UNIVERSIDADE FEDERAL DE JUIZ DE FORA
CAMPUS GOVERNADOR VALADARES
INSTITUTO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS
FACULDADE DE ECONOMIA

Maria Eduarda Cavalcante de Almeida

Desancoragem das expectativas de inflação: Uma decomposição histórica aplicada ao caso brasileiro

Governador Valadares
2025

Maria Eduarda Cavalcante de Almeida

Desancoragem das expectativas de inflação: Uma decomposição histórica aplicada ao caso brasileiro

Monografia apresentada ao curso de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Juiz de Fora, Campus Governador Valadares, como requisito à obtenção do grau de bacharel em Ciências Econômicas.

Orientador: Prof. Dr. Luckas Sabioni Lopes

Governador Valadares

2025

Ficha catalográfica elaborada através do programa de geração
automática da Biblioteca Universitária da UFJF,
com os dados fornecidos pelo(a) autor(a)

Almeida, Maria Eduarda Cavalcante de .
Desancoragem das expectativas de inflação : Uma decomposição histórica aplicada ao caso brasileiro / Maria Eduarda Cavalcante de Almeida. -- 2025.
45 f. : il.

Orientador: Luckas Sabioni Lopes
Trabalho de Conclusão de Curso (graduação) - Universidade Federal de Juiz de Fora, Campus Avançado de Governador Valadares, Instituto de Ciências Sociais Aplicadas - ICSA, 2025.

1. Desancoragem das expectativas de inflação. 2. Modelo de vetores autorregressivos (VAR). 3. Banco Central do Brasil (BCB). I. Lopes, Luckas Sabioni, orient. II. Título.

UNIVERSIDADE FEDERAL DE JUIZ DE FORA

FORMULÁRIO DE APROVAÇÃO DO TRABALHO DE CONCLUSÃO DO CURSO

ECO013GV MONOGRAFIA II
ATA DE DEFESA DE TRABALHO DE CONCLUSÃO DE CURSO

Às 13:30 horas do dia 06 de agosto de 2025, (X) na sala 402 do prédio Anhanguera, foi instalada a banca do exame de Trabalho de Conclusão de Curso para julgamento do trabalho desenvolvido pelo(a) discente Maria Eduarda Cavalcante de Almeida, matriculado(a) no curso de bacharelado em Ciências Econômicas. O(a) Prof.(a) Luckas Sabioni Lopes, orientador(a) e presidente da banca julgadora, abriu a sessão apresentando os demais examinadores, os professores: Luiz Antônio de Lima Júnior.

Após a arguição e avaliação do material apresentado, relativo ao trabalho intitulado: Desancoragem das expectativas de inflação: Uma decomposição histórica aplicada ao caso brasileiro, a banca examinadora se reuniu em sessão fechada considerando o(a) discente:

( ) Aprovado (a)
(X) Aprovado (a) com correções
( ) Reprovado (a)

Nada mais havendo a tratar, foi encerrada a sessão e lavrada a presente ata que vai assinada pelos presentes.

Governador Valadares, 06 de agosto de 2025.

_____

Luckas Sabioni Lopes - Orientador(a)

_____

Luiz Antônio de Lima Júnior - Membro

_____

Maria Eduarda Cavalcante de Almeida

Documento assinado eletronicamente por **Luckas Sabioni Lopes**, **Professor(a)**, em 06/08/2025, às 14:55, 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 **Luiz Antonio de Lima Junior**, **Professor(a)**, em 06/08/2025, às 15:18, 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 **Maria Eduarda Cavalcante de Almeida**, **Usuário Externo**, em 07/08/2025, às 09:08, 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-Ufjf (www2.ufjf.br/SEI) através do ícone Conferência de Documentos, informando o código verificador **2534744** e o código CRC **49286724**.

RESUMO

Este trabalho teve o objetivo de mapear os períodos de desancoragem das expectativas de inflação para o caso brasileiro entre os anos de 2003 e 2024, busca verificar a participação das variáveis mais comumente associadas a inflação em países emergentes, além de verificar a atuação do Banco Central do Brasil durante esses episódios. Para tal, foi usado o Modelo de Vetores Autorregressivos (VAR), cuja decomposição histórica permite identificar, ao longo do tempo, quanto cada choque estrutural contribuiu para o comportamento das variáveis analisadas. Foram caracterizados três períodos com grave desancoragem. Os resultados mostram que o primeiro período é causado por fatores cambiais, assim como devido a uma política monetária frouxa. No segundo período, visto como o pior de toda a amostra, há maior influência da política monetária excessivamente frouxa e pelo descontrole das expectativas de inflação, além de choques cambiais, acelerada atividade econômica, e desequilíbrio fiscal. No último período, há uma forte desvalorização cambial, além de alta nos preços das commodities. Nota-se que o papel do BCB é de extrema importância para a formação de expectativas, já que em alguns dos piores períodos de desancoragem houve relaxamento da política monetária.

ABSTRACT

This study aims to identify episodes of inflation expectation de-anchoring in Brazil from 2003 to 2024. It seeks to analyze the role of variables commonly associated with inflation in emerging economies and to evaluate the actions of the Central Bank of Brazil during these episodes. A Vector Autoregressive (VAR) model was applied, and the historical decomposition technique was used to trace the contribution of structural shocks to the evolution of key macroeconomic variables. Three distinct periods of severe inflation expectation de-anchoring were identified. The findings suggest that the first episode of was mainly associated with exchange rate pressures and an accommodative monetary stance. The second episode—identified as the most severe—was driven by an excessively loose monetary policy, deteriorating inflation expectations, exchange rate volatility, overheating economic activity, and fiscal imbalances. The most recent episode was characterized by significant currency depreciation and rising commodity prices. The role of the Central Bank of Brazil proves to be crucial in the formation of inflation expectations, as some of the most severe de-anchoring episodes occurred alongside with periods of monetary policy loosening.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 - Desancoragem das expectativas inflacionárias em 12 meses e três anos à frente ... 12
Figura 2 - Séries temporais utilizadas na modelagem VAR ... 18
Figura 3 - Respostas dos principais agregados aos choques da taxa Selic ... 23
Figura 4 - Respostas da taxa Selic aos choques das outras variáveis ... 24
Figura 5 - Respostas da desancoragem (Desv12) aos choques das outras variáveis ... 25
Figura 6 - Contribuições dos preços das commodities (A), do câmbio (B), do hiato do produto (C) e do risco fiscal (D) para a desancoragem das expectativas ... 26
Figura 7 - Contribuições da inflação (A), da própria desancoragem (B) e da taxa básica de juros (C) para a desancoragem das expectativas ... 28
Figura A.1 - Contribuições dos preços das commodities (A), do câmbio (B), do hiato do produto (C) e do risco fiscal (D) para a desancoragem de Desv3 ... 40
Figura A.2 - Contribuições da inflação (A), da própria desancoragem (B) e da taxa básica de juros (C) para a desancoragem das expectativas ... 40

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Estatísticas descritivas da desancoragem das expectativas de inflação no Brasil ... 12
Tabela 2 - Resultados dos testes de raiz unitária 19
Tabela 3 - Número ótimo de defasagens de acordo com diferentes critérios de seleção 21
Tabela 4 - Teste LM de correlação serial dos resíduos no VAR(3) 22
Tabela 5 - Decomposição histórica da desancoragem das expectativas (Desv12, médias anuais) 30
Tabela A.1 - Decomposição histórica da desancoragem das expectativas (Desv3, médias anuais)..... 41

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO 6
2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA 9
3 METODOLOGIA 15
3.1 Modelo de vetores autorregressivos (VAR) 15
3.2 Base de dados 16
4 RESULTADOS 19
4.1 Ajustamento e análise preliminar dos modelos VAR 19
4.2 Decomposição histórica da desancoragem das expectativas inflacionárias brasileiras 25
4.2.1 Uma análise com as Cartas Abertas do BCB 30
5 CONSIDERAÇÕES FINAIS 34
REFERÊNCIAS 36
ANEXOS 39

1 INTRODUÇÃO

A estabilidade das expectativas de inflação é amplamente reconhecida como um dos pilares da eficácia da política monetária contemporânea. Conforme argumenta Svensson (1997), a condução da política monetária deve ser compreendida, em grande medida, como um exercício de gestão das expectativas, especialmente após a consolidação dos regimes de metas para a inflação. Quando há confiança na atuação do banco central e em seu compromisso com a estabilidade de preços, os custos reais do combate à inflação tendem a ser menores e o próprio processo de formação de preços se torna mais estável e previsível (Blinder, 2000; Cavallo, Cruces e Perez-Truglia, 2017).

Nesse contexto, episódios de desancoragem das expectativas de inflação – entendidos como desvios persistentes das projeções dos agentes em relação à meta estabelecida – têm atraído crescente atenção de autoridades monetárias e da literatura especializada. Esse interesse é intensificado diante dos desafios impostos à política monetária nas últimas décadas, marcadas por choques de elevada magnitude, como a crise financeira global de 2008, a pandemia de Covid-19, a guerra na Ucrânia e os conflitos tarifários desencadeados pelos Estados Unidos da América a partir de 2025. Esses eventos aumentaram significativamente a incerteza macroeconômica e, em muitos casos, contribuíram para uma grave deterioração das expectativas inflacionárias.

No Brasil, por exemplo, a mediana das expectativas de inflação para os doze meses à frente alcançou 6,3% ao ano em março de 2022, enquanto a inflação dos preços ao consumidor acumulada superava 12%[1]. Nos Estados Unidos, as expectativas – captada pela pesquisa da Universidade de Michigan – chegaram a 5,4% a.a. no mesmo período[2]. Embora a aceleração inflacionária recente tenha sido um fenômeno global, há diferenças relevantes entre economias avançadas e emergentes. Enquanto nas primeiras as expectativas tendem a permanecer mais ancoradas, beneficiadas por históricos de baixa inflação, nas economias emergentes episódios inflacionários são mais recorrentes, refletindo limitações institucionais e menor credibilidade das políticas econômicas. Moessner e Takáts (2020) demonstram empiricamente que, entre 1996 e 2019, as expectativas de inflação de longo prazo estiveram significativamente menos ancoradas em países emergentes do que em desenvolvidos.

---

[1] Dados extraídos da pesquisa Focus do BCB e disponibilizados em https://ipeadata.gov.br/Default.aspx (série BM12_IPCAEXP1212). A meta para a inflação no ano de 2022 no Brasil era de 3,5%.

[2] De acordo com os dados disponíveis em https://fred.stlouisfed.org/series/MICH. Desde 2012, a meta para a inflação nos EUA é de 2% em termos anuais.

Estudos focados na experiência brasileira reforçam esse diagnóstico. Mendonça (2018) argumenta que baixos níveis de credibilidade da política monetária em países como Brasil, Chile, Colômbia, México, Polônia, África do Sul e Turquia dificultam a ancoragem das expectativas. Especificamente no caso brasileiro, Mendonça e Garcia (2021) mostram que o perfil da gestão do banco central (especialmente, a percepção a respeito de sua disposição em reagir a desvios inflacionários) afeta diretamente a formação de expectativas e, por consequência, sua ancoragem.

Bonomo et al. (2024) associam a severa desancoragem das expectativas ocorrida no Brasil entre 2013 e 2016 a uma inflexão inesperada na política monetária implementada em agosto de 2011. Naquele momento, o Banco Central do Brasil (BCB) abandonou uma postura restritiva e adotou uma condução mais flexível da política de juros, em contrariedade às expectativas de mercado captadas pelas pesquisas do próprio BCB. Como resultado, houve uma piora quase imediata das expectativas de inflação. Complementarmente, Montes e Maia (2023) evidenciam que a política fiscal também exerce papel central nesse processo: uma percepção fiscal otimista e uma comunicação fiscal eficaz contribuem para a ancoragem das expectativas, especialmente quando combinadas à credibilidade da política monetária.

Neste contexto, o principal objetivo deste estudo é mapear os episódios de desancoragem das expectativas de inflação no Brasil entre os anos de 2003 e 2024, período em que o regime de metas para a inflação (RMI), adotado em 1999, se encontrava relativamente consolidado. Além de identificar tais episódios, o trabalho busca caracterizar o papel desempenhado por variáveis macroeconômicas comumente associadas à dinâmica inflacionária em economias emergentes — tais como os preços internacionais das commodities, a taxa de câmbio, a atividade econômica, a inflação corrente, os riscos fiscais e a própria política monetária. Ao fazê-lo, pretende-se avaliar a atuação do BCB no processo de ancoragem das expectativas inflacionárias ao longo de diferentes conjunturas econômicas e políticas.

A proposta se alinha à literatura recente sobre o tema, como evidenciado nos estudos de Bonomo et al. (2024), Alex (2021), De Pooter et al. (2018) e Oliveira e Gaglianone (2020), que analisam a ancoragem das expectativas de inflação no Brasil. No entanto, este trabalho oferece uma contribuição original ao explorar um horizonte temporal amplo e caracterizado por diferentes contextos econômicos no país, proporcionando um laboratório empírico fértil para a análise da desancoragem em seus variados determinantes. Tal esforço contribui não apenas para o avanço do entendimento sobre a formação de expectativas em economias emergentes, como também oferece implicações relevantes para países desenvolvidos, onde, embora a inflação seja

historicamente mais controlada, episódios de forte desancoragem não estão totalmente descartados, conforme verificado nos anos recentes (Coibion e Gorodnichenko, 2025).

Destaca-se, ainda, a relevância da desancoragem das expectativas de inflação, uma vez que esta impacta a capacidade do banco central de manter a inflação dentro dos limites estabelecidos pelo regime de metas. A evidência empírica apresentada por Lopes e Corrêa (2024) indica que níveis mais elevados de desancoragem das expectativas (isto é, níveis reduzidos de credibilidade na política monetária) comprometem a resposta de variáveis macroeconômicas como o hiato do produto, a inflação e suas expectativas aos choques na taxa básica de juros. Esse enfraquecimento na transmissão da política monetária reduz sua efetividade, dificultando o alcance dos objetivos de estabilização econômica e exigindo a manutenção de altas taxas de juros por um prolongado período de tempo.

A investigação dos determinantes macroeconômicos da desancoragem das expectativas é baseada em modelos de vetores autorregressivos (VAR). Estes são ajustados para apresentarem propriedades coerentes com a experiência da economia e da política monetária brasileira. Em seguida, estima-se a decomposição histórica da desancoragem das expectativas, definida como a distância entre as previsões de mercado nos horizontes de 12 e 36 meses e as metas para a inflação. Esta técnica permite identificar e quantificar a contribuição de diferentes choques macroeconômicos para a evolução temporal da desancoragem, sendo especialmente útil para a consecução dos objetivos desta pesquisa.

A estrutura deste trabalho está organizada da seguinte forma: a seção 2 apresenta a revisão bibliográfica, pontuando os principais conceitos e estudos relacionados ao tema. A seção 3 aborda a metodologia adotada, expondo o modelo empírico utilizado e a base de dados empregada na análise. A seção 4 reúne os resultados obtidos, sendo apresentado, primeiramente, o ajustamento do modelo, e em seguida, a análise de decomposição histórica da desancoragem. Por fim, a seção 5 traz as considerações finais, sintetizando os principais achados do trabalho.

2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

No ramo da política monetária, existem diversas definições de ancoragem das expectativas de inflação. Como explicado por Bernanke (2007) e Fuhrer (2011), se uma economia enfrentasse um período de inflação acima do esperado, mas as expectativas de longo prazo permanecessem estáveis, isso indicaria que as expectativas inflacionárias estão bem ancoradas. Porém, revisões frequentes das expectativas em resposta a um aumento de inflação ou choques em outras variáveis macroeconômicas indicariam desancoragem das expectativas. Já na definição do Banco Central do Brasil (2021), o alinhamento das expectativas de inflação e da meta para a inflação em diversos horizontes de previsão traduziria o conceito de ancoragem, refletindo a confiança do público de que a inflação será guiada para sua meta.

De acordo com Demertzis, Marcellino e Viegi (2012), o comprometimento com uma âncora nominal, como a meta para a inflação, é considerada imprescindível para a estabilidade dos preços, além de ser crucial para a manutenção das expectativas de inflação em um patamar adequado. Além disso, os autores destacam que a confiança no banco central faz com que as expectativas de inflação no longo prazo se mantenham estáveis, mesmo que as expectativas de curto prazo sejam mais sensíveis a eventos temporários. Ademais, Buono e Formai (2016) afirmam que, se as expectativas estão bem ancoradas, as mudanças nas previsões em curto prazo (por exemplo, em 12 meses) não se correlacionam com mudanças em horizontes de tempo maior.

Com base nesta definição, o trabalho de Oliveira e Gaglianone (2020) propõe um indicador de ancoragem das expectativas de inflação de longo prazo construído a partir de uma série de variáveis oriundas das pesquisas do BCB e dos títulos da dívida pública negociados em mercado para os anos de 2002 a 2017. Seus resultados mostram que entre os anos de 2005 e 2008 as expetativas de inflação estavam bem ancoradas, pois durante este período, a taxa de câmbio se valorizou e a taxa Selic reduziu progressivamente sem ameaçar o sistema de metas para a inflação. Ou seja, o mercado enxergou, naquele momento, que o BCB estava comprometido a manter a inflação controlada. Porém, quando a crise do *subprime* atinge a economia brasileira em 2008, há uma progressiva desancoragem que perdura até meados de 2013. Argumenta-se que, nesse período, havia um pessimismo do mercado quanto à efetividade da política monetária em controlar a inflação, enquanto a política fiscal se tornava progressivamente mais frouxa.

Alex (2021) propõe outra forma de definir e averiguar a ancoragem das expectativas de inflação. Em sua pesquisa, o autor estima um modelo de componentes não observáveis com

volatilidade estocástica para a inflação no Brasil e outros países do grupo BRICS[3], e argumenta que a ancoragem inflacionária proporcionaria uma redução na variabilidade do componente da tendência da inflação. Em outras palavras, sugere-se que a estabilidade do componente de longo-prazo da inflação é um sinal de maior ancoragem no escopo da política monetária. Seus resultados mostram uma grande melhora na ancoragem ao longo do tempo na economia brasileira, especialmente após o ano de 2003. Porém, há uma piora na volatilidade inflacionária no período mais recente da amostra (2014 – 2018), em comparação com o período imediatamente anterior (2007 – 2013). Seus resultados apontam que os choques da taxa de câmbio surtiram impactos na volatilidade da inflação durante a crise de 2002. Com base nisso, até 2008 não se verificava boa ancoragem inflacionária, situação que se reverte após esse período.

Em economias que seguem o sistema de metas para a inflação, a coordenação das expectativas é expressa através dos instrumentos de previsão e negociação da economia. Como definido pelo Banco Central do Brasil (BCB, 2021), uma expectativa de inflação ancorada significa sua manutenção em torno da meta para a inflação, especialmente após choques inflacionários. No caso do Brasil, as duas principais formas de auferir as expectativas de inflação são os indicadores do relatório Focus, pesquisa realizada pelo BCB junto aos participantes dos mercados financeiros, e as informações oriundas da negociação de títulos públicos que são atrelados à inflação (Weber, 2011).

O relatório Focus é essencial para a formulação da política monetária no país, pois, ele reúne dados essenciais para a definição da taxa básica de juros da economia - Selic (Meurer; Lima, 2019). Além disso, a política monetária ganha eficácia prática quando o banco central possui credibilidade. A credibilidade de uma autoridade monetária é medida pela sua capacidade de ancorar as expectativas inflacionárias, principalmente em economias emergentes, tal como o Brasil, na tentativa de controlar suas inflações instáveis (Alex, 2021; Oliveira; Gaglianone, 2020). Diante disso, outro estudo aponta como uma mudança repentina na política monetária do BCB em 2011 teve como consequência uma séria desancoragem nas expectativas de inflação, a qual culminou, inclusive, em um processo de impeachment presidencial (Bonomo *et al.*, 2024).

O estudo de De Pooter *et al.* (2018) aponta que as expectativas de inflação no Brasil se tornaram mais bem ancoradas durante a década de 2010, o que evidencia que o ganho de credibilidade do BCB contribuiu para um maior controle da inflação.

[3] Formado por Brasil, Rússia, Índia, China e África do Sul.

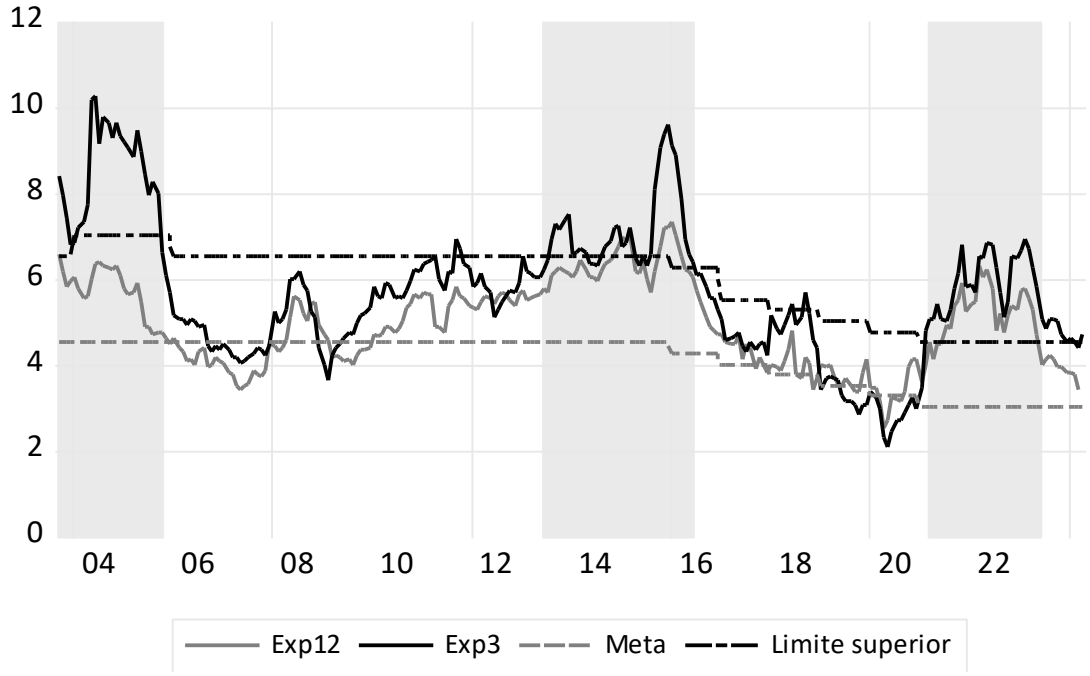
Por sua vez, Alex (2021) usa um modelo de componentes não observáveis para a inflação, adequado para o caso de países em desenvolvimento, os quais passam por mudanças de regimes e estruturais com maior frequência. O autor mostra que a ancoragem das expectativas de inflação é bem caracterizada pela variabilidade do componente tendência de longo prazo, que deveria reduzir em um ambiente de maior controle inflacionário. Alex (2021) verifica ainda que os desvios da meta para a inflação oficial das estimativas de tendência fornecem uma medida da credibilidade do banco central.

Credibilidade esta que pode ser perdida se os agentes econômicos perceberem que o banco central não consegue atingir os objetivos para ele determinados (Oliveira; Gaglianone, 2020). O impacto da política monetária na ancoragem das expectativas da inflação vem sendo objeto de pesquisas recentes, como visto em Bonomo *et al.* (2024). Além disso, as expectativas de inflação são importantes para a caracterização da curva de Phillips (Meurer; Lima, 2019).

No caso específico do Brasil, o país adotou o sistema de metas para a inflação em 1999, devido a um cenário de baixo crescimento econômico, abandonando o sistema de âncora cambial usado até então, e este novo sistema trouxe uma remodelação da política monetária (Alex, 2021). Neste trabalho, são apontadas três questões macroeconômicas que são importantes para as economias emergentes, sendo elas: (1) se a volatilidade dos choques reduz ao longo do tempo, levando a ancoragem das expectativas de inflação; (2) se os choques são determinantes dominantes das inflações por ele analisadas, incluindo o Brasil; (3) se incluir volatilidade estocástica oferece uma opção melhor para a modelagem da inflação, para aquelas economias. A conclusão a que Alex (2021) chega é que o sistema de metas para a inflação do Brasil parece ser eficaz em ancorar as expectativas de inflação.

Com o objetivo de verificar as causas de desancoragem das expectativas de inflação no Brasil, é importante, em primeiro lugar, esclarecer em quais períodos ocorreram estas desancoragens, sendo assim, foram feitos um gráfico e uma tabela que ilustra estes períodos entre os anos de 2003 e 2024. A figura 1 mostra as expectativas de 12 meses, retiradas dos Relatórios Focus do BCB, e as expectativas de 3 anos, retiradas do mercado de títulos públicos, sendo possível observar também a meta para a inflação e o teto do intervalo de tolerância da meta. Na figura, destacam-se três períodos de forte desancoragem, apontadas pelas áreas acinzentadas, contendo períodos de setembro de 2003 a outubro de 2005, junho de 2013 a junho de 2016 e março de 2021 a junho de 2023. Essas áreas foram caracterizadas como períodos em que as expectativas de inflação permaneceram, por um intervalo de tempo prolongado (superior a seis meses em conjunto), acima do limite superior estabelecido pela meta.

Figura 1 - Desancoragem das expectativas inflacionárias em 12 meses e três anos à frente



Fonte: Resultados da pesquisa (2025).

Tabela 1 - Estatísticas descritivas da desancoragem das expectativas de inflação no Brasil

Período	*Exp12* (%a.a.)	*Desv12* (p.p.)	*Exp3* (%a.a.)	*Desv3* (p.p.)
Amostra completa	4,94	1,02	5,69	1,73
Set/2003 - out/2005	5,74	1,24	8,51	4,01
Jun/2013 - jun/2016	6,34	1,88	7,12	2,66
Mar/2021 - jun/2023	5,21	2,21	5,93	2,93
Meses "ancorados"	4,43	0,57	4,85	0,92

Fonte: Resultados da pesquisa (2025).

Na Tabela 1 é mostrado que a média das expectativas de inflação aumenta consideravelmente nos momentos de desancoragem destacados. Ademais, os desvios médios em torno da meta ficaram acima dos 1,5 pontos percentuais (p.p.) máximos, principalmente para o caso das expectativas oriundas do mercado de títulos para o horizonte de três anos (*Desv3*). Ou seja, em boa parte do período analisado, as expectativas de inflação se situam acima do limite superior da meta, o que ilustra uma relativa dificuldade do BCB em produzir

ancoragem. Nos meses ancorados e em toda a amostra, verificam-se médias de 1,02 e 0,57 p.p. para os desvios de Exp12. Como meta para a inflação no país se alterou ao longo dos anos, um valor menor do que 1,5 p.p. indicaria ancoragem (esse foi o valor do intervalo de tolerância mais utilizado ao longo dos anos). Contudo, para o caso de *Exp3*, na amostra completa se verifica uma média dos desvios de 1,73 p.p., o que indica, inclusive, que há uma predominância de meses desancorados na economia brasileira segundo este indicador.

O Comitê de Política Monetária (Copom) do BCB realiza reuniões e emite comunicados periódicos (atualmente, a cada 45 dias), nos quais se define a taxa Selic e são apresentadas as razões para cada decisão. De acordo com os documentos, de setembro de 2003 a dezembro do mesmo ano, a taxa foi sofrendo quedas progressivas, de 20% a.a., para 16,5% a.a., pois naquele período havia uma melhoria nas expectativas e uma convergência para a meta para a inflação. Porém, em janeiro de 2004, houve uma manutenção da taxa, permanecendo em 16,5%, e que interrompe o processo de flexibilização da política monetária, pois, de acordo com a Ata da 92ª reunião do COPOM (BCB, 2004), havia incertezas em relação a política monetária, devido a um período de forte redução da Selic e uma dúvida de como isso afetaria os preços, e tentaram preservar as conquistas recentes de combate à inflação. Em setembro de 2004, o Copom começa a elevar a taxa devido à preocupação com a inflação, elevando a taxa em 0,25% ou 0,50% em todas as reuniões até maio de 2005, quando atinge 19,75%, ficando neste patamar até agosto, e a partir daí começa a reduzir.

Para o segundo período de desancoragem, nota-se uma sucessão de aumentos da taxa em quase todas as reuniões do Copom, tendo início em abril de 2013, sendo explicada pelo Banco Central do Brasil (2013) no qual "o Comitê avalia que o nível elevado da inflação e a dispersão de aumentos de preços, entre outros fatores, contribuem para que a inflação mostre resistência e ensejam uma resposta da política monetária". A partir de julho de 2015 o Copom mantém pela primeira vez a taxa em 14,25%, porém, começa a cair somente em outubro de 2016. A manutenção da taxa ocorreu pois, de acordo com a Ata da 192ª reunião do COPOM (BCB, 2015), ela seria necessária por período prolongado para que a convergência da meta fosse possível. De acordo com a Ata da 200ª reunião do COPOM (BCB, 2016, 20 jul.) os indicadores mostravam uma perspectiva de estabilização da atividade econômica para o curto prazo, e na visão do BCB, o cenário internacional dos países emergentes estava favorável, além de que devido a inflação, ainda não havia um cenário em que fosse possível iniciar uma flexibilização monetária. A flexibilização somente foi possível ser iniciada em outubro de 2016, sendo explicada na Ata da 202ª reunião do COPOM (BCB, 2016, 19 out.), pois haviam evidencias de uma estabilização da economia, com retomada gradual da atividade econômica e

uma inflação melhor do que era esperado, sendo justificada pela reversão da alta do preço de alimentos.

No período de desancoragem visto entre os anos de 2021 e 2023, os motivos estão associados com a pandemia do vírus Corona (Covid-19) e com os desdobramentos do conflito Rússia-Ucrânia. No início do período, os casos de Covid-19 ainda estavam em crescimento devido a segunda onda da pandemia, fazendo com que o processo de recuperação da economia atrasasse, além disso, os preços das *commodities* internacionais estavam relativamente elevadas, e havia um descontentamento com a política fiscal, causando uma expectativa de aumento dos prêmios de risco. Foi visto que a inflação persistia nos países, apesar das políticas monetárias, o que podia tornar o cenário desafiador para países emergentes. Neste período, os Estados Unidos sofriam uma inflação crescente, o que provocaria um aperto monetário, podendo desencadear preocupações em relação à estabilidade econômica do Brasil, como país emergente.

É importante apontar que neste período também ocorreu o estopim do conflito Rússia e Ucrânia, em fevereiro de 2022, o que causou uma piora nas condições financeiras dos países e muita incerteza. Sendo assim, os países que já sofriam com alta inflação passaram por novo agravamento inflacionário. A taxa Selic atingiu os 13,75% em agosto de 2022, e permaneceu neste patamar até junho de 2023, quando o Copom avaliou que a melhora da inflação e a queda das expectativas de inflação de maiores horizontes de tempo permitiram com que finalmente houvesse uma flexibilização monetária.

3 METODOLOGIA

A metodologia foi organizada nas seguintes subseções: 1) Modelo de vetores autorregressivos (VAR), que explica as especificidades do modelo escolhido para o desenvolvimento da pesquisa; e, 2) Base de dados, que esclarece as variáveis utilizadas no trabalho e suas respectivas fontes.

3.1 Modelo de vetores autorregressivos (VAR)

De acordo com Bueno (2011), o modelo VAR possibilita a expressão de sistemas de equações autorregressivas na tentativa de capturar a dinâmica temporal e as relações existentes entre as variáveis. A forma do VAR estrutural é expressa da seguinte forma:

$$AX_t = B_0 + \sum_{i=1}^{p} B_i X_{t-i} + B_{\varepsilon_t} \quad (1)$$

Em que, A é uma matriz *n* x *n* que conecta a matriz dos vetores e as variáveis endógenas. B_0 é um vetor de constantes *n* x 1; B_i são matrizes *n* x *n* de parâmetros autorregressivos; B é uma matriz diagonal *n* x *n* de desvios-padrão; ε_t é um vetor n x 1 de choques aleatórios não correlacionados entre si de forma contemporânea ou defasadamente, sendo:

$$\varepsilon_t \sim i.i.d.(0; I_n) \quad (2)$$

Devido a endogeneidade das variáveis, estima-se este modelo em sua forma reduzida:

$$X_t = A^{-1}B_0 \sum_{i=1}^{p} A^{-1}B_i X_{t-1} + A^{-1}B_{\varepsilon_t} = \Phi_i X_{t-1} + e_t \quad (3)$$

Em que: $\Phi_i \equiv A^{-1}B_i, i = 0,1, \dots, p$ e $B\varepsilon_t \equiv Ae_t$.

Para fins ilustrativos, é interessante escrever o modelo acima em sua versão bivariada de ordem 1 (p = 1), isto é:

$$y_t = b_{10} - a_{12}z_t + b_{11}y_{t-1} + b_{12}z_{t-1} + \sigma_y \varepsilon_{yt} \quad (4)$$

$$z_t = b_{20} - a_{21}y_t + b_{21}y_{t-1} + b_{22}z_{t-1} + \sigma_z \varepsilon_{zt} \quad (5)$$

Nota-se que as variáveis, nesta especificação, se influenciam mutuamente, tanto de forma contemporânea, quanto de forma defasada. Porém, este modelo não pode ser estimado diretamente, pois as variáveis contemporâneas z_t e y_t são individualmente correlacionadas aos termos de erro, respectivamente, ε_{yt} ou ε_{zt}.

De acordo com Borges e Silva (2006), é preciso que o modelo esteja na forma estrutural para que seja possível obter funções de impulso-resposta (FIR), decomposições de variância e testar teorias econômicas. Porém, para transformar a forma reduzida na forma estrutural são necessárias restrições para identificação de choques estruturais a partir dos resíduos estimados no VAR em sua forma reduzida. Uma alternativa para a identificação dos choques estruturais,

tradicional na literatura econômica aplicada à economia brasileira (Mendonça, Medrano e Sachsida, 2010; Palma, 2017), é a aplicação da matriz de decomposição de Cholesky, que tem um formato triangular inferior. Assim, obtém-se, a partir do modelo em seu formato reduzido, uma transformação ortogonal dos choques sem os problemas de autocorrelação. Logo, o modelo se torna estrutural.

Segundo Bueno (2011) em relação a FIR, seus coeficientes são os do modelo VMA (∞), obtido pela inversão do modelo VAR (p), como visto abaixo:

$$\Theta(L)y_t = \varepsilon_t \rightarrow y_t = \Theta^{-1}(L)\varepsilon_t \rightarrow y_t = M(L)\varepsilon_t \quad (6)$$

$\Theta \rightarrow$ matriz de coeficientes;

M → matriz de efeitos dos choques nas variáveis do modelo.

Sendo assim, por meio da FIR ortogonalizada, é possível observar as respostas das variáveis a choques unitários, se os choques impactam as variáveis de forma negativa ou positiva e quantos períodos leva para que o choque deixe de ter efeito nas variáveis. Se o VAR está estável, a FIR decresce com o passar do tempo até que atinja zero.

Para que seja possível verificar os efeitos atuais de choques passados das respostas a choques reais que foram observados, é feita a decomposição histórica, que tem mais foco na trajetória observada. Mais especificamente, a decomposição histórica faz uma reconstrução de cada uma das variáveis em resposta a choques ocorridos. Sendo assim, ela é expressa como a soma de contribuições acumuladas dos choques estruturais passados:

$$yt = \sum_{h=0}^{\infty} \Psi_h \, \varepsilon_{t-h} \quad (7)$$

3.2 Base de dados

As expectativas para inflação no horizonte de três anos foram construídas a partir das cotações diárias dos títulos da dívida pública brasileira pré e pós-fixados. Dessa forma, a variável Exp3 são as expectativas implícitas de inflação neste horizonte que possibilitou a obtenção da base de dados mais completa, coletados dos títulos LTN – Letra do Tesouro Nacional (prefixados) e NTN-B – Nota do Tesouro Nacional Série B (pós-fixados à inflação de preços ao consumidor). Estes dados são diários e foram retirados dos históricos do site do Tesouro Nacional, sendo posteriormente compilados em médias mensais.

As expectativas de inflação no horizonte de 12 meses (Exp12) são obtidas dos relatórios *Focus*, que contêm informações das pesquisas realizadas pelo Banco Central. As informações se referem à mediana das expectativas dos participantes para a inflação acumulada ao longo

dos próximos 12 meses. Como estes dados são diários, a transformação para a periodicidade mensal também se deu pela média.

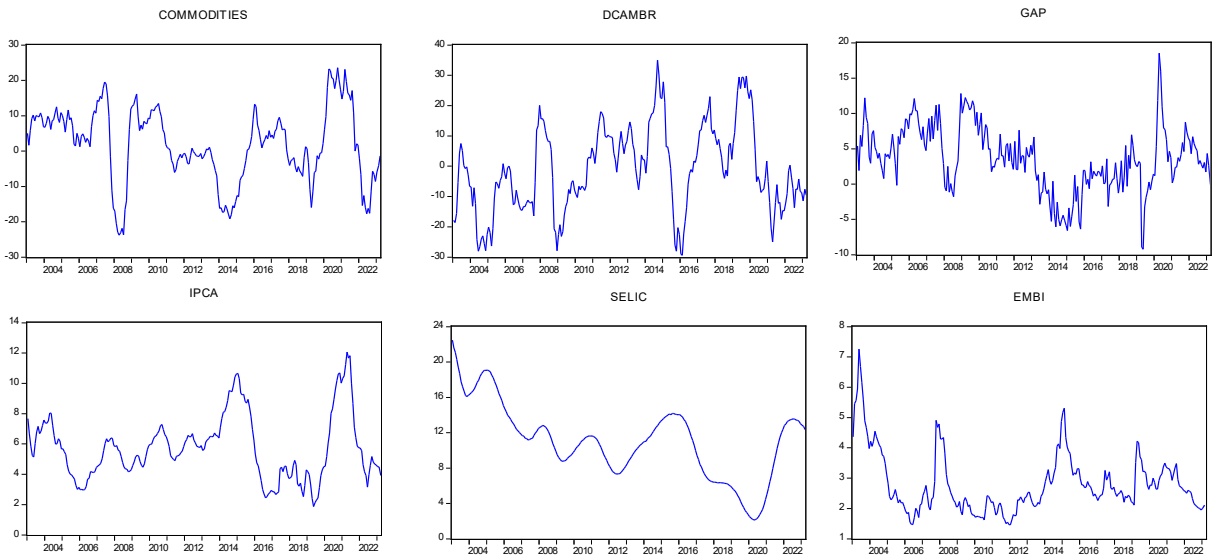
Além disso, foram utilizados os dados do Global Price Index of All Commodities (para mensurar os choques globais de oferta e de preços dos combustíveis e alimentos), que representa os preços de referência do mercado, determinados pelo maior exportador de cada commodity. A série de tempo foi obtida junto ao site do *Federal Reserve Economic Data* (FRED), com início em setembro de 2003 e fim em abril de 2024.

Para medir o *pass-through* cambial, foi inserido no modelo a taxa de câmbio efetiva real[4], retirada do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipeadata). Tal série de tempo é uma média das taxas de câmbio real do país em relação a 23 países comerciais, ponderada de acordo com o volume de exportações realizadas pelo Brasil. Ademais, a atividade econômica é mensurada pelo hiato do produto (*Gap*), calculado simplesmente como a taxa de variação anual do PIB real – deflacionado pelo IPCA – e com a sazonalidade retirada *sensus* X12 aditivo. Os dados do PIB real e do IPCA foram obtidos por meio do Ipeadata. Esta variável foi calculada comparando mês a mês, ou seja, janeiro contra janeiro do ano subsequente, fevereiro contra fevereiro do ano subsequente, e assim sucessivamente.

Ademais, foram coletados do site do Ipeadata o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), com variações mensais acumuladas por 12 meses em sequência a fim de se encontrar a taxa anualizada de inflação (*Ipca*), a taxa básica de juros de mercado, acumulada em 12 meses consecutivos (*Selic*) e tratada como o instrumento da política monetária nas estimações realizadas e o indicador de risco da dívida soberana EMBI+ Brasil, que estima o desempenho dos títulos da dívida em relação aos títulos dos Estados Unidos, traduzindo-se em uma *proxy* para mensurar os desequilíbrios fiscais e seus impactos na desancoragem das expectativas de inflação no país.

[4] As taxas de câmbio reais bilaterais, utilizadas para a construção da taxa média, são definidas pelo produto entre a taxa de câmbio nominal (em R$/unidade de moeda estrangeira) e o Índice de Preços ao Consumidor (IPC) do país em questão, dividido pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC) do Brasil.

Figura 2 - Séries temporais utilizadas na modelagem VAR



Fonte: Resultados da pesquisa (2025).

Conforme ilustrado na imagem, a maioria das variáveis não exibe uma tendência determinística. Algumas delas, como *commodities*, *câmbio* (DCAMBR) e hiato do produto (*GAP*), estão expressas em diferenças anuais, o que ajuda a estabilizar o modelo. Além disso, o *EMBI* é mensurado em pontos-base.

4 RESULTADOS

Esta seção está dividida em duas partes. Na primeira, apresentam-se os resultados preliminares da metodologia VAR, destacando características do modelo ajustado e das FIRs obtidas com a análise. Na segunda, apresentam-se os resultados da decomposição histórica dos desvios das expectativas inflacionárias, buscando elementos que possam explicar os principais momentos de desancoragem das expectativas na história recente da economia brasileira.

4.1 Ajustamento e análise preliminar dos modelos VAR

A técnica da decomposição histórica no modelo VAR, conforme ilustrado anteriormente, descreve cada observação do vetor de variáveis endógenas ($\boldsymbol{Y}_t$) como uma soma das contribuições acumuladas de cada choque estrutural específico ao longo do tempo, ponderadas pela resposta do sistema a esses choques (advinda dos coeficientes das funções impulso-resposta, FIR). Nesse sentido, segundo Kilian e Lütkepohl (2017), as variáveis devem ser estacionárias (ou o mais próximo disso, isto é, com um sistema VAR que atenda ao critério da estabilidade, a fim de se obter uma decomposição que convirja para o valor observado das variáveis em cada ponto do tempo).

Dessa forma, a análise dos resultados se inicia com as informações da Tabela 1, que traz os resultados dos testes de raiz unitária de Phillips-Perron (PP) e Dickey-Fuller aumentado (ADF), ambos aplicados sobre as variáveis do modelo em nível. De acordo com os resultados da tabela, os testes PP e ADF produziram resultados coerentes para todas as variáveis, exceto no caso do hiato do produto (*Gap*). Para este indicador, o teste de raiz unitária PP sugere a rejeição da hipótese nula a 5% em qualquer especificação. De maneira contrária, a metodologia ADF indica que a série é não estacionária em nível. Dado o baixo poder do teste ADF e a própria construção da série do hiato (uma diferença anual), considera-se o hiato do produto estacionário, isto é, $I(0)$.

Tabela 2 - Resultados dos testes de raiz unitária

Painel A: Teste PP

Especificação	Estatística	*Commodities*	*Câmbio*	*Gap*	*IPCA*	*Desv12*	*Selic*	*EMBI*
C	Estat. *t*	-2,48	-1,63	-4,30	-4,43	-2,93	-	-3,94
	Prob.	0,12	0,47	<1%	<1%	0,04	2,88	<1%
							0,05	
C + T	Estat. *t*	-2,51	-2,31	-4,78	-4,36	-3,06	-	-3,81
	Prob.	0,32	0,42	<1%	<1%	0,12	2,28	0,02
							0,44	
Nenhum	Estat. *t*	0,01	-0,62	-3,35	-2,31	-2,06	-	-2,11
	Prob.	0,69	0,45	<1%	0,02	0,04	1,82	0,03
							0,07	

Painel B: Teste ADF

Especificação	Estatística	*Commodities*	*Câmbio*	*Gap*	*IPCA*	*Desv12*	*Selic*	*EMBI*
C	Estat. *t*	-2,58	-1,87	-2,09	-3,84	-2,93	-	-3,91
	Prob.	0,09	0,35	0,25	<1%	0,04	3,38	<1%
							0,01	
C + T	Estat. *t*	-2,66	-2,41	-2,30	-3,88	-3,06	-	-3,84
	Prob.	0,25	0,38	0,43	0,01	0,12	3,59	0,02
							0,03	
Nenhum	Estat. *t*	-0,02	-0,59	-1,54	-1,58	-2,07	-	-1,91
	Prob.	0,68	0,46	0,12	0,11	0,04	1,42	0,05
							0,15	

Fonte: Resultados da pesquisa (2025).
Notas: C, T e Nenhum representam, respectivamente, os termos constante, tendência e nenhum. P-valores calculados de acordo com MacKinnon (1996). Em todos os casos, as defasagens foram selecionadas com o critério BIC.

As variáveis *IPCA*, *Desv12*, *Selic* e *EMBI* também são introduzidas na modelagem VAR em nível, uma vez que a maioria dos testes de raiz unitária sugere a rejeição da hipótese nula a 5, ou 10% de significância estatística. Apenas as séries de tempo dos preços internacionais das commodities e do câmbio real (*Commodities* e *Câmbio*) foram não estacionárias de acordo com a maioria dos testes. Assim, após transformar ambas as séries em diferenças anuais (comparando os mesmos meses de dois anos subsequentes), aplicaram-se novamente os testes de raiz unitária PP e ADF que rejeitaram a hipótese nula em todas as situações, mesmo com um nível de significância de 1%.

Assim, as séries de tempo que compuseram o vetor de variáveis endógenas no modelo VAR estimado foram as seguintes: commodities e câmbio real em diferenças anuais (*dCommodities* e *dCâmbio*); além de *Gap*, *IPCA*, *Desv12*, *Selic* e *EMBI* em nível. Em seguida,

foi realizado o teste de seleção de defasagens do VAR, resumido na Tabela 2. Como pode ser visto, os critérios Final Prediction Error (FPE) e Akaike (AIC) indicaram três defasagens. O critério de Schwarz e de Hannan-Quinn indicaram uma defasagem a menos. Diante disso, foi considerado prudente adotar a especificação do VAR com três defasagens, pois essa quantidade atende a dois critérios específicos de seleção e à sugestão de Toda e Yamamoto (1995), caso duas defasagens fosse o número correto a ser utilizado com processos possivelmente integrados.

Tabela 3 - Número ótimo de defasagens de acordo com diferentes critérios de seleção

Critério	LR	FPE	AIC	BIC	HQ
Defasagens	6	3	3	2	2

Fonte: Resultados da pesquisa (2025).
Notas: As siglas dos testes representam: teste da razão de verossimilhança sequencial a 5%, LR; erro de previsão final, FPE; critério de informação de Akaike, AIC; critério de informação de Schwarz, BIC; e, critério de informação de Hannan-Quinn, HQ. Máximo de lags foi determinado em oito (8).

O VAR(3) estimado apresentou todas as raízes invertidas dentro do círculo unitário, satisfazendo à condição de estabilidade. Ademais, foi realizado um teste de correlação serial dos resíduos, do tipo multiplicador de Lagrange (LM, Tabela 3). No VAR estimado, considerando até defasagens de 24 períodos, foi visto que os resíduos ainda apresentam autocorrelação significativas a 5%, tais como, nos lags dois, três, quatro, 12, 13, 14, 15 e 23, sendo a mais forte delas na 12ª defasagem, fruto da característica mensal dos dados. Ainda assim, considerando o nível mais restrito de 1%, apenas as defasagens dois, três, 12 e 23 seriam significativas. Adicionar seis defasagens ao modelo VAR, como poderia ser indicado pela Tabela 2 - critério LR, resolveria boa parte desta questão. Porém, tal opção torna o formato das funções impulso-resposta mais ruidoso e distante do teoricamente esperado e adotado empiricamente por outras pesquisas, como se discute à frente. Portanto, segue-se com a análise empírica adotando três defasagens para o sistema de equações VAR.

Por fim, é preciso que se especifique uma série de restrições sobre o VAR, para que, a partir do modelo em forma reduzida, seja possível obter os vetores de choques estruturais (exógenos). A decomposição de Cholesky, que assume uma estrutura recursiva, é a maneira mais utilizada para tal na literatura econômica brasileira (veja-se, por exemplo, Costa-Filho, 2014; e Barboza; Zilberman (2018), entre outros). Tal metologia supõe uma cadeia de causalidades em que a primeira variável afeta contemporaneamente todas as demais. A segunda variável afeta a terceira e as seguintes na ordenação, porém, só tem impacto sobre a primeira após uma defasagem; e, assim, sucessivamente.

Tabela 4 - Teste LM de correlação serial dos resíduos no VAR(3)

Defasagem	Estatística F de Rao	P-valor	Defasagem	Estatística F de Rao	P-valor
1	1,17	0,20	13	1,40	0,04
2	1,78	<1%	14	1,39	0,04
3	1,87	<1%	15	1,39	0,04
4	1,45	0,03	16	1,14	0,24
5	1,28	0,10	17	1,23	0,14
6	1,12	0,27	18	0,80	0,83
7	0,85	0,76	19	0,99	0,50
8	0,99	0,50	20	1,09	0,32
9	1,07	0,35	21	0,98	0,52
10	1,16	0,21	22	0,71	0,93
11	1,34	0,06	23	1,85	<1%
12	6,93	<1%	24	1,13	0,24

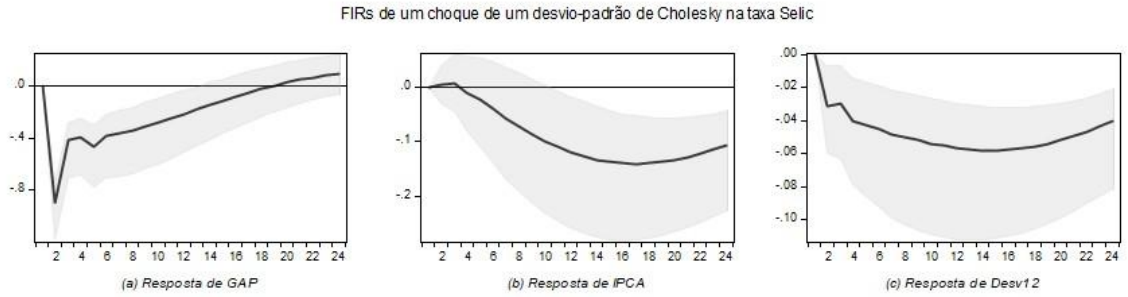
Fonte: Resultados da pesquisa (2025).
Nota: Estatística F de Rao, conforme discutida em Edgerton e Shukur (1999).

A primeira variável na ordenação adotada é a *dCommodities*, pois suas cotações são determinadas em mercados internacionais alheios à política monetária brasileira. De maneira similar, inclui-se em seguida as variações do câmbio real, *dCâmbio*. Estes dois indicadores podem afetar rapidamente os demais em diversos sentidos, por exemplo, refletindo-se em preços mais altos de combustíveis e alimentos e produzindo um pass-through cambial, afetando a atividade produtiva e influenciando a inflação e as expectativas inflacionárias. Em seguida, baseia-se a ordenação no reconhecido modelo de Svensson (1997). Em tal abordagem, alterações nas taxas de juros respondem aos desvios do hiato do produto e da inflação, uma vez que estas variáveis se traduzem em inflação futura, isto é, afetam as expectativas inflacionárias. Ademais, alterações nas taxas de juros produzem, primeiro, uma redução do produto e, segundo uma queda da inflação (por meio da curva de Phillips). Logo, as demais variáveis são incluídas nesta sequência: *Gap*, *IPCA*, *Desv12*, *Selic* e *EMBI*[5].

[5] Como a autoridade monetária brasileira não responde, necessariamente, às variações do risco soberano, incluiu-se a variável *EMBI* após a taxa básica de juros.

Passa-se agora para a análise das FIRs para as relações de interesse desta pesquisa. Em primeiro lugar, foram estimadas as respostas do hiato do produto (*Gap*), da inflação (*IPCA*) e da desancoragem das expectativas de inflação (*Desv12*) aos choques da taxa de juros, *Selic*. Como é mostrado na Figura 3 parte *a*, observa-se que o hiato do produto responde negativamente aos choques dos juros, que atinge um efeito máximo (em termos absolutos) após duas defasagens e alcança aproximadamente 12 meses de oscilações significativas a 10%. Conforme antecipado na ordenação proposta para as variáveis, a resposta da inflação (parte *b* da Figura 3) é negativa, mas mais lenta. Os primeiros impactos significativos do choque da *Selic* surgem após 10 meses, tendo um pico de efeito nas defasagens de 16 a 18 meses. O indicador de desancoragem (*Desv12*, Figura 3*c*), responde negativa e significativamente em todas as defasagens consideradas, indicando que as expectativas de inflação reagem rapidamente aos choques da taxa básica.

Figura 3 - Respostas dos principais agregados aos choques da taxa Selic



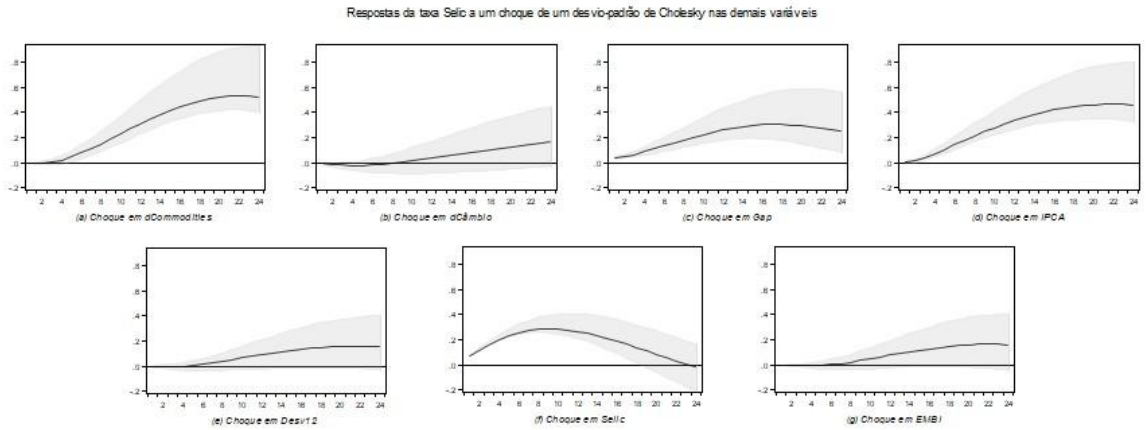
Fonte: Resultados da pesquisa (2025).
Nota: As áreas sombreadas representam o intervalo de confiança de 90%, construído com o método de Hall (1986) com 10000 repetições.

As FIRs obtidas a respeito dos choques da taxa de juros sobre o hiato do produto e a inflação estão coerentes com a modelagem semiestrutural utilizada pelo BCB (2023) no sentido que o efeito recessivo máximo sobre o *Gap* acontece antes daquele verificado sobre a inflação. Especificamente, os resultados indicam um vale na FIR da Figura 3*a* após duas defasagens; sobre o *IPCA* (Fig. 3*b*), após cerca de 18 meses.

Em seguida, a Figura 4 ilustra a resposta da taxa *Selic* aos choques das demais variáveis do modelo. Espera-se a priori que a resposta dos juros seja positiva às movimentações das outras variáveis, indicando, por exemplo, um aperto da política monetária em função das pressões que podem surgir sobre a inflação no país. De fato, tal padrão é o observado na figura na maioria dos casos. Especialmente para os choques em *dCommodities*, *Gap*, *IPCA* e *Desv12*, o indicador

de desancoragem das expectativas, há uma variação positiva e, em grande parte significativa a 90%, da taxa básica de juros. Somente no caso dos choques cambiais e do indicador *EMBI*, as FIRs obtidas não apresentaram respostas estatisticamente diferentes de zero.

Figura 4 - Respostas da taxa Selic aos choques das outras variáveis



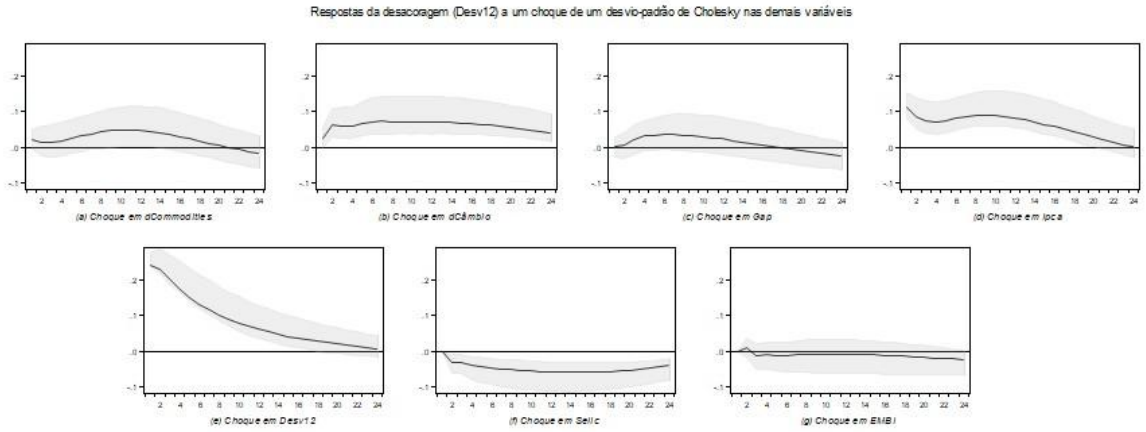
Fonte: Resultados da pesquisa (2025).
Nota: As áreas sombreadas representam o intervalo de confiança de 90%, construído com o método de Hall (1986) com 10000 repetições.

Nesse sentido, é válido destacar que a abordagem empírica parece caracterizar adequadamente o contexto da política monetária brasileira, uma vez que a Figura 4 mostra uma reação forte da taxa de juros aos choques de variáveis como preços internacionais das commodities, hiato do produto, inflação e desvios das expectativas, assim como seria esperado de uma autoridade monetária que se comporta de acordo com uma regra de Taylor, visando a estabilização da inflação futura e das expectativas de inflação (como preconizado no modelo de Svensson, 1997). Ademais, o choque da taxa Selic caracterizado pela Figura 3 parece surtir os efeitos esperados sobre a economia, produzindo uma desaceleração econômica e reduções da inflação e da desancoragem das expectativas.

Como um exercício final de calibragem do modelo, a Figura 5 traz as funções das respostas de Desv12 aos choques nas demais variáveis. Os painéis *a* e *b* mostram uma resposta da desancoragem no horizonte de oito a 14 meses em resposta a um choque nos preços das commodities (*dCommodities*) e no câmbio (*dCâmbio*), respectivamente. Como discutido anteriormente, a taxa de juros não parece responder significativamente aos choques do câmbio real (Figura 4*b*). Porém, como estes geram desancoragem das expectativas, a atual pesquisa pode estar caracterizando um tratamento complacente da autoridade monetária às pressões cambiais, o que pode gerar problemas para o combate à inflação.

Os choques da inflação (*IPCA*) e da própria desancoragem (*Desv12*) produzem as reações mais fortes desta última variável. Tais resultados mostram que as expectativas de inflação no país no horizonte de 12 meses à frente são bastante sensíveis às informações sobre a inflação passada e futura (painéis *d* e *e*, respectivamente). Nota-se, contudo, na parte *c* da Figura 3, que a taxa de juros impacta negativamente a variável *Desv12*, mostrando que a política monetária pode contribuir para a estabilização da expectativa de inflação no país.

Figura 5 - Respostas da desancoragem (*Desv12*) aos choques das outras variáveis



Fonte: Resultados da pesquisa (2025).
Nota: As áreas sombreadas representam o intervalo de confiança de 90%, construído com o método de Hall (1986) com 10000 repetições.

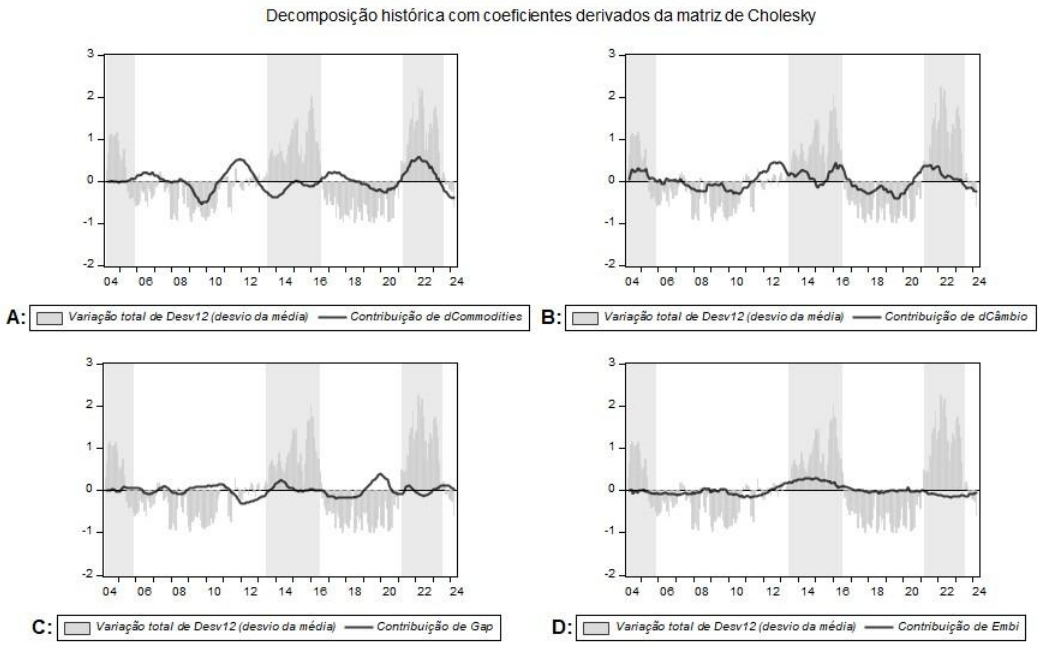
4.2 Decomposição histórica da desancoragem das expectativas inflacionárias brasileiras

Realiza-se agora a análise da decomposição histórica das expectativas de inflação no Brasil. Em primeiro lugar, apresentam-se, na Figura 6, as contribuições dos preços das commodities, da taxa de câmbio, do hiato do produto e da *proxy* para o risco fiscal (*Embi*) nos painéis A, B, C e D, respectivamente. Em todas as figuras, destacam-se os períodos em que houve uma desancoragem significativa das expectativas de inflação nas três áreas sombreadas, conforme o levantamento prévio realizado na Figura 1 e Tabela 1. As colunas cinzas representam a variação total do desvio das expectativas em torno de seu valor médio e, a linha preta, destaca a contribuição da variável para a desancoragem calculada no período.

Dessa forma, a parte A da Figura 6 mostra que a variável d*Commodities* não contribui para a desancoragem no início da amostra (set/2003 a out/2005). Ademais, os choques desta variável foram fortemente favoráveis (reduzindo a desancoragem) entre 2008 e 2010, ou seja,

os preços das commodities ajudaram na estabilização das expectativas de inflação neste período. Situação que se reverte entre 2011 e 2013, quando, a despeito da baixa desancoragem, os choques dos preços das commodities foram fortemente inflacionárias. Em seguida, no período da forte desancoragem de 2013 a 2015, foi observado que a variável d*Commodities* contribuiu reduzindo as expectativas na maior parte do tempo. Na parte final da amostra, contudo, seguindo a experiência internacional, há uma forte influência desta variável sobre a desancoragem das expectativas de inflação. O que corrobora a visão de que as expectativas podem ter sido influenciadas por preços de bens negociados internacionalmente e de ampla divulgação, como os preços dos combustíveis e dos alimentos.

Figura 6 - Contribuições dos preços das commodities (A), do câmbio (B), do hiato do produto (C) e do risco fiscal (D) para a desancoragem das expectativas



Fonte: Resultados da pesquisa (2025).
Nota: As áreas sombreadas representam os períodos com as piores desancoragens, de acordo com a Tabela 1.

A variável d*Câmbio* (painel B) tem uma importante participação em termos gerais para explicar a desancoragem das expectativas, tendendo a contribuir na mesma direção dos desvios desta última variável, seja em termos dos desvios positivos, seja para o caso dos desvios negativos. Com relação aos períodos de desancoragem mais significativas, a contribuição do câmbio foi mais relevante nos anos de 2004, 2016 e 2021.

A contribuição do hiato do produto (*Gap*, parte C) foi pequena nos três momentos mais graves de desancoragem, conforme destacado na figura. Dessa forma, o estado da atividade econômica obteve pouco poder de influenciar o recrudescimento das expectativas inflacionárias. Situação similar é percebida com a variável *Embi* (parte D), *proxy* para o risco fiscal, cuja contribuição fica próximo de zero durante grande parte da amostra em análise. A exceção mais importante ocorre, porém, durante o episódio de 2013/2016. Nesse recorte, a variável *Embi* contribui sobremaneira para a piora das expectativas inflacionárias, o que vai ao encontro da evidência que aponta para uma exagerada flexibilização fiscal ocorrida em vários países emergentes no período (para uma discussão do caso brasileiro e uma revisão de casos similares em outros países, recomenda-se Bonomo et al. 2024).

A Figura 7 destaca a contribuição para a desancoragem das expectativas referente às variáveis mais diretamente afetadas pela política monetária, a saber, a inflação (*IPCA*, painel A), os desvios da própria desancoragem (*Desv12*, painel B) e a taxa básica de juros (Selic, painel C). Em relação ao *IPCA*, observa-se que sua contribuição foi extremamente forte para a desancoragem de meados de 2014 a meados de 2015 e, em menor escala, no ano 2021; assim como foi muito importante para a maior ancoragem do período 2016/2020. Assim, percebe-se que a inflação pode contaminar as expectativas com alguma defasagem, mas, uma vez que a elevação dos preços se torna persistente, a transmissão se intensifica.

De maneira interessante, nota-se um forte elemento de retroalimentação na desancoragem das expectativas (veja-se Figura 7B), de forma que seus desvios tendem a apresentar um alto grau de autoexplicação. Tal resultado mostra que, como panorama geral, a ancoragem das expectativas no país é baixa e bastante sensível aos desvios de curto prazo. Logo, choques em variáveis como câmbio, preços internacionais das commodities e da inflação podem produzir desancoragens difíceis de serem controlados pelo BCB. Pode-se conjecturar que, diferentemente dos desenvolvidos, nos países emergentes que têm uma forte memória inflacionária, tal como o Brasil, os agentes econômicos sejam, quase sempre, muito atentos às informações inflacionárias (normalmente ruins).

Figura 7 - Contribuições da inflação (A), da própria desancoragem (B) e da taxa básica de juros (C) para a desancoragem das expectativas

Fonte: Resultados da pesquisa (2025).
Nota: As áreas sombreadas representam os períodos com as piores desancoragens, de acordo com a Tabela 1.

Nesse contexto, Coibion e Gorodnichenko (2025) destacam a dificuldade de realinhamento das expectativas inflacionárias em torno da meta e da necessidade de se manter a taxa de juros em patamares elevados por prolongados intervalos. Corrobora-se essa visão com o fato que no período entre julho de 2016 e dezembro de 2020 a contribuição dos desvios das expectativas como mecanismo de retroalimentação foi a menor em toda a amostra, conjuntamente com a observação dos menores patamares para *Desv12*. Assim, pode-se considerar tal período como o único em que as expectativas de inflação estiveram realmente ancoradas, isto é, em patamares baixos, próximos à meta, e menos sensíveis a seus próprios choques.

Por fim, a parte C da Figura 7 traz a contribuição da taxa *Selic*, mostrando que o quadro de desancoragem tem uma piora substancial em períodos em que há um afrouxamento da política monetária no Brasil. Por exemplo, na desancoragem do início da amostra (ano de 2004), os choques da taxa de juros pioraram a desancoragem das expectativas. Em 2005 e 2006 há um realinhamento da política monetária, quando a taxa Selic passa a produzir forte redução da desancoragem. Porém, com a crise financeira internacional, a contribuição da *Selic* torna-se errática e, do início de 2011 até o final de 2013 ela contribui fortemente para a produção dos grandes desvios das expectativas observados no período. A trajetória da política monetária só é corrigida entre 2014 e 2017, quando a taxa Selic passa a contribuir reduzindo a desancoragem. Dessa forma, a grande desancoragem das expectativas de inflação verificada entre 2013 e 2016 é explicada pelo afrouxamento prévio da política monetária. Quanto ao último episódio destacado na amostra, percebe-se também uma política monetária que favoreceu a desancoragem, principalmente nos anos de 2021 e 2022, quando a reação das autoridades em

elevar a taxa de juros em resposta aos choques inflacionários foi lenta (oriundos da pandemia do coronavírus e da invasão russa à Ucrânia), ao que indicam os resultados obtidos.

Com a análise anterior, é possível sumarizar os principais determinantes dos três piores episódios de desancoragem das expectativas no Brasil:

1) Set/2003 a out/2005: O período se caracteriza por um mix de choques cambiais inflacionários, aliados a uma política monetária excessivamente frouxa em 2003 e 2004, que contribuíram para um descontrole das expectativas inflacionárias, que se tornaram excessivamente sensíveis e retroalimentadoras. Outro fator em potencial, mas relativamente menos importante, se deu pela transmissão dos choques da inflação corrente para as expectativas de inflação.
2) Jun/2013 a jun/2016: O período se caracteriza como o mais grave em termos de desancoragem no país. Ele é em parte explicado por choques cambiais desfavoráveis, uma atividade produtiva acelerada, bem como por questões associadas ao desequilíbrio fiscal. Entretanto, a reversão da política monetária que se torna frouxa entre 2011 e 2013 (inclusive) e o descontrole das expectativas inflacionárias (que perdura por todo o episódio) são os elementos determinantes da desancoragem observada.
3) Mar/2021 a jun/2023: O período se caracteriza por uma contribuição inicial forte da desvalorização cambial, aliado com importantes pressões advindas dos preços internacionais das commodities. Em menor escala, há também uma transmissão da inflação ampla (IPCA) para as expectativas, que se tornam mais sensíveis e retroalimentadoras. Tais resultados se alinham com a experiência internacional. Porém, mostra-se que além destes fatores, a lenta reação da política monetária contribuiu para a desancoragem, especialmente nos anos de 2022 e 2023.

Na próxima seção, comparam-se os resultados desta pesquisa, com intermédio da técnica de decomposição histórica aplicada à desancoragem das expectativas para a inflação no Brasil, com as justificativas informadas pelo próprio BCB em seus documentos chamados de Cartas Abertas, em que o presidente da instituição explica para a sociedade os principais fatores responsáveis pelo não atingimento da meta para a inflação e as ações propostas para a correção dos rumos da política monetária.

4.2.1 Uma análise com as Cartas Abertas do BCB

O presidente do Banco Central do Brasil é obrigado por lei a disponibilizar uma Carta Aberta, apresentada ao presidente do Conselho Monetário Nacional (CMN, a saber, o Ministro da Fazenda), em que se explicam os motivos pelos quais a meta para a inflação não foi cumprida em determinado ano. O objetivo desta seção é comparar tais justificativas com os resultados obtidos com a decomposição histórica de *Desv12*. Para facilitar tal análise, a Tabela 5 traz, para cada ano da amostra, o desvio das expectativas e a contribuição de cada variável para sua desancoragem. Para facilitar a interpretação dos dados, os valores anuais são médias dos desvios e contribuições observados mensalmente (as colunas sombreadas destacam os anos de alta desancoragem). Ademais, como em 2004 houve uma mudança tardia na meta para a inflação (de 3,75% para 5,5%), então, oficialmente não existem cartas abertas para o primeiro episódio desancoragem das expectativas de inflação no Brasil.

De acordo com a Carta Aberta para o ano de 2015 (BCB, 2016), a explicação dada para o nível de inflação acima da meta foi um processo de realinhamento dos preços administrados por contrato em relação aos preços livres, frisando os reajustes nas tarifas de energia elétrica residencial; e, o realinhamento dos preços internos em relação aos internacionais. Além disso, é citado que o ajuste fiscal de 2015 incluiu um aumento das tarifas públicas e recomposição de impostos regulatórios, impactando principalmente os preços administrados. Dessa forma, o BCB admite um importante impacto da inflação agregada (IPCA) e do câmbio, concordando parcialmente com a presente análise, que imputa a maior parte da desancoragem aos choques da inflação. Contudo, o elemento cambial não foi significativo neste ano, segundo os resultados obtidos. Em seu diagnóstico, o BCB imputou pouco peso à contribuição das próprias expectativas de inflação, o que entra em contraste com a presente análise e com estudos recentes (Coibion e Gorodnichenko, 2025; Coibion, Gorodnichenko e Kumar, 2018) que mostram um importante papel de transmissão dos desvios das expectativas para a inflação nos episódios de forte desancoragem. Além disso, não há menção à flexibilização prévia da política monetária, que respondeu por grande parte da desancoragem nos anos 2012 e 2013.

Tabela 5 - Decomposição histórica da desancoragem das expectativas (*Desv12*, médias anuais)

Parte A

Variável/ano	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
d*Commodities*	-0,01	0,03	0,18	0,04	-0,01	-0,39	-0,15	0,39	0,26	-0,27
d*Câmbio*	0,23	0,12	0,01	-0,07	-0,20	-0,12	-0,25	0,04	0,37	0,21
Gap	0,00	0,06	-0,02	0,04	-0,05	0,08	0,12	-0,06	-0,26	-0,04
IPCA	0,09	0,10	0,00	-0,30	-0,01	0,25	0,09	0,07	-0,09	-0,06
Desv12	0,48	-0,15	-0,15	0,35	-0,16	-0,58	-0,34	-0,45	-0,50	-0,17
Selic	0,16	-0,13	-0,35	-0,14	-0,05	-0,01	0,13	-0,01	0,17	0,44
Embi	-0,02	-0,04	-0,07	-0,08	-0,01	0,00	-0,11	-0,13	0,02	0,19
Total Desv12	0,93	-0,02	-0,40	-0,16	-0,49	-0,78	-0,51	-0,14	-0,03	0,31

Parte B

Variável/ano	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023
d*Commodities*	-0,18	-0,07	0,01	0,17	0,00	-0,16	-0,19	0,28	0,45	-0,10
d*Câmbio*	0,10	0,03	0,25	-0,19	-0,20	-0,32	-0,03	0,34	0,13	-0,08
Gap	0,13	0,00	-0,02	-0,16	-0,14	0,20	0,13	0,01	-0,08	0,08
IPCA	-0,08	0,77	0,68	-0,27	-0,41	-0,23	-0,28	-0,06	0,30	-0,36
Desv12	0,68	0,55	-0,01	-0,11	-0,05	-0,12	-0,05	0,08	0,25	0,60
Selic	-0,12	-0,51	-0,47	-0,12	0,12	-0,14	-0,23	0,11	0,51	0,54
Embi	0,28	0,23	0,09	0,00	-0,04	-0,01	-0,01	-0,05	-0,13	-0,12
Total Desv12	0,82	1,01	0,54	-0,68	-0,72	-0,77	-0,65	0,71	1,44	0,56

Fonte: Resultados da pesquisa (2025).
Nota: O ano de 2024 não é incluído na tabela, porque nossa amostra contém apenas seus primeiros três meses.

Já em 2017, a inflação ficou abaixo do limite inferior, sendo explicado pela própria redução da inflação, com recuo da taxa de juros e pela recuperação da atividade econômica. Além disso, o ano foi marcado por níveis recordes de produção agrícola devido as condições da produção agrícola, que foram positivas (BCB, 2018). Tais constatações estão em linha com os resultados obtidos, que destacam fortes pressões baixistas sobre a desancoragem oriundas da inflação e do hiato do produto. Porém, destaca-se aqui também a contribuição da reorientação da política monetária implementada ao longo dos dois anos anteriores (2015 e 2016).

De acordo com o BCB (2022), as causas para a inflação acima do teto da meta em 2021 foram: o aumento dos preços das commodities, a escassez hídrica, os desequilíbrios entre demanda e oferta de insumos, além de gargalos nas cadeias produtivas globais. De acordo com a análise realizada para este ano (Tabela 5), apesar da desancoragem ter sido elevada, a contribuição para a piora das expectativas inflacionárias advindas de seus próprios choques foi pequena. Os preços das commodities e as variações cambiais determinaram grande parte da desancoragem das expectativas, corroborando a visão do BCB que associa o fenômeno inflacionário com choques exógenos internacionais de oferta e demanda agregadas. Contudo, a

taxa *Selic* contribuiu com 0,11 pontos do desvio total de 0,71 em *Desv12*, sendo a política monetária em parte responsável pela elevação das expectativas.

Por fim, em 2022, os motivos citados foram (BCB, 2023): inércia inflacionária carregada de 2021, o aumento dos preços das commodities, especialmente o petróleo, desequilíbrios entre oferta e demanda de insumos e gargalos nas cadeias produtivas globais, condições climáticas adversas causando choques nos preços de alimentos e a retomada de serviços devido à queda dos casos de Covid-19. Tal diagnóstico está em linha com os resultados obtidos para a desancoragem das expectativas no ano de 2022. Os resultados obtidos mostram uma importante contribuição dos choques das commodities (0,45 p.), do câmbio (0,13 p.) e da inflação (*IPCA*, 0,30 p.) para o desvio total da desancoragem das expectativas (*Desv12*, 1,44 p.). Os resultados mostram, todavia, um papel ainda mais significativo para a política monetária, que, por meio da taxa *Selic*, contribui para a desancoragem com 0,51 p., e para os choques da própria variável *Desv12*, que voltam a ser relevantes neste ano e adicionam outros 0,25 p. ao seu desvio total.

Logo, a presente análise ressalta a contribuição do relaxamento da política monetária ocorrido em 2021 e a gradual elevação da taxa de juros em 2022 como elementos adicionais e centrais para o ressurgimento da forte desancoragem das expectativas de inflação e, consequentemente, da própria inflação nos anos finais da amostra. Pode-se argumentar que o reajustamento da taxa de juros à piora das expectativas de inflação tenha sido lento e, ou, menos contundente que o esperado pelos mercados. Assim, pelo menos do ponto de vista da desancoragem, estes fatores podem ter sido mais cruciais do que a própria inércia inflacionária, conforme argumentado pelo BCB (vide contribuição do *IPCA* na Tabela 5).

Nota-se que em 2023 a perda de credibilidade da política monetária também explica quase que exclusivamente o desvio positivo das expectativas de inflação, uma vez que os choques da taxa de juros e de *Desv12* são os principais fatores por trás da forte desancoragem deste ano. Porém, como quase todas as outras variáveis contribuíram para uma melhora da ancoragem das expectativas, seus efeitos líquidos favoreceram a inflação observada, que se situou abaixo do teto da meta (4,62% para o IPCA em comparação com 4,75% para seu limite superior).

Análises similares realizadas com o indicador de desancoragem das expectativas implícitas nos preços dos títulos públicos para o horizonte de três anos (*Desv3*[6]) produzem conclusões similares às apresentadas, quando não realçam ainda mais o papel da política

[6] Os testes de raiz unitária, com as especificações com constante e com constante e tendência, indicaram que a série é estacionária em nível com 5% de significância.

monetária nos episódios mais graves de distanciamento das expectativas em relação às metas. Nesse sentido, para fins de economia de espaço, apresentam-se nos anexos as figuras e tabelas referentes à decomposição histórica desta variável (Figura A.1, A.2 e Tabela A.1).

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A presente pesquisa teve como objetivo caracterizar os principais determinantes da desancoragem das expectativas de inflação no Brasil em seus episódios mais marcantes, entre os anos de 2004 e 2023. Para tanto, ajustaram-se modelos de vetores autoregressivos (VAR) e, a partir destes choques estruturais foram obtidos e considerados na decomposição histórica dos desvios das expectativas em torno das metas para a inflação. Dois horizontes foram considerados para a formação das expectativas, a saber: doze meses e três anos à frente.

A modelagem VAR empregada procurou seguiu diretrizes utilizadas pelo próprio Banco Central do Brasil em termos da escolha das variáveis, da frequência temporal e do número de defasagens nas especificações (BCB, 2010; e, Cusinato et al., 2016). Além disso, ele apresentou resultados qualitativos similares aos do modelo semiestrutural do BCB (BCB, 2023). Especificamente, o modelo VAR aqui considerado apresenta três propriedades interessantes: 1) Um choque altista na taxa de juros reduz significativamente o hiato do produto, a inflação e a desancoragem das expectativas de inflação; 2) A taxa de juros responde positivamente aos choques inflacionários, comportando-se como sugere uma regra de Taylor, isto é, elevando-se em face de choques nos preços internacionais das commodities, do no câmbio, na produção e na inflação e suas expectativas; e, 3) A desancoragem das expectativas de inflação aumenta em resposta aos choques potencialmente inflacionárias das demais variáveis. Tais resultados fortalecem a ideia de que a política monetária pode contribuir para a estabilização das expectativas de inflação no país.

Foram caracterizados três períodos de elevada desancoragem das expectativas de inflação na economia brasileira. São eles: setembro de 2003 a outubro de 2005; junho de 2013 a junho de 2016; e, março de 2021 a junho de 2023. Em relação a decomposição histórica, foi visto que a desancoragem do primeiro período foi explicada essencialmente por choques no câmbio e na inflação, além de um período de política monetária frouxa em 2004. No segundo período forte desancoragem, apontado como o mais grave da amostra, foi observado que fatores como choques cambiais, intensificação da atividade produtiva, além do desequilíbrio fiscal desempenharam um papel importante. Porém, o elemento mais decisivo no período foi a política monetária excessivamente frouxa dos anos de 2012 e 2013, os quais geraram uma instabilidade das expectativas de inflação que passaram a apresentar uma forte retroalimentação. No terceiro e último período de desancoragem, destacam-se os efeitos severos da desvalorização cambial do aumento dos preços das commodities e, em menor escala, de uma

inércia inflacionária. Apesar de alinhados com o cenário internacional, os resultados do estudo da desancoragem no caso brasileiro foram negativamente afetados pela lenta reação da política monetária à época.

Nesse sentido, conclui-se que os episódios de desancoragem das expectativas de inflação no Brasil são normalmente influenciados e abastecidos por choques exógenos do lado da oferta, como nos preços das commodities internacionais, nos preços de combustíveis e energia e no câmbio, acrescidos de um elemento essencial, a saber: uma flexibilização monetária incoerente com o controle adequado das expectativas de inflação. O que acarreta, nestes períodos, na necessidade de se manter a taxa de juros em patamares elevados por intervalos longos de tempo. Tal evidência incrementa a compreensão dos fenômenos de alta desancoragem, destacando a importância da política monetária neste contexto (Coibion e Gorodnichenko, 2025). Ademais, ela vai ao encontro de resultados anteriores que mostraram os impactos de uma flexibilização monetária sobre a piora das expectativas de inflação no Brasil entre 2013 e 2016 (Bonomo et al., 2024).

REFERÊNCIAS

ALEX, D. Anchoring of inflation expectations in large emerging economies. **The Journal of Economic Asymmetries**, [s. l.], v. 23, p. e00202, 2021.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Ancoragem das expectativas de inflação e condução da política monetária**. Brasília: Banco Central do Brasil, 2021. Disponível em: https://www.bcb.gov.br. Acesso em: 20 dez. 2024.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Ata da 92ª reunião do Comitê de Política Monetária**. Brasília: Banco Central do Brasil, 21 jan. 2004. Disponível em: https://www.bcb.gov.br. Acesso em: 20 dez. 2024.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Ata da 192ª reunião do Comitê de Política Monetária**. Brasília: Banco Central do Brasil, 29 set. 2015. Disponível em: https://www.bcb.gov.br. Acesso em: 20 dez. 2024.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Ata da 200ª reunião do Comitê de Política Monetária**. Brasília: Banco Central do Brasil, 20 jul. 2016. Disponível em: https://www.bcb.gov.br. Acesso em: 20 dez. 2024.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Ata da 202ª reunião do Comitê de Política Monetária**. Brasília: Banco Central do Brasil, 19 out. 2016. Disponível em: https://www.bcb.gov.br. Acesso em: 20 dez. 2024.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Breakdown of inflation in 2015**. Brasília: Banco Central do Brasil, mar. 2016. Disponível em: https://www.bcb.gov.br/content/ri/inflationreport/201603/ri201603b6i.pdf. Acesso em: 05 jul. 2025.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Carta aberta ao Ministro da Fazenda sobre o descumprimento da meta para a inflação em 2015**. Brasília: Banco Central do Brasil, 2016. Disponível em: https://www.bcb.gov.br/controleinflacao/historicometas. Acesso em: 05 jun. 2025.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Carta aberta ao Ministro da Fazenda sobre o descumprimento da meta para a inflação em 2017**. Brasília: Banco Central do Brasil, 2018. Disponível em: https://www.bcb.gov.br/controleinflacao/historicometas. Acesso em: 05 jun. 2025.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Carta aberta ao Ministro da Fazenda sobre o descumprimento da meta para a inflação em 2021**. Brasília: Banco Central do Brasil, 2022. Disponível em: https://www.bcb.gov.br/controleinflacao/historicometas. Acesso em: 05 jun. 2025.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Carta aberta ao Ministro da Fazenda sobre o descumprimento da meta para a inflação em 2022**. Brasília: Banco Central do Brasil, 2023. Disponível em: https://www.bcb.gov.br/controleinflacao/historicometas. Acesso em: 05 jun. 2025.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Comunicado do Copom: nota à imprensa – 174ª reunião, abril de 2013**. Brasília: Banco Central do Brasil, 2013. Disponível em: https://www.bcb.gov.br/controleinflacao/comunicadoscopom/15934. Acesso em: 23 jun. 2025.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Relatório anual 2010**. Brasília: Banco Central do Brasil, 2011. v. 46. Disponível em: https://www.bcb.gov.br/content/publicacoes/relatorios-anuais-historico/relatorio-anual-do-banco-central-2010.pdf. Acesso em: 05 jul. 2025.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Relatório de Inflação**. Brasília: Banco Central do Brasil, mar. 2023. Disponível em: https://www.bcb.gov.br/content/ri/relatorioinflacao/202303/ri202303b5p.pdf. Acesso em: 26 jun. 2025.

BARBOZA, R. M.; ZILBERMAN, E. Os efeitos da incerteza sobre a atividade econômica no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, [s. l.], v. 72, n. 2, p. 144–160, 2018.
BERNANKE, B. **Inflation expectations and inflation forecasting**. *In*: Monetary Economics Workshop of the National Bureau of Economic Research Summer Institute, 2007, Cambridge, Massachusetts. Washington, DC: Board of Governors of the Federal Reserve System, 2007.
BLINDER, A. Central-bank credibility: Why do we care? how do we build it?. **American economic review**, [s. l.], v. 90, n. 5, p. 1421-1431, 2000.
BONOMO, M. *et al*. Abrupt monetary policy change and unanchoring of inflation expectations. **Journal of Monetary Economics**, [s. l.], p. 103576, 2024.
BORGES, B. L.; SILVA, M. B. **Estimando a taxa de juros natural para o Brasil**: uma aplicação da metodologia VAR estrutural. São Paulo: [s. n.], 2006.
BORGES, B. L.; SILVA, M. B**.** Estimando a taxa de juros natural para o Brasil: uma aplicação da metodologia VAR estrutural. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 36, n. 1, p. 87–114, jan./mar. 2006.
BUENO, R. L. S. **Econometria de séries temporais**. 2 ed. Cengage Learning, 2008.
BUONO, I.; FORMAI, S. The evolution of the anchoring of inflation expectations. **Bank of Italy Occasional Paper**, n. 321, 2016. Disponível em: https://papers.ssrn.com/abstract=2772509. Acesso em: 15 nov. 2024.
CAVALLO, A.; CRUCES, G.; PEREZ-TRUGLIA, R. Inflation expectations, learning, and supermarket prices: Evidence from survey experiments. **American Economic Journal**: Macroeconomics, v. 9, n. 3, p. 1-35, 2017.
COIBION, O.; GORODNICHENKO, Y. Inflation, Expectations and Monetary Policy: What Have We Learned and to What End? [*S. l.*]: **National Bureau of Economic Research**, 2025. Disponível em: https://www.nber.org/papers/w33858. Acesso em: 11 jun. 2025.
COIBION, O.; GORODNICHENKO, Y.; KUMAR, S. How do firms form their expectations? New survey evidence. **American Economic Review**, v. 108, n. 9, p. 2671-2713, 2018.
COSTA FILHO, A. E. Incerteza e atividade econômica no Brasil. **Economia Aplicada**, Ribeirão Preto, v. 18, n. 3, p. 421–453, jul./set. 2014. Disponível em: https://doi.org/10.1590/1413-8050/ea607. Acesso em: 2 jun. 2025.
CUSINATO, R. T.; FIGUEIREDO, F. M. R.; MACHADO, V. G.; MELLO, E. P. G.; PEREZ, L. P. Decomposição de inflação: revisão da metodologia e resultados para 2012 a 2014. Brasília: Banco Central do Brasil, 2016.
OLIVEIRA, F. N.; GAGLIANONE, W. P. Expectations anchoring indexes for Brazil using Kalman filter: exploring signals of inflation anchoring in the long term. **International Economics**, [s. l.], v. 163, p. 72–91, 2020.
DE POOTER, M. *et al*. Are long-term inflation expectations well anchored in Brazil, Chile, and Mexico? **International Journal of Central Banking**, [s. l.], 2018. Disponível em: https://www.ijcb.org/journal/ijcb14q2a14.htm. Acesso em: 8 out. 2024.
DEMERTZIS, M.; MARCELLINO, M.; VIEGI, N. A credibility proxy: tracking US monetary developments. **The B.E. Journal of Macroeconomics**, [s. l.], v. 12, n. 1, 2012. Disponível em: https://www.degruyter.com/document/doi/10.1515/1935-1690.2442/html. Acesso em: 15 nov. 2024.
EDGERTON, D., & SHUKUR, G. (1999). Testing autocorrelation in a system perspective testing autocorrelation. **Econometric Reviews**, 18(4), 343–386.
FUHRER, J. C. Inflation expectations and the evolution of US inflation. Policy Brief, [s. l.], n. 11–4, 2011. Disponível em: https://www.bostonfed.org/-/media/Documents/Workingpapers/PDF/economic/ppb/2011/ppb114.pdf. Acesso em: 15 nov. 2024.
HALL, P. On the number of bootstrap simulations required to construct a confidence interval. **The Annals of Statistics**, Beachwood, v. 14, n. 4, p. 1453–1462, dez. 1986.

KILIAN, L.; LÜTKEPOHL, H. Structural vector autoregressive analysis. Cambridge: Cambridge University Press, 2017. Disponível em: https://www.cambridge.org/core/books/structural-vector-autoregressive-analysis/DAF4217439EA585D10902D58A8849E06. Acesso em: 2 jun. 2025.

LOPES, L. S.; CORRÊA, W. L. R. Monetary Policy Transmission in an Emerging Economy: The Key Role of Credibility Regimes. **The Journal of Developing Areas**, v. 58, n. 3, p. 153-170, 2024.

MACKINNON, J. G. Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests. **Journal of Applied Econometrics, Chichester**, v. 11, n. 6, p. 601–618, nov./dez. 1996.

MENDONÇA, H. F. Credibility and inflation expectations: what can we tell from seven emerging economies? **Journal of Policy Modeling**, v. 40, n. 6, p. 1165–1181, 2018.

MENDONÇA, H. F.; GARCIA, P. M. Does the central banker type affect inflation expectations? **Economics Bulletin**, v. 41, n. 1, p. 93–102, 2021.

MENDONÇA, M. J. C.; MEDRANO, L. A. T.; SACHSIDA, A. **Efeitos da política monetária na economia brasileira**: resultados de um procedimento de identificação agnóstica. [s. l.], 2010. Disponível em: https://repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/5094/1/PPE_v40_n03_Efeitos.pdf. Acesso em: 20 mar. 2025.

MEURER, R.; LIMA, G. T. Heterogeneidade das expectativas de inflação mensal no Brasil: evidências a partir de dados agregados da pesquisa Focus. **Economia Aplicada**, [s. l.], v. 23, n. 1, p. 113–136, 2019.

MOESSNER, R.; TAKÁTS, E. How well-anchored are long-term inflation expectations? BIS Working Papers, n. 395, Bank for International Settlements, Dec. 2020. Disponível em: https://www.bis.org/publ/work395.htm. Acesso em: 3 jul. 2025.

MONTES, G. C.; MAIA, V. The reaction of disagreements in inflation expectations to fiscal sentiment obtained from information in official communiqués. **Bulletin of Economic Research**, v. 75, n. 4, p. 828-859, 2023.

PALMA, A. A. Política monetária e taxa de câmbio em uma pequena economia aberta: uma análise empírica para o Brasil. **Nova Economia**, [s. l.], v. 27, p. 119–155, 2017.

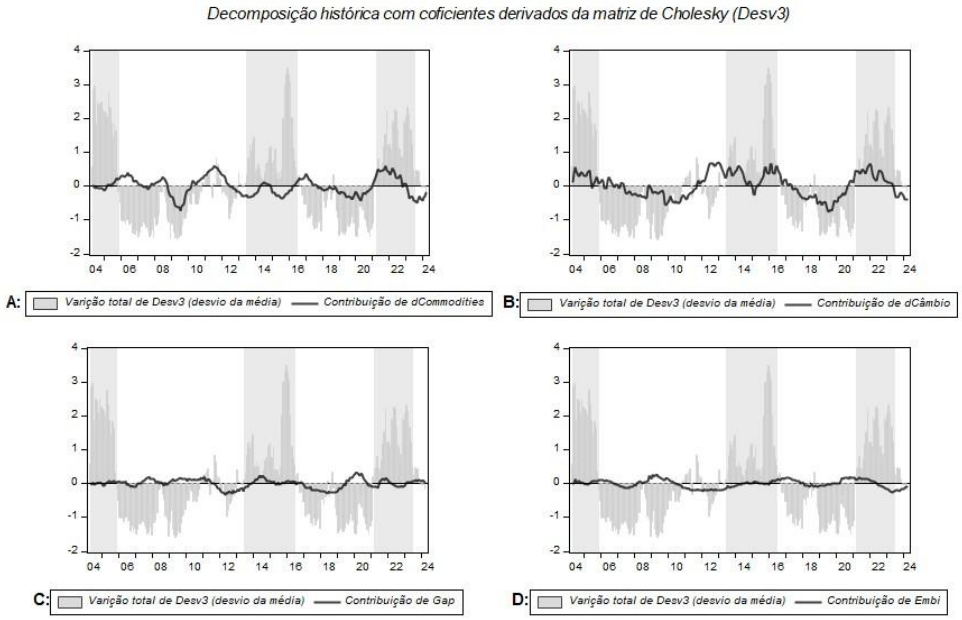
SVENSSON, L. E. O. Inflation forecast targeting: implementing and monitoring inflation targets. **European Economic Review**, Amsterdam, v. 41, n. 6, p. 1111–1146, June 1997. Disponível em: https://doi.org/10.1016/S0014-2921(96)00055-4. Acesso em: 20 mai. 2025.

TODA, H. Y.; YAMAMOTO, T. Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. **Journal of Econometrics**, Amsterdam, v. 66, n. 1-2, p. 225–250, 1995. Disponível em: https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)01616-8. Acesso em: 2 jun. 2025.

WEBER, M. Inflação futura: uma análise comparativa entre as expectativas do Focus e as inflações implícitas nos títulos públicos. 2011. Tese (Doutorado) — Fundação Getulio Vargas. Disponível em: https://bibliotecadigital.fgv.br/dspace/handle/10438/8489. Acesso em: 9 out. 2024.

ANEXOS

Figura A.1 - Contribuições dos preços das commodities (A), do câmbio (B), do hiato do produto (C) e do risco fiscal (D) para a desancoragem de *Desv3*



Fonte: Resultados da pesquisa (2025).
Nota: As áreas sombreadas representam os períodos com as piores desancoragens, de acordo com a Tabela 1.

Figura A.2 - Contribuições da inflação (A), da própria desancoragem (B) e da taxa básica de juros (C) para a desancoragem das expectativas

Fonte: Resultados da pesquisa (2025).
Nota: As áreas sombreadas representam os períodos com as piores desancoragens, de acordo com a Tabela 1.

Tabela A.1 - Decomposição histórica da desancoragem das expectativas (*Desv3*, médias anuais)

Parte A

Variável/ano	**2004**	**2005**	**2006**	**2007**	**2008**	**2009**	**2010**	**2011**	**2012**	**2013**
d*Commodities*	-0,05	0,10	0,26	0,01	0,07	-0,47	0,12	0,47	0,05	-0,27
d*Câmbio*	0,36	0,21	0,08	-0,12	-0,23	-0,27	-0,40	-0,09	0,51	0,43
Gap	0,01	0,03	-0,02	0,09	0,03	0,12	0,12	0,03	-0,25	-0,10
IPCA	0,11	0,08	-0,03	-0,25	0,02	0,41	0,08	0,03	-0,15	-0,16
Desv12	1,42	1,15	-1,32	-0,75	-0,07	-0,62	-0,19	0,06	-1,01	-0,09
Selic	0,33	-0,13	-0,20	-0,22	-0,63	-0,60	-0,06	-0,09	0,63	0,88
Embi	0,04	0,05	0,05	-0,10	0,06	0,18	-0,01	-0,18	-0,19	-0,13
Total Desv3	2,22	1,49	-1,18	-1,34	-0,75	-1,24	-0,33	0,23	-0,41	0,55

Parte B

Variável/ano	**2014**	**2015**	**2016**	**2017**	**2018**	**2019**	**2020**	**2021**	**2022**	**2023**
d*Commodities*	-0,03	-0,27	0,11	0,09	-0,09	-0,26	-0,21	0,42	0,26	-0,33
d*Câmbio*	0,21	0,16	0,39	-0,11	-0,35	-0,57	-0,13	0,45	0,32	-0,11
Gap	0,12	0,02	0,03	-0,16	-0,24	0,03	0,16	0,02	-0,05	0,07
IPCA	-0,23	0,95	1,48	0,27	-0,30	-0,44	-0,64	-0,35	0,45	-0,40
Desv12	0,77	1,00	-0,73	-1,00	0,64	0,27	-0,24	-0,30	0,00	1,29
Selic	-0,26	-0,55	-0,54	-0,24	0,07	-0,26	-0,19	0,33	0,59	0,65
Embi	0,00	0,01	0,11	0,10	-0,06	-0,03	0,13	0,14	-0,02	-0,20
Total Desv3	0,60	1,33	0,84	-1,05	-0,34	-1,27	-1,12	0,71	1,55	0,96

Fonte: Resultados da pesquisa (2025).