

UNIVERSIDADE FEDERAL DE JUIZ DE FORA
FACULDADE DE ECONOMIA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

Marcos Paulo de Carvalho Sena

Política Monetária e Regimes de Inflação no Brasil: uma aplicação SET-VAR
bayesiano

Juiz de Fora

2026

Marcos Paulo de Carvalho Sena

Política Monetária e Regimes de Inflação no Brasil: uma aplicação SET-VAR
bayesiano

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Juiz de Fora como requisito parcial à obtenção do título de Mestre em Economia Aplicada. Área de concentração: Economia

Orientador: Prof. Dr. Sidney Martins Caetano

Coorientador: Prof. Dr. João Henrique Gonçalves Mazzeu

Juiz de Fora

2026

Ficha catalográfica elaborada através do Modelo Latex do CDC da UFJF
com os dados fornecidos pelo(a) autor(a)

Sena, Marcos Paulo de Carvalho.

Política Monetária e Regimes de Inflação no Brasil : uma aplicação
SET-VAR bayesiano / Marcos Paulo de Carvalho Sena. – 2026.

54 f. : il.

Orientador: Sidney Martins Caetano

Coorientador: João Henrique Gonçalves Mazzeu

Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal de Juiz de Fora, Faculdade
de Economia. Programa de Pós-Graduação em Economia, 2026.

1. Política monetária. 2. *SET-VAR*. 3. Regimes de inflação. 4. Não
linearidade. 5. Economia brasileira. I. Martins Caetano, Sidney, orient. II.
Mazzeu, João Henrique Gonçalves, coorient. III. Título.

Marcos Paulo de Carvalho Sena

Política Monetária e Regimes de Inflação no Brasil: uma aplicação SET-VAR Bayesiano

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-graduação em Economia da Universidade Federal de Juiz de Fora como requisito parcial à obtenção do título de Mestre em Economia Aplicada. Área de concentração: Economia.

Aprovada em 25 de agosto de 2026.

BANCA EXAMINADORA

Dr. Sidney Martins Caetano - Orientador

Universidade Federal de Juiz de Fora

Dr. João Henrique Gonçalves Mazzeu - Coorientador

Universidade Federal de Juiz de Fora

Dr. Nelson Da Silva

Banco Central do Brasil

Dr. Michel Candido de Souza

Universidade Federal dos Vales do Jequitinhonha e Mucuri

Juiz de Fora, 26/08/2026.



Documento assinado eletronicamente por **Sidney Martins Caetano, Professor(a)**, em 26/08/2026, às 09:37, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no § 3º do art. 4º do [Decreto nº 10.543, de 13 de novembro de 2020](#).



Documento assinado eletronicamente por **Michel Candido de Souza, Usuário Externo**, em 26/08/2026, às 11:12, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no § 3º do art. 4º do [Decreto nº 10.543, de 13 de novembro de 2020](#).



Documento assinado eletronicamente por **NELSON DA SILVA, Usuário Externo**, em 26/08/2026, às 13:17, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no § 3º do art. 4º do [Decreto nº 10.543, de 13 de novembro de 2020](#).



Documento assinado eletronicamente por **João Henrique Gonçalves Mazzeu, Professor(a)**, em 27/08/2026, às 11:48, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no § 3º do art. 4º do [Decreto nº 10.543, de 13 de novembro de 2020](#).



A autenticidade deste documento pode ser conferida no Portal do SEI-Uffj (www2.ufff.br/SEI) através do ícone Conferência de Documentos, informando o código verificador **3174645** e o código CRC **6D5F3780**.

RESUMO

Esta dissertação examina a hipótese de que a transmissão dos choques de política monetária pode apresentar comportamentos distintos entre períodos de inflação mais baixa e mais elevada. Para investigar essa possibilidade, estima-se um modelo *Self-Exciting Threshold Vector Autoregression* (SET-VAR) bayesiano, cujos limiares são determinados endogenamente a partir da inflação defasada, empregada como variável de estado. A base de dados compreende observações mensais de fevereiro de 2005 a dezembro de 2024, contemplando a inflação, a taxa Selic, o hiato do produto e a variação da taxa de câmbio nominal. A identificação dos choques monetários utiliza uma *proxy* externa construída a partir de surpresas na curva de juros DI em torno das decisões do Comitê de Política Monetária. As funções impulso-resposta são normalizadas para uma elevação inicial de 50 pontos-base na taxa Selic. Os resultados indicam respostas mais nítidas e persistentes no regime de inflação superior ao limiar estimado. Nesse regime, o choque contracionista produz uma elevação persistente da taxa Selic e uma redução defasada do hiato do produto. A inflação apresenta aumento inicial, caracterizando o fenômeno do price puzzle, seguido por respostas negativas em horizontes posteriores. A resposta cambial apresenta elevada incerteza ao longo da maior parte do horizonte analisado. No regime de inflação inferior, os intervalos de credibilidade são amplos, limitando a identificação de respostas persistentes da inflação e da atividade econômica. Os resultados sugerem que o regime inflacionário é relevante para a análise da transmissão monetária no Brasil, com padrões distintos e maior precisão no regime superior, embora amplos intervalos de credibilidade contendo zero limitem a obtenção de conclusões mais precisas sobre a transmissão da política monetária nesses regimes.

Palavras-chave: Política monetária; Economia brasileira; Regimes de inflação; Não linearidade; SET-VAR bayesiano.

ABSTRACT

This dissertation examines the hypothesis that the transmission of monetary policy shocks may differ between periods of lower and higher inflation. To investigate this possibility, a Bayesian Self-Exciting Threshold Vector Autoregression (SET-VAR) model is estimated, with thresholds determined endogenously using lagged inflation as the state variable. The dataset comprises monthly observations from February 2005 to December 2024, covering inflation, the Selic rate, the output gap, and changes in the nominal exchange rate. Monetary policy shocks are identified using an external proxy constructed from surprises in the Brazilian interbank deposit (DI) yield curve around the Monetary Policy Committee's decisions. The impulse response functions are normalized to an initial 50-basis-point increase in the Selic rate. The results indicate clearer and more persistent responses in the regime where inflation exceeds the estimated threshold. In this regime, a contractionary shock produces a persistent increase in the Selic rate and a delayed decline in the output gap. Inflation initially rises, exhibiting the price puzzle, followed by negative responses at later horizons. The exchange rate response displays considerable uncertainty over most of the horizon examined. In the lower-inflation regime, credible intervals are wide, limiting the identification of persistent responses in inflation and economic activity. The results suggest that the inflation regime is relevant to the analysis of monetary policy transmission in Brazil, with distinct patterns and greater precision in the higher-inflation regime, although wide credible intervals that include zero limit the ability to draw more precise conclusions about monetary policy transmission across these regimes.

Keywords: Monetary Policy; Brazilian economy; Inflation regimes; Nonlinearity; Bayesian SET-VAR.

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Figura 1 IPCA dessazonalizado mensal anualizado	27
Figura 2 Taxa Selic mensal	27
Figura 3 Hiato do produto mensal	28
Figura 4 Variação mensal da taxa de câmbio nominal	28
Figura 5 Variáveis macroeconômicas e regimes de inflação	31
Figura 6 IRF: Modelo mensal com 2 regimes	32
Figura 7 Classificação das observações entre os regimes	35
Figura 8 IRF: TAN5-2	46
Figura 9 IRF: MAC5-2	47
Figura 10 IRF: TAN5-2(MM)	48
Figura 11 IRF: TAN4-2	49
Figura 12 IRF: MAN5-3	50
Figura 13 IRF: MAC5-3	51
Figura 14 IRF: TAN5-3	52
Figura 15 IRF: TAN5-3(MM)	53
Figura 16 IRF: TAN4-3	54

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Especificações dos modelos estimados	34
Tabela 2 – Limiares estimados e distribuição das observações entre os regimes . .	36

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	9
2	REFERENCIAL EMPÍRICO	12
2.1	CANAIIS DE TRANSMISSÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA	13
2.2	INFLAÇÃO, PERSISTÊNCIA E TRANSMISSÃO	14
2.3	REGIME-DEPENDÊNCIA	16
3	METODOLOGIA	19
3.1	O MODELO SET-VAR	19
3.2	CHOQUES DE POLÍTICA MONETÁRIA E IDENTIFICAÇÃO	24
3.3	DADOS E VARIÁVEIS	26
4	RESULTADOS	30
4.1	IDENTIFICAÇÃO DOS REGIMES INFLACIONÁRIOS	30
4.2	EFEITOS DA POLÍTICA MONETÁRIA	31
4.2.1	Respostas ao choque no regime de inflação inferior	32
4.2.2	Respostas ao choque no regime de inflação superior	33
4.3	ANÁLISE DE SENSIBILIDADE	34
5	CONCLUSÃO	38
	REFERÊNCIAS	40
	APÊNDICE A – Modelo Trimestral anualizado com 2 regimes	46
	APÊNDICE B – Modelo mensal acumulado com 2 regimes . .	47
	APÊNDICE C – Modelo trimestral com 2 regimes e média móvel como variável de estado	48
	APÊNDICE D – Modelo trimestral com 2 regimes e 4 variáveis	49
	APÊNDICE E – Modelo mensal anualizado com 3 regimes . .	50
	APÊNDICE F – Modelo mensal acumulado com 3 regimes . .	51
	APÊNDICE G – Modelo trimestral com 3 regimes	52
	APÊNDICE H – Modelo trimestral com 3 regimes e média móvel como variável de estado	53
	APÊNDICE I – Modelo trimestral com 3 regimes e 4 variáveis	54

1 INTRODUÇÃO

O ressurgimento de grande interesse na compreensão da condução da política monetária e como esta influencia variáveis reais e nominais por meio de seu instrumento, a taxa de juros, foi apontado por Clarida, Galí e Gertler (1999). Considerando a rigidez nominal de preços e salários e expectativas sobre a trajetória da política monetária, os autores apontam que o problema da formulação da política é definir como a taxa de juros deve se ajustar ao estado vigente da economia.

Diante disso, o presente trabalho se propõe a examinar se os efeitos da política monetária apresentam comportamentos distintos quando é levado em consideração o regime de inflação da economia brasileira. Para tanto, a estratégia empírica baseia-se na estimativa de um modelo *Self-Exciting Threshold Vector Autoregression* (SET-VAR) bayesiano. Esta metodologia é particularmente adequada, pois permite que os parâmetros do modelo variem conforme o regime em que a variável de estado, que neste caso é a inflação, se encontra. O modelo utilizado também permite a dependência do regime à variância para identificação do parâmetro de limiar com base na verossimilhança, o que difere de outros trabalhos aplicados à economia brasileira.

Para investigar essa dependência de regime, estima-se endogenamente o limiar de inflação que separa os regimes, em vez de determiná-lo arbitrariamente. Uma vez identificados os limiares e, por conseguinte, os regimes, verificar-se-á o impacto de um choque de política monetária sobre a taxa de juros, a inflação, o hiato do produto e o câmbio em cada regime de inflação.

Inicialmente são discutidos os diferentes canais de transmissão da política monetária e a importância do nível de inflação para a condução da política monetária. Também são apresentados os trabalhos que documentam assimetrias e efeitos de dependência de regime, tanto para a economia brasileira quanto para outras economias.

Posteriormente, é apresentada a metodologia econométrica do modelo SET-VAR, a ordenação das variáveis e os dados utilizados para a estimação. A abordagem utilizada para a estimação do modelo é a bayesiana e a identificação dos choques exógenos de política monetária utiliza uma *proxy* derivada da curva de juros DI.

A base de dados compreende séries temporais da economia brasileira com frequência mensal, abrangendo o período iniciado após a implementação do regime de metas, de acordo com suas disponibilidades. Este período, então, compreende o intervalo entre fevereiro de 2005 e dezembro de 2024. São utilizadas como variáveis macroeconômicas endógenas o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), o hiato do produto obtido a partir da aplicação do filtro *Hodrick-Prescott* (*H-P*) sobre a série de atividade econômica disponibilizada através do Sistema Gerenciador de Séries Temporais (SGS), do Banco Central do Brasil (BCB), a taxa básica de juros (Selic Over) e a taxa de câmbio.

Desta forma, este trabalho apresenta três contribuições principais. Em primeiro lugar, adapta e implementa para a economia brasileira uma abordagem recente e já explorada para economias desenvolvidas, avaliando a existência e a relevância de regimes de inflação em um contexto de economia emergente. Em segundo lugar, integra a identificação de choques monetários via instrumento externo derivado da curva de juros DI a um modelo não linear, possibilitando a análise das funções de impulso-resposta condicionais ao regime inflacionário. Por fim, a utilização de um modelo SET-VAR bayesiano permite uma análise mais robusta, capturando as não linearidades e oferecendo percepções sobre como os efeitos dos choques monetários podem variar conforme o nível de inflação.

A busca por compreender a relação existente entre a política monetária e o nível de inflação tem sido tema recorrente na literatura econômica. Para Chauvet (2001), as decisões do banco central sobre a política monetária estão baseadas na previsão dos preços e na capacidade de estimar o curso futuro da tendência e dos ciclos da inflação, o que é crucial para agir preventivamente no controle de um possível surto inflacionário. Nesse contexto, há elevada importância das expectativas dos agentes quanto à taxa de inflação futura e quanto às outras variáveis macroeconômicas que influenciam a própria inflação, para a decisão do banco central sobre a condução da política monetária (Meurer; Lima, 2017).

As mudanças no regime de inflação têm efeitos consideráveis sobre as previsões de agentes racionais e sobre o grau de incerteza ligado à trajetória da inflação no futuro, mesmo no caso de expectativas racionais (Evans; Wachtel, 1993). Para a economia brasileira, estudos identificam diferentes regimes na dinâmica inflacionária, reforçando a relevância de considerar a possibilidade de diferentes regimes na análise macroeconômica (Figueiredo; Marques, 2011; Lopes; Soares, 2018). Essa evidência motiva investigar se os efeitos da política monetária também variam conforme o regime de inflação vigente.

Na literatura internacional, Mandler (2010) e Canova e Forero (2024) apresentam evidências de que a transmissão dos choques monetários depende do regime inflacionário. Esses resultados motivam a investigação dessa relação para a economia brasileira. Nesse contexto, o presente trabalho propõe-se a examinar se as respostas da inflação, do hiato do produto, da taxa de juros e da taxa de câmbio a um choque de política monetária diferem entre regimes de inflação identificados endogenamente.

A possibilidade de mudanças na dinâmica da inflação motiva o uso de modelos que permitem comportamentos distintos entre regimes (Evans; Wachtel, 1993; Lopes; Soares, 2018). Essa perspectiva também é a base das abordagens que estimam endogenamente limiares ou permitem transições suaves entre regimes, de modo a representar relações não lineares envolvendo a inflação (Khan; Senhadji, 2000; Ringwald; Zörner, 2021). Nesse contexto, a identificação endógena dos regimes permite observar diferenças na dinâmica econômica sem estabelecer previamente um limiar arbitrário de inflação para separá-los.

Além desta introdução, esta dissertação está organizada em mais quatro capítulos. O segundo capítulo apresenta o referencial empírico, abordando os mecanismos de transmissão da política monetária e os estudos que documentam assimetrias e efeitos de dependência de regime. O terceiro capítulo detalha a metodologia econométrica, descrevendo formalmente o modelo SET-VAR e a base de dados utilizada. No quarto capítulo, são discutidos os resultados obtidos, incluindo a estimativa dos valores de limiar (*thresholds*) e a análise das funções de impulso-resposta nos diferentes regimes inflacionários. Por fim, o quinto capítulo apresenta as considerações finais, sintetizando as implicações decorrentes dos resultados encontrados.

2 REFERENCIAL EMPÍRICO

A regra de Taylor (1993), utilizada para descrever a conduta de política monetária, estabelece a relação entre a taxa de juros, definida pelo banco central, a taxa de inflação e o hiato do produto. Essa formulação, ainda que linear, forneceu base empírica e operacional para diversas economias. Entretanto, posteriormente a literatura constatou que tal relação é dinâmica e pode variar conforme o contexto, por exemplo, conforme o nível de inflação. Clarida, Galí e Gertler (1998), em seu estudo sobre estabilidade macroeconômica e política monetária no pós-guerra, argumentaram que a função de reação dos bancos centrais não é estática, mas muda conforme o ambiente inflacionário.

Modelos de política monetária sob diferentes cenários de inflação surgem a partir desse reconhecimento. Cogley e Sargent (2001) e Boivin e Giannoni (2003) destacaram mudanças estruturais na condução da política monetária ao longo do tempo. Cogley e Sargent (2001) estimaram modelos de vetores autorregressivos (VAR) com parâmetros variantes no tempo e forneceram evidências que estão em linha com a proposição de mudanças de regime, apontando que a resposta da inflação e do produto aos choques monetários mudou entre as décadas de 1970 e 1990 na economia norte-americana. Boivin e Giannoni (2003) demonstraram que, para os Estados Unidos, os coeficientes da regra de Taylor são instáveis, o que reflete diferentes níveis de credibilidade e de resposta da inflação a choques na taxa de juros.

Esses resultados dialogam com evidências posteriores, como as de Antolín-Díaz e Rubio-Ramírez (2018), que introduziram métodos bayesianos de identificação de choques em modelos *Structural Vector Autoregression (SVARs)* com restrições de sinais narrativos, mostrando que considerar o contexto histórico é importante para a identificação do choque, reduzindo a incerteza e melhorando a precisão de aferição dos efeitos do choque. Dessa forma, o conceito de regimes de inflação torna-se um elemento analítico importante para a compreensão da política monetária contemporânea. Em um regime de inflação estável e crível, os agentes formam expectativas inflacionárias próximas à meta e as decisões de preços e salários refletem uma ancoragem mais efetiva das expectativas de inflação. Em contrapartida, quando a inflação se distancia da meta e a credibilidade enfraquece, o processo de indexação se intensifica, a persistência inflacionária aumenta e a autoridade monetária tem que reagir de forma mais brusca e com maior custo para a atividade econômica (Woodford, 2002). Assim, compreender as diferentes respostas da economia à política monetária implica reconhecer que o regime de inflação pode condicionar, não apenas os parâmetros estruturais do modelo, mas a própria natureza da transmissão.

2.1 CANAIS DE TRANSMISSÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA

A política monetária atua sobre a economia por meio de múltiplos canais de transmissão, cuja importância relativa depende tanto da estrutura financeira e produtiva do país quanto do regime de inflação corrente. Esses canais determinam o modo como variações na taxa básica de juros se propagam até as variáveis, como produto, emprego e inflação, ou mesmo expectativas sobre a atividade econômica e inflação (Banco Central do Brasil, 2025).

Segundo Bernanke e Gertler (1995), a política monetária age sobre o prêmio de financiamento externo e o balanço patrimonial das firmas e famílias, de modo que as taxas de juros afetam o custo de financiamento e, por consequência, o investimento privado e o consumo. Desse modo, considerando o canal de investimento e consumo, tem-se que, quando a autoridade monetária eleva a taxa básica de juros, há aumento dos juros da economia, o que desestimula o investimento e o consumo, reduzindo a demanda agregada e, posteriormente, as pressões inflacionárias.

O canal do câmbio é de importância particular para economias abertas e financeiramente integradas. Uma elevação da taxa Selic tende a atrair mais investidores estrangeiros, aumentando a entrada de moeda estrangeira no país, o que acaba por valorizar a moeda doméstica, reduzindo os preços de bens importados e, com defasagem, a inflação. Contudo, a magnitude desse efeito depende do grau da extensão em que variações cambiais são repassadas aos preços internos. Para Araújo et al. (2023), o repasse cambial à inflação no regime de metas brasileiro é significativamente maior e mais efetivo em períodos de apreciação cambial.

O canal das expectativas sobre a atividade econômica e inflação é, talvez, o mais sofisticado dos mecanismos de transmissão. Quando o público acredita que a autoridade monetária cumprirá sua meta de inflação, as expectativas futuras se alinham, o que reduz a inércia e estabiliza os preços com menor necessidade de variações agressivas da taxa de juros. Blinder et al. (2008) ressaltaram que a transparência e a previsibilidade da política monetária são componentes centrais da eficácia do canal de expectativas, em que a capacidade da autoridade monetária de afetar a economia depende de sua capacidade de influenciar as expectativas do mercado sobre a trajetória futura das taxas de juros *overnight*. No Brasil, a importância da comunicação foi estudada por Oliveira e Simon (2023), que analisaram o impacto das surpresas de política monetária e concluíram que a credibilidade do banco central altera a interpretação que os analistas de mercado dão a uma surpresa na política monetária. Quando o BCB tem credibilidade, eles entendem uma surpresa (um aperto monetário) como um choque de política monetária e reduzem suas expectativas de inflação. Mas quando o Banco Central não tem credibilidade, essa mesma surpresa monetária é interpretada como um efeito informação, ou seja, interpretam que o banco central tem informações privadas de que a inflação está pior do que o percebido

pelo mercado e, como consequência, aumentam suas expectativas de inflação.

Há ainda o canal de riqueza, que liga a política monetária ao valor de mercado das ações, títulos e imóveis. Ao alterar a taxa de juros, o banco central influencia o preço presente dos ativos financeiros, modificando o valor do patrimônio dos agentes econômicos que os detêm. Este canal tem relevância crescente em economias com maior participação do crédito imobiliário e do mercado de capitais, uma vez que a estabilidade financeira se tornou parte inseparável da transmissão da política monetária, como destacado por Mishkin (2011).

Embora os canais de transmissão descrevam a mecânica da política monetária e auxiliem na compreensão de como choques de política monetária afetam a inflação e a atividade econômica, a eficácia de cada um deles não é necessariamente constante. Ou seja, a intensidade, a velocidade e a persistência dos efeitos de um choque de política monetária podem variar ao longo do tempo. Em particular, diferentes níveis de inflação podem alterar a forma como os diferentes canais de transmissão reagem a um mesmo choque de política monetária (Boivin; Giannoni, 2003; Mishkin, 1995; Gargiulo; Matthes; Petrova, 2024). Isso reforça a importância de se considerar a existência de regimes de inflação para a análise da política monetária.

2.2 INFLAÇÃO, PERSISTÊNCIA E TRANSMISSÃO

Persistência inflacionária pode ser definida, em termos gerais, como o grau em que a inflação corrente carrega informação sobre a inflação passada. Ou seja, quanto maior a persistência, mais lentamente a inflação retorna à sua trajetória de longo prazo após um choque. Cogley, Primiceri e Sargent (2010) mensuraram essa propriedade pela previsibilidade da diferença entre a inflação observada e sua tendência nos horizontes de curto e médio prazos. Os autores mostraram que a persistência do hiato não é necessariamente constante, podendo se alterar de acordo com o período e o ambiente inflacionário.

Fuhrer (2009) propôs uma distinção entre a persistência de forma reduzida, mensurada por estatísticas como a soma dos coeficientes autorregressivos de um processo univariado para a inflação e a persistência estrutural, que decorre de mecanismos comportamentais subjacentes como, por exemplo, indexação de contratos ou rigidez de preços e salários. O autor também diferenciou persistência intrínseca, decorrente da própria dinâmica de formação dos preços, como reajustes baseados na inflação passada e mecanismos de indexação, da persistência herdada que, por sua vez, resulta da propagação de variáveis que determinam a inflação, como custos, atividade econômica e choques cambiais. O autor demonstrou que a persistência da inflação não depende apenas da persistência de seus determinantes, mas também da forma como os preços reagem a eles.

O comportamento de fixação de preços oferece uma explicação para a possibilidade

de a persistência variar conforme o ambiente inflacionário. Em modelos com custos de menu, as empresas alteram seus preços quando o benefício do reajuste supera o custo associado à mudança. Como demonstram Golosov e Lucas (2007), a elevação da inflação aumenta a frequência dos reajustes, pois os preços relativos das firmas se afastam mais rapidamente de seus níveis desejados. Dessa forma, o grau de rigidez nominal não permanece necessariamente constante quando a inflação se modifica, o que cria uma fonte de não linearidade na transmissão da política monetária.

Ascari e Haber (2022) encontraram evidências compatíveis com esse mecanismo para os Estados Unidos. Os autores indicaram que a resposta dos preços aos choques monetários depende tanto da magnitude do choque quanto do nível tendencial da inflação. Em ambientes de inflação mais elevada, os preços reagem mais rapidamente, uma vez que um número maior de firmas decide reajustá-los. Como consequência, as funções impulso-resposta da inflação diferem entre ambientes de inflação baixa e alta.

Para a economia brasileira, Minella (2003) estimou um VAR comparando três períodos distintos ¹ e apontou que os choques de política monetária produziram efeitos significativos sobre o produto e que, após o Plano Real, surgiram evidências de maior capacidade da política monetária para afetar os preços. O autor também identificou redução substancial da persistência inflacionária no período de baixa inflação, demonstrando que a dinâmica dos preços e a transmissão dos choques monetários não permaneceram constantes ao longo dos diferentes ambientes inflacionários.

Segundo Fonseca Neto (2010), quanto maior o componente inercial da inflação, mais custosa (em termos de hiato do produto) tende a ser a convergência para a meta. Ao estimar uma curva de Phillips novo-keynesiana para o período 2000-2008, o autor conclui que a persistência inflacionária constitui o principal determinante da inflação no período, com o hiato do produto ganhando importância relativa apenas ao final da amostra. Evidências mais recentes também indicaram que a persistência inflacionária brasileira varia ao longo do tempo. Caetano, Silva e Moura (2022), utilizando um modelo de tendência inflacionária, identificaram um nível considerável de persistência do hiato da inflação durante o regime de metas. Os autores mostram que tanto a persistência quanto a volatilidade desse hiato acompanham mudanças na conjuntura econômica.

Se a persistência da inflação e a eficácia dos canais de transmissão variam conforme o regime inflacionário, então, quando a dinâmica da inflação e de seus determinantes se torna mais persistente, os efeitos do mesmo choque podem se prolongar e exigir horizontes maiores para que a inflação retorne à sua trajetória anterior. A hipótese relevante para esta pesquisa não é apenas que a inflação elevada produza respostas mais intensas, mas que a dinâmica conjunta da Selic, do câmbio, da inflação e do hiato do produto possa se

¹ Os períodos são: inflação moderadamente crescente (1975-1985), alta inflação (1985-1994) e baixa inflação (1994-2000).

modificar quando a inflação ultrapassa determinado limiar.

2.3 REGIME-DEPENDÊNCIA

Boivin e Giannoni (2003) estimaram um modelo VAR e um modelo de equilíbrio geral (DSGE) para a economia norte-americana e mostraram que, após o fortalecimento do regime de metas implícitas de inflação a partir dos anos 1980, a sensibilidade da inflação aos choques monetários diminuiu, enquanto a resposta do produto tornou-se mais previsível. A principal conclusão foi que a eficácia da política monetária depende do regime de credibilidade e de estabilidade, não sendo constante ao longo do tempo. Cogley, Primiceri e Sargent (2010) analisaram dados dos Estados Unidos entre 1959 e 2004 e demonstraram que a política monetária transitou entre regimes de alta e baixa volatilidade inflacionária, associando tais transições a mudanças no comportamento do Federal Reserve e na confiança dos agentes. Ao permitir que os parâmetros e a variância dos choques mudem ao longo do tempo, o modelo TVP-VAR utilizado pelos autores capturou períodos como a Grande Moderação².

Gargiulo, Matthes e Petrova (2024) ampliaram essa literatura ao propor o modelo para entender a política monetária em diferentes regimes de inflação. Os autores combinaram a identificação de choques monetários por instrumentos externos com a estimação bayesiana de um SET-VAR. O estudo mostrou que, para os Estados Unidos, a transmissão da política monetária é estado dependente. Até o limiar de 5,5% de inflação anual, um aperto monetário de 50 pontos-base reduz a inflação de forma rápida e com impacto quase nulo sobre o desemprego. Acima do limiar, o mesmo choque gera recessão mais profunda e defasagem maior na desinflação. Bianchi e Ilut (2017) propuseram um modelo de equilíbrio geral que incorpora regimes alternantes de dominância fiscal e monetária, mostrando que a credibilidade do compromisso fiscal é decisiva para determinar a estabilidade nominal. Tais interações são particularmente relevantes para o Brasil, cuja trajetória fiscal influencia as expectativas de inflação e o risco país, interferindo diretamente na eficácia da política monetária.

A literatura sobre política monetária no Brasil reflete o esforço de compreender os mecanismos de transmissão, a resposta das variáveis macroeconômicas aos choques de juros e a estabilidade da função de reação do Banco Central ao longo do tempo. Minella et al. (2003), utilizando dados de 1999 a 2002, estimaram uma regra de Taylor projetiva para o Brasil, e constataram que o BCB reagia fortemente às expectativas de inflação, em linha com o padrão de um banco central comprometido com o regime de metas. O estudo também encontrou evidência de redução na persistência inflacionária ao longo do período, refletindo o ganho inicial de credibilidade da política. Posteriormente, Balbino et al. (2011)

² O período entre meados da década de 1980 e 2007 foi um período de relativa estabilidade macroeconômica após a volatilidade da Grande Inflação.

aplicaram um modelo VAR com parâmetros variantes no tempo (TVP-VAR), com dados de 1999 a 2009 e verificaram que as respostas da inflação e do produto aos choques de juros não se alteraram conforme as gestões do BCB. O estudo mostrou que, após 2003, a taxa de juros passou a ser mantida em nível superior ao requerido para estabilidade, refletindo um comportamento mais conservador.

A relação entre choques monetários e inflação também foi explorada em Diniz et al. (2014), que estimaram um modelo VAR estrutural para o período entre 2003 e 2012. Os autores encontraram que um aumento de 0,5 p.p. na Selic gera apreciação cambial e redução do IPCA com defasagem de até dez meses. Estudos mais recentes exploraram diretamente a hipótese de não linearidade. Oliveira et al. (2013) empregaram o teste de múltiplas quebras estruturais de Bai e Perron (2003) e encontraram evidência de três períodos distintos entre 2000 e 2011, com quebras identificadas pelo estudo em fevereiro de 2004 e outubro de 2007. O estudo revelou mudanças nos coeficientes de reação da Selic aos desvios de inflação e do hiato do produto, sugerindo alternância entre regimes de maior e menor rigor monetário.

Val et al. (2017) também encontraram evidências de mudanças na dinâmica da política monetária brasileira ao identificarem episódios de alteração na ancoragem das expectativas entre 2008 e 2017, associados a diferentes choques externos e políticas. O estudo enfatiza que a credibilidade é variável de estado, não constante, e que flutuações de curto prazo de variáveis macroeconômicas e financeiras não afetam a credibilidade. Mais recentemente, Freitas Júnior et al. (2023) estimaram um modelo TVP-VAR para o intervalo entre 2003 e 2020 e identificaram uma quebra estrutural em 2006, interpretada como mudança na condução da política monetária. Entre os regimes estimados houve mudanças nos parâmetros que mensuram a resposta da taxa de juros ao desvio das expectativas de inflação em relação à meta e ao hiato do produto. As funções impulso-resposta mostraram que os choques de política monetária produziram efeitos semelhantes nos diferentes períodos analisados.

Costa Filho (2017) propôs três séries de choques monetários para o Brasil, inspiradas na metodologia de Romer e Romer (2004). Uma usa as previsões internas da equipe do Banco Central, coletadas das apresentações técnicas do Comitê de Política Monetária (Copom); outra usa as previsões privadas; e a terceira é derivada da curva de juros. Apenas o choque derivado da curva de juros produz queda esperada na inflação que é estatisticamente significativa. Os outros choques baseados na metodologia Romer e Romer (2004), tanto com dados do BCB, quanto com dados da inflação, mostraram o *price puzzle*. Ruhmke (2024) aplicou a metodologia de Romer e Romer (2004) ao caso brasileiro, também utilizando as apresentações técnicas do Copom, que contêm projeções internas do Banco Central para inflação, PIB e outras variáveis entre 2002 e 2018. O autor estimou regressões da variação da Selic, entre reuniões, em função dessas projeções e das expectativas de mercado, interpretando o resíduo como o choque de política monetária. O estudo apontou

que a combinação de informações internas e externas elimina o *price puzzle* observado em trabalhos anteriores, evidenciando que choques positivos na Selic reduzem a inflação, com defasagem, e provocam desaceleração do Produto Interno Bruto (PIB).

A aplicação de uma estrutura de modelo não linear ao país permite testar se o limiar de inflação que separa regimes existe em uma economia emergente marcada por volatilidade cambial e indexação parcial. A modelagem dos regimes de inflação requer estruturas capazes de endogeneizar as mudanças de comportamento do sistema econômico. Entre as alternativas disponíveis, os modelos *Threshold Vector Autoregression* (T-VAR) e suas extensões, como o SET-VAR, destacam-se por sua simplicidade interpretativa e por sua flexibilidade econométrica. Em contraste com os modelos de *Markov-switching*, nos quais o regime é um processo latente, o SET-VAR define o regime a partir de uma variável observável, o que permite relacionar diretamente o estado da economia à variação dos parâmetros. Essa característica é especialmente adequada para a análise de política monetária em economias emergentes, em que a inflação é simultaneamente causa e consequência das decisões de juros e das condições externas (Gargiulo; Matthes; Petrova, 2024).

A estrutura do modelo SET-VAR, tal como proposta por Tong (1977) e posteriormente aplicada por Alessandri e Mumtaz (2019) e Gargiulo, Matthes e Petrova (2024), permite estimar as equações do sistema VAR linearmente, por partes. Ou seja, os coeficientes de resposta variam de acordo com o regime identificado, mas mantêm linearidade dentro de cada estado. Essa configuração permite capturar comportamentos distintos sem impor transições arbitrárias, refletindo a natureza das mudanças de regime observadas empiricamente.

A incorporação de instrumentos externos de identificação de choques monetários, como os derivados das surpresas de alta frequência ao redor das reuniões do Copom, reforça a capacidade do modelo em estimar efeitos causais. Essa integração, sugerida por trabalhos como Jarociński e Karadi (2020) e adaptada ao caso brasileiro por Ferreira Neto (2022), reduz o viés de simultaneidade e contribui para que os choques monetários representem variações exógenas nas decisões de juros.

A principal implicação teórica dessa abordagem é a possibilidade de avaliar a assimetria da transmissão monetária. Em regimes de inflação baixa, espera-se que a política monetária atue predominantemente via expectativas, produzindo reduções rápidas e menos custosas da inflação. Em regimes de inflação elevada, a indexação e a desancoragem das expectativas ampliam os efeitos reais e prolongam as defasagens, de modo que o mesmo choque requer tempo maior e provoca contrações mais intensas na atividade.

3 METODOLOGIA

Esta seção apresenta a metodologia adotada, tendo como base o modelo SET-VAR. O objetivo central deste modelo é identificar e estimar relações não lineares entre variáveis macroeconômicas de forma parcimoniosa, permitindo que os parâmetros estimados do VAR se diferenciem de acordo com regimes definidos endogenamente por limiares (*thresholds*) na dinâmica das séries.

3.1 O MODELO SET-VAR

Uma limitação dos modelos VAR lineares é que eles assumem parâmetros constantes ao longo de todo o período amostral, o que restringe sua capacidade de capturar os efeitos entre diferentes regimes econômicos, como períodos de alta ou baixa inflação, recessões ou expansões. Como ilustrado por Gargiulo, Matthes e Petrova (2024), a presença de períodos atípicos (ou *outliers*), mesmo que infrequentes, pode contaminar substancialmente os resultados se a dependência de regime for ignorada. Um modelo VAR linear padrão, aplicado a uma amostra em que há mudança de regimes, corre o risco de estimar incorretamente o efeito da política monetária, por equalizar os efeitos entre os regimes distintos. Isso pode obscurecer a dinâmica real e pode levar os formuladores de políticas a subestimar ou superestimar o impacto de suas ações.

Para superar essa restrição, utilizamos neste trabalho o modelo SET-VAR, proposto por Gargiulo, Matthes e Petrova (2024), buscando evitar o sobreajuste e a perda de eficiência, além de proporcionar maior clareza quanto à fonte da não linearidade e maior eficiência computacional, uma vez que essa abordagem é menos custosa computacionalmente quando comparada a um modelo totalmente bayesiano. Antes de tudo, faremos uma breve discussão sobre o modelo T-VAR e sua prática usual de estimação. O modelo T-VAR de ordem p com M variáveis e k regimes é dado por:

$$y_t = \sum_{i=1}^k \left(B_{0,i} + \sum_{j=1}^p B_{j,i} y_{t-j} \right) \Psi_t^{(i)}(\gamma^0) + \Sigma^{1/2} \eta_t, \quad (3.1)$$

$$\eta_t \mid \mathcal{F}_{t-1} \sim (0, I_M),$$

em que $B_{0,i}$ e $B_{j,i}$ são, respectivamente, o vetor de interceptos e as matrizes de coeficientes autorregressivos, dependentes do regime i , $i = 1, \dots, k$. Assume-se que as raízes do polinômio característico de todas as matrizes $B_{j,i}$ estejam fora do círculo unitário. Σ é uma matriz de covariância definida positiva e η_t são as inovações do modelo, com $\mathcal{F}_{t-1}$ denotando o conjunto de informações disponível até o tempo $t-1$. Os regimes são definidos por uma variável de estado mensurável em $\mathcal{F}_{t-1}$, s_t , via:

$$\Psi_t^{(i)}(\gamma^0) = \mathbb{I} \left(\gamma_{i-1}^0 < s_t \leq \gamma_i^0 \right), \quad i = 1, \dots, k,$$

em que $\Psi_t^{(i)}(\gamma^0)$ é uma função indicadora que assume o valor um sempre que a condição de limiar para o regime i for satisfeita no período t (e zero caso contrário). O vetor de parâmetros de limiar γ^0 define as fronteiras (os limiares) $(k-1) \times 1$ entre regimes, com $\gamma_1^0 < \gamma_2^0 < \dots < \gamma_{k-1}^0$.

Esse modelo tem como característica a linearidade por partes (*piecewise-linear*). Ou seja, ele se comporta como um modelo VAR padrão dentro de cada regime identificado. Os parâmetros, no entanto, podem mudar quando os valores de s_t cruzam os limiares estabelecidos. Os k regimes podem ser determinados com base em uma variável de estado observável, como a inflação defasada, por exemplo, sendo uma fonte de não linearidade simples e fácil de ser interpretada. Essa é uma vantagem dessa abordagem em relação aos modelos de *Markov-switching*, em que os regimes são governados por um processo latente não observável (Gargiulo; Matthes; Petrova, 2024). Quando a variável de estado (s_t) é uma variável defasada do próprio sistema, ou seja, do vetor y_t , com defasagem $d \in \{1, \dots, p\}$, o modelo é chamado *self-exciting* T-VAR (SET-VAR). Esse mecanismo é particularmente interessante, pois permite que o próprio modelo gere dinâmicas complexas, como ciclicidade, ressonância de saltos e outras não linearidades relevantes, de forma endógena, sem depender de fatores externos não modelados (Tong e Lim, 1980).

A identificação segue a hipótese padrão de que é necessário que pelo menos um dos elementos no vetor de parâmetros β_i , dado $B_i = (B_{0,i}, B_{1,i}, \dots, B_{p,i})$ e $\beta_i = \text{vec}(B_i')$, seja diferente entre qualquer par de regimes ($\beta_i \neq \beta_j, \forall i \text{ e } j \in \{1, \dots, k\} \text{ e } i \neq j$). A inferência é conduzida em duas etapas, sendo que a primeira é a estimação do vetor de γ . Na segunda etapa, realiza-se a inferência de β_i condicionada ao valor de $\hat{\gamma}$. A estimação de β_i é a usual, isto é, condicionado a $\hat{\gamma}$, o estimador de mínimos quadrados ordinários (MQO) de B_i , para cada regime i , é consistente e assintoticamente normal.

A abordagem tradicional para estimar o parâmetro de limiar γ baseia-se na minimização da Soma dos Quadrados dos Resíduos (SSR):

$$\hat{\gamma} = \arg \min_{\gamma} \left[\min_{\beta_1, \dots, \beta_k} \sum_{t=1}^n \epsilon_t' \epsilon_t \right], \quad (3.2)$$

em que

$$\epsilon_t = y_t - \sum_{i=1}^k (I_M \otimes x_t') \beta_i \Psi_t^{(i)}(\gamma), \quad (3.3)$$

onde

$$x_t = (x_{t,1}, \dots, x_{t,p})' \quad (3.4)$$

Na prática, a estimação do modelo é conduzida em dois estágios. No primeiro estágio, o vetor $\beta = (\beta_1', \dots, \beta_k')$ é estimado por MQO para uma grade de valores definida para γ . No segundo estágio, $\hat{\beta} = (\hat{\beta}_1', \dots, \hat{\beta}_k')$ é usado para calcular os resíduos de todos os possíveis valores da grade e o estimador de γ é aquele que atinge o mínimo SSR, como definido em (3.2).

A superconsistência do estimador de γ pode ser estabelecida sob condições de regularidade (Chan, 1993), com uma taxa de convergência mais rápida ao valor verdadeiro γ^0 (à taxa n). A superconsistência do estimador $\hat{\gamma}$ implica que a incerteza de estimação de γ não tem efeito sobre a distribuição assintótica de β_i , e, portanto, pode ser ignorada, fornecendo, então, uma justificativa para o procedimento em dois estágios, descrito acima e amplamente utilizado na literatura (Gargiulo; Matthes; Petrova, 2024).

No entanto, este método identifica o vetor de limiares γ usando somente a dependência de regime na média condicional, ou seja, nos coeficientes de B_i , ignorando qualquer informação valiosa que possa estar contida nos segundos momentos dos dados, como a volatilidade. Isso representa uma desvantagem significativa, pois muitos fenômenos macroeconômicos podem caracterizar-se não apenas por mudanças no nível das séries, mas também por mudanças drásticas em sua volatilidade. Gargiulo, Matthes e Petrova (2024) estendem essa abordagem com uma importante inovação na abordagem, aqui também adotada, que é a inclusão dos parâmetros de volatilidade no vetor de parâmetros dependentes do regime, o que permite que esses parâmetros também mudem entre os regimes. Isso significa que o modelo pode detectar uma mudança de regime mesmo que a dinâmica na média das variáveis permaneça a mesma, desde que a volatilidade mude.

A segunda inovação do trabalho de Gargiulo, Matthes e Petrova (2024) consiste na adoção de um tratamento bayesiano para os parâmetros autorregressivos e para as matrizes de covariância entre regimes, combinado com um estimador pontual bayesiano para γ . Essa abordagem preserva a eficiência computacional, em contraste com um procedimento totalmente bayesiano para γ , o qual requer a aproximação da distribuição *a posteriori* de γ por meio de um algoritmo de *Metropolis-Hastings*, computacionalmente custoso (Gargiulo; Matthes; Petrova, 2024).

Como o estimador pontual de γ converge a uma taxa mais rápida do que os estimadores dos parâmetros do VAR, o procedimento em duas etapas proposto por Gargiulo, Matthes e Petrova (2024) é justificado, pois a incerteza *a posteriori* de γ não afeta as distribuições *a posteriori* dos parâmetros do VAR para grandes amostras. Em outras palavras, seja $\theta_i = [\beta_i', \text{vech}(\Sigma_i)']'$, onde $\text{vech}(\cdot)$ representa o operador *half-vec*. A diferença entre as densidades *a posteriori*, centradas no verdadeiro valor dos parâmetros do VAR no regime i , condicionadas ao limiar γ e a um estimador superconsistente $\hat{\gamma}$, obedece à seguinte relação assintótica:

$$p\left(\sqrt{n}\left(\theta_i - \theta_i^0\right) \mid \gamma, y_1, \dots, y_n\right) - p\left(\sqrt{n}\left(\theta_i - \theta_i^0\right) \mid \hat{\gamma}, y_1, \dots, y_n\right) \rightarrow 0 \quad \text{quando } n \rightarrow \infty.$$

Em síntese: à medida que o tamanho da amostra aumenta, a diferença entre as densidades da distribuição *a posteriori* tende a zero. O modelo com média condicional e covariância

variando entre regimes é dado, então, por:

$$y_t = \sum_{i=1}^k \left(B_{0,i} + \sum_{j=1}^p B_{j,i} y_{t-j} + \Sigma_i^{1/2} \eta_t \right) \Psi_t^{(i)}(\gamma^0), \quad (3.5)$$

$$\eta_t \mid \mathcal{F}_{t-1} \sim (0, I_M),$$

Assume-se uma densidade *a priori* para os parâmetros $p(\beta_i, \Sigma_i)$ para cada regime e uma densidade *a priori* uniforme discreta para cada componente do vetor de limiares $p(\gamma)$, definida em uma grade Γ . Seriam possíveis diferentes distribuições *a priori* entre regimes, mas para que as diferenças encontradas entre os regimes venham apenas dos dados, utilizaremos a mesma distribuição *a priori* para todos os regimes, assim como em Gargiulo, Matthes e Petrova (2024). Além disso, uma distribuição *a priori* igual facilita e torna mais rápida a estimação por busca na grade. Para a função de verossimilhança dos dados, assume-se distribuição normal para as inovações. A estimação decorre de uma reponderação (zero-um) por regime. Apenas as observações que estão dentro do limiar para o determinado regime recebem peso (um) para a avaliação da verossimilhança daquele regime. Os pesos para cada regime são definidos como:

$$w_{t,i} = \mathbb{I}(\hat{\gamma}_{i-1} < s_t \leq \hat{\gamma}_i), \quad (3.6)$$

Adicionalmente, definem-se as matrizes:

$$W_i = \text{diag}(w_{1,i}, \dots, w_{n,i}), \quad Y = (y_1, \dots, y_n)', \quad X = (x'_1, \dots, x'_n)'$$

A log-verossimilhança ponderada por regime da amostra $y = \text{vec}(Y)$, com $\text{tr}(W_i) = n_i$ é dada por:

$$\ell_i(\beta, \Sigma, \gamma) \propto -\frac{\text{tr}(W_i)}{2} \ln(\det(\Sigma_i)) - \frac{1}{2} (y - (I_M \otimes X)\beta_i)' (\Sigma_i^{-1} \otimes W_i) (y - (I_M \otimes X)\beta_i).$$

A estimação procede por maximização conjunta da densidade log-posterior,

$$(\hat{\gamma}, \hat{\beta}, \hat{\Sigma}) = \arg \max_{\gamma, \beta, \Sigma} \ln p(\beta, \Sigma, \gamma \mid y_{1:n}),$$

em que o limiar γ pode ser equivalentemente estimado como:

$$\hat{\gamma} = \arg \max_{\gamma \in \Gamma^{k-1}} \ell(\check{\beta}, \check{\Sigma}, \gamma) + \sum_{i=1}^k \omega_i \ln p(\check{\beta}_i, \check{\Sigma}_i). \quad (3.7)$$

Em que $\check{\beta}$ e $\check{\Sigma}$ são as modas *a posteriori* em função do parâmetro de limiar γ . Γ^{k-1} é o produto cartesiano de ordem $k-1$ da grade Γ . Avalia-se a densidade log-posterior correspondente na moda *a posteriori* do vetor $\theta_i = [\beta'_i, \text{vech}(\Sigma_i)']'$ para cada ponto da grade em Γ^{k-1} , estimando γ como o ponto que maximiza essa função. Assim, a busca em grade avalia a distribuição *a posteriori* para cada vetor de limiares candidato e seleciona aquele com o maior valor *a posteriori*. Em seguida, realiza-se a estimação

bayesiana usual de θ_i condicional ao valor encontrado do estimador do limiar. Para evitar a sobreparametrização, possível em modelos VAR com muitas variáveis (M) e defasagens (p) em amostras pequenas, emprega-se uma distribuição *a priori* padrão *Minnesota* para β_i e *Wishart* para Σ_i^{-1} , para cada regime:

$$\begin{aligned}\beta_i \mid \Sigma_i, \hat{\gamma} &\sim \mathcal{N}(\beta_{0i}, (\Sigma_i^{-1} \otimes \kappa_{0i})^{-1}), \\ \Sigma_i^{-1} \mid \hat{\gamma} &\sim \mathcal{W}(\alpha_{0i}, \lambda_{0i}),\end{aligned}\tag{3.8}$$

em que β_{0i} é um vetor de médias *a priori*, κ_{0i} é uma matriz definida positiva controlada através de um parâmetro de encolhimento (*shrinkage*) geral escalar, α_{0i} é o parâmetro de escala da distribuição de *Wishart*, e λ_{0i} é uma matriz definida positiva. A distribuição *a posteriori* condicionada a $\hat{\gamma}$ é, então, uma *Normal-Wishart* conjugada com forma:

$$\begin{aligned}\beta_i \mid \Sigma_i, \hat{\gamma}, X, Y &\sim \mathcal{N}(\tilde{\beta}_i, (\Sigma_i^{-1} \otimes \tilde{\kappa}_i)^{-1}), \\ \Sigma_i^{-1} \mid \hat{\gamma} &\sim \mathcal{W}(\tilde{\alpha}_i, \tilde{\lambda}_i),\end{aligned}\tag{3.9}$$

em que os parâmetros da distribuição *a posteriori* para cada regime $\tilde{\beta}_i$, $\tilde{\kappa}_i$, $\tilde{\alpha}_i$, $\tilde{\lambda}_i$ são dados por:

$$\begin{aligned}\tilde{\beta}_i &= (I_M \otimes \tilde{\kappa}_i^{-1}) \left[(I_M \otimes X'W_iX) \hat{\beta}_i + (I_M \otimes \kappa_{0i}) \beta_{0i} \right], \\ \tilde{\kappa}_i &= \kappa_{0i} + X'W_iX, \quad \tilde{\alpha}_i = \alpha_{0i} + n_i, \quad \tilde{\lambda}_i = \lambda_{0i} + Y'W_iY + B_{0i}\kappa_{0i}B_{0i}' - \tilde{B}_i\tilde{\kappa}_i\tilde{B}_i',\end{aligned}$$

em que β_i é o estimador de MQO para cada regime, definido como:

$$\hat{\beta}_i = (I_M \otimes X'W_iX)^{-1}(I_M \otimes X'W_i)y,$$

em que W_i é a matriz diagonal contendo os pesos (zero-um) para cada regime definido através do limiar estimado $\hat{\gamma}$.

Em síntese, o algoritmo de estimação pode ser organizado em quatro etapas:

1. Para cada ponto da grade Γ^{k-1} , calculam-se as modas *a posteriori* de β_i e Σ_i em cada regime, que são dadas por:

$$\check{\beta}_i = \tilde{\beta}_i \quad \text{e} \quad \check{\Sigma}_i = \frac{\tilde{\lambda}_i}{(\tilde{\alpha}_i + M + 1)}.$$

2. Avalia-se, nessas modas, a função objetivo composta pela log-verossimilhança da amostra e pelas densidades *a priori* ponderadas de cada regime.

3. Seleciona-se o ponto da grade que maximiza a densidade log-posterior avaliada nas modas obtidas no passo anterior, obtendo-se o vetor de limiares estimado $\hat{\gamma}$.

4. Mantendo-se $\hat{\gamma}$ fixo, realizam-se amostragens dos parâmetros Σ_i^{-1} e β_i a partir das distribuições *a posteriori* apresentadas em (3.9).

3.2 CHOQUES DE POLÍTICA MONETÁRIA E IDENTIFICAÇÃO

A identificação de choques monetários é uma das etapas mais críticas na análise empírica de política monetária. O objetivo é isolar variações exógenas nas decisões do banco central, isto é, movimentos inesperados na taxa de juros que não sejam respostas sistemáticas às condições econômicas observáveis. Esse desafio metodológico remete ao problema clássico da endogeneidade da política monetária, uma vez que, como as autoridades ajustam a taxa de juros em função de expectativas e dados correntes sobre inflação e atividade, torna-se difícil separar os efeitos causais da política monetária sobre as variáveis reais e nominais.

Uma abordagem amplamente utilizada para contornar esse problema é o uso de instrumentos narrativos ou *proxies* externas de choque, capazes de capturar variações imprevistas nas decisões de política monetária. O trabalho de Romer e Romer (2004) é um marco nesse campo, e nele, os autores propuseram um novo indicador de choques de política monetária a partir de previsões internas do *Federal Reserve*, os chamados *Greenbook forecasts*. O método consiste, resumidamente, em subtrair da decisão efetiva de juros a parte explicada pelas previsões do próprio banco central para inflação e produto, de modo que o resíduo represente o componente verdadeiramente exógeno da decisão.

Uma característica importante do instrumento de Romer e Romer é permitir uma identificação mais limpa dos choques monetários, reduzindo o viés de simultaneidade entre a reação do banco central e as condições macroeconômicas. Além disso, a série construída pelos autores cobriu períodos de forte volatilidade inflacionária, como a década de 1970 nos Estados Unidos, o que possibilita análises comparativas entre diferentes regimes de política monetária. Por essas razões, diversos estudos subsequentes adotaram essa medida como *proxy* de choque, aplicando-a em modelos VAR estruturais e em extensões não lineares para avaliar os efeitos da política monetária sobre inflação, produto e emprego.

No contexto brasileiro, Costa Filho (2017) propôs e testou três novas metodologias para a construção de séries de choques de política monetária. As duas primeiras são inspiradas na abordagem de Romer e Romer (2004), mas aplicadas a duas fontes distintas de previsão. A primeira utiliza as previsões oficiais da equipe do Banco Central, obtidas das apresentações técnicas do Copom, e a segunda utiliza as previsões de instituições privadas (pesquisa Focus). A terceira metodologia diverge da abordagem narrativa e deriva um choque da curva de rendimento (*DI swaps*), seguindo o método de Barakchian e Crowe (2013).

Também seguindo Romer e Romer (2004), Ruhmke (2024) buscou aplicar a mesma metodologia ao contexto brasileiro. O autor construiu uma série inédita de choques de política monetária a partir das apresentações técnicas do Copom, que contêm projeções internas do Banco Central do Brasil para inflação, crescimento do PIB, preços administrados e conta corrente entre 2002 e 2018. Essas projeções refletem o conjunto de informações

efetivamente disponíveis para a autoridade monetária no momento de cada decisão, sendo análogas às previsões internas, feitas pela equipe técnica do *Federal Reserve*, utilizadas por Romer e Romer (2004). Uma limitação dessa abordagem está relacionada à defasagem de quatro anos das publicações disponibilizadas pelo BCB.

Outros trabalhos buscaram uma aplicação semelhante à adotada por Costa Filho (2017) quanto à identificação de choques via rendimento de contratos DI. Oliveira e Ramos (2011) adaptaram a abordagem de Kuttner (2001) para a economia brasileira, para identificar os choques não antecipados de política monetária usando o mercado de contratos de DI futuro. Os autores também calcularam as correlações dessas surpresas com as alterações nas estruturas a termo das taxas de juros com maturidades que variam de dois a vinte e quatro meses dos contratos futuros de DI.

O presente trabalho utiliza como instrumento externo para identificação do vetor de política monetária a medida de surpresa monetária que segue a construção de Ferreira Neto (2022), baseada em variações nos contratos futuros de DI em uma janela estreita ao redor das decisões do Copom. Essa escolha está relacionada à literatura que utiliza mudanças nos preços de ativos financeiros para identificar o componente não antecipado da política monetária. Costa Filho (2017), utilizando uma medida também derivada da curva de juros, encontrou uma resposta desinflacionária estatisticamente significativa e ausência do *price puzzle* observado em outras medidas de choque para o Brasil.

Ao incluir a *proxy* como a primeira variável no vetor y_t , aplicamos uma fatoração de *Cholesky* à matriz de covariância Σ_i em cada regime, garantindo que a primeira coluna da matriz resultante represente o vetor de respostas imediatas das variáveis a um choque monetário. Para permitir comparações entre regimes, os choques monetários são normalizados de modo que impliquem um aumento imediato de 50 pontos-base (0,50 p.p.) na taxa básica de juros. Essa convenção segue Gargiulo, Matthes e Petrova (2024), que adotaram o mesmo procedimento ao analisar os efeitos de choques monetários nos Estados Unidos utilizando um modelo SET-VAR bayesiano. A normalização permite que as funções impulso-resposta (IRFs) sejam comparáveis em magnitude entre diferentes regimes de inflação, permitindo interpretar as diferenças na transmissão da política monetária de forma padronizada.

Fusari (2025) demonstrou que o uso combinado de restrições externas e SVARs fornece estimativas mais robustas e menos sensíveis às suposições de recursividade. Para Ramey (2016), os choques devem ser exógenos em relação às demais variáveis do modelo, sejam elas atuais ou defasadas, devem ser não correlacionados com outros choques exógenos, como choque de política fiscal, ou tecnológico, uma vez que a falta de exogeneidade entre choques impediria a identificação dos efeitos causais únicos de um choque em relação a outro choque exógeno, e devem representar novas informações a respeito de mudanças em variáveis exógenas ou mesmo representar seus movimentos não antecipados.

Além da robustez empírica, o uso de *proxies* externas possui uma vantagem adicional quando integrado a modelos não lineares, como o SET-VAR. Ele permite investigar se a transmissão da política monetária depende do regime inflacionário, sem confundir as mudanças de regime com variações na intensidade dos choques. Em outras palavras, ao fixar a identificação do choque de forma exógena, o modelo pode se concentrar na análise de como as respostas das variáveis macroeconômicas, por exemplo, inflação e desemprego, podem variar entre regimes de alta e baixa inflação. O presente trabalho adota uma abordagem de identificação híbrida, que combina a fatoração recursiva de *Cholesky* com um instrumento externo de política monetária, buscando garantir que o choque estimado seja exógeno e comparável entre regimes. A normalização de 50 pontos-base assegura padronização na escala dos resultados, enquanto a estimação regime-dependente permite capturar possíveis assimetrias na transmissão monetária. A partir dessa estrutura, as funções impulso-resposta obtidas para cada regime fornecem evidências sobre como o canal de transmissão da política monetária, via taxa de juros, interage com as condições de inflação no Brasil.

3.3 DADOS E VARIÁVEIS

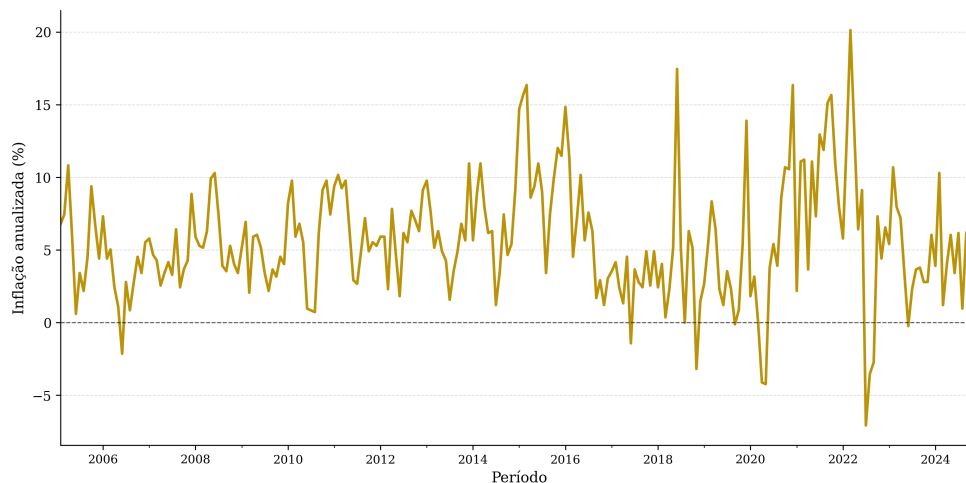
A base de dados abrange o período de fevereiro de 2005 a dezembro de 2024, definido pela disponibilidade conjunta das quatro variáveis macroeconômicas e do instrumento externo de política monetária. Na especificação principal, com frequência mensal, a amostra compreende 239 observações.

A identificação dos choques de política monetária segue a medida de surpresa monetária construída por meio da identificação em alta frequência, utilizando as variações nos contratos futuros de DI em uma janela estreita ao redor das decisões do Copom. Como as decisões são divulgadas após o encerramento do mercado, a surpresa é mensurada comparando-se a taxa implícita no fechamento do dia da reunião com aquela observada na abertura do primeiro dia útil posterior, após a conversão das cotações em taxas a termo. A análise dessa variação procura isolar o componente não antecipado da decisão de política monetária. No presente trabalho, essa medida é utilizada como instrumento externo para a identificação do choque monetário.

O Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo, apresentado na Figura 1, é considerado a inflação oficial e mede o preço de uma cesta de consumo representativa para famílias com renda de 1 a 40 salários-mínimos. Ele é elaborado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) a partir da agregação de índices de preços regionais, com pesos baseados na participação de cada região no rendimento total urbano das famílias integrantes da população-alvo, conforme a Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF). A variável que representa a inflação é usada como variável de estado do modelo e como variável observável. A série dessazonalizada, disponibilizada pelo IBGE, foi acumulada e

anualizada.

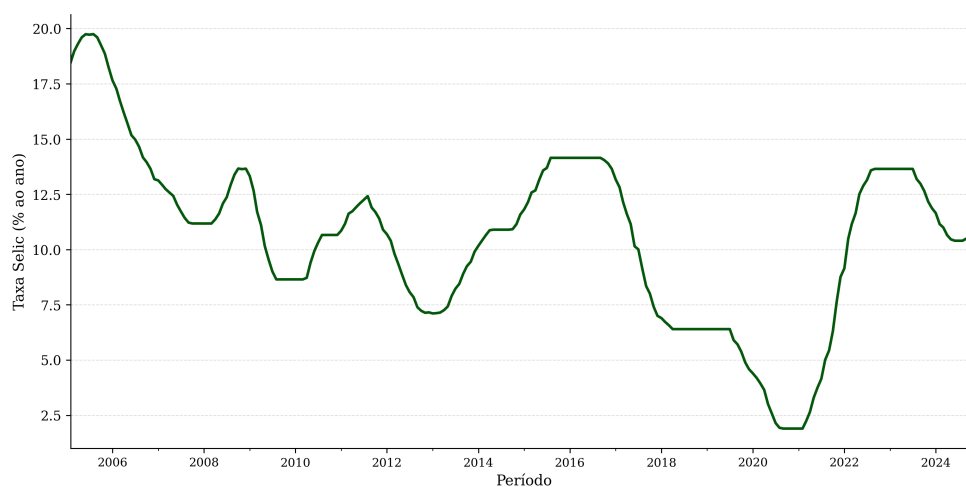
Figura 1 – IPCA dessazonalizado mensal anualizado



Fonte: Elaboração própria.

A variável que representa a política monetária é a taxa Selic Efetiva (Figura 2), que corresponde à média de juros das operações *overnight* que são garantidas por títulos do governo. Ela funciona como a taxa básica utilizada na implementação da política monetária no Brasil. O cálculo considera as transações que são registradas e liquidadas no Sistema Especial de Liquidação e Custódia (Selic) ou em outras plataformas de compensação. A série é anualizada e disponibilizada no Sistema Gerenciador de Séries Temporais (SGS) do Banco Central do Brasil.

Figura 2 – Taxa Selic mensal



Fonte: Elaboração própria.

O hiato do produto reflete as flutuações cíclicas da atividade econômica brasileira, indicando períodos em que a economia opera acima (hiato positivo) ou abaixo (hiato negativo) de sua capacidade produtiva potencial. A variável com frequência mensal, exposta na Figura 3, foi obtida a partir da aplicação do filtro *Hodrick-Prescott (H-P)* sobre a série de atividade econômica disponibilizada pelo SGS.

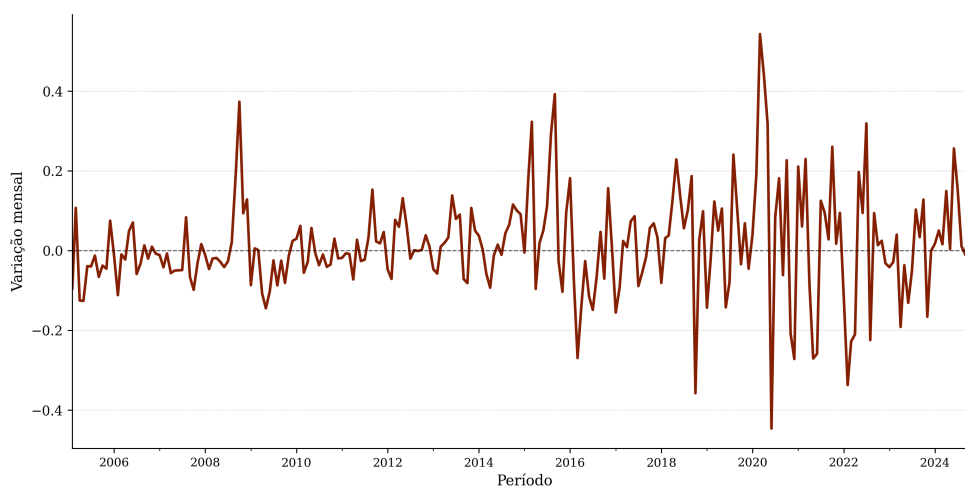
Figura 3 – Hiato do produto mensal



Fonte: Elaboração própria.

A taxa de câmbio nominal (R\$/US\$) corresponde à série 3698 do SGS/BCB, referente à taxa de câmbio livre do dólar americano para venda, expressa como média mensal. Calculou-se a primeira diferença da série em relação ao período anterior¹. Nessa

Figura 4 – Variação mensal da taxa de câmbio nominal



Fonte: Elaboração própria.

transformação, valores positivos indicam depreciação da moeda doméstica, enquanto valores negativos indicam apreciação. A série resultante pode ser visualizada na Figura 4.

¹ A primeira diferença da série mensal em relação ao período anterior é calculada como $\Delta e_m = e_m - e_{m-1}$. Logo, trata-se de uma diferença absoluta, e não de variação percentual.

4 RESULTADOS

A especificação principal do modelo SET-VAR foi estimada com dados mensais, cinco variáveis, doze defasagens, dois regimes e a inflação defasada em um período como variável de estado. A frequência mensal é compatível com o horizonte de transmissão da política monetária, enquanto a utilização de dois regimes preserva uma estrutura parcimoniosa diante da dimensão da amostra. As demais especificações são utilizadas para avaliar a sensibilidade dos resultados quanto à frequência dos dados, à forma de mensuração da inflação, ao número de regimes, à definição da variável de estado e ao conjunto de variáveis incluídas no modelo.

Inicialmente, são apresentados o limiar estimado e a caracterização dos regimes inflacionários identificados pela especificação principal. Em seguida, são analisadas, em cada regime, as respostas da taxa Selic, da variação cambial, da inflação e do hiato do produto ao choque contracionista de política monetária. Por fim, examina-se em que medida os resultados da especificação principal se mantêm diante de diferentes especificações do modelo SET-VAR.

4.1 IDENTIFICAÇÃO DOS REGIMES INFLACIONÁRIOS

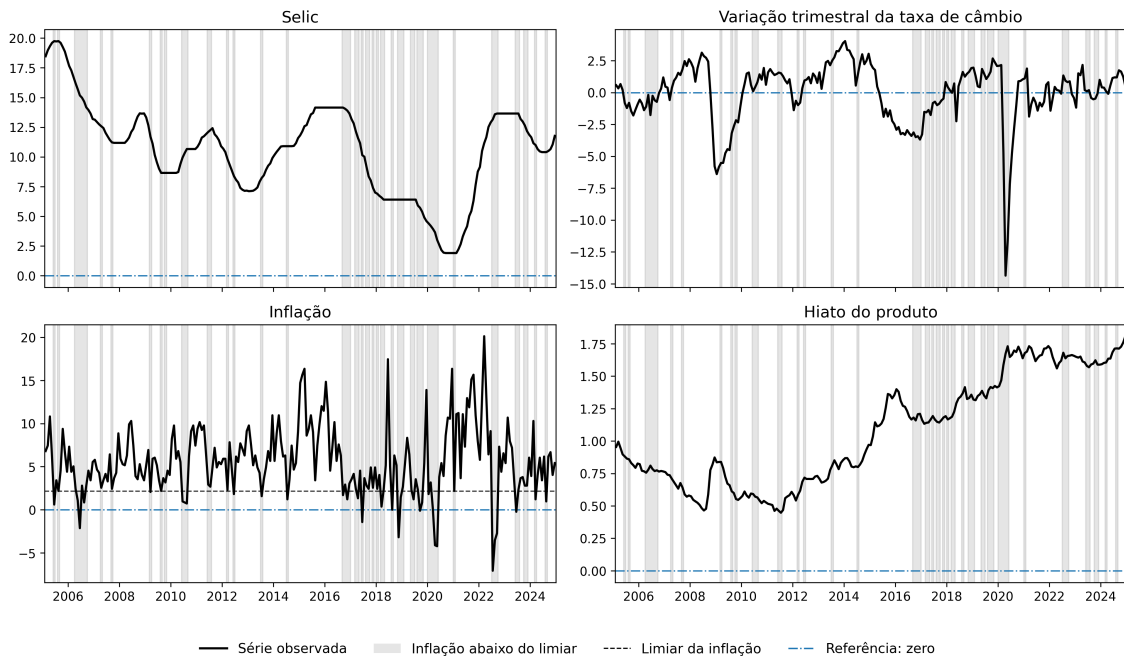
A identificação dos regimes inflacionários é realizada com base na inflação defasada em um período, utilizada como variável de estado. Na especificação principal do modelo, o limiar estimado foi de 3,17. Esse valor separa a amostra em dois regimes inflacionários, definidos endogenamente a partir da dinâmica conjunta das variáveis incluídas no modelo. O primeiro regime corresponde aos períodos em que a inflação defasada é menor ou igual a 3,17%, enquanto o segundo regime reúne os períodos em que a inflação defasada supera esse limiar. A distribuição das observações mostra forte assimetria entre os regimes, com 59 observações classificadas no regime de inflação inferior, ao passo que 180 observações pertencem ao regime de inflação superior.

Com base no limiar estimado, os regimes são definidos da seguinte forma:

- Inflação inferior: $\pi_{t-1} \leq 3,17$, correspondente a 24,7% da amostra;
- Inflação superior: $\pi_{t-1} > 3,17$, correspondente a 75,3% da amostra.

O menor número de observações no regime de baixa inflação indica que, ao longo da amostra analisada, a inflação defasada permaneceu predominantemente acima do limiar estimado. Esse resultado é relevante porque indica que a dinâmica brasileira no período pós-2005 é caracterizada majoritariamente por episódios em que a inflação se encontra acima do patamar endogenamente identificado pelo modelo.

Figura 5 – Variáveis macroeconômicas e regimes de inflação



Fonte: Elaboração própria.

A Figura 5¹ evidencia visualmente que o regime de inflação inferior ocorre em menos períodos da amostra, quando comparado ao regime de inflação superior, o que confirma a assimetria na distribuição das observações entre regimes.

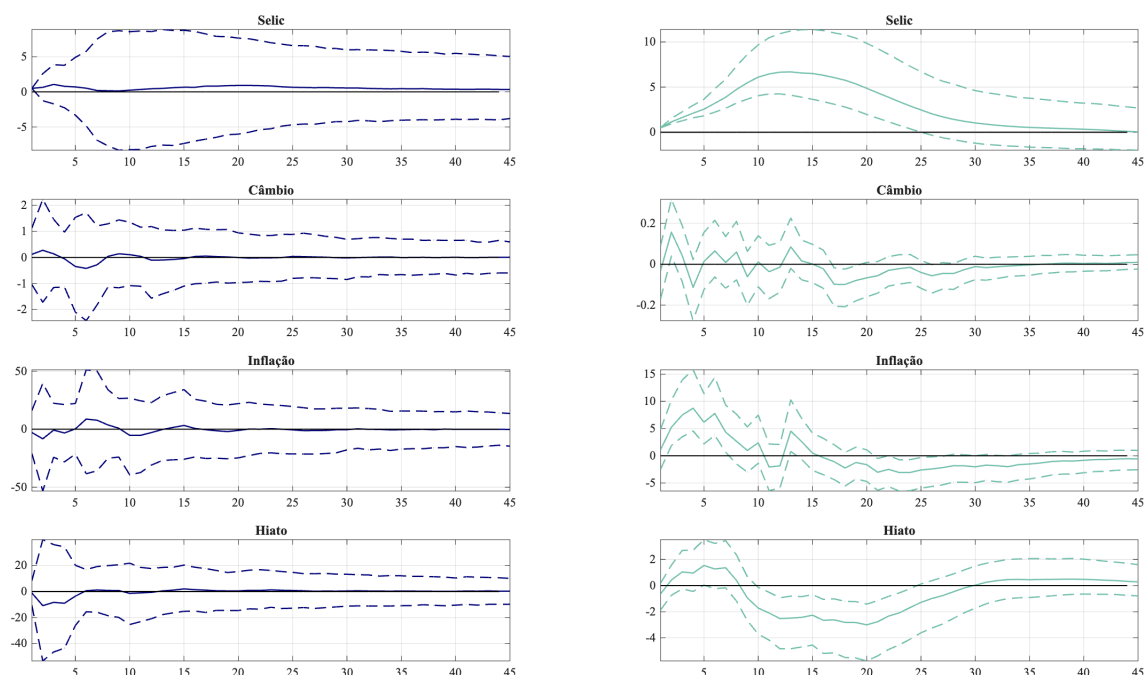
4.2 EFEITOS DA POLÍTICA MONETÁRIA

Esta seção apresenta as funções impulso-resposta das variáveis endógenas a um choque contracionista de política monetária, identificado por meio de uma *proxy* externa e normalizado para produzir uma elevação inicial de 50 pontos-base na taxa Selic.

A Figura 6 apresenta as funções impulso-resposta para a Selic, câmbio, inflação e hiato do produto nos dois regimes identificados. O painel à esquerda corresponde ao regime de inflação inferior, definido por $\pi_{t-1} \leq 3,17$, e o painel à direita corresponde ao regime de inflação superior, definido por $\pi_{t-1} > 3,17$. As linhas contínuas representam as medianas das respostas, enquanto as linhas tracejadas representam os intervalos de credibilidade de 68%.

¹ As áreas sombreadas indicam os períodos classificados no regime de inflação inferior, definido por $\pi_{t-1} \leq 3,17$. As áreas não sombreadas correspondem ao regime de inflação superior. A linha tracejada no painel da inflação representa o limiar estimado.

Figura 6 – IRF: Modelo mensal com 2 regimes



Fonte: Elaboração própria.

4.2.1 Respostas ao choque no regime de inflação inferior

No regime de inflação inferior, a taxa Selic apresenta resposta positiva no impacto. Sua mediana alcança valor máximo no terceiro mês. Posteriormente, a resposta mediana diminui gradualmente, mas permanece positiva ao longo de todo o restante dos períodos analisados. Os intervalos de credibilidade passam a incluir zero na passagem do primeiro para o segundo mês posterior ao choque, o que indica elevada incerteza quanto à trajetória da taxa de juros nesse regime.

Com amplos intervalos de credibilidade, que incluem o zero em todo o período analisado, a variação cambial tem mediana inicialmente positiva e oscilando em torno de zero, convergindo gradualmente para esse valor. Como há elevada incerteza da resposta em todo o período, não é possível determinar de forma clara se o choque produz variação no sentido da apreciação ou depreciação da moeda doméstica de forma persistente ao longo dos meses.

A inflação apresenta resposta da mediana negativa no impacto, seguida por uma queda mais acentuada ainda nos primeiros meses. Nos horizontes posteriores, a mediana também oscila em torno de zero. Os intervalos de credibilidade incluem zero desde o primeiro período analisado, não permitindo identificar uma resposta mais precisa quanto ao choque quando a inflação está menor ou igual ao limiar.

A mediana do hiato do produto diminui no impacto e apresenta respostas próximas

de zero nos períodos seguintes. Também é possível observar elevada incerteza da resposta ao longo de quase todo o horizonte, não sendo possível identificar uma contração persistente da atividade econômica no período de análise.

4.2.2 Respostas ao choque no regime de inflação superior

No regime de inflação superior, a resposta da taxa Selic é positiva e mais persistente. Após a elevação inicial de 50 pontos-base, a mediana aumenta e alcança seu valor máximo aproximadamente no décimo terceiro mês, passando a diminuir gradualmente e mantendo-se positiva até o vigésimo quarto mês. Posteriormente, a mediana converge para zero, com intervalos de credibilidade que incluem zero.

A mediana da variação cambial responde negativamente no impacto, o que indicaria um movimento no sentido da apreciação da moeda doméstica. Desde o início a resposta inclui zero no intervalo de credibilidade, com exceção do segundo mês, em que é positiva, e do período entre o décimo sétimo e o décimo nono mês, período em que a resposta é negativa. Há forte oscilação da mediana ao longo do período inicial, que diminui próximo ao vigésimo mês, com posterior convergência gradual da mediana para zero.

A inflação apresenta resposta positiva da mediana no impacto e alcança seu valor máximo no quarto mês, com efeito estatisticamente relevante até o fim do segundo trimestre. Ainda no primeiro mês, o intervalo de credibilidade deixa de incluir o zero, com resposta positiva até o sétimo mês. Além deste período, o décimo terceiro mês não inclui o zero e tem resposta positiva. O vigésimo primeiro mês apresenta resposta negativa e significativa. Também apresentam respostas negativas e estatisticamente relevantes o período que compreende do vigésimo terceiro ao vigésimo quinto mês. Durante o restante do período os intervalos de credibilidade incluem o zero, sendo que há elevada oscilação até o vigésimo mês, com posterior convergência gradual para zero.

A elevação inicial da inflação aponta para o fenômeno do *price puzzle*, evidenciando que a utilização de instrumento externo baseado na curva de juros DI, por si só, pode não ser suficiente para eliminar esse efeito. Já para a redução tardia da inflação, uma possível explicação é de defasagem na transmissão monetária apresentada pelo Banco Central do Brasil (2009). Segundo as estimativas da instituição, os efeitos da política monetária sobre os preços começam a se manifestar entre dois e três trimestres após o choque.

O hiato do produto não apresenta, no início, resposta claramente identificada, com exceção do quinto mês, que apresenta resposta positiva. A resposta mais clara e negativa tem início no décimo mês e mantém-se até o vigésimo quarto mês do período analisado. Durante esse período há redução estatisticamente significativa da atividade em relação ao seu potencial. A linha central é negativa no impacto e oscila positivamente ainda no primeiro mês do período de análise. Ela se mantém positiva até o oitavo mês, quando passa a ser negativa, condição mantida até o trigésimo mês. Nos períodos posteriores, ele

converge gradualmente para zero.

De forma geral, as respostas indicam que os efeitos do choque monetário são mais nítidos e persistentes no regime de inflação que contém as observações que estão acima do limiar. No regime inferior, as respostas da inflação, da variação cambial e do hiato do produto apresentam oscilações em torno de zero e não se mostram estatisticamente relevantes por quase todo o período analisado. No regime superior, observam-se respostas mais persistentes da taxa Selic e do hiato do produto, indicando um efeito real mais pronunciado sobre a atividade econômica. Câmbio e inflação também apresentam respostas distintas entre os regimes. Enquanto no regime superior a inflação apresenta evidência inicial de uma trajetória de aumento, seguida por queda e convergência para zero, no regime inferior a trajetória não apresenta períodos com zero fora do intervalo de credibilidade. A resposta cambial, que também apresenta trajetórias distintas tem, no regime inferior, impacto inicial positivo em sua mediana, com zero dentro do intervalo de credibilidade ao longo do período. No regime de inflação acima do limiar, verifica-se, em sua mediana, um impacto inicial negativo seguido por acentuada oscilação na resposta até aproximadamente o vigésimo mês.

4.3 ANÁLISE DE SENSIBILIDADE

Além da especificação principal, foram estimadas especificações alternativas do SET-VAR para avaliar a sensibilidade dos resultados a diferentes escolhas de modelagem. As alterações consideradas envolvem mudanças na frequência dos dados, no número de regimes, no número de defasagens, no conjunto de variáveis incluídas e na forma de mensuração da inflação.

Tabela 1 – Especificações dos modelos estimados

Modelo	Frequência	Inflação	Nº de regimes	Defasagens	Variável de estado	Nº de variáveis
MAN5-3	Mensal	Anualizada	3	12	IPCA defasado	5
MAN5-2	Mensal	Anualizada	2	12	IPCA defasado	5
MAC5-3	Mensal	Acumulada	3	12	IPCA defasado	5
MAC5-2	Mensal	Acumulada	2	12	IPCA defasado	5
TAN5-3	Trimestral	Anualizada	3	2	IPCA defasado	5
TAN5-2	Trimestral	Anualizada	2	2	IPCA defasado	5
TAN5-3(MM)	Trimestral	Anualizada	3	2	Média móvel (4 trim.)	5
TAN5-2(MM)	Trimestral	Anualizada	2	2	Média móvel (4 trim.)	5
TAN4-3	Trimestral	Anualizada	3	2	IPCA defasado	4
TAN4-2	Trimestral	Anualizada	2	2	IPCA defasado	4

Fonte: Elaboração própria.

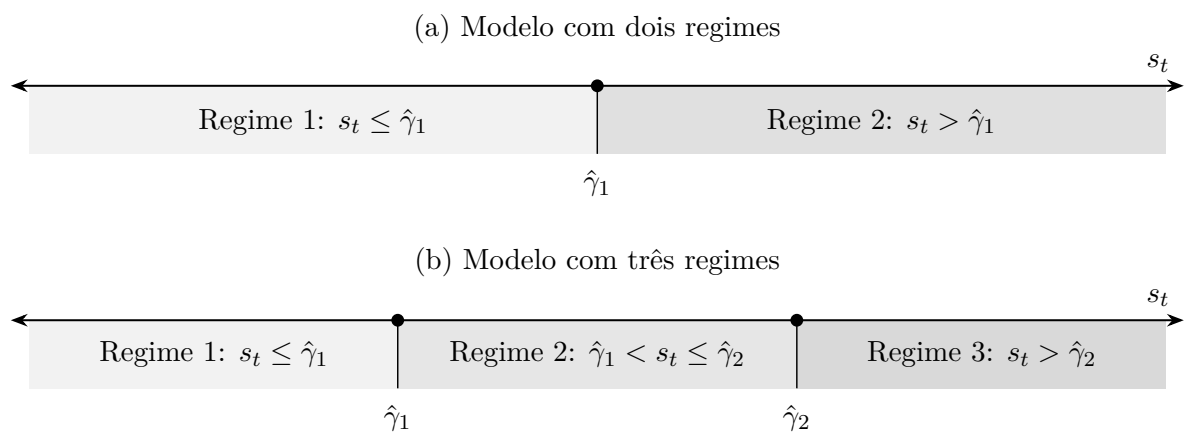
A Tabela 1 resume as especificações estimadas. Os códigos dos modelos identificam a

frequência dos dados², a forma de mensuração da inflação, o número de variáveis e o número de regimes. MAN representa as especificações mensais com inflação anualizada; MAC, as especificações mensais com inflação acumulada em 12 meses; e TAN, as especificações trimestrais com inflação anualizada. Os números 4 e 5 indicam a quantidade de variáveis incluídas no sistema, enquanto os números 2 e 3, posicionados ao final dos códigos, indicam a quantidade de regimes. A indicação MM identifica as especificações cuja variável de estado corresponde à média móvel de quatro trimestres da inflação, calculada a partir do trimestre corrente e dos três trimestres anteriores. Nas demais especificações, utiliza-se o IPCA defasado em um período como variável de estado.

Nos modelos com quatro variáveis, TAN4-3 e TAN4-2, segue-se a ordem de identificação do modelo de Gargiulo, Matthes e Petrova (2024), mantendo a estrutura de ordenação das variáveis conforme essa referência, e a taxa de câmbio é retirada do sistema, permanecendo a proxy do choque monetário, a taxa Selic, a inflação e o hiato do produto. A especificação principal (MAN5-2) utiliza dados mensais, inflação anualizada, cinco variáveis, doze defasagens e dois regimes.

Como ilustrado na Figura 7, nos modelos com dois regimes, o regime 1 compreende as observações em que a variável de estado é menor ou igual ao limiar, enquanto o regime 2 reúne aquelas em que a variável supera esse valor. Nos modelos com três regimes, o regime 1 situa-se no intervalo em que a variável de estado é menor ou igual ao primeiro limiar; o regime 2, maior que o primeiro e menor ou igual ao segundo limiar; e o regime 3, acima do segundo limiar.

Figura 7 – Classificação das observações entre os regimes



A Tabela 2 apresenta os limiares estimados, a distribuição das observações e suas respectivas participações entre os regimes de cada especificação³. Nas especificações com

² As especificações com frequência mensal abrangem o período de fevereiro de 2005 a dezembro de 2024.

³ Os limiares são reportados com duas casas decimais, embora a classificação das observações seja realizada com os valores estimados sem arredondamento.

dois regimes, o limiar varia de 2,16, nos modelos trimestrais TAN5-2 e TAN4-2, a 6,96, no modelo mensal com inflação acumulada em 12 meses. Isso mostra que a frequência

Tabela 2 – Limiares estimados e distribuição das observações entre os regimes

Modelo	Limiar	Limiar	Regime 1		Regime 2		Regime 3		N total
	1	2	n	(%)	n	(%)	n	(%)	
MAN5-2	3,17	–	59	24,7	180	75,3	–	–	239
MAC5-2	6,96	–	191	80,0	48	20,0	–	–	239
TAN5-2	2,16	–	8	10,1	71	89,9	–	–	79
TAN5-2(MM)	4,48	–	29	36,7	50	63,3	–	–	79
TAN4-2	2,16	–	8	10,1	71	89,9	–	–	79
MAN5-3	3,66	5,79	78	32,6	58	24,3	103	43,1	239
MAC5-3	4,67	6,87	94	39,3	97	40,6	48	20,1	239
TAN5-3	4,13	7,34	26	32,9	32	40,5	21	26,6	79
TAN5-3(MM)	4,46	6,20	29	36,7	21	26,6	29	36,7	79
TAN4-3	3,36	5,45	16	20,3	28	35,4	35	44,3	79

Fonte: Elaboração própria.

dos dados tem impacto na identificação dos regimes. Ainda entre as especificações com dois regimes, a TAN5-2 e a TAN4-2 produzem o mesmo limiar de 2,16. Esse resultado indica que a retirada da taxa de câmbio não alterou a identificação dos regimes nessa configuração. Nos modelos mensais, o MAN5-2, inflação anualizada, identifica um limiar de 3,17, enquanto o MAC5-2, que utiliza a inflação acumulada em 12 meses, eleva o limiar para 6,96, evidenciando a influência da forma de mensuração da inflação sobre a separação dos regimes.

Nas especificações com três regimes, o primeiro limiar varia entre 3,36 e 4,67, de acordo com a especificação, enquanto o segundo se situa entre 5,45 e 7,34. Nota-se também uma maior dispersão das observações entre os regimes, em comparação com modelos de 2 regimes, que concentram a maior parte dos dados em um dos regimes. No modelo TAN5-3, por exemplo, os três regimes possuem, respectivamente, 26, 32 e 21 observações, enquanto no modelo TAN5-2 71 observações estão no segundo regime e apenas 8 estão no primeiro.

Foram estimadas funções impulso-resposta para cada uma das especificações e suas representações gráficas se encontram nos apêndices desta dissertação. Ao observar os modelos com três regimes, é possível notar que o maior número de observações não implica necessariamente maior clareza na estimação. Por exemplo, na especificação TAN4-3, que concentra maior número de períodos no regime 3 (35 registros), os intervalos de credibilidade são amplos e incluem zero em quase todos os horizontes e para todas as variáveis. Por outro lado, os resultados mais claros dessa especificação são encontrados no regime 2, composto por 28 observações. No modelo TAN5-3(MM), cuja distribuição entre os regimes é mais equilibrada, as respostas mais precisas aparecem no regime 3. Nesse regime, os resultados apontam para a resposta inicial positiva da inflação, elevação

e persistência da taxa Selic e para resposta negativa do hiato do produto. Nos regimes 1 e 2, por outro lado, as respostas apresentam menor precisão.

No modelo TAN5-3, que também possui uma distribuição relativamente equilibrada das observações, o regime intermediário apresenta respostas mais precisas e trajetórias semelhantes às da TAN5-2 e às do regime 3 do modelo trimestral que utiliza a média móvel como variável de estado (TAN5-3(MM)), embora existam diferenças quanto à persistência. De maneira geral, as especificações mensais apresentam volatilidade acentuada, sendo que o modelo que utiliza a inflação acumulada (MAC5-3) produz respostas mais definidas no terceiro regime, enquanto os demais apresentam intervalos de credibilidade amplos, que frequentemente incluem zero. Isso também acontece no MAN5-3, em que respostas mais definidas aparecem no segundo regime.

Nas especificações com dois regimes, os modelos trimestrais preservam sua dinâmica, com respostas mais claras no regime de inflação superior. Entre os modelos mensais, também se observa maior clareza nas respostas e menor volatilidade no regime superior, principalmente quando comparados aos modelos com frequência mensal e com três regimes.

5 CONCLUSÃO

Este trabalho buscou examinar se os efeitos da política monetária sobre as variáveis macroeconômicas brasileiras apresentam comportamentos diferentes conforme o regime de inflação. A estratégia empírica adapta para a economia brasileira a abordagem de Gargiulo, Matthes e Petrova (2024), utilizando um modelo SET-VAR bayesiano no qual os regimes são determinados endogenamente a partir da inflação defasada empregada como variável de estado e os parâmetros de volatilidade são incorporados ao vetor de parâmetros dependentes do regime.

No regime de inflação inferior, a mediana da resposta da Selic permanece positiva ao longo do horizonte, embora os intervalos de credibilidade passem a abranger zero na passagem do primeiro para o segundo mês. Na variação cambial a resposta não possui precisão suficiente para ser claramente distinguida de zero. A inflação e o hiato do produto apresentam oscilações em torno de zero e intervalos de credibilidade amplos, não sendo possível identificar respostas persistentes e claramente identificadas dessas variáveis.

Já no regime de inflação superior, a resposta da Selic é positiva e mais persistente, com evidência mais clara pelo menos nos primeiros 24 meses. A inflação aumenta inicialmente, indicando um *price puzzle*, enquanto sua mediana diminui posteriormente e se torna negativa nos horizontes intermediários, sugerindo que o efeito desinflacionário ocorre com defasagem. A mediana da variação cambial responde negativamente no impacto, o que indicaria apreciação da moeda doméstica, mas como sua resposta inclui zero no intervalo de credibilidade, não é possível determinar com precisão a trajetória da variação cambial. A mediana da resposta do hiato do produto é negativa no impacto e oscila positivamente ainda no primeiro mês de análise, alcançando seu valor mais acentuado no quinto mês. A resposta, entretanto, torna-se mais claramente identificada a partir do décimo mês, permanecendo assim até o vigésimo quarto mês, havendo nesse período resposta estatisticamente significativa.

Esses resultados, principalmente aqueles encontrados no regime de inflação superior, dialogam com trabalhos anteriores que investigaram a resposta da economia a choques monetários em diferentes regimes inflacionários. Mandler (2010), por exemplo, também encontra uma resposta pouco significativa da atividade econômica no regime de inflação baixa e uma queda significativa em um contexto de inflação elevada. O *price puzzle* identificado se assemelha ao comportamento da inflação encontrada por Gargiulo, Matthes e Petrova (2024), que identificam uma elevação inicial da inflação seguida por uma redução posterior e defasada em um dos regimes examinados. Essa trajetória, com queda tardia, é compatível com as estimativas do Banco Central do Brasil (2009), segundo as quais os efeitos da política monetária sobre os preços se tornam evidentes com certa defasagem. O movimento inicial da variação cambial segue a apreciação normalmente esperada após

uma elevação da taxa Selic, como a encontrada por Diniz et al. (2014) para a economia brasileira.

A comparação entre os dois regimes sugere padrões distintos e apresentam maior precisão no regime superior. No entanto, amplos intervalos de credibilidade contendo zero limitam a obtenção de conclusões mais precisas sobre a transmissão da política monetária nesses regimes. Todavia, a análise de sensibilidade, que envolveu a estimação de diferentes especificações do modelo, fornece evidências favoráveis a alguns padrões encontrados.

Este trabalho também apresenta limitações, como o reduzido número de observações e a não incorporação de variáveis que podem influenciar a dinâmica da economia, entre elas as expectativas de inflação, a credibilidade da política monetária e uma variável representativa das condições fiscais. Contudo, essas limitações não eliminam a contribuição do estudo para a literatura sobre a transmissão da política monetária. O trabalho também abre espaço para que pesquisas futuras ampliem o período coberto pela análise, incorporem outras variáveis e considerem medidas alternativas para a *proxy* do choque monetário. Essas extensões poderão contribuir para avaliar se os padrões encontrados permanecem diante de outras formas de identificação dos choques e de diferentes caracterizações dos regimes.

REFERÊNCIAS

- AKDOĞAN, Kurmaş. Asymmetric behaviour of inflation around the target in inflation-targeting countries. **Scottish Journal of Political Economy**, v. 62, n. 5, p. 486–504, 2015.
- ALESSANDRI, Piergiorgio; MUMTAZ, Haroon. Financial regimes and uncertainty shocks. **Journal of Monetary Economics**, v. 101, p. 31–46, 2019.
- ANTOLÍN-DÍAZ, Juan; RUBIO-RAMÍREZ, Juan F. Narrative sign restrictions for SVARs. **American Economic Review**, v. 108, n. 10, p. 2802–2829, 2018.
- ARAÚJO, Eliane; CALDARELLI, Carlos; CORTAPASSO, João. Padrões da transmissão cambial para taxa de inflação no Brasil. **Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 33, n. 2, p. 363–392, 2023.
- ASCARI, Guido; HABER, Timo. Non-linearities, state-dependent prices and the transmission mechanism of monetary policy. **The Economic Journal**, v. 132, n. 641, p. 37–57, 2022.
- BAI, Jushan; PERRON, Pierre. Computation and analysis of multiple structural change models. **Journal of Applied Econometrics**, v. 18, n. 1, p. 1–22, 2003.
- BALBINO, Christian Eduardo; COLLA, Ernesto; TELES, Vladimir Kuhl. A política monetária brasileira sob o regime de metas de inflação. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 65, n. 2, p. 113–126, 2011.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. A defasagem da transmissão da política monetária para preços. **Relatório de Inflação**, Brasília, v. 11, n. 2, p. 125–128, jun. 2009.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Ancoragem das expectativas de inflação e condução da política monetária**. Brasília, DF: Banco Central do Brasil, 2021. (Estudo Especial, n. 112/2021).
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Sistema Gerenciador de Séries Temporais - SGS**. Brasília, DF: Banco Central do Brasil, [s.d.]. Disponível em: <https://www3.bcb.gov.br/sgspub/localizarseries/localizarSeries.do?method=prepararTelaLocalizarSeries>. Acesso em: 2 nov. 2025.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Mecanismos de transmissão da política monetária**. Brasília, DF: Banco Central do Brasil, [s.d.]. Disponível em: <https://www.bcb.gov.br/controleinflacao/transmissaopoliticamonetaria>. Acesso em: 27 out. 2025.
- BARAKCHIAN, S. Mahdi; CROWE, Christopher. Monetary policy matters: evidence from new shocks data. **Journal of Monetary Economics**, v. 60, n. 8, p. 950–966, 2013.
- BERNANKE, Ben S.; GERTLER, Mark. Inside the black box: the credit channel of monetary policy transmission. **Journal of Economic Perspectives**, v. 9, n. 4, p. 27–48, 1995.
- BERNANKE, Ben S.; GERTLER, Mark; GILCHRIST, Simon. **The financial accelerator in a quantitative business cycle framework**. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, 1998. (NBER Working Paper, n. 6455).

BIANCHI, Francesco; ILUT, Cosmin. Monetary/Fiscal policy mix and agents' beliefs. **Review of Economic Dynamics**, v. 26, p. 113–139, 2017.

BLINDER, Alan S. et al. Central bank communication and monetary policy: a survey of theory and evidence. **Journal of Economic Literature**, v. 46, n. 4, p. 910–945, 2008.

BOGDANSKI, Joel; TOMBINI, Alexandre A.; WERLANG, Sérgio R. C. **Implementing inflation targeting in Brazil**. Brasília, DF: Banco Central do Brasil, 2000. (Working Paper Series, n. 1).

BOIVIN, Jean; GIANNONI, Marc P. **Has monetary policy become more effective?** Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, 2003. (NBER Working Paper, n. 9459).

BRASIL. Lei Complementar n. 101, de 4 de maio de 2000. Estabelece normas de finanças públicas voltadas para a responsabilidade na gestão fiscal e dá outras providências. **Diário Oficial da União**: seção 1, Brasília, DF, ano 137, n. 86, p. 1–12, 5 maio 2000.

CAETANO, Sidney; SILVA, Nelson da; MOURA, Guilherme V. Persistência e volatilidade do gap da inflação. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 52, n. 4, p. 851–877, out./dez. 2022.

CANOVA, Fabio; PÉREZ FORERO, Fernando J. **Does the transmission of monetary policy shocks change when inflation is high?** Lima: Banco Central de Reserva del Perú, 2024. (Documento de Trabajo, n. 008-2024).

CAPORALE, Guglielmo Maria; HELMI, Mohamad Husam; ÇATIK, Abdurrahman Nazif; ALI, Faek Menla; AKDENIZ, Coşkun. Monetary policy rules in emerging countries: is there an augmented nonlinear Taylor rule? **Economic Modelling**, v. 72, p. 306–319, 2018.

CHAUVET, Marcelle. Indicadores antecedentes da inflação brasileira. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 31, n. 1, p. 43–74, abr. 2001.

CHAN, K. S. Consistency and limiting distribution of the least squares estimator of a threshold autoregressive model. **The Annals of Statistics**, v. 21, n. 1, p. 520–533, 1993.

CLARIDA, Richard; GALÍ, Jordi; GERTLER, Mark. **Monetary policy rules and macroeconomic stability: evidence and some theory**. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, 1998. Working Paper, n. 6442.

CLARIDA, Richard; GALÍ, Jordi; GERTLER, Mark. **The science of monetary policy: a new Keynesian perspective**. Cambridge: National Bureau of Economic Research, 1999. Working Paper n. 7147.

COGLEY, Timothy; PRIMICERI, Giorgio E.; SARGENT, Thomas J. Inflation-gap persistence in the US. **American Economic Journal: Macroeconomics**, v. 2, n. 1, p. 43–69, jan. 2010.

COGLEY, Timothy; SARGENT, Thomas J. Evolving post-World War II U.S. inflation dynamics. In: BERNANKE, Ben S.; ROGOFF, Kenneth (ed.). **NBER Macroeconomics Annual 2001**. Cambridge, MA: MIT Press, 2001. v. 16, p. 331–373.

CORRÊA, Wilson Luiz Rotatori; LOPES, Luckas Sabioni. Monetary policy transmission, productive activity, and inflation in Brazil: does uncertainty matter? **The Journal of Economic Asymmetries**, v. 27, e00285, 2023.

COSTA FILHO, Adonias Evaristo da. Monetary policy in Brazil: evidence from new measures of monetary shocks. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 47, n. 2, p. 295–328, abr./jun. 2017.

CUKIERMAN, Alex; MUSCATELLI, Vito Antonio. **Non linear Taylor rules and asymmetric preferences in central banking: evidence from the UK and the US**. London: Centre for Economic Policy Research, 2007. (CEPR Discussion Paper, n. 6428).

DINIZ, André Sander; CARVALHO, Laura; MARTINS, Ítalo; ROSSI, Pedro. Custos fiscais da política monetária: os efeitos indiretos de um choque de juros sobre a dívida líquida do setor público. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 41., 2013. **Anais [...]**. [S.l.]: ANPEC, 2014. p. 1–20.

EHRMANN, Michael. **Targeting inflation from below: how do inflation expectations behave?** Ottawa: Bank of Canada, 2014. (Staff Working Paper, n. 14-52).

EVANS, Martin; WACHTEL, Paul. Inflation regimes and the sources of inflation uncertainty. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 25, n. 3, pt. 2, p. 475–511, ago. 1993.

FERREIRA NETO, Juliano. **Efeitos de política monetária no Brasil: uma abordagem de alta frequência**. 2022. Dissertação (Mestrado Profissional em Economia) – Insper Instituto de Ensino e Pesquisa, São Paulo, 2022.

FIGUEIREDO, Erik Alencar de; MARQUES, André M. Inflação inercial sob mudanças de regime: análise a partir de um modelo MS-ARFIMA, 1944–2009. **Economia Aplicada**, v. 15, n. 3, p. 443–457, 2011.

FONSECA NETO, Fernando de Aquino. Persistência inflacionária e curva de Phillips novo-keynesiana para o Brasil. **Revista de Economia Política**, v. 30, n. 2, p. 310–328, abr./jun. 2010.

FREITAS JUNIOR, Aroldo de; CAMPOS, Rodolfo Herald da Costa; GOMES, Thiago Geovane Pereira; SILVA, Franciclécia de Sousa Barreto. Efeitos dos choques de política monetária sobre as taxas de inflação desagregadas: uma análise a partir de um TVP-VAR entre 2003 e 2020. **Revista de Economia Mackenzie**, São Paulo, v. 20, n. 1, p. 119–151, jan./jun. 2023.

FUHRER, Jeffrey C. **Inflation persistence**. Boston: Federal Reserve Bank of Boston, 2009. (Working Paper, n. 09-14).

FUSARI, Francesco. Identifying monetary policy shocks through external constraints. **Journal of Macroeconomics**, v. 85, 103696, 2025.

GARGIULO, Valeria; MATTHES, Christian; PETROVA, Katerina. **Monetary policy across inflation regimes**. New York: Federal Reserve Bank of New York, 2024. (Staff Report, n. 1083).

GIAMBIAGI, Fabio; VILLELA, André; CASTRO, Lavinia Barros de; BAUMANN, Hermann. **Economia brasileira contemporânea: 1945–2010**. 2. ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2011.

GOLOSOV, Mikhail; LUCAS JR., Robert E. Menu costs and Phillips curves. **Journal of Political Economy**, v. 115, n. 2, p. 171–199, abr. 2007.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Sistema IBGE de Recuperação Automática - SIDRA**. Rio de Janeiro: IBGE, [s.d.]. Disponível em: <https://sidra.ibge.gov.br/acervo>. Acesso em: 10 ago. 2026.

JAROCIŃSKI, Marek; KARADI, Peter. Deconstructing monetary policy surprises: the role of information shocks. **American Economic Journal: Macroeconomics**, v. 12, n. 2, p. 1–43, 2020.

KHAN, Mohsin S.; SENHADJI, Abdelhak S. **Threshold effects in the relationship between inflation and growth**. Washington, DC: International Monetary Fund, 2000. (IMF Working Paper, n. WP/00/110).

KUTTNER, Kenneth N. Monetary policy surprises and interest rates: evidence from the Fed funds futures market. **Journal of Monetary Economics**, v. 47, n. 3, p. 523–544, 2001.

KYDLAND, Finn E.; PRESCOTT, Edward C. Rules rather than discretion: the inconsistency of optimal plans. **Journal of Political Economy**, v. 85, n. 3, p. 473–492, 1977. DOI: 10.1086/260580. Disponível em: <https://doi.org/10.1086/260580>. Acesso em: 4 ago. 2026.

LOPES, Luckas Sabioni; SOARES, Thiago Costa. Regimes inflacionários e ciclos econômicos: a experiência brasileira pós-Plano Real. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 72, n. 4, p. 410–428, out./dez. 2018.

MANDLER, Martin. **Regime-dependent effects of monetary policy shocks: evidence from threshold vector autoregressions**. Munich: Munich Personal RePEc Archive, 2010. (MPRA Paper, n. 21347).

MANSILLA, Fernando Marques. **Ensaio sobre política monetária, choques de oferta e dinâmica inflacionária**. 2024. 84 f. Tese (Doutorado em Economia) - Faculdade de Economia, Administração, Atuária e Contabilidade, Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2024.

MEURER, Roberto; LIMA, Gilberto Tadeu. **Heterogeneity in monthly inflation expectations in Brazil: evidence with aggregate data from the Focus Survey**. São Paulo: Department of Economics, FEA-USP, 2017. (Working Paper, n. 2017-08).

MINELLA, André. Monetary policy and inflation in Brazil (1975–2000): a VAR estimation. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 57, n. 3, p. 605–635, jul./set. 2003.

MINELLA, André; FREITAS, Paulo Springer de; GOLDFAJN, Ilan; MUINHOS, Marcelo Kfoury. Inflation targeting in Brazil: constructing credibility under exchange rate volatility. **Journal of International Money and Finance**, v. 22, n. 7, p. 1015–1040, 2003.

MISHKIN, Frederic S. Symposium on the monetary transmission mechanism. **Journal of Economic Perspectives**, v. 9, n. 4, p. 3–10, 1995.

MISHKIN, Frederic S. **Monetary policy strategy: lessons from the crisis**. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, 2011. (NBER Working Paper, n. 16755).

OLIVEIRA, Fernando N. de; RAMOS, Leonardo. **Choques não antecipados de política monetária e a estrutura a termo das taxas de juros no Brasil**. Brasília, DF: Banco Central do Brasil, 2011. (Trabalhos para Discussão, n. 238).

OLIVEIRA, Nadja Simone Menezes Nery de; MEDEIROS, Edson Ramos de; MEDEIROS, Gabriela Bezerra de; ARAGÓN, Edilean Kleber da Silva Bejarano; SESSO FILHO, Umberto Antonio. Testando mudanças estruturais na regra de Taylor: um estudo empírico para o Brasil (2000–2011). **Revista de Economia**, v. 39, n. 2, p. 28–50, maio/ago. 2013.

OLIVEIRA, Sebastião; SIMON, Pedro. **Interpreting monetary policy surprises: does central bank credibility matter?** [S.l.]: SSRN, 2023.

OLIVINDO, Maria Thalita Arruda Oliveira de; FERREIRA, Roberto Tatiwa; CAMPOS, Rodolfo Herald da Costa. Mudanças na condução da política monetária e credibilidade do Banco Central. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 50., 2022, Fortaleza. **Anais [...]**. [S.l.]: ANPEC, 2022. p. 1–17.

RAMEY, Valerie A. Macroeconomic shocks and their propagation. *In*: TAYLOR, John B.; UHLIG, Harald (ed.). **Handbook of Macroeconomics**. Amsterdam: Elsevier, 2016. v. 2A, p. 71–162.

REIS, Ricardo. **The burst of high inflation in 2021–22: how and why did we get here?** Basel: Bank for International Settlements, 2022. (BIS Working Papers, n. 1060).

RINGWALD, Leopold; ZÖRNER, Thomas O. **The money-inflation nexus revisited**. Vienna: WU Vienna University of Economics and Business, 2021. (Department of Economics Working Paper Series, n. 310).

ROMER, Christina D.; ROMER, David H. A new measure of monetary shocks: derivation and implications. **American Economic Review**, v. 94, n. 4, p. 1055–1084, 2004.

RUHMKE, Edivan. **Choques de política monetária: uma aplicação de Romer e Romer (2004) ao caso brasileiro**. 2024. Dissertação (Mestrado Profissional em Economia) – Insper Instituto de Ensino e Pesquisa, São Paulo, 2024.

SAMIA, Noelle I.; CHAN, Kung-Sik. Maximum likelihood estimation of a generalized threshold stochastic regression model. **Biometrika**, v. 98, n. 2, p. 433–448, 2011.

SILVA, Flávia Carvalho de Moraes e; FEIJÓ, Carmem; MODENESI, André de Melo. Dinâmica inflacionária da indústria brasileira: uma abordagem setorial (1999–2014). **Revista de Economia Política**, v. 38, n. 4, p. 690–707, out./dez. 2018.

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

TAYLOR, Mark P.; DAVRADAKIS, Emmanuel. Interest rate setting and inflation targeting: evidence of a nonlinear Taylor rule for the United Kingdom. **Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics**, v. 10, n. 4, p. 1–20, 2006.

TONG, Howell. Contribution to the discussion of the paper entitled Stochastic modelling of riverflow time series, by A. J. Lawrance and N. T. Kottegoda. **Journal of the Royal Statistical Society: Series A (General)**, v. 140, n. 1, p. 34–35, 1977.

TONG, Howell; LIM, Keng S. Threshold autoregression, limit cycles and cyclical data. **Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological)**, v. 42, n. 3, p. 245–292, 1980.

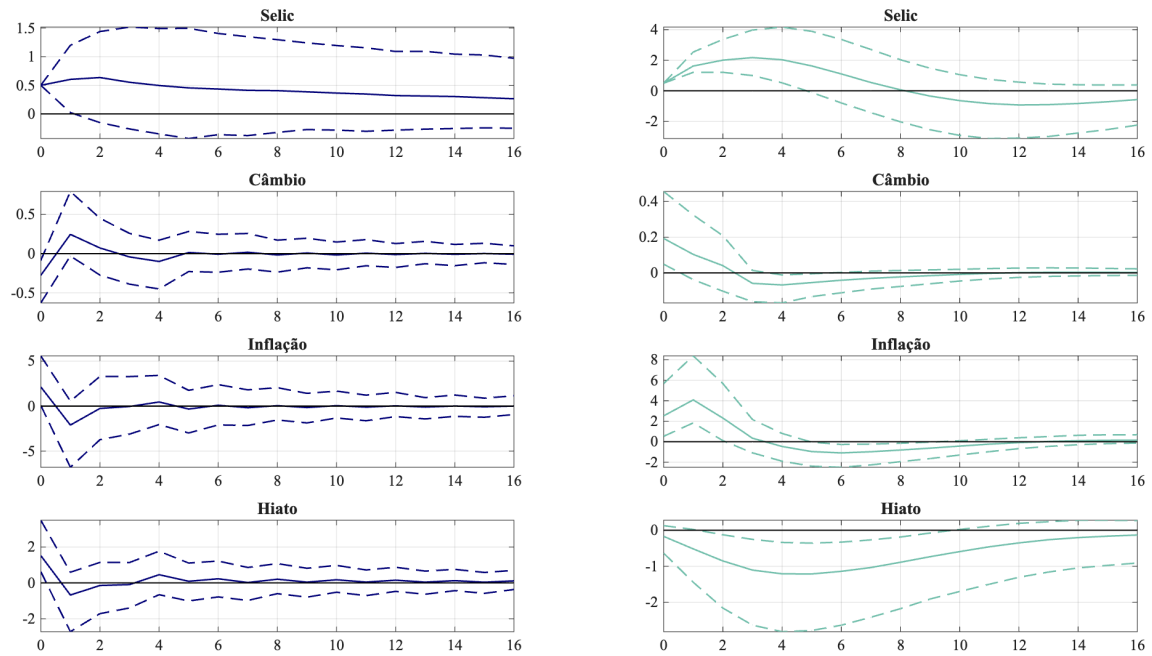
VAL, Flávio de Freitas; GAGLIANONE, Wagner Piazza; KLOTZLE, Marcelo Cabus; PINTO, Antonio Carlos Figueiredo. **Estimating the credibility of Brazilian monetary policy using forward measures and a state-space model**. Brasília, DF: Banco Central do Brasil, 2017. (Working Papers Series, n. 463).

VAZ, Bruno Ottoni Eloy; BARREIRA, Tiago Cabral. Metodologia de retropolação da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua de 1992 a 2012. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 51, n. 4, p. 759–782, out./dez. 2021.

WOODFORD, Michael. **Interest and prices**. Princeton, NJ: Princeton University Press, 2002.

APÊNDICE A – Modelo Trimestral anualizado com 2 regimes

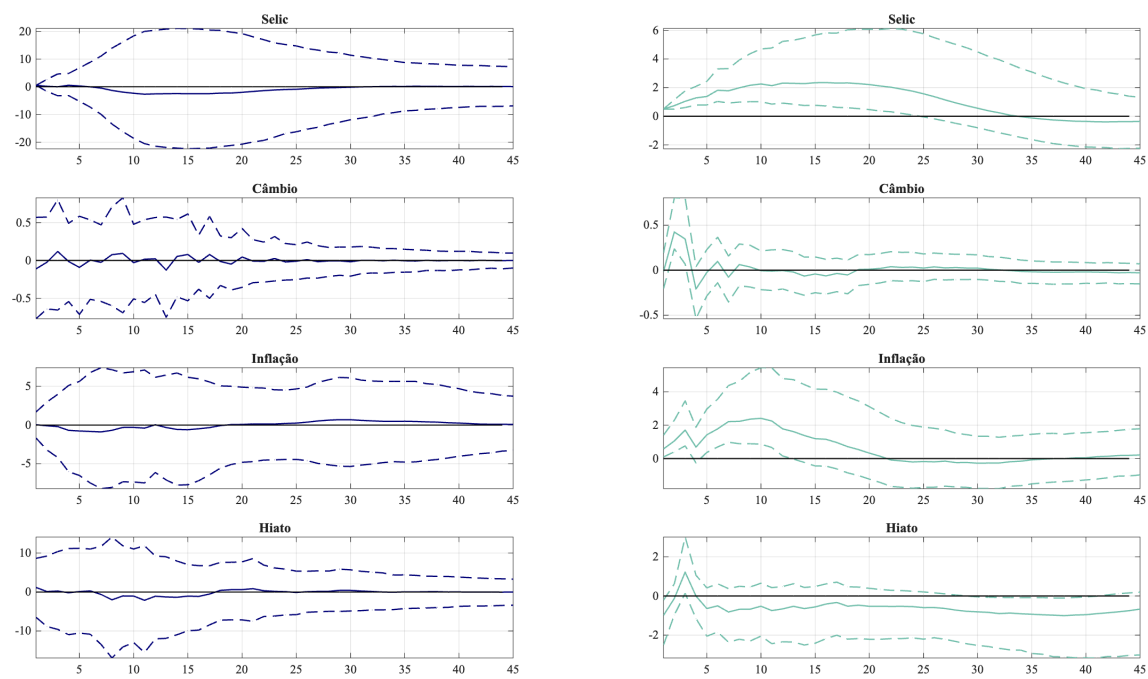
Figura 8 – IRF: TAN5-2



Fonte: Elaboração própria.

APÊNDICE B – Modelo mensal acumulado com 2 regimes

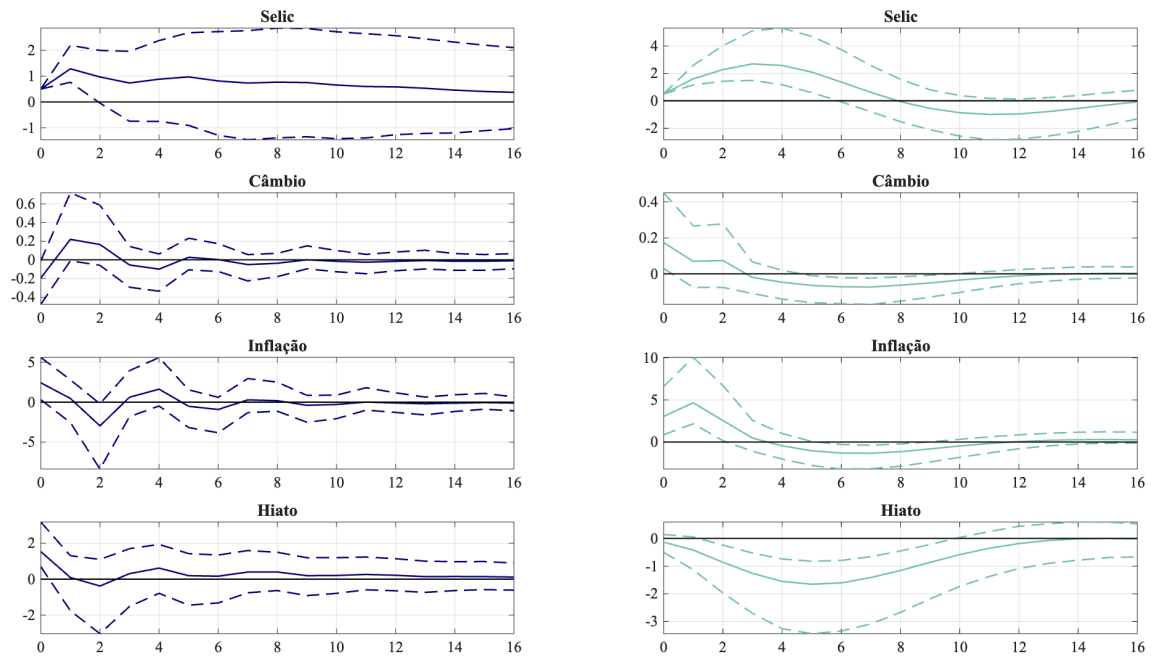
Figura 9 – IRF: MAC5-2



Fonte: Elaboração própria.

APÊNDICE C – Modelo trimestral com 2 regimes e média móvel como variável de estado

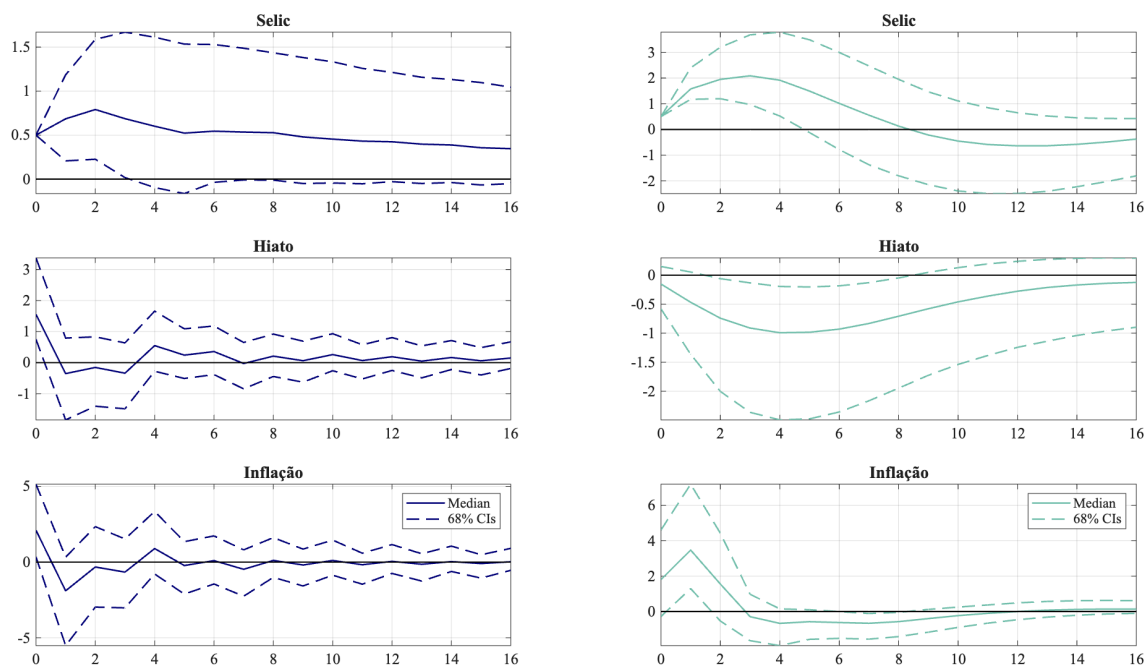
Figura 10 – IRF: TAN5-2(MM)



Fonte: Elaboração própria.

APÊNDICE D – Modelo trimestral com 2 regimes e 4 variáveis

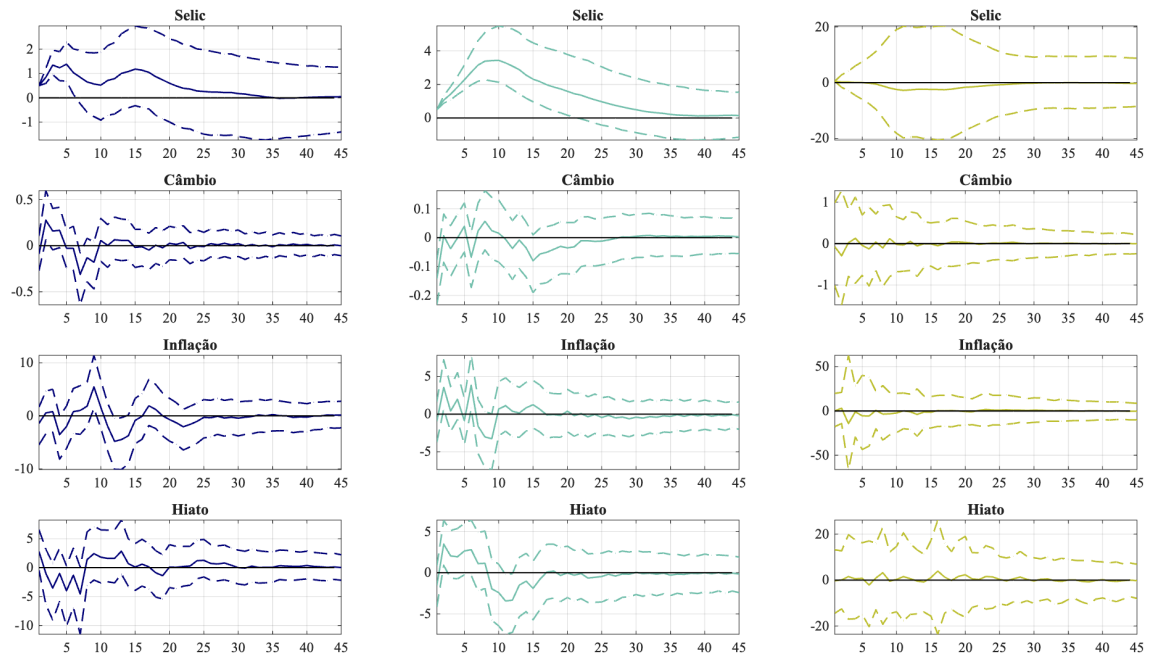
Figura 11 – IRF: TAN4-2



Fonte: Elaboração própria.

APÊNDICE E – Modelo mensal anualizado com 3 regimes

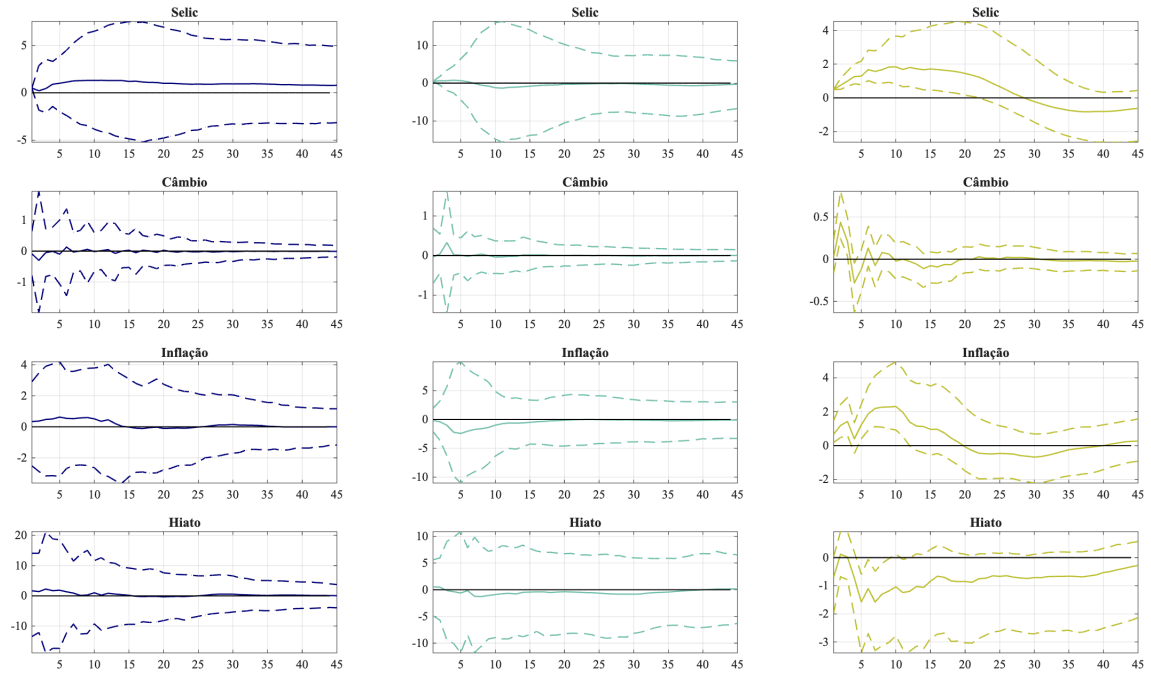
Figura 12 – IRF: MAN5-3



Fonte: Elaboração própria.

APÊNDICE F – Modelo mensal acumulado com 3 regimes

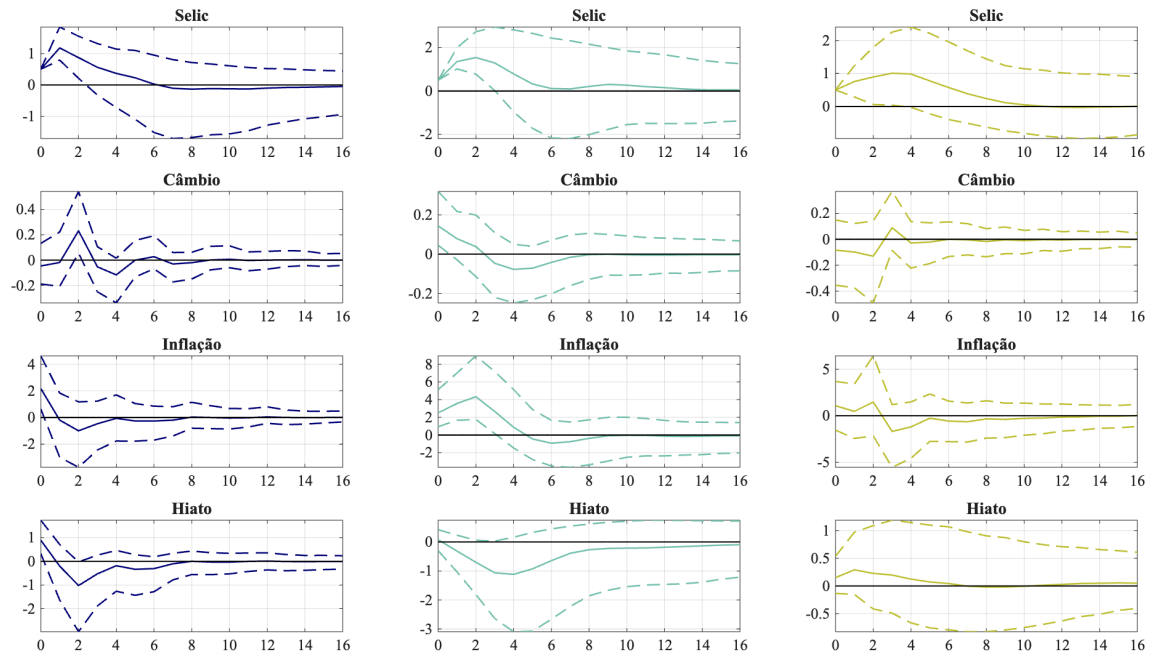
Figura 13 – IRF: MAC5-3



Fonte: Elaboração própria.

APÊNDICE G – Modelo trimestral com 3 regimes

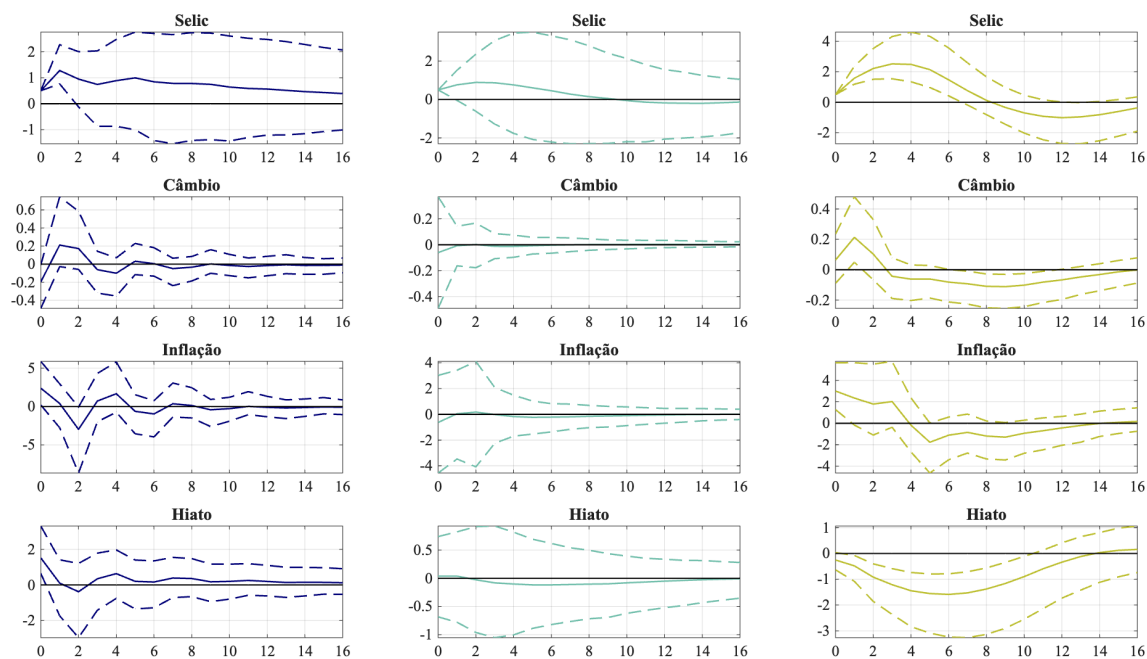
Figura 14 – IRF: TAN5-3



Fonte: Elaboração própria.

APÊNDICE H – Modelo trimestral com 3 regimes e média móvel como variável de estado

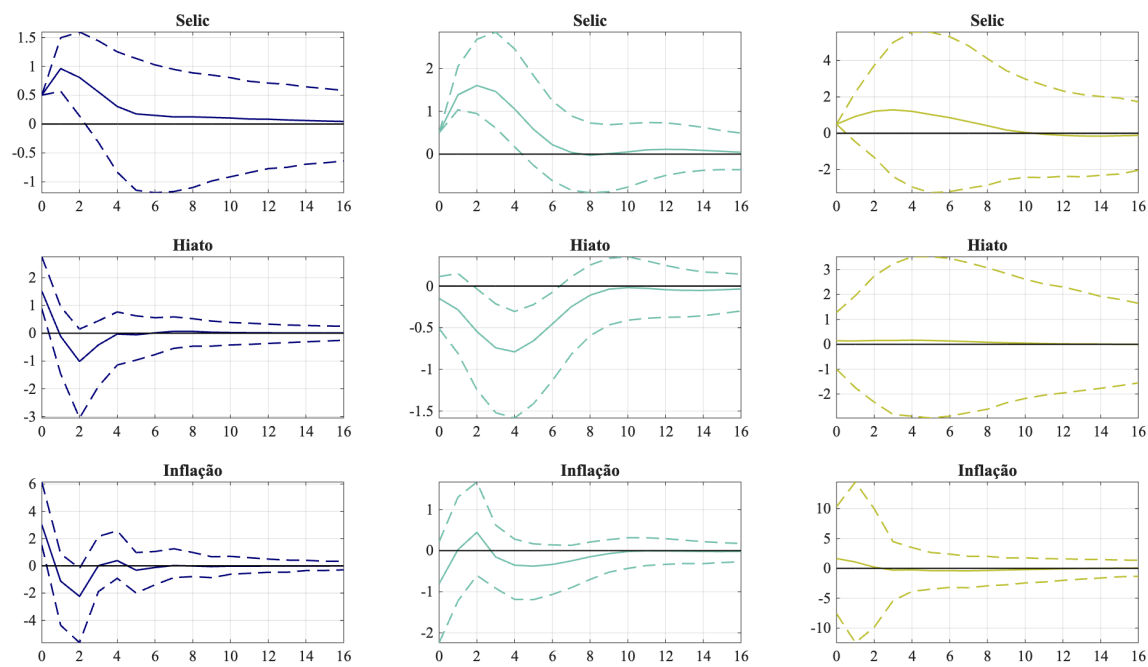
Figura 15 – IRF: TAN5-3(MM)



Fonte: Elaboração própria.

APÊNDICE I – Modelo trimestral com 3 regimes e 4 variáveis

Figura 16 – IRF: TAN4-3



Fonte: Elaboração própria.