



UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ - UFC
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO, ATUÁRIA E CONTABILIDADE
- FEAAC
PROGRAMA DE ECONOMIA PROFISSIONAL - PEP

ANDERSON HIDEO NAGATA

VARIÁVEIS FISCAIS E POLÍTICA MONETÁRIA NO BRASIL

FORTALEZA

2025

ANDERSON HIDEO NAGATA

VARIÁVEIS FISCAIS E POLÍTICA MONETÁRIA NO BRASIL

Dissertação submetida à Coordenação do Programa de Economia Profissional – PEP, da Universidade Federal do Ceará – UFC, como requisito parcial para obtenção do grau de Mestre em Economia. Área de Concentração: Economia do Setor Público.

Orientador: Prof. Dr. Elano Ferreira Arruda

FORTALEZA

2025

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação
Universidade Federal do Ceará
Sistema de Bibliotecas
Gerada automaticamente pelo módulo Catalog, mediante os dados fornecidos pelo(a) autor(a)

N141v Nagata, Anderson Hideo.

Variáveis fiscais política monetária no Brasil / Anderson Hideo Nagata. – 2025.
40 f. : il. color.

Dissertação (mestrado) – Universidade Federal do Ceará, Faculdade de Economia, Administração, Atuária e Contabilidade, Mestrado Profissional em Economia do Setor Público, Fortaleza, 2025.
Orientação: Prof. Dr. Elano Ferreira Arruda.

1. Política monetária. 2. Regra de Taylor. 3. Taxa Selic. 4. Dívida Pública. 5. Déficit Primário. I.
Título.

CDD 330

ANDERSON HIDEO NAGATA

VARIÁVEIS FISCAIS E POLÍTICA MONETÁRIA NO BRASIL

Dissertação submetida à Coordenação do Programa de Economia Profissional – PEP, da Universidade Federal do Ceará – UFC, como requisito parcial para obtenção do grau de Mestre em Economia. Área de Concentração: Economia do Setor Público.

Aprovada em: 12/03/2025.

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. Elano Ferreira Arruda (Orientador)
Universidade Federal do Ceará (UFC)

Prof. Dr. Felipe de Sousa Bastos
Universidade Federal do Ceará (UFC)

Prof. Dr. Antônio Clécio de Brito
Membro Externo

AGRADECIMENTOS

Ao Prof. Dr. Elano Ferreira Arruda, meu orientador, agradeço imensamente pela paciência, dedicação e valiosas orientações durante toda a pesquisa. Seu conhecimento e incentivo foram fundamentais para a conclusão desta dissertação.

À minha esposa, pela paciência, amor e apoio ao longo desta jornada, que foram essenciais nos momentos de maior desafio.

À minha mãe, minha irmã, meu irmão e meu pai, que estiveram sempre ao meu lado, apoiando-me incondicionalmente e acreditando em meu potencial.

Aos meus amigos, em especial aos do mestrado, pelo apoio, incentivo e pelas discussões produtivas ao longo de todo o curso.

À banca examinadora pelo tempo dedicado à leitura e pelas valiosas colaborações e sugestões.

A todos que contribuíram para esta conquista, meu sincero agradecimento.

RESUMO

Essa pesquisa analisa a função de reação do Banco Central do Brasil na definição da taxa Selic, considerando a influência de determinadas variáveis macroeconômicas e fiscais durante o período de 2003 a 2024. Para isso, são estimadas diferentes especificações da Regra de Taylor utilizando o Método dos Momentos Generalizados robusto a heterocedasticidade e autocorrelação (GMM-HAC). Inicialmente, estimou-se o modelo com as variáveis macroeconômicas como a taxa de juros defasada, o hiato do produto, a taxa de câmbio efetiva real, o desvio da expectativa da inflação em relação à meta e o índice de preços de commodities. Posteriormente, foram incorporadas as variáveis dívida pública (%PIB) e déficit primário (%PIB) como variáveis fiscais para avaliar suas influências na condução da política monetária. A robustez dos modelos foi testada por meio dos testes de Pagan-Hall, Cumby-Huizinga e Hansen, garantindo a validade dos instrumentos utilizados. A análise foi realizada para a amostra completa e para dois subperíodos distintos (2003-2013 e 2014-2024), permitindo identificar mudanças na resposta da autoridade monetária ao longo do tempo. Os resultados indicam que a taxa Selic apresenta forte inércia, com menor resposta ao hiato do produto e maior sensibilidade ao desvio das expectativas inflacionárias. A taxa de câmbio efetiva real, apesar de estatisticamente significativa, apresentou baixo impacto. Quando estatisticamente significativo, o índice de preços de commodities exerceu influência negativa, mas de baixa magnitude. Em relação às variáveis fiscais, o déficit primário não apresentou significância estatística. Já a variável dívida pública (% PIB) se mostrou estatisticamente significativa, sugerindo que o Banco Central responde preventivamente ao crescimento do endividamento público. Por fim, esta pesquisa contribui para a literatura ao demonstrar que variáveis fiscais podem influenciar a condução da política monetária, especialmente em períodos de maior instabilidade econômica, ampliando a compreensão sobre a interação entre a política fiscal e monetária no Brasil.

Palavras-chave: Política Monetária; Regra de Taylor; Banco Central do Brasil; Taxa Selic; Dívida Pública; Déficit Primário.

ABSTRACT

This research analyzes the reaction function of the Central Bank of Brazil in setting the policy interest rate, considering the influence of certain macroeconomic and fiscal variables during the period from 2003 to 2024. To this end, different specifications of the Taylor Rule were estimated using the Generalized Method of Moments robust to heteroskedasticity and autocorrelation (GMM-HAC). Initially, the model was estimated with macroeconomic variables such as the lagged interest rate, output gap, real effective exchange rate, deviation of inflation expectations from the target, and the commodity price index. Subsequently, the variables public debt (% GDP) and primary deficit were incorporated as fiscal variables to assess their influence on the conduct of monetary policy. The robustness of the models was tested using the Pagan-Hall, Cumby-Huizinga, and Hansen tests, ensuring the validity of the instruments used. The analysis was conducted for the full sample and two distinct subperiods (2003-2013 and 2014-2024), allowing the identification of changes in the monetary authority's response over time. The results indicate that the policy interest rate exhibits strong inertia, with a lower response to the output gap and greater sensitivity to deviations in inflation expectations. The real effective exchange rate, although statistically significant, had a low impact. When statistically significant, the commodity price index exerted a negative but low-magnitude influence. Regarding fiscal variables, the primary deficit was not statistically significant. Meanwhile, the public debt (% GDP) was statistically significant, suggesting that the Central Bank acts preventively in response to public debt growth. Finally, this research contributes to the literature by demonstrating that fiscal variables can influence the conduct of monetary policy, especially in periods of greater economic instability, expanding the understanding of the interaction between fiscal and monetary policy in Brazil.

Keywords: monetary policy; Taylor Rule; Central Bank of Brazil; policy interest rate; public debt; primary deficit.

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1 – Coeficientes amostra completa - modelo completo	27
Gráfico 2 - Evolução percentual da relação dívida/PIB	28
Gráfico 3 - Coeficientes subamostras - modelo completo.....	31
Gráfico 4- Série da Taxa de Juros anualizada.....	37
Gráfico 5 - Série dos desvios das expectativas da inflação em relação à meta	37
Gráfico 6 - Série hiato do produto	38
Gráfico 7 - Série taxa de câmbio efetiva real	38
Gráfico 8 - Série da taxa de inflação acumulada nos 12 últimos meses.....	39
Gráfico 9 - Série da variação do índice de commodities	39
Gráfico 10 - Série do déficit primário	40
Gráfico 11 - Série da dívida pública (%PIB).....	40

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Resultados - Testes de Raiz unitária.	25
Tabela 2 - Resultados do modelo – Amostra Completa.....	26
Tabela 3 - Resultados do modelo - subperíodos	30

LISTA DE QUADRO

Quadro 1 – Descrição das variáveis utilizadas no modelo	19
---	----

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	10
2 REVISÃO DE LITERATURA	12
3 ASPECTOS METODOLÓGICOS	18
3.1 - Banco de Dados	18
3.2 – Estratégia econométrica.....	19
3.3 Método dos Momentos Generalizados.....	20
4 RESULTADOS.....	24
4.1 Testes de Raiz Unitária.....	24
4.2 Análise da amostra completa	25
4.3 Análise dos subperíodos	28
4.4 Discussão dos resultados à luz da literatura	32
5 CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	34
REFERÊNCIAS	35
APÊNDICE A – GRÁFICO DAS VARIÁVEIS UTILIZADAS	37

1 INTRODUÇÃO

A taxa Selic (taxa básica de juros da economia brasileira) desempenha um importante papel na condução da política monetária e na determinação das condições financeiras do país. Desde a implementação do regime de metas de inflação, em meados de 1999, essa taxa tem sido amplamente utilizada como instrumento para o controle da inflação, a ancoragem das expectativas e a estabilidade econômica.

Além disso, esse indicador atua como um referencial de juros para a economia, afetando diretamente o custo do dinheiro em determinado período. Assim, um aumento em seu valor desestimula a demanda agregada via queda no investimento com o intuito de conter o aumento generalizado dos preços de bens e de serviços. Por outro lado, a diminuição dessa taxa teria o condão de aquecer a economia.

Devido à grande influência da taxa de juros sobre a economia, a autoridade monetária não deve se concentrar apenas na meta de inflação para definição do valor da Selic. Conforme Blanchard (2017), concentrar-se exclusivamente na meta de inflação não exclui a possibilidade de a política monetária desempenhar papel ativo na redução das flutuações do produto, haja vista que alcançar uma meta de inflação em linha com as expectativas, implica em manter o desemprego em sua taxa natural e, conseqüentemente, o produto em seu potencial.

A literatura é vasta em tentar compreender quais variáveis macroeconômicas são determinantes nas decisões sobre política monetária. Um dos trabalhos de referência sobre esse assunto foi o realizado por Taylor (1993), o qual estabeleceu que a função de reação da autoridade monetária americana para a determinação da taxa de juros era ajustada de acordo com o desvio da inflação em relação à meta e do produto real em relação ao seu nível potencial.

Posteriormente, diversos autores testaram a regularidade empírica da Regra de Taylor, com destaque para Clarida, Galí e Gertler (2000) que, além dos EUA, testaram a regra de Taylor para países europeus, utilizando expectativas racionais e o cálculo dos desvios de produto e inflação com uma ótica *forward-looking*. Svensson (1999) adverte sobre a importância da inclusão da taxa de câmbio na regra de Taylor em economias abertas que estão sujeitas a choques externos e Christiano, Eichenbaum e Evans (1996) recomendam a introdução de preço das *commodities* como controle em estimações de regra de política monetária em economia com forte atuação nesses setores. Por fim, Dornbusch (1998) e Pires (2008) indicam a necessidade de monitorar eventuais efeitos de variáveis fiscais na dinâmica da taxa de juros da economia e se a autoridade monetária responde a tais indicadores.

O presente estudo se propõe a estimar uma regra de política monetária para a economia brasileira introduzindo as principais variáveis recomendadas na literatura, com foco especial nos efeitos de indicadores fiscais sobre a taxa de juros brasileira. Para tal, far-se-á uso de informações mensais entre janeiro de 2003 e julho de 2024 e do Método dos Momentos Generalizados (GMM) robusto para heterocedasticidade e autocorrelação. Adicionalmente, serão realizados exercícios de robustez em subamostras associadas a conjunturas distintas da economia brasileira com vistas a identificar eventuais assimetrias na condução da política monetária.

Os resultados desta pesquisa indicam uma forte inércia na condução da política monetária, evidenciada pelo coeficiente da taxa de juros defasada. Além disso, o hiato do produto foi estatisticamente significativo no período analisado, especialmente durante o período de maior estabilidade econômica e fiscal. Ademais, o desvio das expectativas da inflação em relação à meta se mostrou relevante na determinação da taxa de juros, reforçando o compromisso do Banco Central com o regime de metas de inflação. Entre as variáveis fiscais, a dívida pública apresentou significância estatística, principalmente quando a trajetória da dívida estava mais controlada. Já o déficit primário não foi estatisticamente significativo no curto prazo, sugerindo que seu impacto pode ocorrer de forma indireta via aumento da dívida pública.

Além da introdução, esta dissertação possui mais quatro seções. A seção seguinte se reserva a apresentar uma revisão da literatura. Na seção três é apresentada a estratégia metodológica. Em seguida os resultados são apresentados e discutidos. Por fim, são tecidas as considerações finais.

2 REVISÃO DE LITERATURA

Em 1993, John Taylor publicou seu trabalho chamado de “*Discretion versus policy rules in practice*”, o qual procurou determinar a função de reação do Banco Central americano (Fed). Essa função visava determinar a taxa de juros nominal a partir do somatório da taxa de juros considerando o pleno emprego (taxa de juros natural), a inflação acumulada dos últimos 12 (dozes) meses, o hiato da inflação (diferença entre a inflação e sua meta) e o hiato do produto. Em que pese o autor não ter estimado tais parâmetros, sua regra pode ser descrita da seguinte forma:

$$i_t = a_0 + a_1 i_{t-1} + a_2 \tilde{\pi} + a_3 \tilde{y}_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

A partir da equação acima, Taylor considerou que a taxa de juros natural é constante ao longo do tempo, enquanto que as demais variáveis são a própria taxa de juros defasada, o hiato da inflação e o hiato do produto. Dessa forma, Taylor utilizou uma óptica *backward-looking*. Convém ressaltar que o autor considera que a taxa de câmbio é importante para economias pequenas e abertas, porém, o autor omitiu essa variável com o argumento de que uma reação mais enérgica ao câmbio poderia deteriorar a reação à inflação e ao hiato do produto.

Clarida, Galí e Gertler (1998) propuseram que a função de reação da autoridade monetária deveria capturar expectativas futuras sobre a inflação e o produto. Dessa forma, diferentemente do proposto por Taylor, os autores incorporaram expectativas racionais com uma visão *forward-looking* da seguinte forma:

$$i_t^* = i^* + \beta(E[\pi_{t,k}|\Omega_t] - \pi^*) + \gamma E[x_{t,q}|\Omega_t] \quad (2)$$

Em que a variável i_t^* é a taxa de juros nominal para o período t; i^* é a taxa de juros natural; $E[\cdot]$ é o operador de esperança matemática; $\pi_{t,k}$ é a variação percentual da inflação entre os períodos t e t+k; Ω_t são as informações à disposição do Banco Central no período t; e $x_{t,q}$ é a média do hiato do produto entre os períodos t e t+q.

Os autores realizaram o estudo em seis países, os quais foram divididos em dois grupos. Ambos os grupos foram estimados por meio do GMM. O grupo formado pelos países Alemanha, Japão e Estados Unidos, que possuíam um Banco Central independente, obteve uma

performance superior sob a óptica *forward-looking*. Por outro lado, o grupo formado pela Inglaterra, Itália e França, os quais possuíam um Banco Central mais dependente em relação ao Sistema Monetário Europeu, apresentou maior performance quando utilizada a óptica *backward-looking*. Os autores advertem que um modelo simples de regra de política monetária não captura a tendência dos bancos centrais de suavizar alterações nas taxas de juros. Para capturar essa suavização, eles introduziram no modelo um ajuste gradual, na qual a taxa de juros ajustada depende da taxa anterior, reduzindo oscilações abruptas. Seus principais achados nos países que possuíam Bancos Centrais independentes indicaram que as autoridades monetárias respondem fortemente à inflação esperada, ao hiato do produto e procuram suavizar as alterações nas taxas de juros.

Outro trabalho que merece destaque foi o realizado por Holland (2005). O autor estimou, por meio dos Métodos dos Momentos Generalizados (GMM), a função de reação da autoridade monetária utilizando a versão *forward-looking* da Regra de Taylor proposta por Clarida, Galí e Gertler (1998) para o Brasil durante o período de julho de 1999 e janeiro de 2005. Em seu estudo, o autor utilizou o IPCA como medida de inflação real, o índice de produção industrial para estimar o hiato do produto por uma tendência linear e pelo filtro Hodrick-Prescott (HP) e a taxa de câmbio real. Ademais, utilizou uma variável *dummy* para o período da crise energética de maio de 2001 a fevereiro de 2002. Seus resultados apontaram para uma resposta forte e estatisticamente significativa à inflação. O coeficiente do hiato do produto foi negativo e estatisticamente significativo, contrariando a expectativa de que a autoridade monetária atue para conter pressões inflacionárias oriundas do excesso de demanda. No entanto, o autor sugere que esse resultado pode ser explicado por choques de oferta, como o racionamento de energia, que elevou a inflação ao mesmo tempo que reduziu a atividade econômica. Por fim, verificou-se que a taxa de câmbio real era não significativa. Entretanto, quando inserido no modelo a taxa de câmbio nominal, essa se mostrou estatisticamente significativa.

Gonçalves & Fenolio (2007), através de estimação da função de reação do Banco Central, procuraram verificar se os ciclos eleitorais influenciaram a política monetária brasileira entre os anos 2000 e 2006. Em seu trabalho, os autores utilizaram *dummies* eleitorais para capturar possíveis manipulações políticas na taxa de juros. O método empregado foi o GMM com dados trimestrais para permitir a comparação com outros países. Posteriormente, utilizou-se o mesmo método com dados mensais para testar a robustez dos resultados, sem grandes variações nas estimativas. Conforme os resultados obtidos, os autores não encontraram evidências de que as eleições influenciaram as decisões da política monetária no país, sugerindo

que o Banco Central atuou com independência durante o período analisado. Estimaram, também, a função de reação com os dados mensais e trimestrais por meio do método MQO (Mínimo Quadrados Ordinários) e GMM livre de influências eleitorais, considerando que a taxa Selic é uma função dos juros defasados, da expectativa da inflação em relação à meta e da variação da taxa nominal de câmbio. Verificaram que todas as variáveis econômicas foram estatisticamente significativas e com coeficientes positivos.

Mohanty e Klau (2004) analisaram o comportamento da política monetária em diversos países emergentes, inclusive o Brasil. Para esse estudo, além das variáveis explicativas propostas por Taylor, incluíram a variação da taxa de câmbio real. Os autores constataram uma alta correlação entre a taxa de juros nominal e a taxa de inflação no Brasil. Por outro lado, verificaram uma pequena correlação negativa entre a taxa de juros nominal e a taxa de câmbio. Por fim, na maioria dos países, incluindo o Brasil, a correlação foi positiva entre a taxa de juros nominal e o hiato do produto.

Svensson (1999) discute o regime de metas de inflação no contexto das regras de política monetária. O autor diferencia as regras de instrumentos, que são aquelas que especificam a maneira pela qual os instrumentos de política monetária devem reagir a variáveis econômicas, como a Regra de Taylor, das regras de metas, que definem metas explícitas que orientam a política monetária, como as metas de inflação. Em que pese o autor não utilizar um modelo econométrico propriamente dito, ele utiliza um modelo linear com função de perda quadrática para demonstrar que as regras de metas são mais eficientes que as regra de instrumentos, uma vez que esse regime aumenta a previsibilidade da política monetária, reduz a volatilidade macroeconômica e aumenta a transparência com os demais atores. O autor conclui pela preferência por uma política monetária *forward-looking*, especificamente sobre as expectativas da inflação e do hiato do produto. Além disso, pontua que a política monetária não deve ser rígida devido à necessidade de estabilizar o hiato do produto, reforçando a ideia de um *trade-off* entre estabilidade de preços e estabilidade do nível de atividade econômica, devendo haver uma suavização da taxa de juros para evitar volatilidades excessivas na economia.

Christiano, Eichenbaum e Evans (1996) investigaram os efeitos de choques de política monetária sobre a economia dos Estados Unidos. Por meio do modelo VAR (Vetor Autorregressivo), os autores utilizaram um modelo base para estimar a resposta dinâmica sobre variáveis macroeconômicas, como o PIB real, o deflator do PIB – indicador da inflação –, o índice de preços de commodities, a taxa dos *federal funds*, as reservas não emprestadas e as totais. Após a estimativa inicial, eles incluíram variáveis de emprego e desemprego no modelo inicial. Por fim, com o intuito de verificar a resposta dos ativos das firmas sobre os choques

monetários, os autores incluíram variáveis fiscais e de financiamento setorial. Para que os impactos estimados fossem atribuídos exclusivamente à política monetária, eles consideraram choques monetários exógenos por meio de alterações inesperadas na taxa de juros de curto prazo e mudanças inesperadas no volume de reservas bancárias não emprestadas. Em suas conclusões, verificaram que choques monetários têm impactos defasados e heterogêneo sobre a economia. Um choque monetário contracionista leva a uma queda significativa e persistente do PIB com efeitos após cerca de dois trimestres e persiste por vários anos. Além disso, a inflação permanece estável por cerca de um ano antes de começar cair, enquanto que os preços das commodities caem rapidamente. No mercado de trabalho, foi verificado um aumento significativo do desemprego que se manifesta após dois trimestres e persiste por vários anos. Já em relação ao endividamento das empresas, identificaram que inicialmente aumenta antes de cair, sugerindo restrições financeiras no ajuste das firmas. Por fim, o setor familiar não ajusta seu endividamento imediatamente, enquanto que o do governo cai no início e se intensifica à medida que a recessão e o déficit fiscal crescem.

Dornbusch (1998) analisa a relação entre a dívida pública e a política monetária no contexto europeu e americano. Seu trabalho não se baseou em um modelo econométrico propriamente dito, entretanto, utilizou evidências empíricas para verificar os efeitos da dívida pública sobre a estabilidade monetária, especialmente dados sobre a hiperinflação da Alemanha nos anos 1920 e a liquidação gradual da dívida dos Estados Unidos entre 1950 e 1980. Dornbusch destaca que um aumento inflacionário seria capaz de eliminar dívidas de longo prazo, pois haveria uma redução real da dívida, uma vez que seu valor estaria precificado em termos nominais. Ademais, nas dívidas de curto prazo, caso a inflação fosse um choque inesperado e abrupto, o resultado poderia ser o mesmo. Entretanto, se os investidores antecipassem a inflação, para o caso de dívidas de curto prazo, poderia haver a necessidade de aumento das taxas de juros, neutralizando a erosão inflacionária. O autor argumenta que níveis elevados de endividamento podem restringir a atuação de bancos centrais para conduzir políticas monetárias mais restritivas devido ao custo político, fazendo que com a autoridade monetária passe a aceitar níveis de inflação superior ao que deveria. Ressalta, também, que pode haver perda na credibilidade na condução da política monetária em países com altos déficits, pois os mercados podem antecipar possível monetização da dívida e requererem juros mais elevados devido à precificação desse risco. Ademais, autor argumenta que tanto o desemprego quanto a dívida pública representam desafios para a política monetária, uma vez que haveria pressões para políticas monetárias expansionistas, mesmo com o risco

inflacionário. Por fim, conclui que a indexação da dívida é uma política que pode incentivar o alinhamento entre a política monetária e a política fiscal.

Pires (2008) analisou a relação entre a política monetária e a fiscal no Brasil, focando na dívida pública e em seu impacto na eficácia da política monetária. A análise procurou verificar como a indexação da dívida pública na taxa de juros de curto prazo afeta a política monetária. Em seu estudo, o autor utilizou os métodos econométricos VAR estrutural e VAR parcialmente cointegrado, além de técnicas de *bootstrap*, para demonstrar que a elevada participação das Letras Financeiras do Tesouro (LTF) no endividamento público reduz o efeito riqueza, diminuindo a eficiência da política monetária no controle da demanda agregada e da inflação. O autor concluiu que uma melhora na relação entre a política fiscal e a política monetária, assim como uma gestão mais eficiente na composição da dívida pública, poderia aumentar a eficácia das intervenções da autoridade monetária, mitigando a necessidade de políticas monetárias muito restritivas.

Soares & Barbosa (2006) investigaram a função de reação do Banco Central do Brasil durante o período entre 1999 e 2005. Os autores verificaram uma forte reação da autoridade monetária em relação ao desvio da expectativa da inflação em relação à meta quando utilizada a taxa de juros em primeira diferença no curto e no longo prazo. Ademais, observaram que as oscilações da taxa de câmbio tinham significância estatística na função de reação.

Moura & Carvalho (2010) utilizaram 16 (dezesesseis) especificações para a Regra de Taylor no Brasil durante o período entre 1999 e 2008 e verificam que o Bacen possui uma tendência *forward-looking* para estipular a taxa Selic como resposta aos desvios de inflação. Observaram, também, uma forte reação da autoridade monetária em relação aos desvios da inflação e do hiato do produto quando a inflação se encontra abaixo da meta ou o produto está abaixo de seu potencial.

Medeiros (2014) procurou verificar a não linearidade da função de reação do Bacen utilizando o método da regressão quantílica inversa (RQIV). A autora observou que variáveis *forward-looking* prevalecem sobre as *backward-looking* na determinação da taxa de juros e que há a presença de não linearidade ao longo dos períodos analisados. Para avaliar a presença de quebras estruturais na função de reação, a autora utilizou o método de *bootstrap* e concluiu pela quebra na linearidade dos componentes da Regra de Taylor brasileira com a mudança da presidência do Banco Central. Ademais, verificou um aumento na resposta da taxa Selic ao hiato do produto e uma redução da reação ao hiato da inflação corrente no regime dos presidentes do Banco Central Meirelles-Tombini, além de reação à taxa de câmbio.

Gurgel (2021) investigou a existência de assimetrias na política monetária brasileira considerando diferentes níveis de abertura comercial. Em seu estudo, o autor utilizou a Regra de Taylor não linear com efeito limiar e constatou que em cenário de maior abertura comercial a resposta da autoridade monetária às expectativas de inflação é estatisticamente insignificante, em contraponto a cenários de menor abertura comercial. Em relação ao hiato do produto, foi verificado que a autoridade monetária brasileira responde de forma robusta sob quaisquer condições de abertura comercial, sendo mais agressiva em cenário de economia relativamente mais fechada.

3 ASPECTOS METODOLÓGICOS

3.1 - Banco de Dados

Para verificar a adequação da Regra de Taylor na determinação da função de reação da autoridade monetária, diversos economistas utilizaram diferentes variáveis em seus estudos. Este trabalho tem o objetivo de procurar compreender a atuação da política monetária sob o regime de metas de inflação no Brasil. Dessa forma, optou-se por uma formulação mais pragmática, a qual inclui as seguintes variáveis explicativas: a taxa de juros defasada (indicador de suavização), o desvio das expectativas de inflação em relação à sua meta, o hiato do produto, a taxa de câmbio real e a variação do índice de preços de commodities. Como variáveis fiscais, utilizou-se o déficit primário e a relação dívida/PIB. Para essa análise, serão utilizados dados entre janeiro de 2003, início da série histórica do IBC-Br, e julho de 2024.

A taxa de juros utilizada como variável dependente em todos os modelos é a taxa Selic mensal anualizada, uma vez que o Bacen utiliza essa ferramenta no intuito de manter a inflação dentro do intervalo estipulado pelo Conselho Monetário Nacional (CMN).

Para obter o desvio das expectativas de inflação em relação à meta são utilizadas a série de expectativa média de inflação para os próximos 12 meses, calculada pelo Banco Central, e a meta de inflação definida pelo Conselho Monetário Nacional. O desvio das expectativas com relação à meta é calculado por meio da diferença entre esses dois indicadores.

Já para a variável câmbio, utiliza-se a variação da taxa de câmbio efetiva real indexada ao IPCA, fornecida pelo Banco Central. Também será utilizado a variação do índice de preços das commodities disponibilizado pelo Banco Central do Brasil, que exprime a média mensal ponderada dos preços em reais das commodities relevantes para a dinâmica da inflação brasileira.

Em relação ao hiato do produto, será utilizado o Índice de Atividade Econômica do Banco Central (IBC-Br), considerado uma *proxy* do PIB. Seu cálculo envolve a utilização do Filtro Hodrick-Prescott, para extrair o PIB potencial, e o próprio valor do IBC-Br. A diferença entre o referido índice e o seu potencial informa o hiato do produto. Por fim, as variáveis fiscais empregadas serão o déficit primário e a relação dívida/PIB. O Quadro 1 sintetiza as variáveis empregadas no estudo.

Quadro 1 – Descrição das variáveis utilizadas no modelo

Taxa de juros: Variável dependente. Taxa Selic Anualizada.
Hiato do produto: Diferença entre o IBC-Br e sua tendência por meio do filtro HP.
Desvio das expectativas de inflação em relação à meta: Diferença entre Expectativa média da Inflação – IPCA – para os próximos 12 meses e a meta de inflação. Fonte: Relatório Focus e CMN.
IPCA: Índice oficial de inflação no Brasil. Fonte: IBGE
Variação do Índice de commodities: Variação do índice de preços das commodities. Fonte: BCB
Taxa de câmbio efetiva real: Calculada pela média ponderada das taxas de câmbio reais bilaterais do país em relação a cada um de seus parceiros comerciais. Fonte: BCB
Déficit primário: Resultado Primário (% PIB)
Dívida/PIB: Dívida líquida do governo geral (% PIB)

Fonte: Elaborado pelo autor

3.2 – Estratégia econométrica

Para estimar modelos de expectativas racionais, diversos métodos são possíveis, como Mínimo Quadrado Ordinários (MQO). Entretanto, esse método pode gerar estimativas inconsistentes, uma vez que os regressores endógenos e o erro podem estar correlacionados. Os métodos mais adequados para tratar esse tipo de problema são o Método dos Momentos Generalizados (GMM) e o Método de Variáveis Instrumentais (IV). Entretanto, quando há heterocedasticidade a estimação por variáveis instrumentais pode ser inconsistente.

Dessa forma, para verificar o melhor método de estimação do modelo proposto, inicialmente se aplica o teste de Pagan e Hall (1983) com objetivo de apurar a presença de heterocedasticidade. Caso esse teste rejeite a hipótese nula de homocedasticidade, o método de GMM se mostra mais adequado. Adicionalmente, utiliza-se o teste Cumby e Huizinga (1992) para analisar a presença de autocorrelação nos resíduos e, caso haja autocorrelação e presença de heterocedasticidade, o método GMM robusto para heterocedasticidade e autocorrelação (GMM-HAC) é o mais adequado.

Em uma análise preliminar, verificou-se a presença de heterocedasticidade e autocorrelação em todos os modelos utilizados no estudo e, portanto, optou-se pela utilização do método GMM-HAC. O último teste de relevância para o modelo proposto é o de sobreidentificação de Hansen, ou teste J, o qual verifica se os instrumentos utilizados são

ortogonais ao distúrbio da regressão e sejam correlacionados com os regressores endógenos de forma simultânea. Caso positivo, os estimadores do GMM serão consistentes e assintoticamente normais.

Cabe ressaltar que, independentemente da utilização do modelo IV ou GMM, faz-se necessário realizar o teste de estacionariedade, uma vez que o modelo utilizará séries temporais. Para isso serão utilizados o Teste ADF (*Augmented Dickey-Fuller*) para verificar se a série temporal tem raiz unitária e o Teste KPSS (*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin*), hipótese oposta ao teste ADF, que testa se a série é estacionária ao redor de uma tendência determinística.

Em suma, inicialmente se analisa a estacionariedade das séries via testes ADF e KPSS. Em seguida, utiliza-se o teste de Pagan e Hall (1983) na estimação de IV para verificar a presença de heterocedasticidade. E, se verificado que os resíduos são heterocedásticos, descarta-se o uso de métodos de variáveis instrumentais (IV) e foca-se no uso do método dos momentos generalizados (GMM) corrigindo tal problema. Por fim, avalia-se a presença de autocorrelação, via teste de Cumby e Huizinga (1992). Se confirmada a autocorrelação e a heterocedasticidade, deve-se empregar o método dos momentos generalizados robusto na presença de ambos os problemas (GMM-HAC).

3.3 Método dos Momentos Generalizados

O Método dos Momentos Generalizados (GMM) é uma técnica econométrica amplamente utilizada para a estimação de modelos que apresentam problemas de endogeneidade. Esse método se baseia na ideia de que os parâmetros de um modelo podem ser estimados a partir de condições de momento, ou seja, equações que relacionam as variáveis do modelo com os parâmetros desconhecidos, de forma que os resíduos dessas relações sejam, em média, nulos.

A utilização de variáveis *forward-looking*, como as expectativas de inflação, pode fazer com que as variáveis explicativas se correlacionem com o termo de erro, acarretando no problema de endogeneidade. O GMM trata desse problema por meio da utilização de variáveis instrumentais, as quais estão correlacionadas com a variável explicativa endógena, mas não com o erro.

A heterocedasticidade é outro problema que pode ocorrer devido a diversos fatores, como a presença de outliers, variáveis omitidas, relações não lineares entre as variáveis, entre

outros. A utilização de matrizes de variância-covariância torna o GMM útil para esse tipo de problema.

Conforme Bueno (2011), a utilização de dados em séries temporais pode acarretar a autocorrelação dos erros entre os períodos. Uma explicação desse problema é a omissão de fatores relevantes na série que são correlacionados entre os períodos. O GMM trata do problema de autocorrelação ajustando a matriz de pesos utilizada para minimizar a função de momentos.

Dessa forma, para avaliar os efeitos de variáveis fiscais na regra de política monetária do Banco Central do Brasil, primeiramente será utilizada uma versão benchmark da regra de Taylor, conforme a equação a seguir:

$$Selic_t = \beta_0 + \beta_1 Selic_{t-1} + \beta_2 Hiato_t + \beta_3 TCER_t + \beta_4 IndCom_t + \beta_4 DesvExp_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

Onde:

$Selic_t$ é a taxa básica de juros no tempo t ;

$Hiato_t$ é o hiato do produto;

$TCER_t$ é a taxa de câmbio efetiva real;

$IndCom_t$ é o índice de commodities;

$DesvExp_t$ é o desvio da expectativa da inflação em relação à meta;

ε_t é o termo de erro

Em seguida, serão estimadas versões ampliadas do modelo benchmark incorporando as variáveis fiscais propostas no trabalho. A especificação completa dessa versão pode ser verificada a seguir:

$$Selic_t = \beta_0 + \beta_1 Selic_{t-1} + \beta_2 Hiato_t + \beta_3 TCER_t + \beta_4 IndCom_t + \beta_4 DesvExp_t + \beta_4 DivPIB_t + \beta_4 DefPrim_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

Para lidar com possíveis correlações entre as variáveis explicativas e o termo de erro, o GMM utiliza condições de momento baseadas em variáveis instrumentais. Para isso, essas variáveis devem ser exógenas ou serem variáveis endógenas defasadas. Dessa forma, a condição momento será:

$$E[Z'_t \varepsilon_t] = E[Z'_t (Selic_t - X_t \beta)] = 0 \quad (5)$$

Onde:

Z_t é o vetor de instrumentos no tempo t ;

X_t é a matriz das variáveis explicativas;

β é o vetor de coeficientes.

Os resíduos ε_t resultariam da diferença entre a taxa Selic observada e a taxa Selic estimada, ajustada com base nos instrumentos. No presente estudo, serão utilizadas até seis defasagens da inflação pelo IPCA e dos desvios de expectativas de inflação em relação à meta como instrumentos.

Para solução da equação acima, deve-se estimar preliminarmente o BETA por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO):

$$\hat{\beta}_{MQO} = (X'X)^{-1}X'Y \quad (6)$$

Onde:

X é a matriz das variáveis explicativas e X' é sua transposta.

Y é a série da taxa Selic.

O modelo proposto (GMM) tem o objetivo de minimizar a função objetivo por meio dos coeficientes $\hat{\beta}_{GMM}$.

$$Q(\beta) = g(\beta)'Wg(\beta) \quad (7)$$

Onde:

$g(\beta) = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n Z_t'(Selic_t - X_t\beta)$ é o vetor de momentos;

W é a matriz de pesos (inicialmente identidade).

Para calcular os estimadores dos parâmetros, minimiza-se a função objetivo:

$$\hat{\beta} = \arg \min_{\beta} Q(\beta) \quad (8)$$

A matriz de pesos (W) deve ser atualizada, uma vez que esse processo é iterativo. Para isso, estima-se uma matriz de covariância dos resíduos da seguinte forma para o modelo GMM tradicional:

$$\hat{\Sigma} = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (Z_t \varepsilon_t)(Z_t \varepsilon_t)' \quad (9)$$

Para o caso do modelo GMM-HAC, essa matriz deve ser modificada para considerar a presença de heterocedasticidade e autocorrelação. Para isso, utiliza-se um estimador tipo Newey-West para ajustar a matriz de pesos com o uso da soma ponderada dos produtos dos momentos defasados:

$$\hat{\Sigma} = \sum_{t=1}^n (Z_t \varepsilon_t)(Z_t \varepsilon_t)' + \sum_{j=1}^L k(j, L) \sum_{t=j+1}^n [(Z_t \varepsilon_t)(Z_{t-j} \varepsilon_{t-j})' + (Z_{t-j} \varepsilon_{t-j})(Z_t \varepsilon_t)'] \quad (10)$$

Onde:

L é o número de defasagens escolhido;

k(j, L) é uma função de ponderação que reduz a influência de momentos mais distantes no tempo. Para o caso do kernel de Bartlett (Newey-West):

$$k(j, L) = 1 - \frac{j}{L+1} \quad (11)$$

Dessa forma, os momentos mais recentes serão considerados mais importantes que os antigos. A nova matriz de pesos será a inversa da matriz de covariância dos resíduos.

$$W = \hat{\Sigma}^{-1} \quad (12)$$

Essa matriz de pesos será utilizada para minimizar a função objetivo até a convergência dos parâmetros β .

4 RESULTADOS

Esta sessão irá apresentar as análises estatísticas e econométricas para investigar a função de reação do Banco Central brasileiro na fixação da taxa de juros conforme a variação das demais variáveis macroeconômicas e fiscais.

Inicialmente, serão realizados testes de estacionariedade para verificar a presença de raiz unitária nas diferentes séries. Em seguida, os resultados dos modelos serão discutidos para a amostra completa e para duas subamostras distintas. Em cada uma delas, serão consideradas as seguintes especificações:

- Benchmark: não considerará as variáveis fiscais;
- Dívida/PIB: inclusão da variável dívida (%PIB) ao modelo benchmark;
- Déficit Primário: inclusão da variável déficit primário (%PIB) ao modelo benchmark;
- Modelo Completo: inclusão de todos os regressores.

Como instrumentos, serão utilizadas até seis defasagens da inflação do IPCA e dos desvios de expectativas de inflação em relação à meta. Para verificar a validade desses instrumentos, será realizado o Teste J de Hansen, cuja hipótese nula afirma que os instrumentos são válidos (não correlacionados com os resíduos).

Ademais, serão realizados o Teste de Pagan-Hall para detectar a presença de heterocedasticidade no modelo e o Teste de Cumby-Huizinga para verificar a autocorrelação dos resíduos.

4.1 Testes de Raiz Unitária

A presença de raiz unitária nas séries utilizadas no modelo foi analisada por meio do teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e do teste de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS). O ADF tem como hipótese nula a não estacionariedade da série, enquanto o KPSS parte da hipótese nula de que a série é estacionária. A Tabela 1 apresenta os valores das estatísticas dos testes de estacionariedade e seus valores críticos a determinados níveis de significância.

Tabela 1 – Resultados - Testes de Raiz unitária.

VARIÁVEIS	ADF	KPSS
Taxa de juros	-3,44	0,15
	[-2,88] _{5%}	[0,21] _{1%}
Hiato do produto	-10,28	0,02
	[-2,88] _{5%}	[0,14] _{5%}
Taxa de câmbio efetiva real	-12,01	0,06
	[-2,88] _{5%}	[0,14] _{5%}
Índice de commodities	-12,82	0,03
	[-2,88] _{5%}	[0,14] _{5%}
Desvio das expectativas	-5,33	0,09
	[-2,88] _{5%}	[0,14] _{5%}
IPCA	-2,88	0,09
	[-2,88] _{5%}	[0,14] _{5%}
Dívida/PIB*	-11,80	0,11
	[-2,88] _{5%}	[0,14] _{5%}
Déficit primário	-10,74	0,072
	[-2,88] _{5%}	[0,14] _{5%}

Fonte: Elaborado pelo autor. * Teste de Raiz unitária aplicado na taxa de variação da Dívida (%PIB), dado que apresentou raiz unitária em nível.

Em linhas gerais, ambos os testes apontaram a estacionariedade da maioria das variáveis utilizadas. Apenas a variável "Dívida/PIB" apresentou indícios de não estacionariedade em nível, sendo necessário transformá-la em taxa de variação mensal para evitar problemas de regressão espúria. Em seguida, procedeu-se a estimação de GMM-HAC das regras de política monetária nos moldes expostos anteriormente.

4.2 Análise da amostra completa

A Tabela 2 apresenta os resultados dos modelos estimados para todo o período sob análise. Nela são destacados os valores dos coeficientes estimados e o p-valor associado entre colchetes.

De início, percebe-se que os testes de Pagan-Hall e Cumby-Huizinga apontam a presença de heterocedasticidade e autocorrelação na estimação por variáveis instrumentais (IV),

reforçando a adequação do GMM-HAC nas especificações empregadas. Além disso, o teste J de Hansen apontou que os instrumentos utilizados nas estimações de GMM-HAC se mostraram válidos.

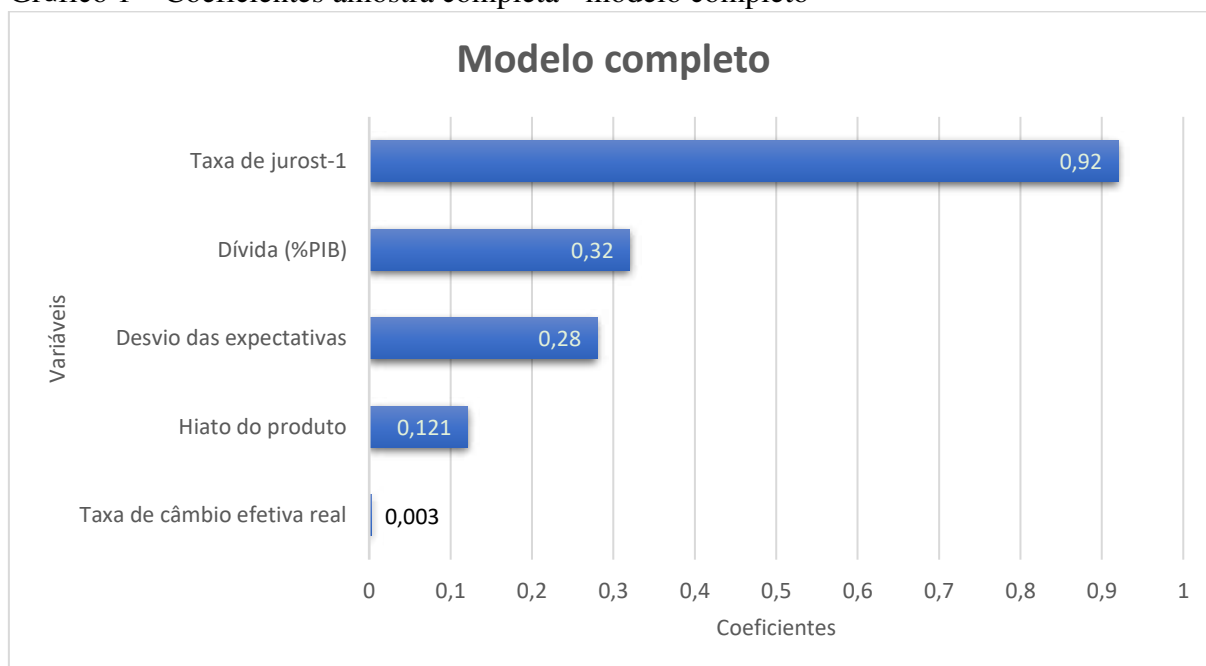
Tabela 2 - Resultados do modelo – Amostra Completa

VARIÁVEIS	Benchmark	Dívida (%PIB)	Déficit Primário (%PIB)	Modelo Completo
Taxa de juros_{t-1}	0,93* [0,00]	0,93* [0,00]	0,930* [0,00]	0,92* [0,00]
Hiato do produto	0,11* [0,00]	0,12* [0,00]	0,115* [0,00]	0,121* [0,00]
Taxa de câmbio efetiva real	0,003* [0,01]	0,003* [0,00]	0,002* [0,00]	0,003* [0,00]
Índice de commodities	-0,03 [0,053]	-0,02 [0,12]	-0,032 [0,06]	-0,02 [0,12]
Desvio das expectativas	0,26* [0,00]	0,29* [0,00]	0,26* [0,00]	0,28* [0,00]
Dívida (%PIB)	-	0,25* [0,005]	-	0,32* [0,00]
Déficit primário (%PIB)	-		0,001 [0,92]	-0,21 [0,12]
Teste de Hansen	7,89 [0,72]	8,06 [0,70]	8,16 [0,69]	8,33 [0,68]
Teste Pagan-Hall	37,11 [0,00]	39,80 [0,00]	37,33 [0,00]	40,66 [0,00]
Teste Cumby-Huizinga	38,06 [0,00]	34,16 [0,00]	38,37 [0,00]	33,85 [0,00]

Fonte: Elaborado pelo autor. Os testes de Pagan-Hall e Cumby-Huizinga foram aplicados na estimação de variáveis instrumentais. * coeficientes estatisticamente significantes ao nível de 5%.

Inicialmente, verifica-se que não houve grandes alterações nos coeficientes ao incluir as variáveis fiscais nas diferentes especificações. Dessa forma, pode-se observar, pelo gráfico abaixo, as variáveis estatisticamente significantes e seus coeficientes do modelo completo.

Gráfico 1 – Coeficientes amostra completa - modelo completo



Fonte: Elaborado pelo autor

O coeficiente estimado da taxa de juros defasada permanece elevado em todas as especificações e é estatisticamente significativo ao nível de 5%. Isso indica um importante grau de suavização na política monetária, sugerindo certa cautela pela autoridade ao ajustar a taxa Selic, uma vez que alterações abruptas podem afetar de modo adverso o mercado e, consequentemente, em perda de credibilidade do Banco Central.

O papel do Bacen na estabilização da economia pode ser verificado na variável hiato do produto. Seu coeficiente positivo reforça o fato de que, quando a economia está operando acima de seu potencial, há uma tendência inflacionária e, como resposta, aumento na taxa Selic para conter essa pressão. Além disso, a relação entre essa variável e a taxa de juros não é sensível às variáveis fiscais, uma vez que seu coeficiente se manteve estável em todas as especificações.

Os resultados mostram, ainda, que a taxa de câmbio efetiva real se mostra estatisticamente significativa em todos os modelos, mas com efeitos de pequena magnitude. Um possível motivo para esse resultado é a adoção do regime de câmbio flutuante, no qual não há intervenção direta do Banco Central no intuito de estabilizar a moeda. Ademais, a autoridade monetária possui outras ferramentas para influenciar o câmbio, como os contratos de swap cambial. Além disso, o índice de preços das commodities se mostrou estatisticamente igual a zero em todos os modelos utilizados, considerando o nível de significância de 5% (cinco por cento).

A variável desvio das expectativas de inflação em relação à meta foi estatisticamente significativa em todas as especificações. Ainda, seus coeficientes confirmam que a autoridade monetária ajusta a taxa Selic para alinhar as expectativas de inflação à meta estabelecida. Esse resultado é consistente com a estratégia de metas de inflação, na qual o Banco Central utiliza a taxa de juros como principal instrumento para ancorar as expectativas dos agentes econômicos.

A variável fiscal Dívida/PIB foi estatisticamente significativa e seus coeficientes positivos indicam que o Banco Central apresenta uma política monetária mais restritiva, reagindo preventivamente para conter a deterioração macroeconômica. Ademais, uma relação dívida/PIB pode aumentar a percepção de risco da economia, fazendo com que o mercado exija uma taxa de juros maior para manter os títulos públicos atrativos.

Por fim, o déficit primário não foi estatisticamente significativo. Isso sugere que no curto prazo o Bacen não responde diretamente a essa variável na definição da taxa Selic. Porém, isso não significa, necessariamente, que essa variável não é levada em consideração, uma vez que seu impacto pode ser ao longo do tempo via aumento da relação dívida/PIB.

4.3 Análise dos subperíodos

A análise do comportamento da política monetária em dois períodos distintos da amostra se torna relevante devido às mudanças estruturais na economia brasileira. O Gráfico 1 mostra a evolução da relação dívida (%PIB) em todo o período da amostra.

Gráfico 2 - Evolução percentual da relação dívida/PIB



Fonte: Elaborado pelo autor

Durante o primeiro período (2003-2013), o Brasil apresentou diversos superávits primários que contribuíram para diminuição da relação dívida/PIB. Ademais, a inflação se manteve, durante a maior parte do tempo, dentro do regime de metas. O cenário externo também contribuiu para o crescimento do país nesse período, principalmente com o “boom” das commodities, o que aumentou a entrada de fluxos de capital estrangeiro.

Por outro lado, o segundo período (2014-2024) foi marcado por uma profunda crise econômica, descontrole fiscal e pandemia. O ano de 2014 é marcado pelo início do aumento da inflação e do agravamento da crise fiscal, que culminaria na recessão de 2015-2016 e no impeachment da presidente à época. Após um período de ajustes fiscais e queda da inflação, o aumento dos gastos públicos devido à pandemia da COVID-19 resulta em crescimento da relação dívida/PIB e da inflação no período.

Por esses motivos, o estudo em duas subamostras permite analisar se houve mudança na função de reação da autoridade monetária devido aos cenários de maior instabilidade observados no pós 2014.

Para verificar a robustez dos resultados, foram utilizados os mesmos instrumentos, mas com diferentes números de defasagens nas diferentes especificações. Para o primeiro período, nas especificações benchmark e dívida/PIB foram utilizadas duas defasagens, enquanto que no déficit primário e no completo foram utilizadas quatro e três, respectivamente. Já para o segundo período, foram utilizadas duas defasagens no benchmark, enquanto nas demais especificações, foram utilizadas seis defasagens.

De forma semelhante à amostra completa, não houve alterações significativas nos coeficientes, quando estatisticamente significantes, ao incluir as variáveis fiscais. A Tabela 3 apresenta os coeficientes e seus p-valores entre colchetes, além do teste J de Hansen e os testes para verificar a presença de heterocedasticidade e autocorrelação nos resíduos. O Gráfico 3 abaixo mostra as variáveis que foram significantes e seus respectivos coeficientes do modelo completo.

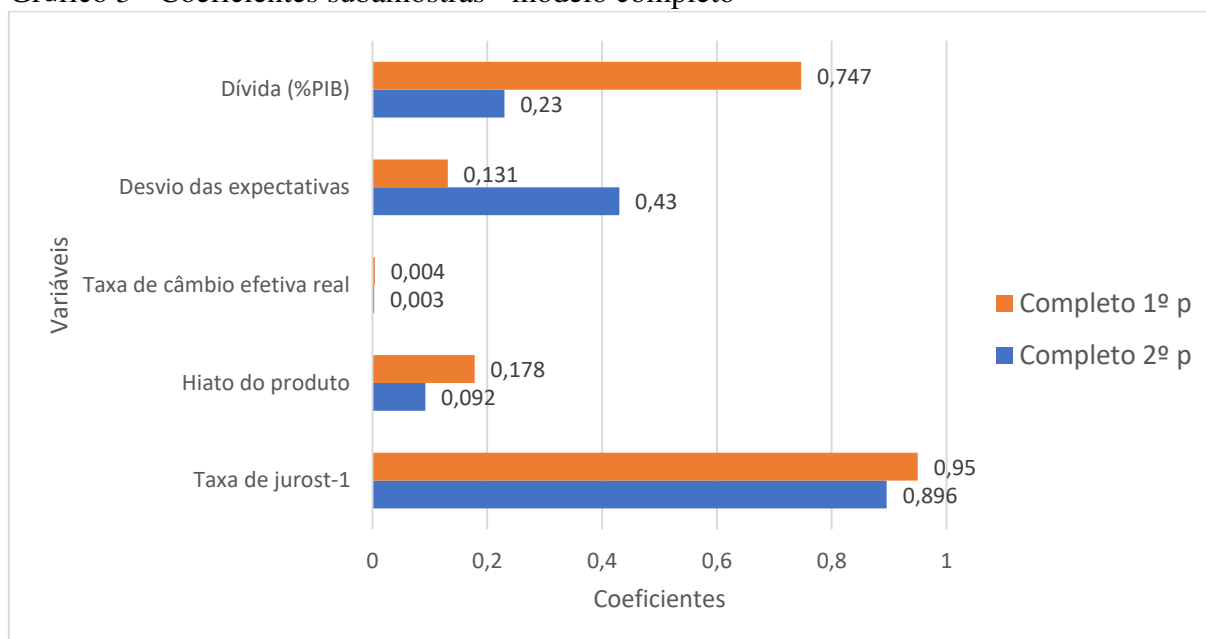
Verifica-se, a partir da Tabela 3, que o teste de Pagan-Hall não rejeitou a hipótese nula de homocedasticidade quando incluída nas especificações as variáveis fiscais no segundo período. Por outro lado, há indícios da presença de autocorrelação nos resíduos, conforme mostra o teste de Cumby-Huizinga, nos mesmos períodos e especificações. Dessa forma, o uso do GMM-HAC ainda se justifica.

Tabela 3 - Resultados do modelo - subperíodos

VARIÁVEIS	Benchmark		Dívida (%PIB)		Déficit primário (%PIB)		Completo	
	1º p	2º p	1º p	2º p	1º p	2º p	1º p	2º p
Taxa de juros_{t-1}	0,92*	0,88*	0,93*	0,89*	0,93*	0,90*	0,95*	0,90*
	[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,00]
Hiato do produto	0,16*	0,10*	0,16*	0,09*	0,16*	0,09*	0,18*	0,09*
	[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,00]
Taxa de câmbio efetiva real	0,001	0,003*	0,004*	0,002*	0,001	0,002	0,004*	0,003*
	[0,38]	[0,03]	[0,02]	[0,00]	[0,51]	[0,07]	[0,01]	[0,03]
Índice de Preços commodities	0,004	-0,04*	-0,01	-0,03*	-0,01	-0,03*	-0,01	-0,03*
	[0,90]	[0,00]	[0,55]	[0,01]	[0,78]	[0,00]	[0,93]	[0,01]
Desvio das expectativas	0,22*	0,45*	0,09	0,42*	0,21	0,40*	0,131	0,43*
	[0,03]	[0,00]	[0,29]	[0,00]	[0,05]	[0,00]	[0,17]	[0,00]
Dívida (%PIB)	-	-	0,61 [0,00]	0,22 [0,00]	-	-	0,747 [0,00]	0,23 [0,01]
Déficit primário (%PIB)	-	-	-	-	0,05 [0,28]	0,014 [0,23]	0,004 [0,93]	-0,01 [0,90]
Teste de Hansen	1,15 [0,76]	4,62 [0,20]	3,06 [0,87]	7,71 [0,73]	1,19 [0,75]	7,97 [0,71]	1,53 [0,90]	7,95 [0,71]
Teste Pagan-Hall	22,53 [0,00]	15,60 [0,04]	31,25 [0,00]	23,85 [0,12]	22,08 [0,00]	24,03 [0,11]	28,57 [0,00]	23,80 [0,16]
Teste Cumby-Huizinga	18,54 [0,00]	27,56 [0,00]	14,50 [0,00]	25,27 [0,00]	18,72 [0,00]	28,54 [0,00]	15,68 [0,00]	25,24 [0,00]

Fonte: Elaborado pelo autor. Os testes de Pagan-Hall e Cumby-Huizinga foram aplicados na estimação de variáveis instrumentais. * coeficientes estatisticamente significantes ao nível de 5%.

Gráfico 3 - Coeficientes subamostras - modelo completo



Fonte: Elaborado pelo autor.

Em ambos os períodos, o coeficiente da taxa de juros defasada foi elevado e estatisticamente significativo, indicando uma forte inércia na condução da política monetária. Entretanto, houve uma redução desse coeficiente entre os períodos. A necessidade de ajustes mais rápidos diante da instabilidade econômica e fiscal no segundo período pode ter sido a justificativa para maiores alterações na taxa de juros.

O hiato do produto foi estatisticamente significativo nos dois períodos, mas seu coeficiente reduziu entre os períodos, indicando uma redução na sensibilidade da política monetária à atividade econômica. No primeiro período, a autoridade monetária respondia de forma mais contundente conforme o nível da atividade econômica, uma vez que o crescimento econômico acima de seu potencial poderia gerar pressões inflacionárias. Já no segundo período, a menor sensibilidade dessa variável sugere que o controle inflacionário ganhou mais importância do que o ciclo econômico.

Essa mudança na magnitude das respostas da autoridade monetária pode ser atestada pela variável desvio das expectativas da inflação em relação à meta que se mostrou estatisticamente significativo na maioria dos modelos e com maiores coeficientes em relação ao primeiro período. Isso pode indicar que, durante o segundo período, a autoridade monetária passou a utilizar a taxa Selic de forma mais intensa para ancorar as expectativas da inflação, uma vez que esse período foi marcado por fortes incertezas e instabilidade econômica.

A taxa câmbio efetiva real se mostrou estatisticamente robusta na maioria dos

modelos, mas manteve o impacto de reduzida magnitude independentemente da conjuntura empregada.

A variável índice de preços das commodities não apresentou significância estatística durante o primeiro período. Por outro lado, no segundo período essa variável se tornou significativa e com coeficientes negativos, indicando que altas nos preços das commodities reduziram a necessidade de elevação da taxa de juros. Esse efeito pode estar relacionado ao impacto positivo das commodities na balança comercial e na arrecadação fiscal, reduzindo a pressão inflacionária durante esse período de crise.

A variável dívida/PIB foi estatisticamente significativa nos períodos analisados. Os coeficientes do segundo período foram relativamente menores que os do primeiro período, sugerindo uma redução da sensibilidade da política monetária à trajetória da dívida pública. Esse resultado pode indicar que houve uma predominância de outros fatores, em especial a ancoragem das expectativas da inflação, na definição da taxa de juros.

A variável déficit primário não se mostrou estatisticamente significativa em nenhum dos períodos, sugerindo que o Banco Central não responde diretamente a essa variável no curto prazo. Entretanto, isso não significa que o déficit primário seja irrelevante na determinação da taxa de juros, pois seus efeitos ocorrem de forma indireta e gradual, principalmente sobre a dívida pública.

4.4 Discussão dos resultados à luz da literatura

Os elevados coeficientes associados à taxa de juros defasadas estão alinhados aos estudos conduzidos por Gonçalves & Fenolio (2007) no Brasil, que também destacam a suavização na condução da taxa de juros no Brasil. Isso reforça o fato de que a autoridade monetária conduz essa taxa de forma gradual para evitar mudanças abruptas para preservar a estabilidade macroeconômica. Da mesma forma, Clarida, Galí e Gertler (1998) observaram suavização nas alterações das taxas de juros, sendo mais intensa nos países que possuem Bancos Centrais mais independentes.

Os coeficientes positivos e significativos do hiato do produto estão consistentes com a literatura de Taylor (1993), Clarida, Galí e Gertler (2000) e Mohanty & Klau (2004), indicando reação da autoridade monetária aos ciclos econômicos para conter pressões inflacionárias quando a economia se encontra acima de seu potencial. Entretanto, Holland (2005) observou um coeficiente negativo para essa variável, sugerindo que esse sinal poderia ser explicado por choques de ofertas, os quais elevam a inflação e reduzem a atividade

econômica. Svensson (1999) reforça a ideia de um trade-off entre a estabilidade de preços e o nível de atividade econômica.

Já a variável taxa de câmbio efetiva real apresentou coeficientes de baixa magnitude, embora significantes na maior parte das especificações. Esse resultado está em linha com o apresentado por Medeiros (2014) durante um dos períodos analisados pelo autor. Já Mohanty & Klau (2004) encontraram uma pequena correlação negativa entre a taxa de juros e a taxa de câmbio real. E, por fim, Holland (2005) verificou que a taxa de câmbio real não foi significativa em suas estimações, entretanto, a taxa de câmbio nominal teve significância estatística e Soares & Barbosa (2006) observaram significância na oscilação da taxa de câmbio.

O Índice de Preços de Commodities apresentou coeficientes não significativos na maioria dos modelos propostos e, quando significativos, seu impacto foi praticamente nulo. Por outro lado, Christiano, Eichenbaum e Evans (1996) observaram alta relevância dessa variável para a economia dos Estados Unidos. Os autores constataram que o Índice de Preços de Commodities reage de forma rápida e persistente a choques monetários contracionistas, podendo influenciar a autoridade monetária a reagir a mudanças nesses preços para antecipar pressões inflacionárias.

Em relação à variável do desvio das expectativas da inflação em relação à meta foram estatisticamente significantes e quase todos os modelos propostos. Esse achado está em consonância com os estudos realizados por Clarida, Galí e Gertler (1998), Svensson (1999), entre outros, demonstrando a importância de uma visão *forward-looking* pela autoridade monetária para ancorar essas expectativas.

Sobre as variáveis fiscais, os resultados demonstraram que o déficit primário não apresentou significância estatística em todas as especificações. No entanto, Dornbusch (1998) argumenta que déficits elevados podem forçar a autoridade monetária a adotar uma política monetária que acomode o financiamento da dívida. Por outro lado, a variável dívida pública (%PIB) apresentou significância estatística em todos os modelos. Pires (2008) observa que a política monetária reage à trajetória da dívida pública ao argumentar que uma gestão mais eficiente na composição da dívida poderia aumentar a eficácia das intervenções da autoridade monetária, mitigando a necessidade de políticas monetárias muito restritivas.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho analisou a função de reação do Banco Central do Brasil na definição da taxa Selic durante os períodos 2003-2024, considerando diferentes especificações da Regra de Taylor estimadas por GMM-HAC. Os resultados apresentados permitiram identificar mudanças no comportamento da política monetária ao longo dos períodos como reflexo das transformações estruturais da economia brasileira e as diferentes conjunturas enfrentadas pela autoridade monetária, principalmente durante o período pós 2014.

Os resultados indicam que a taxa de juros apresenta alta persistência em ambos os períodos, mas com redução de seu coeficiente no período pós 2014, sugerindo uma reação mais contundente pela autoridade monetária em um ambiente macroeconômico mais instável. Além disso, observou-se uma maior relevância na variável hiato do produto durante o período de relativa estabilidade econômica, 2003 a 2013. Em períodos maior incerteza, como o pós 2014, há evidências de que a política monetária passa a priorizar a ancoragem das expectativas inflacionárias em detrimento do ciclo econômico.

O baixo coeficiente da variável taxa de câmbio efetiva real sugere que essa variável não é tão relevante na função de reação do Banco Central. Ademais, houve períodos que essa variável não foi significativa no modelo. Já o índice de preços de commodities foi estatisticamente significativo apenas no período de maior instabilidade, sugerindo que impactos nesse fator é relevante em ambientes fiscais e econômicos desafiadores.

Considerando os indicadores fiscais, a dívida pública (%PIB) se mostrou estatisticamente significativa e seus coeficientes decresceram no segundo período, indicando que a autoridade monetária passa a considerar outros fatores mais relevantes, como a ancoragem das expectativas de inflação. Por outro lado, o déficit primário não foi estatisticamente significativo em nenhuma especificação, reforçando a ideia de que a política monetária se preocupa com a sustentabilidade da dívida no longo prazo.

Por fim, esses resultados contribuem para um melhor entendimento sobre a dinâmica da política monetária no Brasil. A divisão e análise da amostra em dois períodos distintos se tornou relevante para verificar o comportamento da autoridade em épocas de crescimento econômico e de crise fiscal. Investigações futuras podem incluir o impacto de mudanças institucionais no Banco Central e a inclusão de variáveis *dummies* durante períodos atípicos, como a pandemia COVID-19, além de especificações não lineares para a regra de Taylor.

REFERÊNCIAS

- BLANCHARD, Olivier. **Macroeconomia**. 7.ed. São Paulo: Pearson Education, 2017.
- BUENO, Rodrigo de Losso da Silveira. **Econometria de Séries Temporais**. 2. ed. Cengage Learning, 2011.
- CHRISTIANO, L.; EICHENBAUM, M.; EVANS, C. The Effects of Monetary Policy Shocks: Evidence from the Flow of Funds, **The Review of Economics and Statistics**, 78, issue 1, p. 16-34, 1996.
- CLARIDA, R.; GALÍ, J.; GERTLER, M. Monetary Policy Rules in Practice: Some international evidence. **European Economic Review**, v. 42, n. 6, p. 1033-1067, 1998.
- CLARIDA, R.; GALÍ, J.; GERTLER, M. Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory. **The Quarterly Journal of Economics**. V. 115, no. 1, p. 147-180, 2000.
- CRUZ, Rafael Andrade da. **Dívida Pública e Taxa de Juros: Uma observação de suas inter-relações no Brasil pós-estabilização**. 2018. Monografia (Bacharel em Economia) – Instituto de Economia, Universidade Federal do Rio de Janeiro, 2018.
- CUMBY, R., HUIZINGA, J. Testing the autocorrelation structure of disturbances in ordinary least squares and instrumental variables regressions. **Econometrica**, v. 60, n. 1, p. 185-195, 1992.
- DORNBUSCH, R. **Debt and monetary policy: The policy issue**. Working Paper, n. 5573, National Bureau of Economic Research, 1998.
- GONÇALVES, C. E. S.; FENOLIO, F. R. Ciclos eleitorais e política monetária: Evidências para o Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 37, n. 3, p. 465-487, 2007. Disponível em: <http://ppe.ipea.gov.br/index.php/ppe/article/view/6>. Acesso em: 03 jan. 2025.
- GURGEL, L. C. **Abertura Comercial e não Linearidades a política monetária do Brasil**. 2021. Dissertação (Mestrado em Economia) – Programa de Pós-Graduação em Economia, Faculdade de Economia, Administração, Atuária e Contabilidade, Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2021.
- HANSEN, L.P. Large sample properties of generalized method of moments estimator. **Econometrica**, v. 50, n° 4, p. 1029-1054, 1982.
- HOLLAND, M. Monetary and exchange rate policy in Brazil after inflation targeting. In **XXXIII Encontro Nacional de Economia da ANPEC**, 2005, Natal, RN. Disponível em: <http://www.anpec.org.br/encontro2005/artigos/A05A032.pdf>. Acesso em: 05 jan. 2025.
- KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P.C.B.; SCHMIDT, P.; SHIN, Y. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. **Journal of Econometrics**, v. 54, p. 159-178, 1992.

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

MEDEIROS, G.B. **Ensaio Sobre Política Monetária e Curva de Philips no Brasil**. 2014. Tese (Doutorado em Economia). Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2014.

MOHANTY, M.S.; KLAU, Marc. Monetary policy rules in emerging market economies: **issues and evidence**. BIS Working Papers, n. 149, 2004.

MOURA, M.; CARVALHO, A.D. What can Taylor Rules Say about Monetary Policy in Latin America? **Journal of Macroeconomics**, v. 32, n. 1, p. 392-404, 2010.

PAGAN, A., HALL, D. Diagnostic Test as Residual Analysis. **Econometric Reviews**, v. 2, n. 2, p. 159-218, 1983.

PIRES, M.C. **Interação entre política monetária e fiscal no Brasil em modelos robustos a pequenas amostras**. 2008. Tese (Doutorado em Economia), Instituto de Ciências Humanas, Departamento de Economia, Brasília, Universidade de Brasília, 2008.

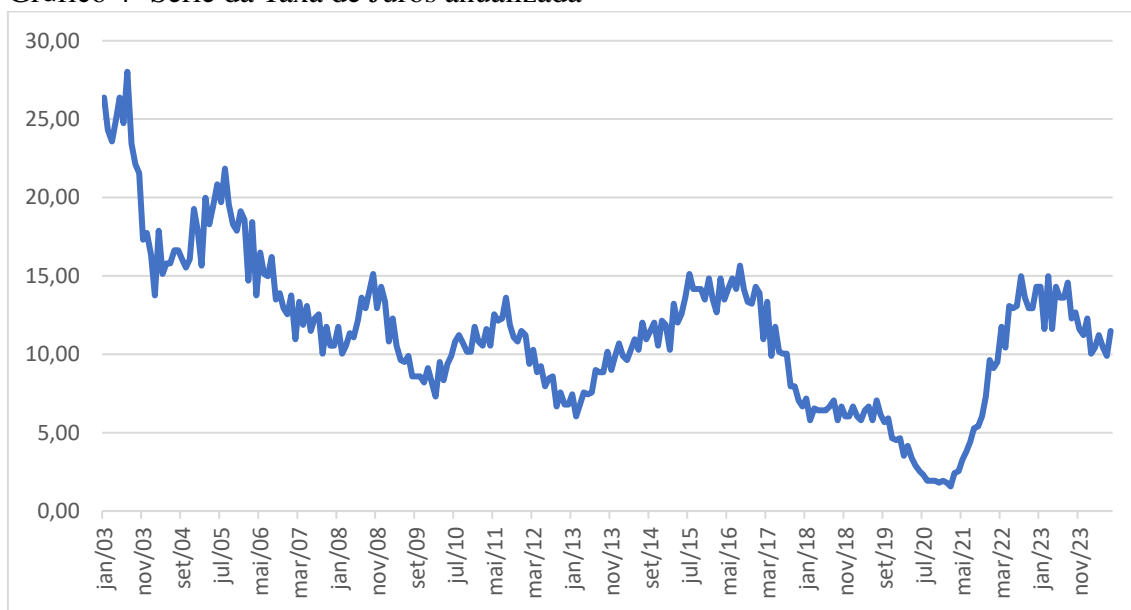
SOARES, J. J.; BARBOSA, F. D. Regra de Taylor no Brasil: 1999 – 2005. **Revista Brasileira de Economia**, v. 70, n. 4, p. 399-417, 2006.

SVENSSON, L. E. O. Inflation targeting as a monetary policy rule. **Journal of Monetary Economics**, Volume 43, Issue 3, Pages 607-654 1999.

TAYLOR, J. B. Discretion versus policy rules in practice. **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**, v. 39, n. 1, p. 195-214, 1993.

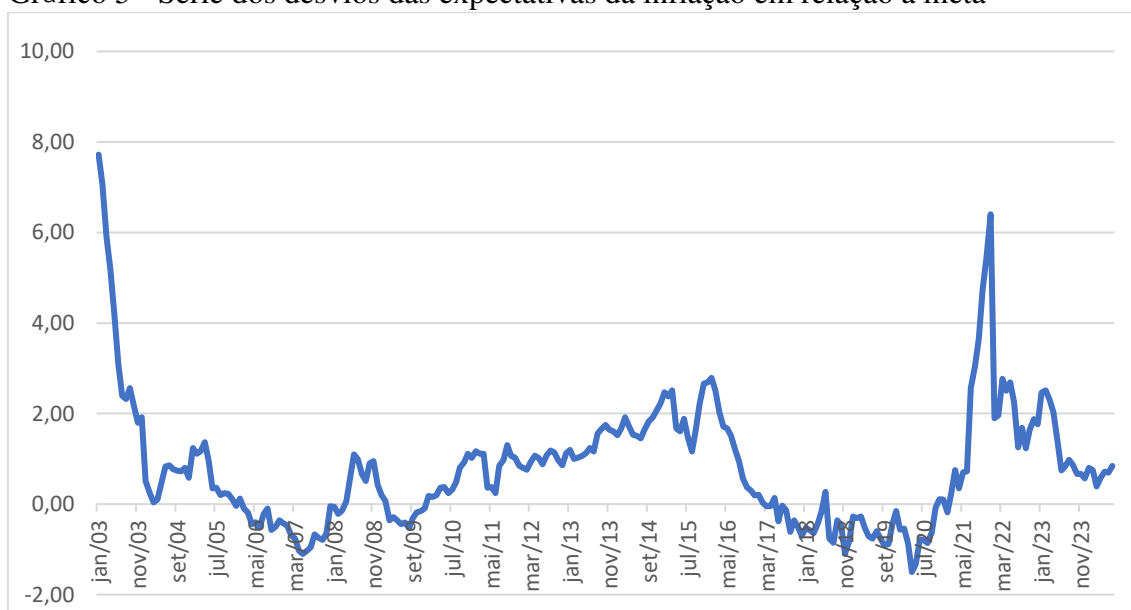
APÊNDICE A – GRÁFICO DAS VARIÁVEIS UTILIZADAS

Gráfico 4- Série da Taxa de Juros anualizada



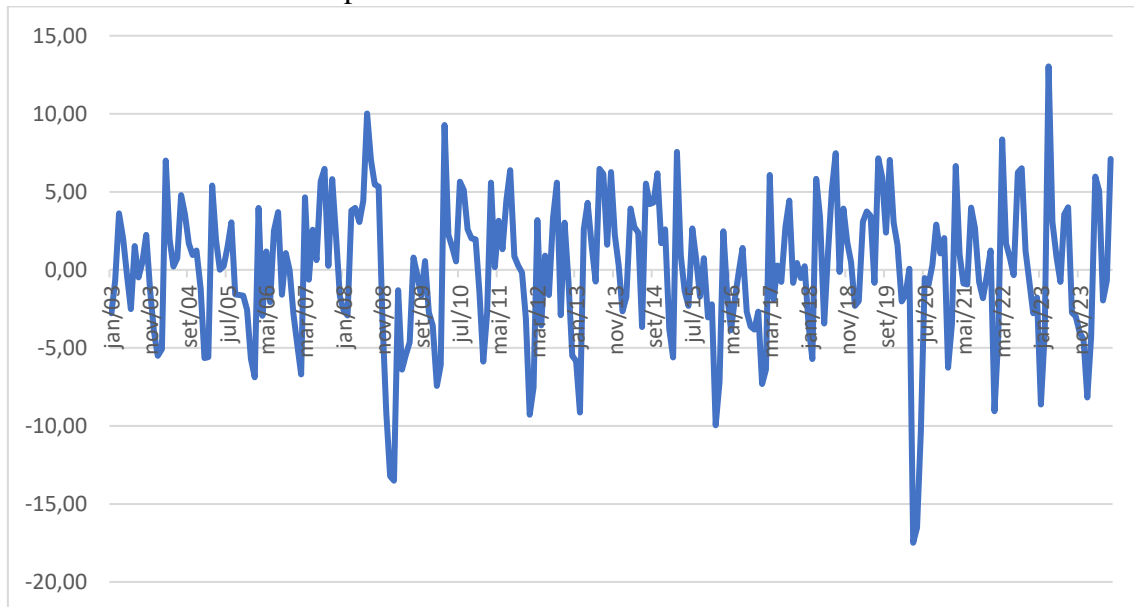
Fonte: Elaborado pelo autor.

Gráfico 5 - Série dos desvios das expectativas da inflação em relação à meta



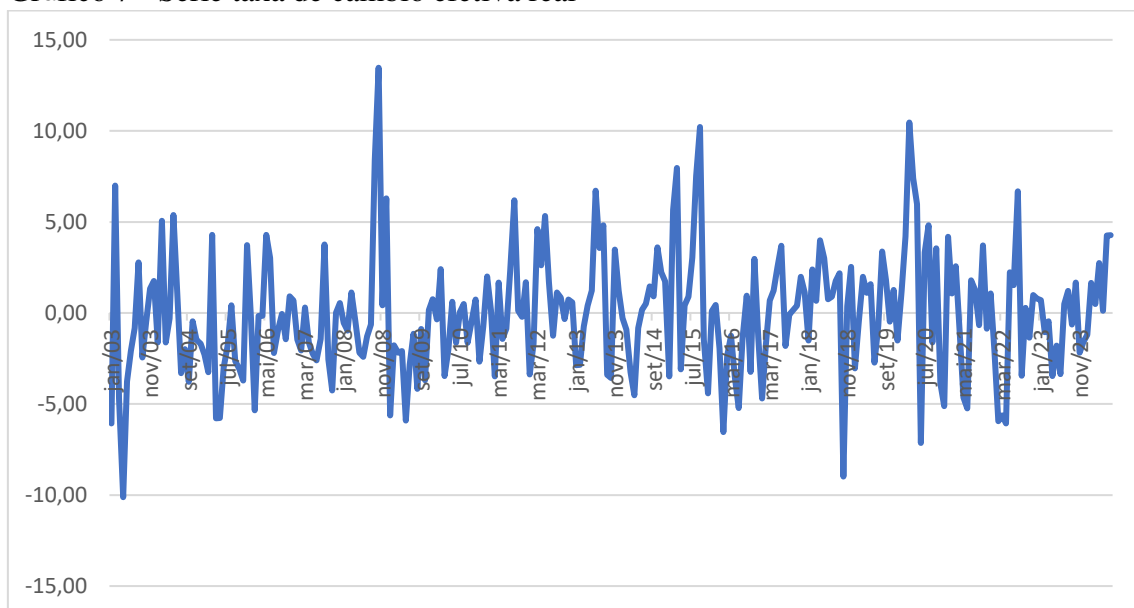
Fonte: Elaborado pelo autor.

Gráfico 6 - Série hiato do produto



Fonte: Elaborado pelo autor.

Gráfico 7 - Série taxa de câmbio efetiva real



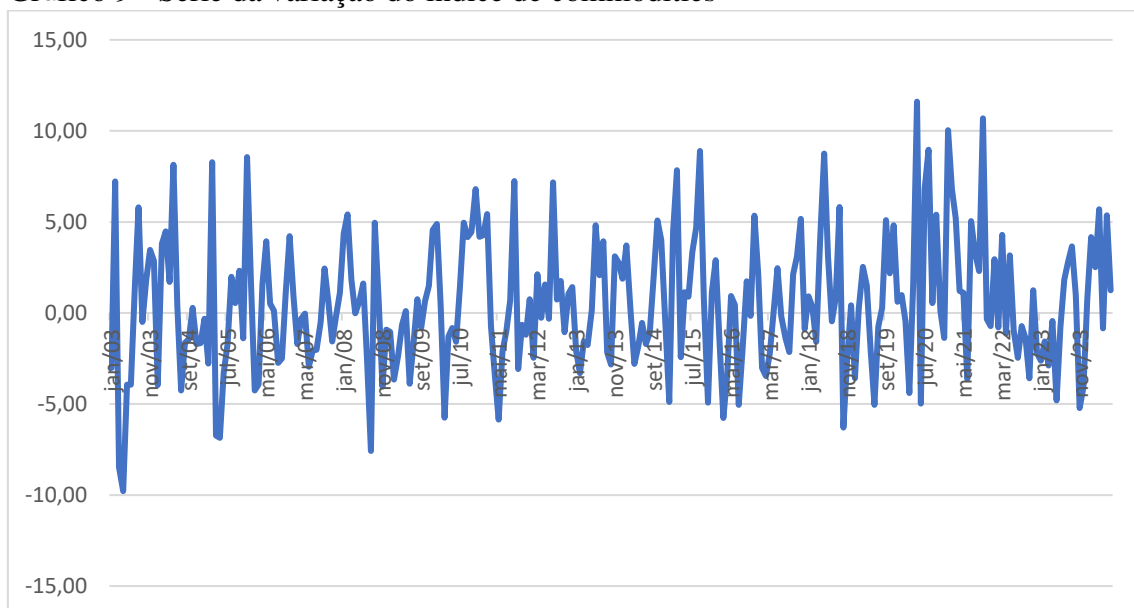
Fonte: Elaborado pelo autor.

Gráfico 8 - Série da taxa de inflação acumulada nos 12 últimos meses



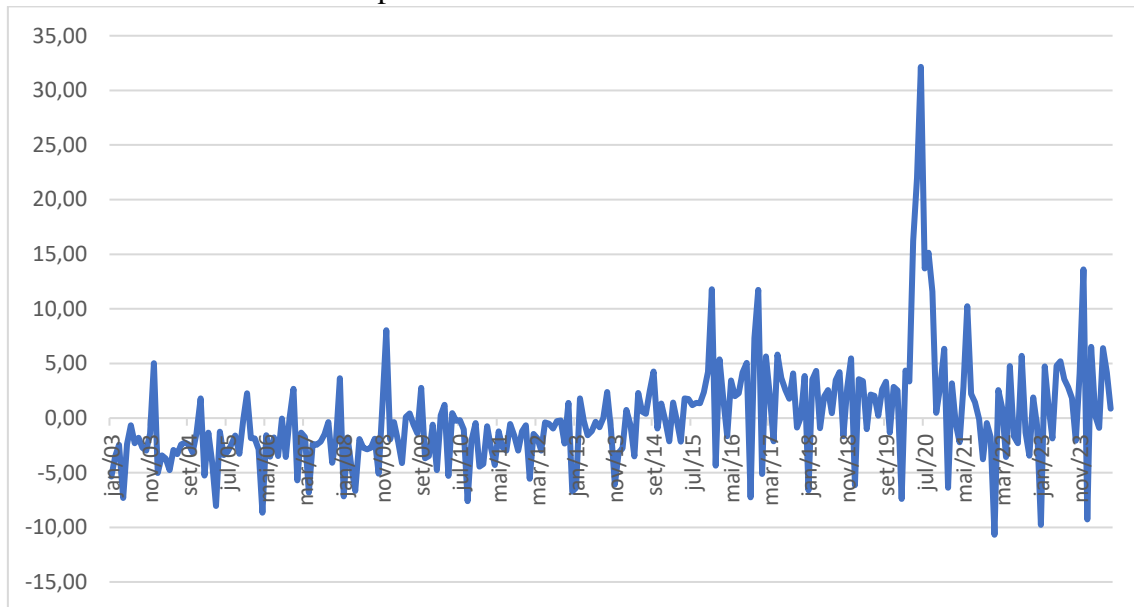
Fonte: Elaborado pelo autor.

Gráfico 9 - Série da variação do índice de commodities



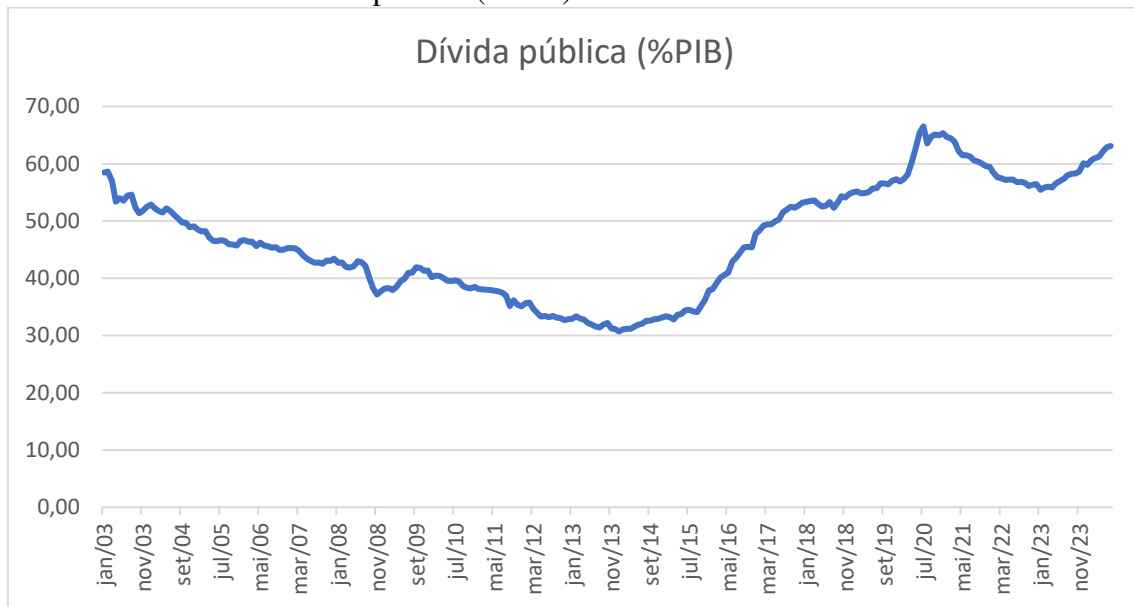
Fonte: Elaborado pelo autor.

Gráfico 10 - Série do déficit primário



Fonte: Elaborado pelo autor.

Gráfico 11 - Série da dívida pública (%PIB)



Fonte: Elaborado pelo autor.