t+1} \frac{p_t}{p_{t+1}}\right) \quad (17)$$

A hipótese de não arbitragem estabelece que o retorno real de uma unidade de reservas seja igual ao retorno real de outros instrumentos financeiros seguros de um período. Esse princípio também implica a igualdade entre as taxas nominais de juros pagas sobre reservas e aquelas pagas sobre outros instrumentos nominais seguros de um período.

As reservas, por sua vez, são remuneradas pelo Banco Central segundo um processo de política monetária. A autoridade monetária anuncia no período t que cada unidade de reserva renderá $1 + x_t$ unidades de consumo no período $t + 1$. O retorno real de uma unidade de reserva é, portanto:

$$(1 + x_t)p_t \quad (18)$$

A condição de não-arbitragem exige que esse retorno iguale o retorno real de mercado:

$$(1 + x_t)p_t = 1 + r_t \quad (19)$$

Supondo preços flexíveis, essa equação implica que o nível de preços é determinado por:

$$p_t = \frac{1 + r_t}{1 + x_t}. \quad (20)$$

Assim, ao escolher x_t , o Banco Central fixa diretamente o nível de preços compatível com o equilíbrio financeiro. Em particular, se a autoridade monetária deseja implementar um alvo de preços p_t^* , basta definir o pagamento sobre reservas como:

$$1 + x_t = \frac{1 + r_t}{p_t^*}, \quad (21)$$

Igualando as duas equações anteriores obtém-se $p_t = p_t^*$ como o único equilíbrio possível. O processo de pagamento real sobre as reservas bancárias ancora o nível de preços porque o mercado realiza trocas de modo a igualar o retorno das reservas à taxa de juros dos títulos reais, uma vez que são ativos de mesma classe, atingindo um equilíbrio no qual não haja arbitragem entre elas. O nível de preços funciona como o mecanismo de ajuste.

Intuitivamente, um regime de pagamento de juros sobre reservas funcionaria da seguinte forma nessa economia: o Banco Central anuncia sua meta para o nível de preços e promete um pagamento correspondente aos detentores de reservas. Em um dado período, caso o nível de preços corrente esteja acima da meta, surge um diferencial positivo entre o retorno das reservas e o retorno real de outros ativos.

Investidores e consumidores passam, então, a substituir consumo presente por reservas. Essa mudança reduz a demanda por bens, levando as firmas a cortar preços. O nível de preços diminui e a economia converge para o equilíbrio na meta anunciada. Todo esse processo ocorre instantaneamente.

Assim, apenas o nível de preços que iguala o retorno real das reservas ao retorno real de mercado é compatível com equilíbrio financeiro, ilustrando como o pagamento prometido sobre reservas gera forças de arbitragem que tornam o nível de preços globalmente determinado. Para mostrar que esse mecanismo não depende de hipóteses extremas sobre flexibilidade de preços, Hall e Reis (2016) incorporam o processo de pagamento sobre reservas a um modelo de equilíbrio geral com rigidez nominal.

A conclusão é a mesma, isto é, a questão de determinação consiste em verificar se existe um único par de processos $\{p_t, y_t\}$ que satisfaça simultaneamente as três equações do modelo. Combinando as duas últimas equações, segue-se imediatamente que $p_t = p_t^*$. A primeira equação, por sua vez, determina de forma única o nível de produto y_t .

Nesse modelo de mercados financeiros baseado em consumo, o agente representativo realoca sua poupança entre os três ativos disponíveis até que não subsistam oportunidades de arbitragem. Essa realocação de portfólio é o mecanismo que induz o ajuste dos preços: se o preço de um ativo estiver excessivamente alto em relação às reservas, o consumidor desejará transferir toda a sua poupança para fora desse ativo, fazendo com que seu preço se ajuste para baixo.

Por fim, Cochrane (2017), antecipa de forma informal a lógica central formalizada em Holden (2024). Cochrane parte da identidade de Fisher para defender que a política monetária pode ancorar as expectativas de inflação ao controlar diretamente o diferencial entre títulos nominais e indexados à inflação, isto é, a inflação implícita de mercado. A proposta de “mirar o spread” equivale, em termos analíticos, a tratar a inflação implícita como a variável a ser disciplinada pela autoridade monetária, em vez de responder diretamente à inflação corrente ou ao hiato do produto.

Assim, esse texto pode ser visto como uma formulação intuitiva e exploratória da mesma ideia que Holden (2024) consolida teoricamente e testa empiricamente: a possibilidade de conduzir a política monetária disciplinando expectativas de inflação via mercados de títulos. Entretanto, Cochrane (2017) representa apenas um esboço da ideia de se utilizar a inflação implícita como um guia da política monetária, sem apresentar a formalização da regra de taxa real robusta e nem a sua corroboração empírica através da análise dos dados.

Em conjunto, as contribuições revisadas neste capítulo avançam na literatura de regras de taxa de juros real, mas ainda de forma incipiente, alguns com pouca formalização enquanto outros com baixa aplicação empírica. Embora algumas dessas contribuições apontem caminhos alternativos, como regras baseadas no nível de preços ou no controle da remuneração de reservas, poucas propõem de maneira explícita e sistemática uma regra de política monetária fundada diretamente na taxa de juros real observada nos mercados financeiros.

Nesse sentido, permanece em aberto a questão de como operacionalizar uma regra de taxa real que seja, ao mesmo tempo, teoricamente bem fundamentada, robusta e empiricamente testável. É precisamente essa lacuna que motiva o próximo capítulo, no qual se apresenta e analisa em detalhe a regra de taxa de juros real proposta por Holden (2024), bem como suas implicações para a determinação da inflação e para a condução prática da política monetária.

5 A REGRA DE TAXA DE JUROS REAL PROPOSTA

Holden (2024) propõe uma família de regras de taxas de juros reais para lidar com as limitações associadas à Regra de Taylor. Para que esse tipo de regra possa ser operacional, é necessário que a economia possua mercados líquidos tanto para títulos nominais quanto para títulos indexados à inflação, de modo que a taxa de juros real possa ser observada a partir dos preços de mercado. Essa condição é satisfeita em economias como os Estados Unidos e o Brasil. No caso brasileiro, desde o período de hiperinflação da década de 1980, o mercado financeiro brasileiro criou alternativas para proteger os investidores contra variações nos preços, entre as quais se destacam as NTN-B's. De forma análoga, nos Estados Unidos existem os títulos conhecidos como *Treasury Inflation Protected Securities* (TIPS).

A relação entre a taxa de juros nominal, a taxa de juros real e a inflação esperada, conhecida na literatura como Identidade de Fisher, tem origem nos argumentos desenvolvidos em Fisher (1930). A ideia central dessa identidade é que na ausência de oportunidades sistemáticas de arbitragem, o retorno esperado dos títulos nominais e reais devem ser iguais. Na formulação moderna dessa relação, amplamente utilizada em modelos macroeconômicos com expectativas racionais, a taxa de juros nominal pode ser escrita como a soma da taxa de juros real e da expectativa de inflação:

$$\dot{i}_t = r_t + \mathbb{E}_t[\pi_{t+1}] \quad (22)$$

Para fins analíticos, abstraem-se inicialmente prêmios de risco, prazo e liquidez, que podem gerar desvios na Identidade de Fisher. Em uma seção posterior do presente trabalho, serão analisados esses prêmios e o seu impacto sobre a Regra de Taxa de Juros Real proposta. Assume-se que o Banco Central observa os mercados de títulos nominais e reais, e intervém nesses mercados para definir uma taxa de juros nominal que seja compatível com uma regra de taxa real. Em particular, considere-se a seguinte regra de política monetária baseada no juro real do mercado de títulos:

$$\dot{i}_t = r_t + \varphi \pi_t \quad (23)$$

Com $\varphi > 1$, em consonância com o Princípio de Taylor. Combinando essa regra com a equação de Fisher, obtém-se a seguinte relação para as expectativas de inflação:

$$\mathbb{E}_t[\pi_{t+1}] = \varphi \pi_t \quad (24)$$

Sob expectativas racionais, a inflação realizada no período $t + 1$ coincide com a inflação esperada, de modo que a dinâmica da inflação pode ser escrita como: $\mathbb{E}_t[\pi_{t+1}] = \pi_{t+1} = \varphi \pi_t$. Iterando essa expressão ao longo do tempo, obtém-se que:

$$\pi_{t+k} = \varphi^k \pi_t \quad (25)$$

Dado que $\varphi > 1$, para que a inflação não apresente comportamento explosivo é necessário que $\pi_t = 0$, o que implica uma trajetória única e estável para a inflação. Esse resultado ilustra como, sob uma regra de taxa de juros real com $\varphi_\pi > 1$, a inflação é determinada de forma unívoca, independentemente de outras equações comportamentais do modelo.

Um aspecto central enfatizado por Holden (2024), é que regras de taxa de juros real são particularmente robustas porque não dependem da validade de uma equação de Euler agregada ou de uma Curva IS para garantir a determinação do equilíbrio. Consequentemente, o Banco Central não precisa estimar variáveis não observáveis, como o hiato do produto e a taxa natural de juros, cuja mensuração é objeto de intenso debate na literatura e está sujeita a erros significativos. Para que a identidade de Fisher se mantenha, é necessário apenas que dois agentes racionais realizem trocas no mercado de títulos, nos quais oportunidades de arbitragem são rapidamente eliminadas.

Mesmo a informação completa não é necessária, pois conforme apontado por Hellwig (1980), em mercados com muitos agentes e múltiplas fontes independentes de informação, os preços de equilíbrio incorporam apenas os componentes informacionais que são comuns a um número suficientemente grande de participantes. Informações idiossincráticas, não compartilhadas, tendem a ser filtradas como ruído e não afetam os preços. Esse resultado sugere que os preços de mercado funcionam como eficientes agregadores de informação, mesmo quando os agentes individuais possuem informações incompletas ou heterogêneas.

Por consequência, as únicas expectativas que importam para a Regra de Taxa Real proposta por Holden (2024), são as expectativas dos participantes do mercado de títulos, pois é mais plausível assumir que os mercados financeiros levam à consistência dos preços do que assumir a racionalidade dos agentes de forma mais ampla. Dessa forma, a política monetária se ancora em expectativas formadas nos mercados financeiros, em vez de depender da racionalidade generalizada dos agentes da economia.

Como essa classe de regras confere à autoridade monetária um elevado grau de controle sobre a dinâmica inflacionária, a responsabilidade pelo nível de preços recai diretamente sobre o Banco Central. Nesse contexto, desvios persistentes da inflação em relação à meta refletem uma postura insuficientemente agressiva da política monetária, que não foi consistente com a preservação da taxa de juros real relevante para a economia.

5.1 METAS DE INFLAÇÃO

Usualmente, os Bancos Centrais conduzem a política monetária a partir de uma meta de inflação com o objetivo de guiar suas tomadas de decisão e ancorar as expectativas de mercado. No contexto norte-americano, o Federal Reserve não anuncia uma meta operacional explícita de inflação no curto prazo, limitando-se a comunicar um objetivo de longo prazo e projeções condicionais para inflação, atividade e juros no *Summary of Economic Projections*.

Essas projeções refletem a avaliação corrente dos formuladores de política sobre o estado da economia e sobre a condução considerada apropriada da política monetária, variando ao longo do tempo conforme novos choques e informações se materializam. Holden (2024) interpreta essas projeções como uma meta implícita de inflação de curto prazo, que pode ser formalizada como uma sequência $\{\pi_t^*\}$.

Ao permitir que essa meta varie no tempo, mostra-se que a política monetária pode acomodar choques de custos ou de demanda sem comprometer a determinação do equilíbrio, desde que a taxa nominal responda de forma mais do que proporcional aos desvios da inflação em relação a esse alvo operacional. Assim, metas de inflação variantes no tempo, apresentadas por Holden (2024), permitem à autoridade monetária implementar uma trajetória desejada de inflação de forma determinística e robusta.

No Brasil, diferentemente do caso norte-americano, o Banco Central opera sob um regime formal de metas de inflação, no qual o alvo é explicitamente anunciado com antecedência pelo Conselho Monetário Nacional. Conforme explicado anteriormente, atualmente o Banco Central segue um regime de meta contínua de inflação, fixada em 3% a.a. Dessa forma, mesmo que não varie mensalmente como as projeções do *Summary of Economic Projections*, essa meta funciona como a variável π_t^* do modelo, conforme será explicado adiante.

Considerando as metas de inflação, a Regra de Taxa Real se torna:

$$\dot{i}_t = r_t + \mathbb{E}_t \pi_{t+1}^* + \varphi(\pi_t - \pi_t^*) \quad (26)$$

Combinando a equação anterior com a Equação de Fisher (22):

$$\mathbb{E}_t(\pi_{t+1} - \pi_{t+1}^*) = \varphi(\pi_t - \pi_t^*) \quad (27)$$

Iterando ao longo do tempo, chega-se em:

$$\mathbb{E}_t(\pi_{t+k} - \pi_{t+k}^*) = \varphi^k(\pi_t - \pi_t^*) \quad (28)$$

Como $\varphi > 1$, para que não haja explosão o termo $(\pi_t - \pi_t^*)$ deve ser igual a zero. Logo, há uma solução única não explosiva apenas se $\pi_t = \pi_t^*$, para todo t , ou seja, a única trajetória possível é a inflação ser igual à meta em todos os períodos. Assim, um Banco Central que segue uma regra de taxa real com meta de inflação como a

exposta acima, consegue determinar a trajetória para a inflação e implementar uma política ótima.

5.2 CHOQUES DE POLÍTICA MONETÁRIA

É possível estender a regra de taxa de juros real apresentada anteriormente pela introdução de um choque de política monetária, ζ_t , de modo que a regra de taxa de juros passe a ser dada por:

$$i_t = r_t + \varphi\pi_t + \zeta_t \quad (29)$$

Uma fonte para choques de política monetária decorre da informação imperfeita enfrentada pelo Banco Central. Caso a autoridade monetária não observe perfeitamente a inflação corrente, a taxa de juros é definida como $i_t = r_t + \varphi\tilde{\pi}_t + \zeta_t$, sendo $\tilde{\pi}_t$ o sinal sobre a inflação, ou seja, o que o Banco Central acredita ser a inflação verdadeira. Nesse caso, a taxa de juros efetivamente implementada difere daquela prescrita pela regra baseada na inflação verdadeira, gerando variações exógenas na condução da política monetária que podem ser interpretadas como choques monetários.

Combinando essa regra com a Equação de Fisher, obtém-se a seguinte equação para a dinâmica das expectativas de inflação:

$$\mathbb{E}_t\pi_{t+1} = \varphi\pi_t + \zeta_t \quad (30)$$

Supondo que o choque de política monetária siga um processo autorregressivo de primeira ordem, com $\rho \in (-1, 1)$, e que $\varphi > 1$, essa equação admite uma solução única e estável para a inflação, dada por:

$$\pi_t = -\frac{1}{\varphi - \rho}\zeta_t, \quad (31)$$

obtida pelo método dos coeficientes indeterminados, conjecturando uma solução linear da inflação em função do choque monetário e impondo a condição de não-explosão. Esse resultado implica que um choque contracionista de política monetária, isto é, um aumento exógeno de ζ_t , leva a uma redução da inflação, como esperado. Mais importante, a inflação passa a ser completamente determinada pelos choques de política monetária, e o equilíbrio é único e não explosivo, desde que a resposta do Banco Central à inflação seja suficientemente agressiva. Também é possível notar que quanto maior o $\varphi\pi$, menos volátil será a inflação, pois:

$$\text{Var}[\pi_t] = \frac{\text{Var}[\zeta_t]}{(\varphi - \rho)^2} \quad (32)$$

O que também reduz o impacto dos choques monetários. Esse resultado é obtido sem recorrer a uma curva IS ou a uma curva de Phillips: a dinâmica inflacionária

é completamente determinada pela interação entre a regra de taxa de juros real e a identidade de Fisher.

5.3 DESVIOS NA EQUAÇÃO DE FISHER

Uma questão relevante é como as regras de taxa de juros real se comportam quando a identidade de Fisher não se verifica de forma exata. Um exemplo natural de tais desvios decorre da existência de prêmios associados aos títulos públicos, como prêmios de risco, liquidez e vencimento, que geram diferenças sistemáticas entre taxas nominais, taxas reais e expectativas de inflação. Conforme argumentado por Holden (2024), mesmo na presença de desvios endógenos em relação à identidade de Fisher, as propriedades de robustez associadas às regras de taxa real são preservadas.

Na presença desses desvios, a autoridade monetária deixa de ser capaz de garantir inflação exatamente igual a zero em todos os períodos. No entanto, desde que a resposta do Banco Central à inflação seja suficientemente agressiva, a política monetária é capaz de assegurar que tanto a média quanto a variância da inflação sejam arbitrariamente próximas de zero.

Para formalizar esse argumento, considere a Equação de Fisher com um termo adicional v_t , que captura esses desvios endógenos:

$$i_t = r_t + \mathbb{E}_t \pi_{t+1} + v_t. \quad (33)$$

Combinando essa equação com a regra de taxa de juro real, obtém-se:

$$\mathbb{E}_t \pi_{t+1} + v_t = \varphi \pi_t \quad (34)$$

Iterando essa expressão para frente:

$$\pi_t = \mathbb{E}_t \sum_{k=0}^{K-1} \varphi^{-k-1} v_{t+k} + \varphi^{-K} \mathbb{E}_t \pi_{t+K}. \quad (35)$$

Selecionando o equilíbrio estacionário (ou não explosivo) para a inflação, impõe-se a condição:

$$\lim_{K \rightarrow \infty} \varphi^{-K} \mathbb{E}_t \pi_{t+K} = 0, \quad (36)$$

de modo que a inflação pode ser representada como o valor presente descontado dos desvios endógenos em relação à Identidade de Fisher:

$$\pi_t = \mathbb{E}_t \sum_{k=0}^{\infty} \varphi^{-k-1} v_{t+k}. \quad (37)$$

Portanto, na presença de $v_t \neq 0$, a autoridade monetária não é capaz de garantir inflação exatamente igual a zero em todos os períodos, pois a inflação necessariamente refletirá uma soma descontada desses termos ao longo do tempo. Entretanto,

Holden (2024) demonstra que, mesmo quando $v_t \neq 0$, é possível limitar a magnitude desses desvios. Em particular, suponha que existam constantes não negativas $\bar{\mu}_0, \bar{\mu}_1, \bar{\mu}_2$ e $\bar{\gamma}_0, \bar{\gamma}_1, \bar{\gamma}_2$ tais que os primeiros dois momentos de v_t sejam limitados por funções dos momentos da inflação:

$$|\mathbb{E}\pi_t| = \frac{|\mathbb{E}v_t|}{\varphi - 1} \leq \frac{\bar{\mu}_0 + \bar{\mu}_1 |\mathbb{E}\pi_t| + \bar{\mu}_2 \text{Var}(\pi_t)}{\varphi - 1} \quad (38)$$

$$\text{Var}(\pi_t) = \sum_{j=0}^{\infty} \sum_{k=0}^{\infty} \varphi^{-j-1} \varphi^{-k-1} \text{Cov}(\mathbb{E}_t v_{t+j}, \mathbb{E}_t v_{t+k}) \leq \frac{\bar{\gamma}_0 + \bar{\gamma}_1 |\mathbb{E}\pi_t| + \bar{\gamma}_2 \text{Var}(\pi_t)}{(\varphi - 1)^2} \quad (39)$$

Sob essas condições, para φ suficientemente elevado, a média e a variância da inflação satisfazem:

$$|\mathbb{E}\pi_t| = O\left(\frac{1}{\varphi}\right) \quad \text{e} \quad \text{Var}(\pi_t) = O\left(\frac{1}{\varphi^2}\right), \quad \varphi \rightarrow \infty. \quad (40)$$

Ou seja, para valores suficientemente elevados do parâmetro de reação da política monetária, tanto a média quanto a variância da inflação decaem, respectivamente, à ordem de $\frac{1}{\varphi}$ e $\frac{1}{\varphi^2}$. Portanto, embora desvios endógenos na identidade de Fisher impeçam a estabilização perfeita da inflação período a período, uma resposta suficientemente agressiva da autoridade monetária permite que tanto a média quanto a variância da inflação se tornem arbitrariamente próximas de zero. Em outras palavras, mesmo quando a identidade de Fisher é perturbada por prêmios financeiros ou outras fricções endógenas, a regra de taxa de juros real continua sendo eficaz para estabilizar a inflação e ancorar o lado nominal da economia.

5.4 IMPLEMENTAÇÃO PRÁTICA DAS REGRAS DE TAXAS REAIS

Esta seção descreve como a regra de taxa de juros real proposta por Holden (2024) pode ser implementada empiricamente pelos Bancos Centrais. As decisões de política monetária são tomadas com base na informação disponível naquele momento. Como a inflação observada é divulgada com defasagem, tanto o mercado quanto o Banco Central operam com informação defasada de um período.

No caso brasileiro, essa é a única defasagem relevante, uma vez que os títulos indexados à inflação (NTN-Bs) não apresentam defasagem contratual significativa na atualização de seus valores. Essa característica distingue favoravelmente o caso brasileiro do norte-americano, em que os títulos indexados (TIPS) incorporam inflação passada com atraso adicional.

Dado esse ambiente informacional, a relação entre taxas nominais, taxas reais e expectativas de inflação pode ser descrita por uma versão generalizada da equação

de Fisher, que incorpora prêmios financeiros associados a risco, liquidez e prazo:

$$i_{t|t-1} = r_{t|t-1} + \mathbb{E}_{t-1} \left[\frac{1}{T} \sum_{k=1}^T \pi_{t+k} \right] + v_{t|t-1}, \quad (41)$$

em que $i_{t|t-1}$ denota a taxa nominal de um título com maturidade T observada no período t com base na informação disponível em $t-1$, $r_{t|t-1}$ é a taxa real de títulos indexados de mesma maturidade, e $v_{t|t-1}$ representa prêmios financeiros (risco, liquidez e prazo) que geram desvios em relação à identidade de Fisher exata.

Em termos operacionais, a implementação de uma regra de taxa de juros real envolve a atuação direta do Banco Central nos mercados de títulos. A autoridade monetária deve observar continuamente a taxa real exigida nos títulos indexados à inflação. Dado esse conjunto de informações, o Banco Central ajusta a taxa nominal de curto prazo de modo a preservar um diferencial consistente entre a taxa nominal e a taxa real, seguindo a Equação de Fisher.

Assim, sempre que pressões inflacionárias elevam a inflação implícita, indicando uma desancoragem das expectativas, a autoridade monetária deve reagir aumentando a taxa de juros nominal, de forma a garantir que o diferencial $i_t - r_t$ permaneça alinhado com a taxa real exigida pelas condições estruturais da economia. Nesse arranjo, a política monetária atua disciplinando as expectativas de inflação por meio da relação de Fisher, sem depender de estimativas do hiato do produto ou de uma Curva de Phillips.

5.5 COMO TESTAR A IMPLEMENTAÇÃO PRÁTICA DAS REGRAS DE TAXAS REAIS

Com o objetivo de testar se a política monetária tem sido conduzida de uma forma condizente com a regra de taxa real, Holden (2024) propõe o seguinte modelo econométrico:

$$y_t = \theta x_t + \varepsilon_t \quad (42)$$

A variável y_t mede a variação da inflação implícita em relação à meta de inflação, descontando o efeito mecânico da inflação corrente sobre a inflação média futura e incorporando variações nos prêmios financeiros observados nos mercados de títulos, v_t . Dessa forma, y_t isola o componente de ajuste das expectativas de longo prazo que é central para a implementação empírica da regra de taxa de juros real robusta.

A expressão matemática de y_t é definida como:

$$y_t := \mathbb{E}_t \left[\frac{1}{T} \sum_{k=0}^{T-1} (\pi_{t+k} - \pi_{t+k}^*) \right] - \mathbb{E}_{t-1} \left[\frac{1}{T} \sum_{k=0}^{T-1} (\pi_{t-1+k} - \pi_{t-1+k}^*) \right] + (v_t - v_{t-1}) - \frac{1}{T} [(\pi_t - \pi_t^*) - (\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^*)] \quad (43)$$

O termo de correção mecânica, que é o último termo da expressão, remove o impacto puramente aritmético da inflação corrente sobre a média esperada de inflação futura. Sem essa correção, parte da variação de y_t refletiria apenas a entrada de π_t na média, mesmo que as expectativas de longo prazo permanecessem inalteradas.

Como variável explicativa, considera-se:

$$X_t = \pi_t - \pi_t^* \quad (44)$$

Sendo π_t a inflação observada e π_t^* a meta oficial de inflação. Esse termo captura a pressão inflacionária contemporânea enfrentada pela autoridade monetária. A implicação empírica central da regra de taxa real robusta é que aumentos da inflação corrente em relação à meta não devem levar à desancoragem das expectativas de longo prazo, desde que a política monetária seja percebida como suficientemente agressiva.

Já o coeficiente θ mede o grau de resposta da inflação implícita à desvios da inflação corrente. Um coeficiente $\theta > 0$, indica que a política monetária é ativa e, por isso, aumentos da inflação corrente estão associados a um ajuste estabilizador das expectativas de longo prazo. Assim, esse resultado é consistente com a interpretação de que o mercado antecipa uma reação da autoridade monetária suficiente para preservar a taxa de juros real relevante para a economia.

Esse modelo constitui a base do exercício econométrico apresentado na seção seguinte. Ele captura diretamente o mecanismo central enfatizado por Holden (2024), de que a ancoragem da economia ocorre por meio da disciplina da inflação implícita e da identidade de Fisher, independentemente de hipóteses sobre hiato do produto, rigidez de preços ou equações sobre o comportamento dos consumidores.

5.6 O TESTE PARA A ECONOMIA AMERICANA

A análise empírica desenvolvida por Holden (2024) tem como objetivo avaliar se o comportamento efetivo da política monetária norte-americana é compatível com a regra de taxa de juros real robusta derivada no modelo teórico. Mais especificamente, o autor investiga se o Federal Reserve reage sistematicamente aos desvios da inflação em relação à sua meta de modo a disciplinar as expectativas de inflação de longo prazo incorporadas nos preços dos títulos públicos.

Empiricamente, Holden (2024) utiliza taxas nominais e reais de cinco anos, obtidas através das Treasuries e Treasury Inflation-Protected Securities (TIPS), respectivamente, para extrair a inflação implícita de longo prazo. A escolha dessa maturidade apresenta duas vantagens importantes. Em primeiro lugar, essas taxas não são diretamente afetadas pelo limite inferior que restringiu a taxa básica de juros após a crise financeira de 2008. Em segundo lugar, horizontes mais longos fornecem uma medida

mais estável das expectativas de inflação, reduzindo a influência de ruídos de curto prazo.

Conforme foi mencionado anteriormente, a autoridade monetária americana não atua sob um sistema explícito de metas de inflação. Para contornar essa situação, Holden (2024) utiliza as projeções de membros do FED mostradas no *Summary of Economics Projections* para construir uma série de metas de inflação variantes no tempo, o que corresponde à variável π^* usado no modelo. Os dados utilizados para a análise vão do último trimestre de 2008 ao segundo trimestre de 2023.

A implicação empírica central do modelo é direta: se a política monetária for compatível com a regra de taxa real robusta, espera-se θ positivo e estatisticamente significativo. As estimativas por Mínimos Quadrados Ordinários do modelo apresentado em (42) produziram um valor de $\theta \approx 0,033$, com um p-valor robusto a heterocedasticidade e autocorrelação (HAC) de 0,002 para o teste da hipótese nula $\theta = 0$. Esse resultado permite rejeitar, ao nível de 1% de significância, a hipótese de que a política monetária seja passiva no sentido do modelo.

Entretanto, a estimação direta da relação entre a variação da inflação implícita e o *gap* de inflação pode enfrentar um problema de endogeneidade. Isso ocorre porque choques de política monetária presentes no termo de erro afetam diretamente a inflação observada, gerando correlação entre o regressor e o termo de erro da regressão. Assim, a condição de exogeneidade estrita é violada, e comprometendo a interpretação das estatísticas de teste do parâmetro θ . Dessa forma, a identificação adequada da relação entre a inflação implícita e inflação corrente requer o uso de variáveis instrumentais que tenham relação estatística com o *gap* de inflação e a variável dependente, mas que permaneçam ortogonais aos componentes do termo de erro.

Dessa forma, Holden (2024) utiliza uma variável instrumental baseada em choques informacionais associados ao mercado internacional de petróleo. Em particular, foram utilizados choques causados por notícias sobre a oferta de petróleo, propostos por Känzig (2021), que capturam variações inesperadas nos preços da *commodity* decorrentes de anúncios da OPEP, identificadas a partir de movimentos de alta frequência nos contratos futuros. Esses choques afetam diretamente as expectativas de inflação mas são plausivelmente exógenos à condução da política monetária, satisfazendo simultaneamente as condições de relevância e exogeneidade do instrumento.

Os resultados obtidos por meio de variáveis instrumentais reforçam as conclusões da estimação por Mínimos Quadrados Ordinários. O valor estimado de θ permanece positivo e estatisticamente significativo, permitindo rejeitar com elevada confiança a hipótese de política monetária passiva. Além disso, o modelo explica parcela substancial da variância da inflação implícita e dos retornos dos títulos de longo prazo, indicando que a regra de taxa real robusta oferece uma descrição empiricamente adequada do comportamento do Federal Reserve no período analisado.

6 O TESTE PARA A ECONOMIA BRASILEIRA

6.1 ESTIMANDO AS CURVAS DE JUROS NOMINAL E REAL

Para realizar o teste empírico proposto por Holden (2024) é necessário estimar as curvas de juro nominal e real da economia brasileira, com o objetivo de calcular a inflação implícita, uma vez que essa é uma variável chave do modelo. Os dados relativos aos títulos públicos brasileiros foram obtidos a partir da plataforma da ANBIMA (Associação Brasileira das Entidades dos Mercados Financeiro e de Capitais) e cobrem o período de janeiro de 2006 a dezembro de 2024. Esse período foi escolhido porque a maior parte das emissões de títulos reais ocorreu a partir de 2006. Para a construção da curva de juros real, foram utilizados os títulos indexados à inflação, as NTN-B's, enquanto a curva de juros nominal foi estimada com base nas Letras do Tesouro Nacional (LTN's).

A estimação das curvas foi realizada por meio do modelo proposto por Svensson (1994), amplamente utilizado na literatura empírica e por instituições oficiais para a interpolação da estrutura a termo das taxas de juros. Esse modelo consiste em uma extensão do modelo de Nelson e Siegel (1987), que permite representar a curva de juros de forma flexível a partir de componentes associados ao nível, à inclinação e a múltiplas curvaturas, capturando adequadamente a dinâmica das taxas ao longo das maturidades. O modelo inclui um termo constante, que representa a taxa de juros de longo prazo, um componente exponencial decrescente, que representa a inclinação da curva de juros e dois termos para a curvatura, cada um com seu parâmetro de decaimento.

Formalmente, o modelo de Svensson especifica a taxa zero-cupom para uma maturidade τ como:

$$y(\tau) = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{1 - e^{-\lambda\tau}}{\lambda\tau} \right) + \beta_2 \left(\frac{1 - e^{-\lambda\tau}}{\lambda\tau} - e^{-\lambda\tau} \right) + \beta_3 \left(\frac{1 - e^{-\lambda_2\tau}}{\lambda_2\tau} - e^{-\lambda_2\tau} \right), \quad (45)$$

em que $y(\tau)$ denota a taxa de juros zero-cupom associada à maturidade τ . O parâmetro β_0 representa o nível de longo prazo da curva de juros, enquanto β_1 está associado à sua inclinação. Os parâmetros β_2 e β_3 capturam componentes adicionais de curvatura, permitindo maior flexibilidade no ajuste da estrutura a termo. Os parâmetros λ e λ_2 controlam a velocidade de decaimento exponencial dos termos e determinam a localização das inflexões ao longo da curva.

A aplicação desse procedimento aos dados de títulos nominais e indexados possibilita a obtenção de curvas de juros zero-cupom consistentes para ambos os segmentos do mercado. Essas curvas constituem a base empírica para o cálculo da inflação implícita utilizada na estimação da regra de taxa de juros real para a economia brasileira.

Através desse método, foi possível estimar, para cada data da amostra, a estrutura a termo das taxas de juros nominais e reais. Seguindo Holden (2024), a análise concentra-se nas taxas zero-cupom com maturidade de 5 anos. A partir dessas taxas, foi calculada a inflação implícita para a mesma maturidade. Exemplos da Estrutura a Termo da Taxa de Juros Nominal podem ser encontrados abaixo:

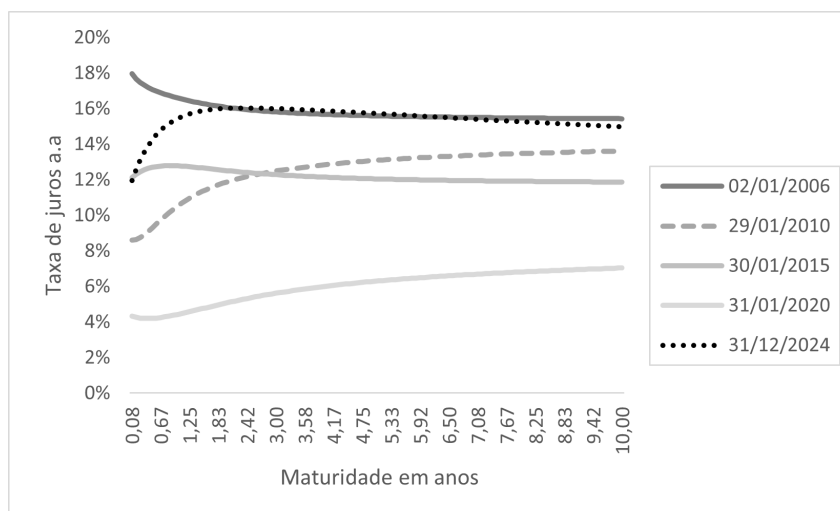


Figura 1 – Estrutura a Termo da Taxa de Juros Nominal
Fonte: Elaboração própria.

No modelo proposto por Holden (2024), a inflação implícita extraída das curvas de juros nominal e real desempenha um papel central por constituir o principal canal por meio do qual a política monetária afeta o comportamento intertemporal da economia no contexto de uma regra de taxa de juros real. Abaixo, seguem as séries temporais das taxas de juros real e nominal para a maturidade de 5 anos e a inflação implícita calculada a partir delas.

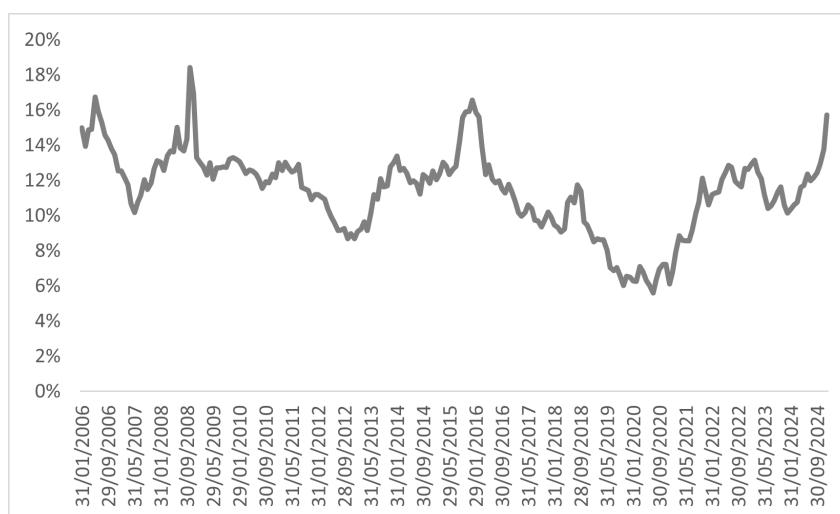


Figura 2 – Série temporal da taxa zero-cupom nominal com maturidade de 60 meses
Fonte: Elaboração própria.



Figura 3 – Série temporal da taxa zero-cupom real com maturidade de 60 meses
Fonte: Elaboração própria.

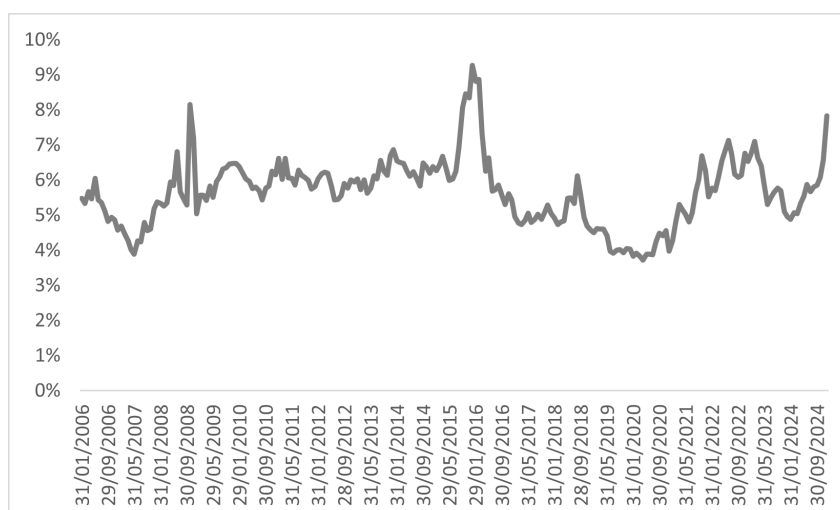


Figura 4 – Série temporal da inflação implícita de 5 anos
Fonte: Elaboração própria.

6.2 ESTIMAÇÃO POR MÍNIMOS QUADRADOS ORDINÁRIOS

Esta seção apresenta a implementação empírica do teste proposto por Holden (2024) para a economia brasileira. O objetivo é avaliar se o comportamento observado das expectativas de inflação de longo prazo no Brasil é compatível com a lógica de uma regra de taxa de juros real, isto é, se choques inflacionários contemporâneos são acompanhados por ajustes estabilizadores nas expectativas embutidas nos preços dos ativos financeiros.

Seguindo a metodologia de Holden (2024), o teste baseia-se em estimar o θ da equação (42) e analisar o seu sinal e sua significância estatística. Ao realizar esse procedimento, será possível verificar se a política monetária pode ser considerada ativa ou passiva de acordo com a regra de taxa de juros real. Caso seja ativa, isso significa que diante de pressões inflacionárias de curto prazo, o mercado antecipa uma reação

suficientemente agressiva da autoridade monetária, de modo a preservar a taxa de juros real relevante para a economia e impedir a desancoragem das expectativas de inflação.

As séries utilizadas nesse exercício, para a construção das variáveis y_t e x_t do modelo (42) são a série de inflação implícita calculada na seção anterior, a meta de inflação oficial do Banco Central do Brasil e a taxa de inflação do período analisado. Essa foi calculada de forma composta a partir da série mensal do IPCA (Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo) fornecida pelo IBGE.

As estimações indicam um coeficiente $\theta = 0,005$, com erro-padrão de 0.011, de modo que o efeito estimado é estatisticamente não significativo aos níveis usuais de significância. Esse resultado sugere que, na amostra considerada, variações da inflação observada em relação à meta não estão associadas a um ajuste das expectativas de inflação de longo prazo.

Tabela 1 – Estimação da Regra de Taxa de Juros Real

Regressão	N	θ	$EP(\theta)$	t	p -valor	R^2
Modelo de Taxas de Juro Real	227	0.005	0.011	0.482	0.63	0.001

Em outras palavras, nessa primeira análise, os dados não fornecem evidência empírica robusta de que a política monetária no Brasil tenha sido conduzida de acordo com uma regra de taxa de juros real nos termos propostos por Holden (2024). Assim, a estimação por Mínimos Quadrados Ordinários sugere que, ao menos nessa primeira análise, a condução da política monetária no Brasil permanece mais bem descrita por outras regras de ajuste da taxa nominal.

6.3 ESTIMAÇÃO USANDO VARIÁVEIS INSTRUMENTAIS

Conforme mencionado anteriormente, na seção sobre o teste para a economia americana, essa estimação pode enfrentar um problema de endogeneidade. Em particular choques como alterações nas condições financeiras globais, mudanças na percepção de risco fiscal ou choques de política monetária, podem elevar a inflação observada em relação à meta. Nesse caso, x_t torna-se correlacionado com o termo de erro da equação estrutural que determina y_t , violando a condição de exogeneidade necessária para a consistência do estimador de Mínimos Quadrados Ordinários.

Uma forma de lidar com esse problema é através da utilização de variáveis instrumentais, que são utilizadas na estimação de Mínimos Quadrados em Dois Estágios, com o objetivo de isolar o componente exógeno de x_t e medir a sua relação estatística com a variável dependente. Seguindo os passos de Holden (2024), foram testados inicialmente os choques causados por notícias sobre oferta de petróleo propostos por Känzig (2021), que capturam variações inesperadas nos preços da commodity decor-

rentes de anúncios da OPEP, identificadas a partir de movimentos de alta frequência nos contratos futuros.

Tabela 2 – Resultados do primeiro estágio

Regressão por VI	N	γ	$EP(\gamma)$	F Robusto	p -valor F	R^2
Oil Supply News Shocks	227	0.001	0.0024	0.123	0.726	0.001

Conforme apontado nos resultados do primeiro estágio, a variável instrumental proposta por Känzig (2021) não é significativa para o caso brasileiro. Um instrumento perfeito seria a inflação brasileira retirada de todos os choques da política monetária, mas trata-se de um instrumento impossível. Dessa forma, foram avaliadas outras alternativas para servirem como a variável instrumental do modelo proposto, como o Índice de Commodities do Brasil, o IC-Br, calculado pelo Banco Central e disponível no Sistema Gerenciador de Séries Temporais (SGS).

Esse índice é um indicador agregado construído a partir de uma cesta de *commodities* relevantes para a dinâmica inflacionária da economia brasileira. Combinam-se preços desses bens, abrangendo principalmente produtos agropecuários, metálicos e energéticos, ponderados de acordo com a importância relativa desses itens para a economia doméstica. A série é disponibilizada tanto a partir dos valores em dólares quanto convertidos para reais. Neste trabalho, foi escolhida a série em dólar, uma vez que o câmbio é fortemente correlacionado com a política monetária executada pelo Bacen, o que não resolveria o problema de endogeneidade.

Assim, o IC-Br em dólar captura choques de preços de *commodities* capazes de afetar custos e causar pressões inflacionárias internas, sem depender diretamente de decisões de política monetária ou da credibilidade do Banco Central. Portanto, trata-se de um instrumento potencialmente válido ao apresentar correlação com a variável x_t e ao mesmo tempo não ser correlacionado com o termo de erro. Os dados dessa série são mensais e sua variação foi calculada de forma composta em relação aos últimos doze meses.

A seguir os resultados da estimação por Mínimos Quadrados em Dois Estágios usando o IC-Br como Variável Instrumental:

Tabela 3 – Resultados do primeiro estágio da regressão

Variável Instrumental	N	γ	$EP(\gamma)$	F Robusto	p -valor F	R^2
Índice de Commodities - Br	227	0.032	0.027	1.44	0.231	0.073

Os resultados do primeiro estágio indicam novamente um instrumento não significativo. Embora as variáveis instrumentais consideradas individualmente não tenham apresentado significância estatística no primeiro estágio, elas podem ser usadas de forma conjunta, pois a utilização de múltiplos instrumentos pode fortalecer a estratégia

de identificação ao explorar diferentes canais que possuem correlação com a variável independente. Assim, a inclusão conjunta de instrumentos teoricamente fundamentados permite aumentar o poder explicativo do primeiro estágio, elevando a estatística F e mitigando o problema de instrumentos fracos e mesmo que cada coeficiente isoladamente não seja significativo, a significância conjunta pode indicar força suficiente do conjunto instrumental.

Dessa forma, foi realizada uma nova regressão com múltiplas variáveis instrumentais. Além das duas variáveis testadas anteriormente, também foram incluídas a inflação do México e a inflação dos Estados Unidos, seguindo o mesmo racional de escolha de um instrumento. Ambas as séries foram retiradas do base de dados do Banco Central de Saint Louis.¹

Tabela 4 – Regressão com Múltiplas Variáveis Instrumentais

	F	df_1	df_2	p -valor	R^2	R^2_{aj}
Resultados do primeiro estágio	9.806	4	222	< 0.001	0.150	0.135

No primeiro estágio da estimação por múltiplas variáveis instrumentais, a regressão da variável endógena sobre o conjunto de instrumentos apresentou um valor da estatística F igual a 9,81 ($df_1 = 4$; $df_2 = 222$), com p -valor inferior a 0,001, indicando evidência de relevância conjunta dos instrumentos no primeiro estágio. Entretanto, do ponto de vista da literatura sobre instrumentos fracos, esse resultado encontra-se na fronteira dos valores considerados confortáveis. A regra prática usual, frequentemente associada aos critérios de Stock e Yogo (2002), sugere que valores da estatística F inferiores a 10 podem sinalizar potencial fragilidade na identificação.

Assim, embora o teste rejeite de forma estatisticamente significativa a hipótese de que os coeficientes dos instrumentos sejam conjuntamente nulos, o valor observado não é substancialmente superior ao limiar convencional, indicando que a força dos instrumentos pode ser classificada como moderada, mas não elevada. Adicionalmente, o R^2 do primeiro estágio (0,15) sugere que aproximadamente 15% da variação da variável endógena é explicada pelos instrumentos, reforçando a interpretação de que estes possuem capacidade explicativa não desprezível, porém limitada. Em conjunto, os resultados do primeiro estágio indicam relevância estatística dos instrumentos, ainda que em um patamar limítrofe quanto à sua força empírica.

Os resultados do segundo estágio indicam que a estimativa do parâmetro estrutural de interesse é estatisticamente indistinguível de zero. Considerando o estimador TSLS (Two-Stage Least Squares), obtém-se um coeficiente estimado de 0,0147, com erro-padrão robusto de 0,0347 e p -valor de 0,672. Dessa forma, não se rejeita a hipótese nula de ausência de efeito causal ao nível convencional de significância.

¹ Disponível em: <https://fred.stlouisfed.org/series/USACPALTT01CTGYM>. Acesso em: 20 jan. 2026

Tabela 5 – Coeficientes dos estimadores da classe- k

Estimador	k	Estimativa	Erro-padrão	p -valor
OLS	0.000 000	0.005 404	0.012 522	0.666
TSLs	1.000 000	0.014 703	0.034 667	0.672
Fuller	1.001 186	0.014 777	0.034 932	0.673
LIML	1.005 691	0.015 067	0.035 976	0.676

Tabela 6 – Teste de Sargan

	Estatística	df	p -valor
Teste de Sargan	1.285	3	0.732 78

Adicionalmente, observa-se que os diferentes estimadores pertencentes à classe k , produzem estimativas bastante próximas entre si. Essa estabilidade sugere que os resultados não são sensíveis à escolha do estimador dentro da classe de estimadores VI, embora o F do primeiro estágio se situe próximo ao limiar convencional da regra prática. Em particular, a proximidade entre TSLs e LIML não sugere evidência de distorção substancial da estimativa decorrente de problemas de identificação fraca.

O teste de sobreidentificação de Sargan não rejeita a hipótese nula de validade conjunta dos instrumentos (p -valor = 0,733), sugerindo que não há evidência estatística de correlação entre os instrumentos e o termo de erro estrutural. Embora esse teste não prove exogeneidade, seus resultados são compatíveis com a hipótese de validade dos instrumentos utilizados.

Uma explicação plausível para a não significância das estimativas é a hipótese de que a função de reação da política monetária não permaneceu estável no período analisado. Em particular, ao estimar uma relação média sob a hipótese de coeficientes constantes, a regressão pode estar agregando subperíodos em que o Banco Central reagiu de forma mais agressiva à inflação e outros em que a reação foi mais tolerante, o que tende a reduzir o coeficiente estimado e elevar sua incerteza.

Essa interpretação é consistente com a literatura empírica para o Brasil, que encontra evidências de instabilidade de parâmetros, quebras estruturais e mudanças de regime na condução monetária, à exemplo de Carvalho e Muinhos (2023), Medeiros, Portugal e Aragón (2016), Rodrigues e Mori (2015) e Aragón (2021). Nesse contexto, a alternância de presidentes com perfis distintos, por exemplo, a transição de uma gestão percebida como mais “hawkish” para outra mais “dovish”, ou o contrário, pode contribuir para a fraca significância estatística em regressões com coeficientes constantes.

Outra possível explicação para a perda de significância dos parâmetros estimados é períodos em que há evidências de dominância fiscal. Quando isto ocorre, a política monetária fica passiva, com o objetivo de garantir a restrição orçamentária intertemporal do governo. A interação entre política fiscal e monetária no Brasil tem sido

amplamente discutida na literatura, com diferentes evidências acerca da existência de episódios de dominância fiscal, como em Blanchard (2004), Fialho e Portugal (2005) e Scaramuzzi e Muinhos (2024).

Os estudos de Carvalho e Muinhos (2023), Medeiros, Portugal e Aragón (2016) e Rodrigues e Mori (2015) apontam que o período de maior instabilidade na condução da política monetária foi entre 2011 e 2016. Dessa forma, foi realizada uma nova estimação com a mesma base de dados, mas com um recorte de período entre o início de 2017 e o fim de 2024. Utilizando novamente o IC-Br como variável instrumental, obteve-se resultados significativos tanto no primeiro quanto no segundo estágio².

Tabela 7 – Regressão por Variável Instrumental

Resultados do primeiro estágio	γ	EP(γ)	p -valor	R^2	R^2_{aj}
Índice de Commodities - Br	0.112**	0.024	< 0.001	0.581	0.576

Nota: O símbolo ** indica significância estatística ao nível de 5%.

Tabela 8 – Regressão por Variável Instrumental

Resultados do segundo estágio	β	EP(β)	p -valor
Índice de Commodities - Br	0.033**	0.0153	0.0316

Nota: O símbolo ** indica significância estatística ao nível de 5%.

Através da análise dos resultados, é possível notar que no primeiro estágio, o coeficiente associado ao instrumento ($\gamma = 0,112$) é estatisticamente significativo ao nível convencional, com erro-padrão HAC de 0,024 e R^2 elevado (0,581), indicando forte poder explicativo e sugerindo melhora expressiva na relevância dos instrumentos em comparação ao exercício anterior, no qual o primeiro estágio apresentava força apenas moderada.

No segundo estágio, a estimativa do parâmetro estrutural ($\beta = 0,033$) torna-se estatisticamente significativa (p -valor = 0,0316), mesmo sob erros robustos, sinalizando a presença de um efeito distinto de zero no período recente. Em contraste com os resultados da amostra ampliada nos quais o coeficiente não era estatisticamente significativo e a identificação era mais frágil, os achados para 2017–2024 sugerem que, em um contexto de maior estabilidade e previsibilidade na função de reação do Banco Central, a regra de taxa real é capaz de descrever o comportamento da política monetária brasileira.

Por fim, vale ressaltar que a adoção de uma regra de taxa real robusta pode elevar o bem-estar social ao reduzir a volatilidade inflacionária e mitigar riscos associados à dominância fiscal. Ao ancorar a inflação diretamente por meio da equação de

² A inflação mexicana e americana também foram testadas como variável instrumental nessa nova regressão, sendo significativas no primeiro estágio ao nível de 5%, além de apresentar R^2 maiores do que 50%, mas não obtiveram significância no segundo estágio

Fisher e da arbitragem entre ativos nominais e reais, a regra real elimina equilíbrios auto-realizáveis e trajetórias explosivas que podem emergir sob regras tradicionais em ambientes com fricções, heterogeneidade ou regimes fiscais ativos. Assim, a consequente redução da variância inflacionária diminui a perda social associada à inflação.

7 CONCLUSÃO

Esta dissertação teve como objetivo investigar se a condução da política monetária brasileira pode ser descrita por uma regra de taxa de juros real, nos moldes propostos por Holden (2024). A motivação central do trabalho decorre tanto das limitações teóricas e empíricas associadas às regras do tipo Taylor quanto dos avanços recentes da literatura que destacam o papel da taxa de juros real como elemento central do processo de ancoragem do nível de preços.

Nos capítulos iniciais, foram apresentadas as principais limitações da Regra de Taylor e do Princípio de Taylor, enfatizando como resultados de determinação e estabilidade dependem de hipóteses restritivas sobre a formação das expectativas dos agentes econômicos, homogeneidade no comportamento dos consumidores, participação dos indivíduos nos mercados financeiros, tamanho do gasto público e inflação de longo prazo positiva. Muitas dessas condições dificilmente são satisfeitas simultaneamente em economias reais, em especial em economias emergentes como a brasileira, o que coloca em questão a robustez da Regra de Taylor.

Além disso, a Regra de Taylor exige a estimação de variáveis não observáveis, como a taxa de juros neutra e o produto potencial da economia, cuja mensuração é notoriamente imprecisa e sujeita a revisões. Importante notar, sob a Regra de Taylor, a política monetária depende da validade da Curva IS e a Curva de Phillips Novo-Keynesianas, cujos parâmetros podem variar ao longo do tempo e cuja estabilidade estrutural é difícil de sustentar empiricamente em economias emergentes, marcadas por grande volatilidade macroeconômica. Essas limitações reduzem a robustez da política monetária e podem comprometer sua capacidade de ancorar expectativas de inflação de longo prazo.

Em contraste, uma regra de taxa de juros real, que explora diretamente a relação de Fisher e a inflação implícita, oferece uma alternativa mais robusta, por não depender das equações comportamentais mencionadas acima para se manter. É válido ainda considerar a ampla liquidez do mercado de títulos públicos no Brasil, o que permite a estimação das curvas de juros e o cálculo da inflação implícita de forma mais precisa. Dessa forma, esse tipo de regra se mostra particularmente adequado para economias nas quais o Princípio de Taylor pode falhar ou se inverter.

Na sequência o trabalho revisou contribuições baseadas na taxa de juros real presentes na literatura, destacando regras formuladas em termos do nível de preços, do controle da remuneração de reservas e da utilização explícita da identidade de Fisher como mecanismo de ancoragem nominal. Essa discussão permitiu situar a regra de taxa de juros real proposta por Holden (2024) dentro de uma literatura mais ampla, ressaltando seu diferencial: uma formalização teórica robusta e a demonstração de sua viabilidade empírica.

A parte empírica do trabalho consistiu na aplicação do teste proposto por Holden (2024) à economia brasileira. Para isso, foram estimadas as curvas de juros nominal e real a partir de dados do mercado de títulos públicos o que, por sua vez, permitiu a construção de medidas de inflação implícita. Em seguida, foi estimado o modelo de Holden (2024), com o objetivo de avaliar se a regra de taxa real sugerida é capaz de descrever o comportamento da política monetária executada pelo Bacen.

Inicialmente foi realizada uma regressão do modelo por Mínimos Quadrados Ordinários. Os resultados não foram significativos. Entretanto, isso pode ter ocorrido, em grande medida, devido a um problema de endogeneidade. Com o objetivo de contornar essa questão, foi realizada uma regressão com múltiplas variáveis instrumentais, sendo elas o Índice de Commodities do Banco Central (IC-Br), a inflação mexicana, a inflação americana e os choques de oferta de petróleo propostos por Känzig (2021).

Considerando toda a amostra de dados, de 2006 ao final de 2024, os resultados não foram significativos, mas o teste F de 9.806 do primeiro estágio indica que essas variáveis estão muito próximas do limiar apontado por Stock e Yogo (2002). Uma explicação natural para a não significância das estimativas é a hipótese de que a função de reação da política monetária não permaneceu estável no período analisado. Essa interpretação é consistente com a literatura empírica para o Brasil, que encontra evidências de instabilidade de parâmetros, quebras estruturais e mudanças de regime na condução monetária.

Uma vez que o período de maior instabilidade na condução da política monetária apontado pela literatura foi entre 2011 e 2016, foi realizada uma nova estimação com a mesma base de dados, mas com um recorte de período entre o início de 2017 e o fim de 2024. Utilizando novamente o IC-Br como variável instrumental, obteve-se resultados significativos tanto no primeiro quanto no segundo estágio, indicando que a regra de taxa real sugerida por Holden (2024) é capaz de descrever a condução da política monetária brasileira durante esse período.

Por fim, este trabalho buscou contribuir para a literatura ao aplicar, de forma inédita ao caso brasileiro, um teste empírico diretamente inspirado na regra de taxa de juros real proposta por Holden (2024). Nesse sentido, a dissertação se insere no debate sobre regras monetárias ao sugerir que a taxa de juros real observada no mercado de títulos públicos pode desempenhar um importante papel na formulação e avaliação da política monetária brasileira, abrindo espaço para pesquisas futuras que explorem extensões do teste.

8 APÊNDICE

Este apêndice investiga se a inflação implícita, extraída dos preços de títulos públicos nominais e indexados à inflação, constitui um bom estimador da inflação observada ao consumidor, medida pelo IPCA. Em particular, busca-se avaliar se a inflação implícita é um estimador não viesado da inflação realizada e em quais horizontes de maturidade essa propriedade pode ser sustentada empiricamente.

A inflação implícita, definida como o diferencial entre as taxas de juros nominais e reais, é amplamente utilizada por autoridades monetárias e participantes do mercado como um indicador *forward-looking* da inflação futura. Contudo, a literatura mostra que essa medida não reflete exclusivamente a expectativa de inflação, uma vez que incorpora outros componentes relevantes, que podem tornar a identidade de Fisher não exata. De acordo com Vicente e Graminho (2015) a inflação implícita embute prêmios de liquidez, de risco de inflação, e um termo de convexidade, além da expectativa de inflação propriamente dita. A presença desses fatores pode comprometer a sua capacidade de estimar a inflação observada sem vies.

Nesse contexto, esta seção realiza uma avaliação empírica da relação entre inflação implícita e inflação observada, examinando se a primeira fornece uma previsão não viesada da segunda e como essa relação varia ao longo da estrutura a termo. A análise permite identificar os horizontes nos quais a inflação implícita contém informação relevante sobre a inflação futura, bem como aqueles em que a presença de prêmios torna essa medida um estimador inadequado da inflação observada.

8.1 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

O interesse pela inflação implícita e sua capacidade de previsão da inflação não é novo. Podemos citar Grishchenko e Huang (2011) como um trabalho importante para o campo de pesquisa. Já Campbell e Shiller (1996) realizam a estimação com base no prêmio a termo nominal. Entretanto, esta seção utiliza como referência dois trabalhos anteriores por direcionarem sua análise para o mercado de títulos brasileiro.

Em Vicente e Guillen (2010), avalia-se se inflação implícita contém informação relevante sobre a inflação futura. A abordagem adotada baseia-se em regressões entre inflação realizada e inflação implícita para diferentes horizontes, assumindo coeficientes constantes ao longo do tempo. Os resultados indicam que a inflação implícita apresenta capacidade preditiva apenas em horizontes mais curtos, perdendo poder explicativo em prazos intermediários e longos, o que sugere a presença de prêmios de risco relevantes.

Avançando nessa linha de pesquisa, Caldeira e Furlani (2013) relaxam a hipótese de parâmetros constantes e permitem que tanto o coeficiente associado à inflação implícita quanto o prêmio de risco variem ao longo do tempo, utilizando um modelo em

espaço de estados estimado via Filtro de Kalman. Essa abordagem revela que o prêmio de risco inflacionário é economicamente relevante e apresenta variação temporal significativa, o que ajuda a explicar as falhas da inflação implícita como estimador não viesado da inflação observada em determinados horizontes.

8.2 O MODELO UTILIZADO

O modelo utilizado será o proposto por Vicente e Guillen (2010) e Caldeira e Furlani (2013) utilizando os dados mais recentes para a economia brasileira. Esse estudo utilizou as curvas de juros nominais e reais da economia brasileira estimadas no corpo do presente trabalho. Seja a expectativa de inflação implícita a diferença no retorno de títulos nominais e reais:

$$i_t(\tau) = y_t^N(\tau) - y_t^R(\tau) \quad (46)$$

Já a taxa de inflação observada para o período é dada por $h_t(\tau)$:

$$h_t(\tau) = 1/(\tau) \sum_{j=t}^{t+(\tau)-1} h_j(\tau) \quad (47)$$

Logo, a capacidade da inflação implícita de prever a inflação observada pode ser medido pelo seguinte modelo:

$$h_t(\tau) = c_2^{(\tau)} + c_1^{(\tau)} i_t(\tau) + \varepsilon_t \quad (48)$$

Para que o spread entre os títulos nominais e reais - i.e a inflação implícita - contenha alguma informação sobre a inflação futura é preciso que:

$$c_1^T \neq 0$$

8.3 ESTIMAÇÃO DO MODELO

Inicialmente, a equação (48) foi estimada por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). As maturidades consideradas foram de 1, 3, 6, 9, 12, 18, 24, 30, 36, 48 e 60 meses. O período considerado foi de janeiro de 2006 até dezembro de 2023.

Como mostrado na tabela acima, os resultados para as maturidades de M1 a M12 apresentaram significância estatística, indicando a capacidade da inflação implícita de prever a inflação observada. A partir de M12, os resultados deixaram de ser significativos. Ou seja, comparando com os estudos anteriores, a inflação implícita demonstrou possuir poder explicativo para a inflação observada para períodos mais curtos, mas não para médios e longos, diferentemente do que foi encontrado em Vicente e Guillen (2010) e Caldeira e Furlani (2013). Agora o resultado para o parâmetro do intercepto:

Tabela 9 – Poder explicativo da inflação implícita sobre a inflação observada

Maturidade	Coeficiente	Erro-padrão
1 mês	0.153**	0.04
3 meses	0.220**	0.05
6 meses	0.713**	0.09
9 meses	0.724**	0.10
12 meses	0.607**	0.11
18 meses	0.205	0.11
24 meses	−0.027	0.10
30 meses	−0.022	0.09
36 meses	−0.061	0.08
48 meses	−0.115	0.07
60 meses	−0.115	0.06

Nota: O símbolo ** indica significância estatística ao nível de 5%.

Tabela 10 – Resultados dos termos de intercepto nas regressões

Maturidade	Intercepto	Erro-padrão
1 mês	0.004**	0.00
3 meses	0.011**	0.00
6 meses	0.009**	0.00
9 meses	0.013**	0.00
12 meses	0.022**	0.01
18 meses	0.068**	0.01
24 meses	0.118**	0.01
30 meses	0.155**	0.01
36 meses	0.196**	0.01
48 meses	0.281**	0.02
60 meses	0.362**	0.02

Nota: O símbolo ** indica significância estatística ao nível de 5%.

Nota-se que o intercepto foi significativo para todas as maturidades. Em termos econômicos, esse resultado pode ser analisado como a existência de prêmio de risco na negociação dos títulos de todas as maturidades, o que gera viés nas estimativas.

Como análise complementar, foi realizado um teste F para analisar se o intercepto é igual a zero e o Beta 1 igual a um conjuntamente, resultado representado na hipótese nula. Se essa hipótese for aceita, significa que a inflação implícita possui poder explicativo para a inflação observada, sem possuir viés na estimação. O resultado do teste foi:

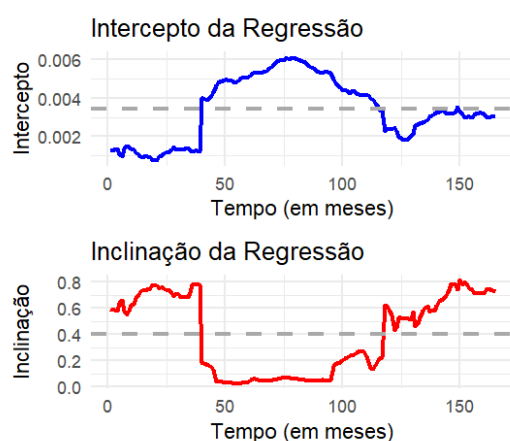
Tabela 11 – Teste F conjunto para H_0 : intercepto = 0 e $\beta_1 = 1$

Maturidade	Valor- p
1 mês	0.00
3 meses	0.00
6 meses	0.00
9 meses	0.01
12 meses	0.00
24 meses	0.00
30 meses	0.00
36 meses	0.00
48 meses	0.00
60 meses	0.00

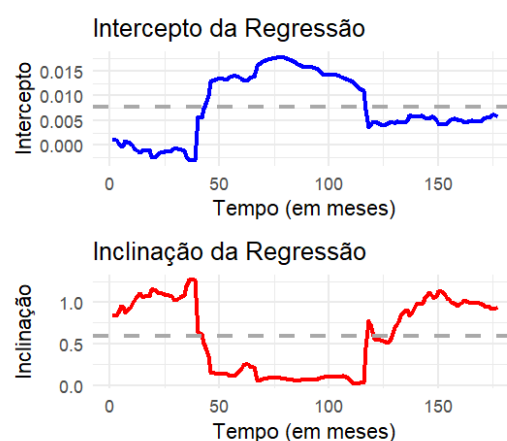
Dessa forma, é possível dizer que, apesar da inflação implícita ter significância para explicar a inflação observada, ela o faz com viés. Esse é um resultado que contrasta com Caldeira e Furlani (2013), no qual foi constatada a ausência de viés para títulos de maturidade de três meses.

8.4 ANÁLISE COM COEFICIENTES VARIANDO NO TEMPO

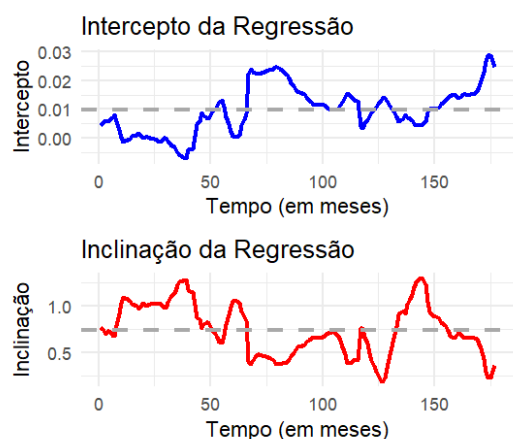
Uma outra forma de estimar o modelo é através do método conhecido como Janelas Móveis (Rolling Windows), para permitir uma análise na qual os coeficientes variam ao longo do tempo. Esse método econométrico é amplamente utilizado na literatura econômica e financeira. Nesse estudo, foi utilizada uma janela de 50 observações.



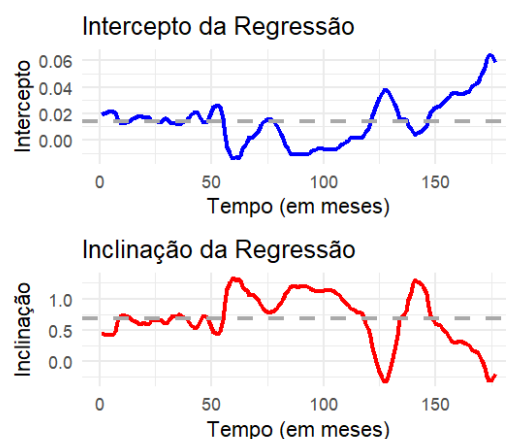
M1



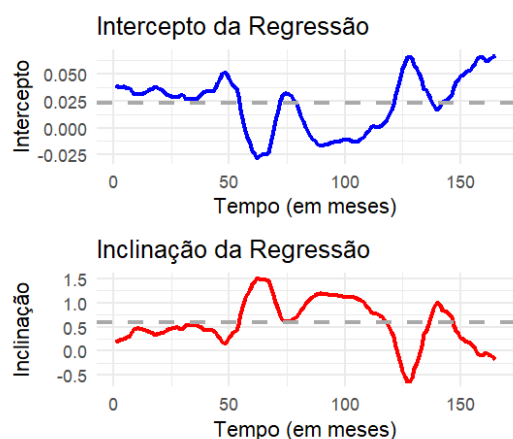
M3



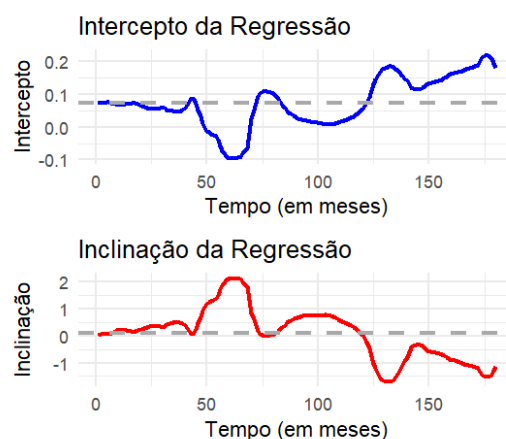
M6



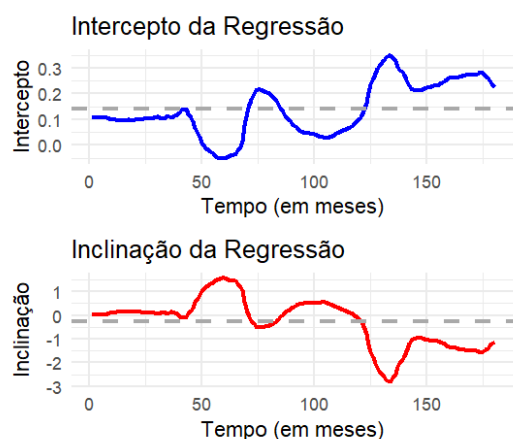
M9



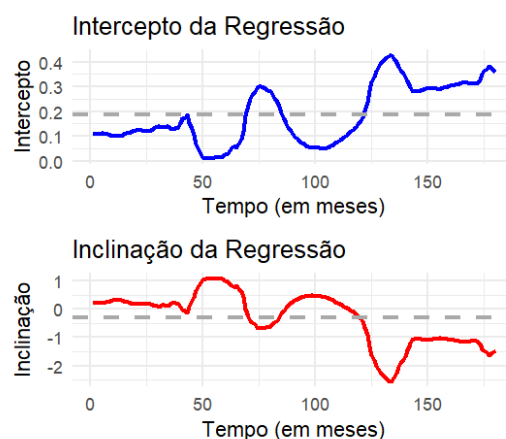
M12



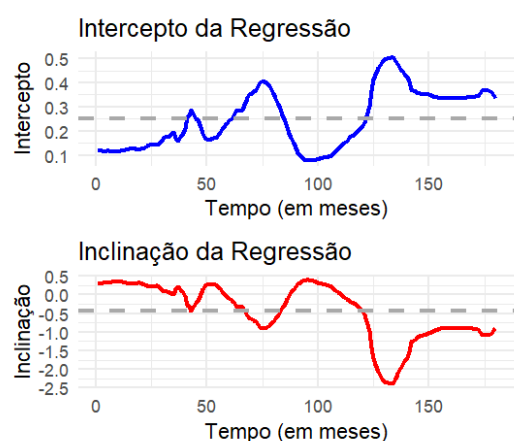
M18



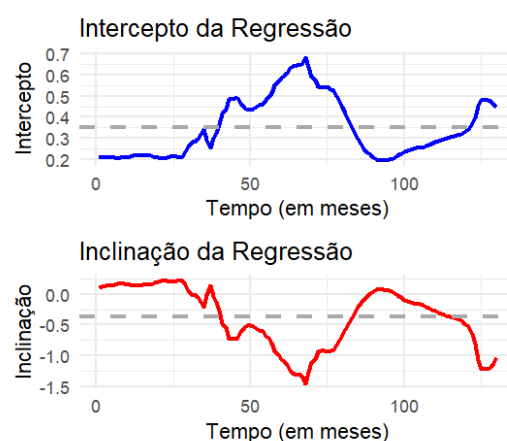
M24



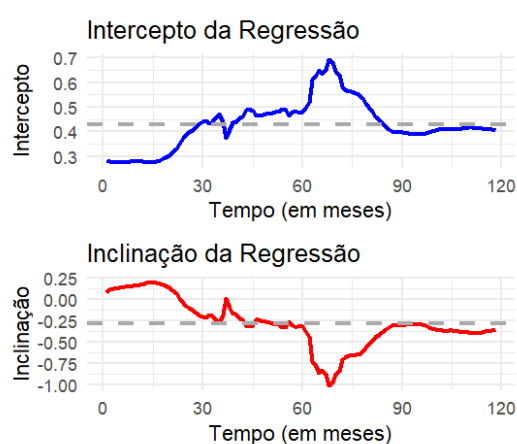
M30



M36



M48



M60

O parâmetro do intercepto pode ser interpretado como o prêmio de risco embutido na inflação implícita. Para a maturidade M1, o seu valor varia ao longo do tempo mas sua média é muito próxima de zero. Trata-se de um resultado econômico importante, pois indica que o viés da inflação implícita para estimar a inflação observada pode existir, mas é muito próximo de zero para os títulos de menor maturação, como M1 e M3. Além disso, é um resultado que contrasta com o teste F realizado anteriormente para a Regressão Linear sem médias móveis.

A análise da regressão por médias móveis indica que o prêmio de risco existente nos títulos aumenta de acordo com a sua maturidade. Isso significa que a inflação implícita possui um viés de estimação cada vez maior. Esse resultado está em linha com o que foi apontado no estudo realizado por Vicente e Guillen (2010), de que a hipótese das expectativas pode não se aplicar para títulos médios e longos, justamente por causa da existência desse prêmio de risco crescente ao longo do tempo.

A inclinação da regressão pode ser interpretada como uma tendência de subestimar ou superestimar a variável dependente. Ou seja, para as maturidades até 30 meses é possível notar que, na média, a tendência é a inflação implícita superestimar

a inflação observada. Entretanto, para prazos mais longos, a partir de 36 meses, a inflação implícita tem uma tendência de subestimar a inflação observada.

8.5 EXPECTATIVAS PURAS DE INFLAÇÃO

As regressões realizadas na seção anterior foram realizadas incluindo os prêmios de risco, o que pode trazer viés nas estimações. As expectativas do Boletim FOCUS podem ser consideradas expectativas puras, compostas apenas pelas expectativas do mercado para a inflação futura.

Foram retiradas as expectativas do FOCUS de Janeiro de 2006 até Outubro de 2023, o mesmo horizonte das regressões anteriores, com fins de realizar comparações dos resultados. Foi necessário realizar uma interpolação das expectativas para construir uma curva de expectativas de inflação. O método utilizado foi o Spline Cúbico, pois a suavidade desse método permite capturar a estrutura da curva com maior fidelidade às características dos dados, evitando grandes oscilações entre os pontos. Foi realizada uma nova regressão com as expectativas puras para avaliar a sua capacidade de prever a inflação observada, como mostrado na tabela 6.

Tabela 12 – Regressões sem prêmio de risco

Maturidade	Coeficiente	Erro-padrão
1 mês	1.189**	0.10
3 meses	1.270**	0.12
6 meses	1.117**	0.14
9 meses	0.871**	0.16
12 meses	0.677**	0.17
18 meses	0.199	0.13
24 meses	0.962**	0.13
30 meses	0.358**	0.14
36 meses	0.377**	0.14
48 meses	0.237	0.13
60 meses	0.167	0.11

Nota: O símbolo ** indica significância estatística ao nível de 5%.

Paras as maturidades até doze meses, a expectativa do FOCUS apresenta significância estatística para estimar a inflação observada. Nos prazos menores, de um a três meses, em média, o FOCUS superestima a inflação, mas a partir de um ano, as expectativas do mercado subestimam a inflação observada (quando os resultados são significativos). Destaca-se a ausência de significância estatística da maturidade M18, que é intermediária. Já para as maturidades mais longas, a ausência de significância estatística pode indicar que a hipótese das expectativas racionais não se sustenta no longo prazo, mesmo quando se utilizam expectativas puras de inflação, isto é, livres dos prêmios de risco presentes na inflação implícita.

Esses resultados são um indicativo de que a inflação é uma variável que apresenta muita incerteza no horizonte de 4 a 5 anos. Foge do escopo desta seção analisar os desvios da inflação da meta estabelecida pela autoridade monetária, mas podemos citar política fiscal expansionista, choques de preços administrados, choques de oferta e crises externas como motivos que tornam as previsões de longo prazo mais imprecisas.

Agora seguimos para a análise do intercepto. Como estamos lidando com uma expectativa pura, era esperado que o termo de intercepto não apresentasse significância estatística, uma vez que, em tese, as expectativas puras não deveriam apresentar viés de estimação, diferentemente do que ocorre com a inflação implícita constituída pelos prêmios.

Tabela 13 – Resultados dos termos de intercepto nas regressões sem prêmio de risco

Maturidade	Intercepto	Erro-padrão
1 mês	0.000	0.00
3 meses	−0.002	0.00
6 meses	0.001	0.00
9 meses	0.011	0.01
12 meses	0.024**	0.01
18 meses	0.072**	0.01
24 meses	0.018	0.01
30 meses	0.108**	0.02
36 meses	0.131**	0.02
48 meses	0.208**	0.02
60 meses	0.283**	0.03

Nota: O símbolo ** indica significância estatística ao nível de 5%.

As expectativas de curto prazo não apresentaram viés, sugerindo que as previsões do FOCUS são estimadores não viesados da inflação observada. Esse é um resultado que difere das regressões com a inflação implícita, que apresentou viés para as menores maturidades. Entretanto, para as maturidades de M12, M18 e a partir de M30, o intercepto foi significativo. Ou seja, mesmo sem os prêmios de risco, há fatores que levam os agentes de mercado a realizarem suas expectativas sobre a inflação futura com viés para prazos mais longos.

8.6 CONCLUSÃO DO APÊNDICE

Este apêndice avaliou a capacidade da inflação implícita (spread entre taxas nominais e reais) em prever a inflação observada, medido pelo IPCA, ao longo de diferentes maturidades. As estimativas por MQO indicam que a inflação implícita contém informação para horizontes curtos: o coeficiente associado à inflação implícita é estatisticamente significativo entre M1 e M12. No entanto, o intercepto é significativo

em todas as maturidades e o teste conjunto $H_0 : c_2^{(\tau)} = 0$ e $c_1^{(\tau)} = 1$ é rejeitado em todos os casos, o que implica que a inflação implícita não se comporta como estimador não viesado do IPCA no período analisado.

A análise com janelas móveis reforça a interpretação econômica desses resultados ao sugerir variação temporal do intercepto (associado ao componente de prêmio embutido na inflação implícita) e um padrão crescente com a maturidade: para M1 e M3 o termo é, em média, próximo de zero, enquanto em horizontes maiores torna-se mais relevante, aumentando o potencial viés da inflação implícita como previsor do IPCA. Ademais, observa-se mudança no sinal da inclinação em horizontes longos, consistente com a ideia de que prêmios e/ou instabilidades tornam a relação entre inflação implícita e inflação realizada menos estável à medida que a maturidade aumenta.

Por fim, ao substituir a inflação implícita por uma medida de expectativas livres de prêmios (expectativas do Boletim Focus interpoladas ao longo da maturidade), encontra-se poder explicativo sobretudo em horizontes mais curtos, com perda de significância em prazos mais longos. Além disso, mesmo nessa medida, o intercepto volta a ser significativo em maturidades intermediárias e longas, sugerindo que erros sistemáticos de previsão podem persistir quando o horizonte se alonga. Em conjunto, os resultados apontam que a inflação implícita é informativa em prazos curtos, mas não fornece um estimador não viesado da inflação observada no grupo das maturidades analisadas, o que pode reforçar a ideia de que a hipótese das expectativas não se aplica no longo prazo.

REFERÊNCIAS

- ADÃO, Bernardino; CORREIA, Isabel; TELES, Pedro. Unique monetary equilibria with interest rate rules. **Review of Economic Dynamics**, v. 14, n. 3, p. 432–442, 2011.
- ARAGÓN, Edilean Kleber da Silva Bejarano. Specification errors, nonlinearities, and structural breaks in the Central Bank of Brazil's reaction function. **Empirical Economics**, v. 60, n. 3, p. 1221–1243, 2021.
- ASCARI, Guido; ROPELE, Tiziano. Trend inflation, taylor principle, and indeterminacy. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 41, n. 8, p. 1557–1584, 2009.
- BARRO, Robert J; GORDON, David B. Rules, discretion and reputation in a model of monetary policy. **Journal of Monetary Economics**, v. 12, n. 1, p. 101–121, 1983.
- BERNANKE, Ben S; MISHKIN, Frederic S. Inflation targeting: a new framework for monetary policy? **Journal of Economic Perspectives**, v. 11, n. 2, p. 97–116, 1997.
- BILBIIE, Florin O; STRAUB, Roland. Asset market participation, monetary policy rules, and the great inflation. **Review of Economics and Statistics**, v. 95, n. 2, p. 377–392, 2013.
- BLANCHARD, Olivier. **Fiscal Dominance and Inflation Targeting: Lessons from Brazil**. [S.l.], 2004.
- BLINDER, Alan S. **Central banking in theory and practice**. [S.l.]: MIT Press, 1999.
- BOGDANSKI, Joel; TOMBINI, Alexandre A; WERLANG, Sergio R da C. **Implementing inflation targeting in Brazil**. [S.l.], 2000.
- BRACCO, Jessica; GALEANO, Luciana; JUARROS, Pedro; RIERA-CRICHTON, Daniel; VULETIN, Guillermo. **Social transfer multipliers in developed and emerging countries**. [S.l.], 2021.
- BRANCH, William A; MCGOUGH, Bruce. A New Keynesian model with heterogeneous expectations. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 33, n. 5, p. 1036–1051, 2009.
- CALDEIRA, João F; FURLANI, Luiz GC. Inflação implícita e o prêmio pelo risco: uma alternativa aos modelos VAR na previsão para o IPCA. **Estudos Econômicos (São Paulo)**, v. 43, p. 627–645, 2013.
- CAMPBELL, John Y; SHILLER, Robert J. A scorecard for indexed government debt. **NBER Macroeconomics Annual**, v. 11, p. 155–197, 1996.
- CARVALHO, Filipe Gropelli; MUINHOS, Marcelo Kfoury. The Central Bank of Brazil's time-varying Taylor rule. **Revista Brasileira de Economia**, v. 77, e042022, 2023.

CLARIDA, Richard; GALI, Jordi; GERTLER, Mark. Monetary policy rules and macroeconomic stability: evidence and some theory. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 115, n. 1, p. 147–180, 2000.

CLARIDA, Richard; GALI, Jordi; GERTLER, Mark. The science of monetary policy: a new Keynesian perspective. **Journal of Economic Literature**, v. 37, n. 4, p. 1661–1707, 1999.

COCHRANE, John H. **Target the Spread**. [S.l.: s.n.], 2017. Disponível em: <https://johnhcochrane.blogspot.com/2017/03/target-spread.html>. Acesso em: 16 jan. 2026.

FIALHO, Marcelo Ladeira; PORTUGAL, Marcelo Savino. Monetary and fiscal policy interactions in Brazil: an application of the fiscal theory of the price level. **Estudos Econômicos (São Paulo)**, v. 35, n. 4, p. 657–685, 2005.

FISHER, Irving. **The theory of interest**. New York: The Macmillan Company, 1930.

FRIEDMAN, Milton. **A program for monetary stability**. New York: Fordham University Press, 1960.

FRIEDMAN, Milton. The role of monetary policy. **The American Economic Review**, v. 58, n. 1, p. 1–17, 1968.

GALI, Jordi; LÓPEZ-SALIDO, David; VALLÉS, Javier. **Rule-of-thumb consumers and the design of interest rate rules**. [S.l.], 2004.

GALÍ, Jordi. **Monetary policy, inflation, and the business cycle: an introduction to the new Keynesian framework and its applications**. Princeton: Princeton University Press, 2015.

GRISHCHENKO, Olesya V; HUANG, Jing-Zhi. **Inflation risk premium: Evidence from the TIPS market**. [S.l.], 2011.

HALL, Robert E; REIS, Ricardo. **Achieving price stability by manipulating the central bank's payment on reserves**. [S.l.], 2016.

HELLWIG, Martin F. On the aggregation of information in competitive markets. **Journal of Economic Theory**, v. 22, n. 3, p. 477–498, 1980.

HOLDEN, Tom D. Robust real rate rules. **Econometrica**, v. 92, n. 5, p. 1521–1551, 2024.

KÄNZIG, Diego R. The macroeconomic effects of oil supply news: Evidence from OPEC announcements. **American Economic Review**, v. 111, n. 4, p. 1092–1125, 2021.

KYDLAND, Finn E; PRESCOTT, Edward C. Rules rather than discretion: The inconsistency of optimal plans. **Journal of Political Economy**, v. 85, n. 3, p. 473–491, 1977.

LEWIS, Vivien; ROTH, Markus. Interest rate rules under financial dominance. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 95, p. 70–88, 2018.

LUCAS JR, Robert E. Econometric policy evaluation: A critique. In: CARNEGIE-ROCHESTER Conference Series on Public Policy. Amsterdam: North-Holland, 1976. v. 1. p. 19–46.

MEDEIROS, Gabriela Bezerra de; PORTUGAL, Marcelo Savino; ARAGÓN, Edilean Kleber da Silva Bejarano. Robust monetary policy, structural breaks, and nonlinearities in the reaction function of the Central Bank of Brazil. **EconomiA**, v. 17, n. 1, p. 96–113, 2016.

MISHKIN, Frederic S. Inflation targeting for emerging-market countries. **American Economic Review**, v. 90, n. 2, p. 105–109, 2000.

NATVIK, Gisle James. Government spending and the Taylor principle. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 41, n. 1, p. 57–77, 2009.

NELSON, Charles R; SIEGEL, Andrew F. Parsimonious modeling of yield curves. **Journal of Business**, v. 60, n. 4, p. 473–489, 1987.

ORPHANIDES, Athanasios. Historical monetary policy analysis and the Taylor rule. **Journal of Monetary Economics**, v. 50, n. 5, p. 983–1022, 2003.

ORPHANIDES, Athanasios. Monetary policy rules based on real-time data. **American Economic Review**, v. 91, n. 4, p. 964–985, 2001.

RODRIGUES, Wellington Gonçalves; MORI, Rogério. Mudanças de regimes na função de reação do Banco Central do Brasil: uma abordagem utilizando markov regime switching. In: ANAIS do 43º Encontro Nacional de Economia ANPEC. [S.l.: s.n.], 2015.

ROGOFF, Kenneth. The optimal degree of commitment to an intermediate monetary target. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 100, n. 4, p. 1169–1189, 1985.

SAMUELSON, Paul A; SOLOW, Robert M. Analytical aspects of anti-inflation policy. **The American economic review**, v. 50, n. 2, p. 177–194, 1960.

SARGENT, Thomas J; WALLACE, Neil. "Rational Expectations", the Optimal Monetary Instrument, and the Optimal Money Supply Rule. **Journal of Political Economy**, v. 83, n. 2, p. 241–254, 1975.

SCARAMUZZI, Thais Ortega; MUINHOS, Marcelo Kfoury. Fiscal dominance in Brazil: The effects of fiscal imbalances and debt dynamics. **Revista Brasileira de Economia**, v. 78, n. 2, 2024.

STOCK, James H; YOGO, Motohiro. **Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression**. [S.l.], 2002.

SVENSSON, Lars E. O. **Estimating and interpreting forward interest rates: Sweden 1992-1994**. [S.l.], 1994.

TAYLOR, John B. A historical analysis of monetary policy rules. In: TAYLOR, John B (ed.). **Monetary Policy Rules**. Chicago: University of Chicago Press, 1999. p. 319–348.

TAYLOR, John B. Discretion versus policy rules in practice. **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**, v. 39, p. 195–214, 1993.

VICENTE, José Valentim Machado; GRAMINHO, Flávia Mourão. Decompondo a inflação implícita. **Revista Brasileira de Economia**, v. 69, p. 263–284, 2015.

VICENTE, José Valentim Machado; GUILLEN, Osmani Teixeira de Carvalho. **Do inflation-linked bonds contain information about future inflation?** [S.l.], 2010.

WOODFORD, Michael. The Taylor rule and optimal monetary policy. **American Economic Review**, v. 91, n. 2, p. 232–237, 2001.