

**UNIVERSIDADE FEDERAL DE JUIZ DE FORA
FACULDADE DE ECONOMIA
GRADUAÇÃO EM ECONOMIA**

Marcos Paulo de Carvalho Sena

**Formação de Expectativas de Inflação no Brasil: um teste para a hipótese de
racionalidade**

Juiz de Fora
2023

Marcos Paulo de Carvalho Sena

Formação de Expectativas de Inflação no Brasil: um teste para a hipótese de racionalidade

Monografia apresentada ao Curso de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Juiz de Fora como requisito parcial à obtenção do título de Bacharel em Ciências Econômicas.

Orientador: Prof. Dr. Sidney Martins Caetano

Juiz de Fora

2023

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

de Carvalho Sena, Marcos Paulo.

Formação de Expectativas de Inflação no Brasil : um teste para a hipótese de racionalidade Juiz de Fora 2023 / Marcos Paulo de Carvalho Sena. -- 2023.

43 f.

Orientador: Sidney Martins Caetano

Trabalho de Conclusão de Curso (graduação) - Universidade Federal de Juiz de Fora, Faculdade de Economia, 2023.

1. Expectativas. 2. Inflação. 3. Racionalidade. 4. Viés. 5. Ancoragem. I. Caetano, Sidney Martins, orient. II. Título.



UNIVERSIDADE FEDERAL DE JUIZ DE FORA
REITORIA - FACECON - Depto. de Economia

FACULDADE DE ECONOMIA / UFJF

ATA DE APROVAÇÃO DE MONOGRAFIA II (MONO B)

Na data de 06 / 12 / 2023, a Banca Examinadora, composta pelos professores

1 – SIDNEY MARTINS CAETANO - orientador; e

2 – WILSON LUIZ ROTATORI CORREA,

reuniu-se para avaliar a monografia do acadêmico MARCOS PAULO DE CARVALHO SENA, intitulada: FORMAÇÃO DE EXPECTATIVAS DE INFLAÇÃO NO BRASIL: UM TESTE PARA A HIPÓTESE DE RACIONALIDADE.

Após primeira avaliação, resolveu a Banca sugerir alterações ao texto apresentado, conforme relatório sintetizado pelo orientador. A Banca, delegando ao orientador a observância das alterações propostas, resolveu APROVAR a referida monografia.

ASSINATURA ELETRÔNICA DOS PROFESSORES AVALIADORES



Documento assinado eletronicamente por **Sidney Martins Caetano, Professor(a)**, em 06/12/2023, às 19:34, 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 **Wilson Luiz Rotatori Correa, Professor(a)**, em 06/12/2023, às 20:31, 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 **1614120** e o código CRC **9E6038E5**.

AGRADECIMENTOS

Agradeço, primeiramente, a Cristo que me possibilitou chegar a este momento, após uma trabalhosa jornada. Sem Ele não seria possível realizar nada, sequer começar.

Em segundo lugar, destino meus fortes agradecimentos a minha família. Com certeza ela é um dos principais motivos do meu contínuo esforço para me tornar uma pessoa melhor. Estendo também estes agradecimentos a meus amigos e minha comunidade de irmãos, que sempre acreditaram em mim, até mais do que eu mesmo acredito. A força que vocês me deram foi, e é, um impulso fortíssimo para meu crescimento.

Por último, agradeço a cada professor que cede seu tempo para compartilhar o conhecimento de uma vida dedicada a essa importante ciência. Em especial, agradeço a meu orientador, que com paciência me direcionou à conclusão deste trabalho e se dispôs a muitas conversas e esclarecimentos.

Acredito que todos foram colocados em minha vida pelo Divino para que eu pudesse completar essa importante caminhada. Então, mesmo àqueles que não me recordo nos agradecimentos destas breves linhas, mas que participaram de alguma forma dessa conquista, meu muito obrigado!

RESUMO

Dada a importância, já reconhecida, das expectativas dos agentes para a economia, os governos buscam por formas de ancorá-las. Dentre as mais importantes expectativas, estão as expectativas de inflação, que influenciam em como os agentes agem, de acordo com o que esperam que acontecerá com a inflação no futuro. No Brasil, a ancoragem das expectativas de inflação é feita pelo regime de metas para inflação. Diante disso, esse trabalho objetivou testar o viés e a racionalidade para uma amostra das expectativas de inflação coletadas e divulgadas pelo Banco Central do Brasil (BCB), através do Sistema de Expectativas de Mercado. Os resultados dos testes, feitos com dois grupos de amostras, apontam para um viés na formação de expectativas para inflação, que se mostra significativo para o primeiro grupo, mas não significativo para parte da amostra do segundo grupo. Os testes também apontam para a rejeição da hipótese de racionalidade fraca para os dados que estariam mais defasados. Os dados mais atualizados, no entanto, se mostram compatíveis com a hipótese de racionalidade fraca.

Palavras-chave: Expectativas. Inflação. Racionalidade. Viés. Ancoragem.

ABSTRACT

Given the recognized importance of agents' expectations for the economy, governments seek ways to anchor them. Among the most crucial are inflation expectations, influencing how agents behave based on their anticipation of future inflation. In Brazil, the anchoring of inflation expectations is done through the inflation targeting regime. This study aimed to test the bias and rationality of a sample of inflation expectations collected and disclosed by the Central Bank of Brazil (BCB) through the Market Expectations System. Test results, conducted with two sample groups, indicate a bias in inflation expectations formation, significant for the first group but not significant for part of the second group. The tests also reject the weak hypothesis of rationality for data that is more out of date, while the group of more updated data is consistent with the weak rationality hypothesis.

Keywords: Expectations. Inflation. Rationality. Bias. Anchoring.

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	08
2	REFERÊNCIAL TEÓRICO	11
2.1	A RACIONALIDADE NAS EXPECTATIVAS.....	11
2.2	ANCORAGEM DAS EXPECTATIVAS E RACIONALIDADE	14
3	METODOLOGIA E OS DADOS	21
3.1	DESCRIÇÃO DOS DADOS.....	22
3.2	TESTES DE VIÉS E RACIONALIDADE FRACA.....	23
3.3	ESTATÍSTICA DESCRITIVA DOS DADOS.....	24
4	RESULTADOS EMPÍRICOS	29
4.1	TESTE DE RACIONALIDADE FRACA.....	29
4.1.1	Teste de racionalidade fraca para o Grupo 1	29
4.1.2	Teste de racionalidade fraca para o Grupo 2	30
4.2	TESTES DE VIÉS	30
5	CONCLUSÃO	33
	REFERÊNCIAS	35
	ANEXO A – TESTES E REGRESSÕES – OUTPUTS EIEWS 12	37

1 INTRODUÇÃO

As expectativas detêm tamanha relevância na economia, que importantes instituições em diversos países buscam captar as expectativas de diversos agentes nos mais diferentes mercados. No Brasil, temos, como exemplo, o Indicador de Expectativas de Inflação dos Consumidores, divulgado pela Fundação Getúlio Vargas (FGV), que por sua vez também divulga o Índice de Expectativas Empresariais (IE-E), o Boletim de Expectativas, divulgado pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) em sua carta de conjuntura e, o Sistema de Expectativas de Mercado, do Banco Central do Brasil (BCB). A divulgação dessas informações é importante não apenas conhecer melhor o que esperam os agentes, mas também como ferramenta, usada para diminuir a assimetria de informações entre os participantes da economia e dar maior estabilidade às expectativas, por meio da ancoragem e, conseqüentemente, à economia. As decisões do quê e do quanto gastar, comprar ou poupar, decisões de aumento, ou não, da produção, de contratação de mão de obra e outros investimentos estão ligados ao que os agentes esperam que acontecerá na economia nos períodos seguintes. Ou seja, as ações do presente levam em consideração as conseqüências destas e, também, o que se espera do contexto futuro. A teoria econômica há muito reconheceu essa importância e vem se debruçando sobre essa variável para compreender como se forma, qual sua influência e como quantificá-la de forma mais apropriada. Modelos de expectativas *naive*, adaptativas entre outros foram propostos, até que Muth (1961) propôs a hipótese de expectativas racionais (HER), introduzida aos estudos da macroeconomia, principalmente, por Lucas (1976).

Desde a chegada da HER vários trabalhos foram desenvolvidos, com diferentes métodos, de modo a testar a racionalidade dos agentes na formação de suas expectativas. Como afirmado, por Lopes (1994), a forma mais usual de se testar a HER é confrontar as expectativas com o valor esperado condicionado (VEC) por toda informação relevante e disponível. No cerne dos estudos, que levam em conta algum modelo de formação de expectativa, está a inflação. Conhecer as expectativas dos agentes para esse significativo indicador macroeconômico é de grande importância, inclusive para condução da política monetária de um país. Na maioria dos modelos macroeconômicos as expectativas de inflação são um importantíssimo fator do processo inflacionário (Mankiw, Reis e Wolfers, 2003). Isso se dá por causa dos

efeitos causados pela inflação, como o desestímulo ao investimento, a distorção dos preços relativos e o aumento da dívida pública.

Diante do exposto, fica evidente a relevância do controle da inflação, que no Brasil é feito sob o regime de metas, no qual são definidas metas, que devem ser buscadas pela autoridade monetária, para a inflação medida pelo índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), divulgado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Tais metas servem como âncora para as expectativas dos agentes sobre a inflação futura.

No regime de metas brasileiro o principal instrumento de política monetária utilizado pelo BCB como ferramenta para a busca da meta é a taxa de juros básica da economia, que no Brasil é a taxa SELIC (Sistema Especial de Liquidação e Custódia) definida pelo Comitê de Política Monetária (COPOM), o qual estabelece a taxa de juros praticada baseado no balanço de riscos, na atividade econômica e nas expectativas de inflação (BCB, 2023). Nesse contexto, é possível perceber a importância da coleta de expectativas para inflação pelo BCB, que utilizará estes dados para direcionamento de sua política monetária. Ele estimula que as instituições participantes acertem suas previsões, por meio de categorização *TOP 5*, composto pelas instituições que mais acertam as previsões das diversas variáveis. Para Kohlscheen (2012), a pesquisa feita pelo Banco Central para coleta das expectativas apresenta vantagens, quando comparado a outras pelo mundo, que coletam dados sobre as expectativas de inflação sem ao menos informar ao respondente qual o índice está sendo coletado.

Com o exposto até aqui, podemos nos voltar, novamente, para os significativos aspectos de formação das expectativas para inflação e da racionalidade dos agentes, que configuram ponto central deste trabalho. Analisamos a partir dos dados de expectativas de inflação tradicionalmente coletados pelo banco central, com a diferença de que em nossas análises, além das expectativas informadas nos 30 dias úteis antecedentes a divulgação, incluímos também a mediana das expectativas informadas nos 5 dias úteis antecedentes a divulgação, com intuito específico de verificar se a atualização de parte das informações por um parcela dos analistas melhora a qualidade das previsões.

De forma geral objetivo deste trabalho constitui-se em testar a validade da hipótese de racionalidade fraca para a mediana das previsões para inflação divulgadas pelo BCB, possibilitando melhor compreensão sobre como os agentes formam suas expectativas. Isso é importante, porque as expectativas divulgadas pelo

BCB são informadas por agentes que, espera-se, tenham maior conhecimento e melhor qualificação para formular suas previsões para a inflação brasileira. Desta forma, utilizaremos do teste de viés para saber se os agentes erram sistematicamente a inflação, o que é evidência contra a hipótese de racionalidade, e testar se o agente usa da melhor forma o conjunto informacional disponível para formar suas previsões.

Este trabalho está organizado 5 partes, sendo essa e mais quatro seções. A próxima seção trará nosso referencial teórico e explanará um pouco sobre a trajetória da hipótese e de expectativas racionais, bem como apresentará os resultados de alguns trabalhos desenvolvidos com o objetivo de testar a HER. A terceira seção traz a metodologia que será utilizada no desenvolvimento dos testes e a descrição dos dados que aqui são utilizados. A quarta seção traz os resultados dos testes, e apresenta suas implicações. Por fim, na última seção traremos as conclusões deste trabalho.

2 REFERÊNCIAL TEÓRICO

É de grande valia para nosso trabalho que compreendamos melhor sobre o desenvolvimento das hipóteses de expectativas racionais e seu impacto na macroeconomia.

Nesta seção discorre-se sobre a chegada e desenvolvimento da hipótese de expectativas racionais, bem como faz-se a apresentação de trabalhos envolvendo o teste da hipótese e, uma breve explanação sobre seus principais resultados.

2.1 A RACIONALIDADE NAS EXPECTATIVAS

As expectativas sempre desempenharam importante papel na análise e estudo da economia. Até a segunda metade do século XX, os principais modelos utilizados eram de expectativas *naive* e de expectativas adaptativas. Os modelos *naive* são considerados os mais simples, e são conhecidos como modelos estáticos, uma vez que consideram que os agentes tendem a tomar decisões com a premissa de que o estado futuro será semelhante ao presente ou ao passado mais recente (Santos, 2003). A hipótese de expectativas adaptativas era a forma mais utilizada de formulação das expectativas antes do último quarto do século passado. Nela a mudança no valor da variável analisada deve acompanhar proporcionalmente a diferença entre o último valor observado e o que foi previsto para este. Mas estas hipóteses não consideram o fato de as pessoas acatarem outras informações além da própria variável em questão.

Em seu artigo, "*Rational Expectations and Theory of Price Moviments*", Muth (1961) introduz o conceito de expectativas racionais, observando que os vários modelos para formulação das expectativas usados, até então, mantinham pouca semelhança com o funcionamento real da economia e que haveria, muitas vezes, a necessidade de fazer previsões sensatas sobre a maneira como as expectativas mudariam quando a estrutura do sistema ou a quantidade de informações disponíveis fosse alterada. Nesse contexto, se o sistema econômico muda, a forma como são formadas as expectativas deveria mudar, o que não acontece nos modelos de expectativas até então tradicionalmente usados (Maddala, 1992, p.432). Para Moraes (1992) o objetivo de Muth era conciliar o mecanismo de formação das expectativas com a hipótese de racionalidade, amplamente utilizada na modelagem do

comportamento dos agentes econômicos em mercados específicos. Muth (1961) via como incompatíveis a hipótese de racionalidade e os erros sistemáticos resultantes da utilização de modelos de expectativas *naive* e adaptativas. A hipótese das expectativas racionais de Muth (1961) carrega três afirmações:

- I) A informação é escassa e o sistema econômico geralmente não a desperdiça;
- II) A maneira como as estruturas são formadas depende especificamente da estrutura do sistema relevante que descreve a economia;
- III) Um anúncio público, não terá efeito substancial sobre a operação do sistema econômico, a menos que sejam baseadas em informações privilegiadas.

Havia, à época da publicação do artigo de Muth (1961), alguma preocupação de que a utilização de racionalidade na economia pudesse levar a teorias inadequadas e ineficientes. Todavia, ele se baseava no oposto: “Our Hypothesis is based on exactly the opposite point of view: that dynamic economic models do not assume enough rationality.” (Muth, 1961, p. 316).

O economista sugere que as expectativas, chamadas racionais, são iguais as previsões da teoria econômica relevante, uma vez que são previsões, baseadas em informações, referentes a eventos futuros. Isso é importante porque caso a previsão provida da teoria fosse consideravelmente melhor do que as expectativas das firmas haveria oportunidade, por exemplo, para que especialistas em previsões lucrassem com venda de serviços de previsão e especulação com estoques das firmas. A hipótese, no entanto, não diz que as expectativas dos empreendedores são formadas com um sistema de equações semelhantes aos da previsão da teoria e, também, não afirma que a previsão dos empreendedores sejam todas iguais ou mesmo que elas sejam perfeitas. O que a hipótese sustenta é que os erros de previsão não são sistemáticos e podem ser tratados como oscilações aleatórias que não possuem nenhum componente sistemático. Para Muth (1961), alguns dos motivos para que se utilize a HER é que ela é um princípio aplicável a todos os problemas dinâmicos e que vieses sistemáticos, informações que estejam incorretas ou incompletas, e outros problemas podem ser examinados por meio de método analíticos baseados em racionalidade.

Essa abordagem, apresentada pelo autor, ficou conhecida como versão forte da hipótese de expectativas racionais. Nessa versão os erros de previsão devem ser

não-correlacionados com todo conjunto de variáveis conhecidas pelo previsor no momento da previsão. Caso contrário, o previsor não terá utilizado toda informação disponível para formar suas expectativas. Outra característica da versão forte é que a média esperada dos erros de previsão deve ser igual a zero, implicando em imparcialidade do previsor. Caso isso não aconteça, significa que existe um componente sistemático nos erros de previsão, que os agentes previsores deveriam ser capazes de corrigir. (Maddala, 1992, p. 432).

Desde sua apresentação, em 1961, vários trabalhos têm utilizado diferentes versões da HER. Por isso, é interessante, inicialmente, diferenciar a versão forte da versão fraca da hipótese de expectativas racionais. A versão fraca, carrega de forma subjacente a ideia de que os agentes econômicos, ao formar suas expectativas sobre o valor de uma variável no futuro, usarão, da forma mais eficiente, toda a informação publicamente disponível, sobre os fatores que eles acreditarem que sejam determinantes desta mesma variável ao fazerem suas previsões. Isso implica que os agentes formam suas expectativas racionalmente, em consonância com comportamento maximizador de cada agente econômico (Snowdon e Vane, 2005, p. 220). Aqui, é importante salientar que não há, na versão fraca, pressuposição de que os agentes utilizarão toda informação, sobre todos os fatores que influenciam a variável, mas sim que farão o uso mais eficiente das informações disponíveis para eles no momento em que formam suas expectativas.

Mesmo com tais pressupostos a chegada da hipótese de expectativas racionais não trouxe, de imediato, grandes implicações para os estudos econômicos, visto a especificidade da aplicação, no mercado de produtos agrícolas, feita por Muth (1961). Lopes (1994) em seu artigo, no qual busca apresentar o desenvolvimento histórico das diversas abordagens feitas à teoria das expectativas racionais, diz:

Outro aspecto importante sob o ponto de vista histórico prende-se com a situação de obscuridade em que a HER permaneceu durante cerca de uma década, até que os artigos de Lucas, Sargent, Sargent e Wallace e Barro a trouxeram para a ribalta do debate macroeconômico. (Lopes, 1994, p.3)

De fato, a difusão do novo conceito de expectativas começou a ganhar espaço apenas na década a seguinte. Como salientado por Fisher (1996 apud Snowdon e Vane, 2005, p. 220) que apesar de Lucas (1972) ter feito uso explícito das expectativas racionais em 1965, ao fazer análise de investimentos, foi somente quando começou a

trabalhar com questões que envolviam oferta agregada dentro de um quadro de equilíbrio geral Walrasiano que o significado da hipótese de expectativas racionais para a macroeconomia pode ser compreendido.

O difícil modelo apresentado por Lucas (1972), com a utilização das expectativas racionais, evidencia a diferença entre choques antecipados e não-antecipados no estoque de moeda, e deu ensejo para as discussões sobre os efeitos de políticas monetárias na economia real. No modelo de Lucas (1972), diferentemente do modelo tradicional, em que os agentes tinha informação perfeita, aceita-se a hipótese de que os agentes possuem informações imperfeitas e poderiam confundir mudanças monetárias com oscilações nos preços relativos, podendo assim ocasionar variações do produto e inflação (Ferreira, 2014, p.73). Na crítica de Lucas (1976), outro importante trabalho na inserção da HER, o economista aponta as falhas dos modelos até então utilizados para avaliação de políticas econômicas, visto que estes não poderiam levar em consideração as mudanças dos parâmetros diante de alterações no contexto de políticas econômicas. Desde então, a hipótese de expectativas racionais foi inserida no contexto de estudos e do desenvolvimento de política no cenário macroeconômico.

2.2 ANCORAGEM DAS EXPECTATIVAS E RACIONALIDADE

Dada a importância exercida pelas expectativas na economia viu-se, no decorrer dos anos, a necessidade de se ancorar as expectativas dos agentes levando em consideração que, estas influenciam, não apenas o comportamento futuro, mas também o comportamento presente dos agentes, que decidirão sobre quanto poupar, gastar, investir e produzir baseados no que esperam que acontecerá com a economia. Logo, a manutenção da estabilidade dos preços em uma economia ganha inegável importância e, sendo assim, é necessário que uma autoridade monetária crível seja capaz de direcionar as expectativas dos agentes econômicos. Para tanto, uma estratégia é adoção de um âncora nominal que promova a estabilidade de preços por meio da ancoragem das expectativas, restringindo a política monetária discricionária Gaio (2015). Alguns exemplos dos modelos de ancoragem são: as âncora dos agregados monetários, âncora da taxa de câmbio e âncora das metas de inflação.

No Brasil adotou-se o regime de metas de inflação em junho de 1999 e, nele a autoridade monetária deve anunciar a meta estabelecida para inflação e deve buscar

que essa meta seja cumprida, com papel essencial das expectativas. Neste contexto, a meta funciona para direcionar a expectativa dos agentes. Como apresentado por Palma e Portugal (2009), nesse regime é imprescindível o estabelecimento de limites para um determinado índice em um determinado período. A condução da política econômica pela autoridade monetária deve buscar atingimento destas metas, para que as expectativas dos agentes sejam direcionadas para a meta. desta forma, a variável expectacional tem importantíssimo papel para que o regime funcione convenientemente.

Ainda, segundo Palma e Portugal (2009), por parte da autoridade monetária, o regime pode ser representado pela função de perda:

$$L_t = L_{t-1} \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i [(\pi_{t+i} - \pi^{meta})^2 + \lambda x_{t+1}^2] \quad (1)$$

Nessa equação, na qual tanto inflação quanto produto têm significativa importância, π^{meta} = representa a meta de inflação e λ = peso dado ao hiato do produto, a autoridade monetária deve estabelecer taxa de juros i_t que minimiza a função (1), sendo que i_t está sujeita as restrições, das equações (2) e (3):

$$E_{t-1}x_t = E_{t-1}x_{t+1} - \frac{1}{\sigma}(i_t - E_{t-1}\pi_{t+1}) \quad (2)$$

$$E_{t-1}\pi_t = \beta E_{t-1}\pi_{t+1} + \kappa E_{t-1}x_t + \rho e_{t-1} \quad (3)$$

$$E_{t-1}x_t = -\left(\frac{\kappa}{\lambda}\right) E_{t-1}(\pi_t - \pi^{meta}) \quad (4)$$

Determinando a condição de primeira ordem em (4) é possível visualizar que a previsão da inflação é material fundamental para o regime de metas de inflação, uma vez que ela direcionará a política monetária. Isso caracteriza a política monetária desse regime como atenta à inflação esperada, atuando de forma a dirimir pressões inflacionárias que possam atrapalhar o alcance da meta. Desta forma, a ancoragem das expectativas¹ tem papel fundamental para tornar menos oneroso o combate a pressões inflacionárias, por parte do banco central. Faz-se, portanto, necessário compreender, da maneira mais assertiva possível, como são formadas as expectativas dos agentes.

¹ Manutenção das expectativas em torno da meta de inflação BCB (2021).

Vários trabalhos foram desenvolvidos no intuito de compreender melhor como são formadas as expectativas dessa importante variável no Brasil. Guillén (2008) diz que o estudo sobre expectativas no Brasil, foi em momentos passados, muito prejudicado, uma vez que, não existia uma série confiável e longa. Isso muda em 2000, quando o Banco central do Brasil (BCB) começa a divulgar as previsões, de agentes de mercado, das principais variáveis macroeconômicas. Com isso o BCB começou a dar mais transparência à sua política monetária. Guillén (2008) propõe-se a encontrar a forma de modelagem mais adequada às expectativas de inflação para o caso brasileiro, expectativas adaptativas, expectativas racionais ou modelo de rigidez informacional. Não trataremos de forma exaustiva sobre todos os testes deste trabalho, mas apresentaremos alguns pontos importantes sobre seus testes de expectativas racionais e suas conclusões.

O trabalho de Guillén (2008) utiliza as medianas das expectativas coletadas pelo BCB, entre os anos de 2000 e 2007, obtidas um dia após a divulgação do IPCA oficial realizado no mês, para que a coleta possa ser feita em cada mês, tendo como referência o mês anterior, e para garantir que os agentes tenham a inflação do mês anterior quando realizam suas projeções. Ou seja, ao captar a expectativa do agente para $t + 1$ ele teria certeza de que estaria disponível, para o agente, o dado oficial da inflação do período t . Desta forma, ele obtém as expectativas de $t + 1$ a $t + 12$ e testa o viés das previsões a partir de:

$$E_{t-i}(\pi_t) - \pi_t = a \quad (5)$$

Após o teste, em (5), conclui-se que existe viés sistemático, negativo e significativo. Ou seja, as expectativas subestimam a inflação. Uma possível explicação para a presença de um viés sistemático, é que os agentes poderiam ter sido surpreendidos negativamente repetidas vezes, como por exemplo, na crise eleitoral de 2002, fazendo com que a inflação fosse maior do que a anteriormente prevista. Posteriormente é testado se toda informação contida nas expectativas é utilizada, através da equação:

$$\pi_t - E_{t-i}(\pi_t) = a + b[E_{t-i}(\pi_t)] \quad (6)$$

A partir da equação acima (6) e extraindo-se a previsão para dois, três e quatro meses à frente, todos os outros valores para os outros períodos trazem valores

significantes para os coeficientes, o que significa que as expectativas ajudam a prever os erros de expectativas, violando a hipótese de expectativas racionais.

Outro importante teste realizado, pelo autor, é o de correlação dos erros de expectativas. Nele avalia-se a possibilidade de o erro de uma expectativa anterior prever o erro do presente. Caso isso aconteça, significa que nem toda informação disponível seria utilizada, o que, por sua vez viola a hipótese de racionalidade das expectativas. Para tanto, a equação utilizada foi:

$$\pi_t - E_{t-i}(\pi_t) = a + b[\pi_{t-i} - E_{t-2i}(\pi_{t-i})] \quad (7)$$

Neste teste tem-se que a se mostrou significativo positivo em todo horizonte de tempo, enquanto b mostrou-se significativo apenas em previsões até três meses à frente. O autor nota que a correlação existente para horizontes curtos, desaparece em horizontes mais longos. Nota-se ainda, que à medida que o horizonte de tempo aumenta, perde-se graus de liberdade, favorecendo a não significância dos coeficientes estimados. Por isso, a conclusão de Guillén (2008) é que o coeficiente é significativo, logo as expectativas não utilizam de toda informação disponível, gerando erros de previsão persistentes. Por fim, vale salientar que o trabalho de Guillén trata de vários outros aspectos sobre a formação das expectativas, inclusive expandido os testes com outras informações, com o hiato do produto industrial, por exemplo.

Também rejeitou a hipótese de expectativas racionais, com resultados comparativamente parecidos com Guillén (2008), Kohlscheen (2012), que utilizou uma amostra de 100 observações coletadas entre janeiro de 2002 e abril de 2010, para testar o viés e a racionalidade das expectativas divulgadas no relatório Focus, do BCB.

Para verificar a ausência de viés sistemático e significativo nas previsões, foi estimada a seguinte equação:

$$\pi_t - E[\pi_t|I_{t-1}] = a_0 + n_t. \quad (8)$$

E para verificar a forma fraca de racionalidade, testou-se a hipótese nula de que $\beta_0 = 0$ e $\beta_1 = 1$, em:

$$\pi_t = \beta_0 + \beta_1[\pi_t|I_{t-1}] + \varepsilon_t. \quad (9)$$

Nessas equações temos que, π_t representa a inflação mensal e I_{t-1} representa todo conjunto informacional disponível no momento em que a previsão é feita, ou seja, em

$t - 1$. O teste de racionalidade fraca, em que $\beta_0 = 0$ e $\beta_1 = 1$, revelaria, no longo prazo, uma média das expectativas igual a média da inflação efetivamente realizada, diferenciadas da inflação apenas por erros aleatórios. Neste caso os erros aleatórios, representariam somente surpresas monetárias no curto prazo, mostrando que os agentes aprendem com erros passados e consideram toda informação disponível na formação de sua previsão, não cometendo erros sistemáticos.

O teste revelou que a expectativa, aqui sendo a da previsão mediana mensal para o IPCA, normalmente subestima a inflação. Mas isso não se mostra estatisticamente significativo, quando são utilizados desvios-padrão robustos à heteroscedasticidade e autocorrelação. Ademais, o teste Wald não permitiu que fosse rejeitada hipótese de racionalidade fraca. Contudo, Kohlscheen (2012), sugere cautela para a não rejeição da racionalidade fraca. Isso porque os erros de previsão exibiram, no teste, forte persistência e autocorrelação, o que seria inconsistente com a hipótese de expectativas racionais com informação completa. Ele salienta ainda que as expectativas não são eficientes, já que os erros de estimativas anteriores parecem ser ignorados, rejeitando assim, a versão forte de racionalidade. Deste modo, as correlações positivas encontradas por ele mostram que, aumentos na taxa de inflação estão ligados a subestimações da inflação no período seguinte de forma sistêmica, ou seja, as expectativas preveem uma inflação menor do que a inflação efetiva, e o mesmo acontece para os casos de diminuições na taxa de inflação, em que expectativas geralmente sobre-estimariam a inflação para o período seguinte. Isso poderia ser explicado pela hipótese de rigidez da informação, a *Stick Information* (Mankiw e Reis, 2002), na qual apenas uma parte dos agentes atualiza suas projeções em um dado momento, o que faria com que, quando considerado todo conjunto de expectativas coletado, não se conformariam a hipótese de racionalidade. Para testar essa hipótese o agrupamento de dados é restringido a uma amostra menor, apresentando melhor performance nas previsões.

Ao fazer o teste para um conjunto menor de projeções, àquelas feitas pelas instituições *Top 5*, esperava-se verificar a hipótese de racionalidade para uma amostra com as previsões mais acuradas e atualizada com mais frequência. Para este teste, os resultados mostram que os parâmetros estimados teriam valores mais aproximados aos condizentes com a hipótese de racionalidade. Mas, ainda assim, foi notada uma forte correlação dos erros de previsão, o que vai contra a hipótese de expectativas racionais. Por fim, ao analisar a histerese das expectativas, o autor

percebeu que as variações da projeção apresentam tamanho notadamente menor que as variações das taxas de inflação observadas e em 72% das observações a variação absoluta da inflação supera a variação absoluta das expectativas, apontando para certa demora na atualização das expectativas por parte dos agentes. Por fim, Kohlsheer (2012), conclui que:

- I) o padrão de autocorrelação nos erros de previsão,
- II) a correlação entre aumentos na taxa de inflação e subestimações subsequentes da inflação, e
- III) a histerese nas projeções,

devem, essencialmente, ser explicados por qualquer modelo que objetive esclarecer as projeções para inflação.

Santos (2003), também usa as previsões Top 5 divulgadas pelo BCB para testar a hipótese se expectativas racionais, mas diferentemente dos trabalhos até aqui apresentados, que utilizaram o IPCA como medida de inflação, ele utiliza dados de abril de 2001 a abril de 2003, do índice Geral de Preços do Mercado, o IGP-M. Desta forma, por meio de quatro equações testa tendência, eficiência, consistência e ortogonalidade dos erros para as expectativas do IGP-M no período supracitado. As equações são respectivamente:

$$\pi_t = \alpha + \beta E_{t-1}\pi_t + \varepsilon, \quad (10)$$

$$\pi_t - E_{t-1}\pi_t = \alpha + \beta[E_{t-1}\pi_t] + \varepsilon, \quad (11)$$

$$\pi_t - E_{t-1}\pi_t = \alpha + \beta[\pi_{t-2} - E_{t-2}\pi_{t-1}] + \varepsilon, \quad (12)$$

$$\pi_t - E_{t-1}\pi_t = \alpha + \beta[\pi_{t-2} - E_{t-2}\pi_{t-1}] + \gamma\theta_{t-1} + \delta i_{t-1} + \phi M_{t-1} + \varpi G_{t-1} + \varepsilon, \quad (13)$$

Onde, π = inflação medida pelo IGP-M, E = expectativa de inflação para o IGP-M, θ = taxa de câmbio nominal no final do período antecedente, M = papel moeda em poder do público + depósitos à vista (M1), i = taxa de juros Selic e G = necessidade de financiamento do setor público.

No teste de viés (10) a hipótese racionalidade não foi rejeitada, com um intervalo de confiança de 99%. Toda via, a racionalidade é rejeitada no teste de eficiência (11). A autocorrelação dos erros analisada a partir do teste de consistência (12) indica que os erros de previsão passados estariam sendo utilizados para formar as previsões no presente, ou seja, os agentes aprendem com erros passados,

confirmando a hipótese de racionalidade. Para saber se as informações públicas disponíveis foram aplicadas na formação das expectativas, aplicou-se o teste ortogonalidade dos erros (13), que indicou forte significância, com os parâmetros, em conjunto, diferentes de zero, tendo especialmente erros correlacionados com a taxa de câmbio e taxa de juros.

3 METODOLOGIA E OS DADOS

Neste trabalho a proposta é realizar testes de viés e da hipótese de racionalidade fraca das previsões para inflação, e, para tanto, utilizaremos o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), que é considerado pelo governo federal a inflação oficial e mede o preço de uma cesta de consumo representativa para famílias com renda de 1 a 40 salários-mínimos. Ele serve para medir a variação de preços dos itens de uma cesta de produtos e serviços definida pela Pesquisa de Orçamento Familiar (POF). Além disso, é utilizado como referência para a taxa de juros e para as metas de inflação. O valor oficial desse índice é divulgado, mensalmente, pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, o IBGE, desde 1980. Para sua aferição o IBGE recolhe dados, entre o dia 1 e 30 do mês de referência, de cerca de 430 mil preços em 30 mil locais, distribuídos em 13 áreas geográficas do país, sendo as regiões metropolitanas de Belém, Fortaleza, Recife, Salvador, Belo Horizonte, Vitória, Rio de Janeiro, São Paulo, Curitiba, Porto Alegre e, também, os municípios de Goiânia, Campo Grande e o Distrito Federal (BCB, 2022). Para a formação do índice, a totalidade dos preços coletados no mês pesquisado é comparado aos preços do mês anterior, para os mesmos bens. Dessa comparação obtêm-se um único valor que apresenta variação geral dos preços comparados (IBGE, 2022).

Nosso conjunto de dados também será composto por uma amostra das previsões que fazem parte do conjunto de dados utilizados na confecção do boletim *Focus*, divulgado pelo Banco Central do Brasil (BCB), semanalmente. Cerca de 160 instituições participam da coleta destes dados sobre suas projeções para o mercado brasileiro, que é feita de forma online e apenas para intuições previamente cadastradas pelo próprio Banco Central do Brasil, sendo que as únicas exigências para solicitar a participação são, a regularidade nas projeções que serão fornecidas e a existência de equipe especializada em projeções macroeconômicas. Os dados de previsões coletados nos últimos 30 e 5 dias são consolidados diariamente e geram diversas medidas estatísticas, como coeficientes de variação, médias, medianas, desvios-padrão, entre outras. São coletadas expectativas para diversos tipos de variáveis, como índices de preços, Taxa de Câmbio, Meta para a taxa Selic, Balanço de Pagamentos, Fiscal, Setor Externo e atividade econômica, sendo ao todo 24 variáveis.

São utilizadas, no presente trabalho, as medianas das projeções, para inflação, já anualizadas, que representam as expectativas para inflação para o intervalo 12 meses à frente. Por exemplo, se estivermos considerando o período de janeiro de 2020 a dezembro deste mesmo ano, as expectativas para este período serão coletadas até que seja divulgado, pelo IBGE, o IPCA efetivo de janeiro de 2020. Ou seja, quando a divulgação do índice, para janeiro acontecer, o mês de janeiro deixa de ser coletado e o novo intervalo de 12 meses será de fevereiro de 2020 a janeiro de 2021.

3.1 DESCRIÇÃO DOS DADOS

Para as análises propostas foram utilizadas duas amostras. A primeira mostra contém 251 observações referentes ao índice de variação do IPCA, anualizado, para cada período, com intervalo tendo início em dezembro de 2001, e terminando em setembro de 2023, e as respectivas medianas das expectativas para estes mesmos períodos, atualizadas nos 30 dias antecedentes a divulgação do BCB. São elas:

- I) EIPCA1_30: corresponde a primeira mediana das expectativas para inflação, acumulada para os próximos 12 meses, divulgada pelo BCB, para cada período, com previsões atualizadas, pelas instituições, nos 30 dias que antecedem a divulgação das expectativas;
- II) EIPCA2_30: corresponde a última mediana das expectativas para inflação, acumulada para os próximos 12 meses, divulgada pelo BCB, para cada período, com previsões atualizadas, pelas instituições, nos 30 dias que antecedem a divulgação das expectativas;
- III) IPCA (1): corresponde a inflação efetiva, divulgada pelo IBGE, para cada período de 12 meses, para o recorte temporal da primeira amostra.

A segunda amostra é composta por 106 dados, sendo o índice de variação do IPCA, anualizado, para cada período, com intervalo tendo início em setembro de 2014, e terminando em setembro de 2023, e as respectivas medianas das expectativas inflacionárias para estes mesmos períodos, atualizadas nos 5 dias antecedentes a divulgação do BCB. Nosso recorte temporal difere da amostra do grupo 1, porque esses dados começaram a ser divulgados pelo BCB apenas em 2014. O emprego deste segundo conjunto de dados foi feito com o objetivo de utilizarmos os dados mais

recentes capitados e disponibilizados pelo banco central. Foram construídas, além das já citadas, as seguintes séries:

- IV) EIPCA1_5: corresponde a primeira mediana das expectativas para inflação, acumulada para os próximos 12 meses, divulgada pelo BCB, para cada período, com previsões atualizadas, pelas instituições, nos 5 dias que antecedem a divulgação das expectativas;
- V) EIPCA2_5: corresponde a última mediana das expectativas para inflação, acumulada para os próximos 12 meses, divulgada pelo BCB, para cada período, com previsões atualizadas, pelas instituições, nos 5 dias que antecedem a divulgação das expectativas;
- VI) IPCA (2): corresponde a inflação efetiva, divulgada pelo IBGE, para cada período de 12 meses, para o recorte temporal da segunda amostra.

Para facilitar o entendimento dos trabalhos aqui desenvolvidos, chamaremos a primeira amostra de “Grupo 1” e segunda amostra de “Grupo 2”.

3.2 TESTES DE VIÉS E RACIONALIDADE FRACA

Tendo preparado nossos conjuntos de dados prosseguiremos com os testes propostos, de viés e racionalidade fraca. Optamos, aqui pelo teste de racionalidade fraca, com intuito de verificar se o conjunto de informação do agente faz diferença na qualidade das expectativas. No teste de viés, seguimos Kohlscheen (2012) e verificamos a existência, ou não, de um viés sistemático para as expectativas. Para tanto, definimos que o erro deverá ser igual a diferença entre a inflação real e a expectativa da inflação de cada período. Isso pode ser verificado através da equação:

$$\pi_t - E[\pi_t | I_{t-1}] = \alpha + u_t, \quad (14)$$

onde π_t representa a inflação efetiva no período t , $E[\pi_t | I_{t-1}]$ representa a expectativa de inflação para o período t considerando todo conjunto informacional em $t - 1$, u_t corresponde ao erro aleatório, que deve ter média zero e variância constante, e α representa o erro sistemático. A equação estimada será:

$$\pi_t - E[\pi_t | I_{t-1}] = c + u_t, \quad (15)$$

com parâmetros estimados pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO).

Para que possamos testar a hipótese racionalidade fraca das expectativas a equação estimada corresponderá a:

$$\pi_t = \beta_0 + \beta_1 E[\pi_t | I_{t-1}] + \varepsilon_t, \quad (16)$$

seguindo a mesma notação de (15), temos:

$$\pi_t = c(1) + c(2) * E[\pi_t | I_{t-1}] + \varepsilon_t, \quad (17)$$

em que, ε_t representa o erro aleatório, o qual se espera que tenha média zero e variância constante e os parâmetros serão estimados pelo método MQO. Importa-nos testar hipótese de que os parâmetros $c(1)$ e $c(2)$, sejam iguais a 0 e 1, respectivamente, para que seja aceita a hipótese de expectativas racionais, em sua forma fraca. Para tal utilizamos o teste Wald com hipótese nula de que $c(1) = 0$ e $c(2) = 1$. Ou seja, testamos a hipótese de que os agentes estão utilizando o conjunto informacional disponível da melhor forma possível ao formar suas previsões para inflação.

3.3 ESTADÍSTICAS DESCRITIVAS DOS DADOS

Tabela 1 - Estatística descritiva dos dados: Grupo 1

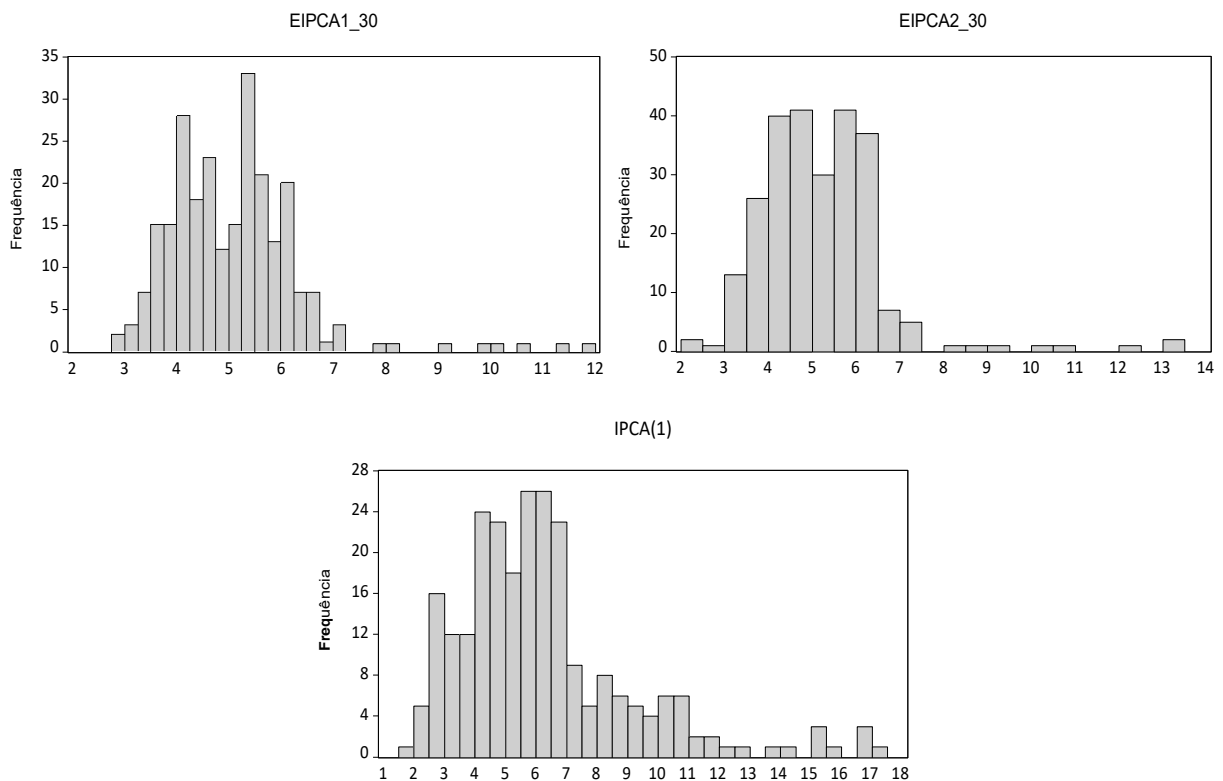
	IPCA (1)	EIPCA1_30	EIPCA2_30
Média	6,269574	5,098407	5,185918
Mediana	5,837513	5,061600	5,029800
Máximo	17,2353	11,79	13,38
Mínimo	1,877488	2,83	2,36
Desvio padrão	2,928333	1,293824	1,447951
Assimetria	1,474225	1,806621	2,215097
Curtose	5,563821	9,373573	12,25853
Jarque-Bera (JB)	159,6626	561,3819	1101,755
P-valor do teste JB	0,00000	0,00000	0,00000
SUM	1573,663	1279,7	1301,666
SUM SQ. DEV.	2143,783	418,4953	524,1404
Observações	251	251	251

Fonte: IBGE e BCB. Software: EViews 12

Na tabela 1 é possível notar que, para o Grupo 1, há uma ligeira aproximação entre a média do índice e a média das expectativas à medida que se aproxima a divulgação do índice efetivo para o primeiro mês que integra o período, o que pode sinalizar um melhor aproveitamento do conjunto de informações relevantes, ou mesmo o aumento deste conjunto, na formação das expectativas. Como a medida de assimetria das séries apresenta valor diferente de zero, há um indício de que as séries sejam assimétricas à direita, com distribuição leptocúrtica (ou seja, de cauda longa), uma vez que a curtose apresentada é maior que 3, o que pode ser percebido ao se analisar os histograma dos dados (gráfico 1). Pode ser verificado no Boxplot dos dados (gráfico 2) a presença de *outliers* para esse conjunto de amostra.

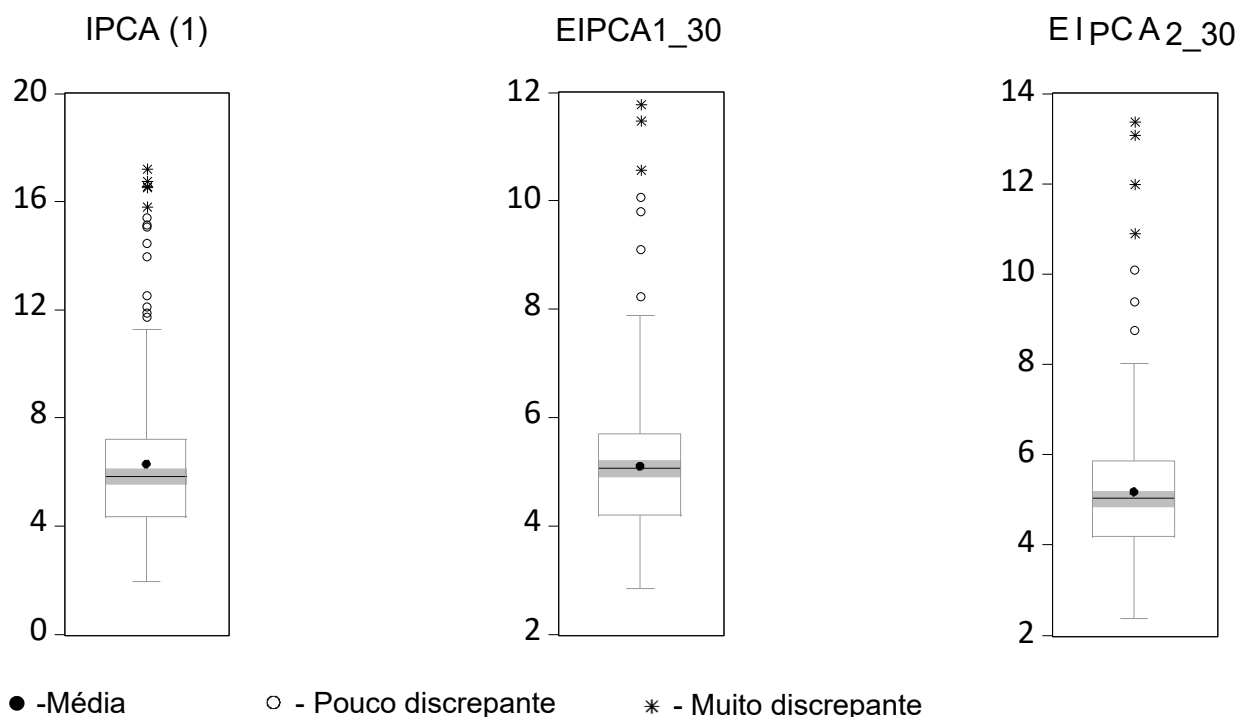
No teste Jarque-Bera (JB) a hipótese nula é que as séries possuem distribuição normal. Portanto, dados os p-valores obtidos para o teste JB, tal hipótese é rejeitada a 5% de significância. Sendo assim, as séries não mostram distribuição normal, o que concorda com os resultados das medidas de assimetria e curtose apresentadas anteriormente.

Gráfico 1 – Histograma dos dados: Grupo 1



Fonte: Elaborado pelo autor (2023)

Gráfico 2 – Bloxplot dos dados: Grupo 1



Fonte: Elaborado pelo autor (2023)

Tabela 2 - Estatística descritiva dos dados: Grupo 2

	IPCA (2)	EIPCA1_5	EIPCA2_5
Média	6,049562	4,943173	4,837979
Mediana	4,849684	4,630050	4,585000
Máximo	12,1315	7,6	7,13
Mínimo	1,877488	2,29	2,73
Desvio padrão	2,929268	1,290145	1,161107
Assimetria	0,434505	0,23439	0,273895
Curtose	1,797394	2,008904	1,864487
Jarque-Bera (JB)	9,72303	5,308946	7,020127
P-valor do teste JB	0,007739	0,070336	0,029895
Observações	106	106	106

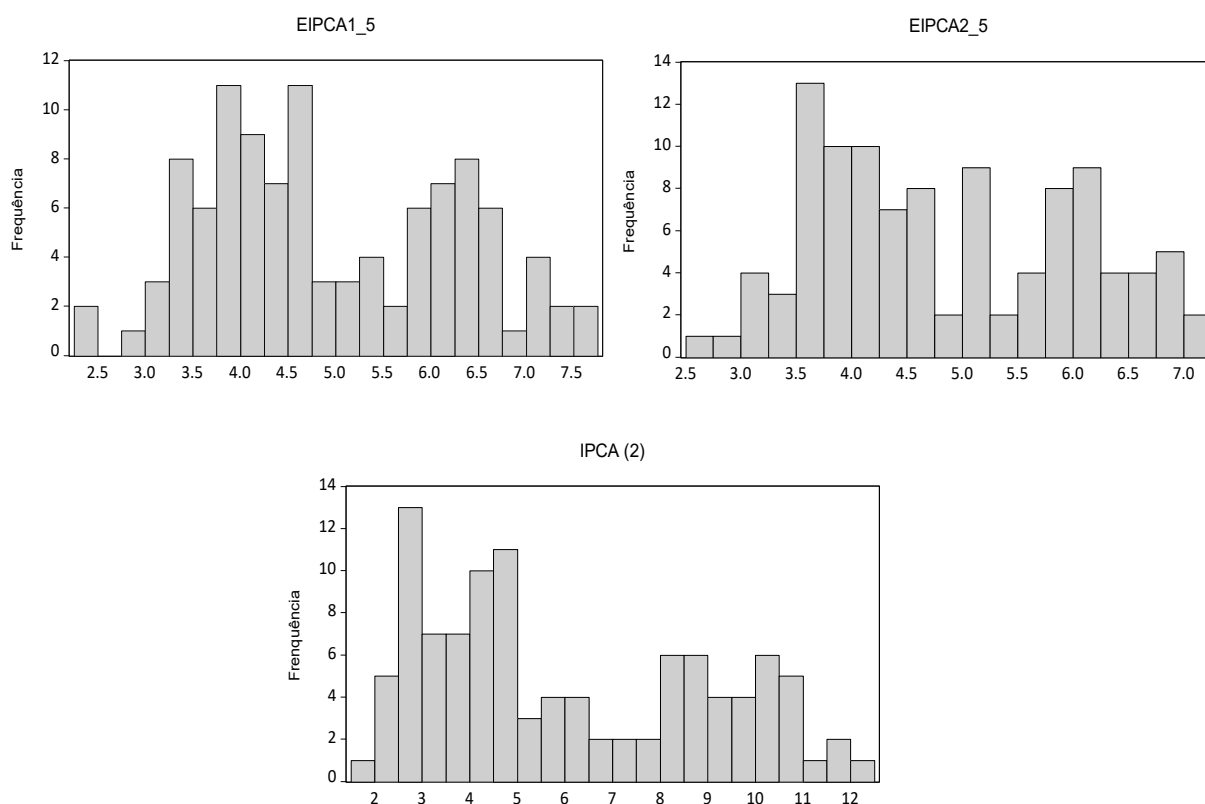
Fonte: IBGE e BCB. Software: EViews 12

Na tabela 2 são apresentadas as estatísticas descritivas do Grupo 2, nela é possível notar que, diferentemente do outro grupo de dados, há um ligeiro distanciamento entre a média do índice e a média das expectativas à medida que se aproxima a divulgação do índice efetivo para o primeiro mês que integra o período, o que pode apontar para uma piora no aproveitamento do conjunto de informações

relevantes para formação das expectativas. Como a medida de assimetria das séries apresenta valor diferente de zero, mas bem próximo deste, há um indício de que as séries possam ser simétricas, ou possuam uma pequena assimetria para a direita, com distribuição platicúrtica (ou seja, de cauda curta), uma vez que a curtose apresentada é menor que 3, como pode ser visto nos histogramas dos dados (gráfico 3). Verificamos a inexistência de Outliers, como também é representado no Bloxplot dos dados do Grupo 2 (gráfico 4).

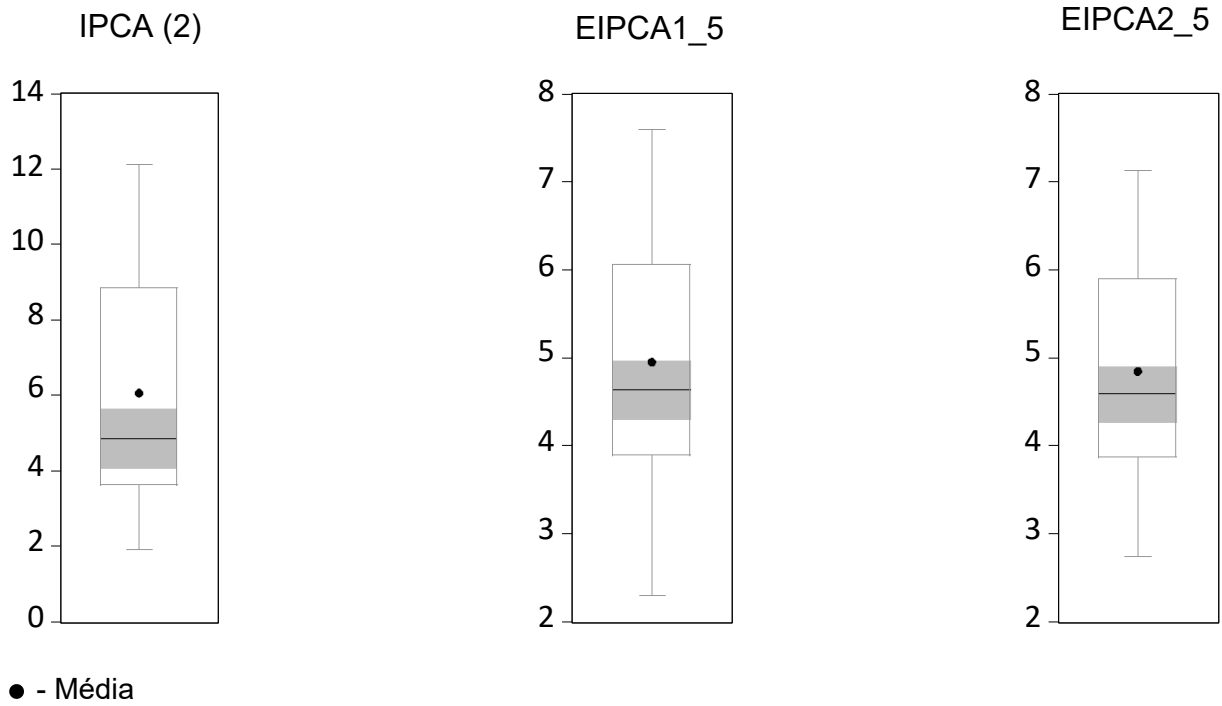
Neste caso, o teste Jarque-Bera (JB), que também possui hipótese nula de que as séries têm distribuição normal, com os p-valores obtidos para a série do IPCA rejeita a hipótese nula a um nível de significância de 5%, ou mesmo a 1%. Sendo assim, a série não mostra distribuição normal. Já para a EIPCA1_5 a hipótese nula é aceita a 5% de significância, o que significa que a série apresenta distribuição normal. Para EIPCA2_5, rejeitamos a normalidade da distribuição a 5% de significância.

Gráfico 3 – Histograma dos dados: Grupo 2



Fonte: Elaborado pelo autor (2023)

Gráfico 4 – Boxplot dos dados: Grupo 2



Fonte: Elaborado pelo autor (2023)

4 RESULTADOS EMPÍRICOS

Nesta seção utilizamos as amostras completas, ou seja, 251 observações para o Grupo 1 e 106 observação para o Grupo 2, para realizarmos os testes de viés e da hipótese de racionalidade fraca.

4.1 TESTE DE RACIONALIDADE FRACA

Seguindo nossa metodologia estimamos a equação (17) para testarmos a hipótese nula $H_0: c(1) = 0$ e $c(2) = 1$. Abaixo colocamos os resultados obtidos.

4.1.1 Teste de racionalidade fraca para o Grupo 1

Tabela 3 – Teste Wald: primeira expectativa para o período

Teste Wald:

Estatísticas	Valor	df	Probabilidade
Estatística F	5,374878	(2, 249)	0,0052
Qui- quadrado	10,74976	2	0,0046

Fonte: Elaborado pelo autor (2023).

Tabela 4 – Teste Wald: última expectativa para o período

Teste Wald:

Estatísticas	Valor	df	Probabilidade
Estatística F	4,832740	(2, 249)	0,0087
Qui- quadrado	9,665479	2	0,0080

Fonte: Elaborado pelo autor (2023).

Para a primeira amostra, que corresponde as primeiras previsões feitas para cada período (EIPCA1_30) frente ao IPCA efetivo para este mesmo período, podemos, a partir do teste Wald, concluir que a hipótese nula é rejeita, mesmo a 1% de significância, como pode ser visto na tabela 4. Nesse caso, esse resultado não se mostra compatível com a hipótese racionalidade.

Assim como na primeira expectativa para o período, no teste da hipótese de racionalidade fraca para última expectativa de cada período (EIPCA2_30) com dados do Grupo 1, também rejeitamos a hipótese nula de $c(1) = 0$ e $c(2) = 1$, como pode ser visto na tabela 6. Isso mostra que, mesmo para os casos em que a previsão é feita

próximo ao dia da divulgação do dado oficial ainda se rejeita a hipótese de racionalidade fraca.

4.1.2 Teste de racionalidade fraca para o Grupo 2

Tabela 5 – Teste Wald: primeira expectativa para o período

Teste Wald:

Estatísticas	Valor	df	Probabilidade
Estatística F	1,911890	(2, 104)	0,1530
Qui- quadrado	3,823779	2	0,1478

Fonte: Elaborado pelo autor (2023).

Tabela 6 – Teste Wald: última expectativa para o período

Teste Wald:

Estatísticas	Valor	df	Probabilidade
Estatística F	2,076137	(2, 104)	0,1306
Qui- quadrado	4,152273	2	0,1254

Fonte: Elaborado pelo autor (2023).

Nota-se, na tabela 8, que para a primeira expectativa para o período (EIPCA1_5) do Grupo 2, com os p-valores diferentes de zero, não rejeitamos a hipótese nula a 1%, 5% e 10%. Ou seja, não rejeitamos hipótese de racionalidade fraca na formação das expectativas dos agentes para esse conjunto dos dados.

O teste de Wald para a última expectativa de cada período (EIPCA2_5), assim como os resultados anteriores, também nos leva a não rejeitar a hipótese nula e, por consequência, a não rejeitar a hipótese de racionalidade fraca para formação dessas expectativas.

4.2 TESTE DE VIÉS

Continuando, nesta seção mostramos os resultados dos testes de viés para as amostras do Grupo 1 e do Grupo 2.

Tabela 7 – Teste de viés para o Grupo 1: EIPCA1_30

Primeira expectativa para o período

Variável	Coefficiente	Erro padrão	estatística-t	Probabilidade
C	1,171167	0,391321	2,992856	0,0030

Fonte: Elaborado pelo autor (2023).

Tabela 8 – Teste de viés para o Grupo 1: EIPCA2_30

Última expectativa para o período

Variável	Coefficiente	Erro padrão	estatística-t	Probabilidade
C	1,083655	0,370067	2,928267	0,0037

Fonte: Elaborado pelo autor (2023).

Tabela 9 – Teste de viés para o Grupo 2: EIPCA1_5

Primeira expectativa para o período

Variável	Coefficiente	Erro padrão	estatística-t	Probabilidade
C	1,106389	0,565485	1,956532	0,0531

Fonte: Elaborado pelo autor (2023).

Tabela 10 – Teste de viés para o Grupo 2: EIPCA2_5

Última expectativa para o período

Variável	Coefficiente	Erro padrão	estatística-t	Probabilidade
C	1,211583	0,596948	2,029628	0,0449

Fonte: Elaborado pelo autor (2023).

Ao se considerar resultados dos testes de viés, vemos que os agentes normalmente subestimam a inflação. Para o Grupo 1, com expectativas atualizadas nos últimos 30 dias, esse viés diminui quando mais próximo da divulgação do índice oficial. Rejeita-se a hipótese nula mesmo a 1% de significância, ou seja, esse viés se mostra significativo, com desvios-padrão robustos a heterocedasticidade. Para o Grupo 2, os agentes também parecem subestimar a inflação, mas, de forma contrária, o viés aumenta quando mais próximo da divulgação do índice. No entanto, para a primeira expectativa do período, quando consideramos as expectativas atualizadas dos últimos 5 dias (Grupo 2), o viés não é significativo a 5%, enquanto para a última

expectativa com atualização dos últimos 5 dias, esse viés se mostra significativo a 5%, mas não a 1%.

5 CONCLUSÃO

O objetivo principal deste trabalho foi testar a racionalidade das expectativas para inflação. Para isso, utilizamos a mediana das previsões coletadas na pesquisa de expectativas do banco central. A partir destes dados, testamos o viés e a hipótese de racionalidade, em sua forma fraca, para essas expectativas. Esses testes nos permitiram verificar se os agentes cometem erros sistemáticos e se utilizam, de forma eficiente, o conjunto informacional disponível para suas previsões. Ao utilizarmos o novo grupo de amostras produzidas pelo BCB, as atualizadas pelos agentes nos 5 dias antecedentes a divulgação, podemos estender os usuais testes de racionalidade a dados que, podemos considerar, mais atualizados.

Com base nos resultados obtidos no teste de racionalidade, podemos inferir que a hipótese de racionalidade fraca não foi rejeitada em todas as amostras utilizadas para o teste. Notamos que, para os dados que podem estar mais defasados, o Grupo 1, com expectativas atualizadas nos últimos 30 dias, as primeiras e últimas previsões não mostram ser compatíveis com a hipótese de racionalidade fraca. Para as amostras do conjunto de dados do Grupo 2, que consideramos mais atualizados, os resultados, se mostram compatíveis com a hipótese de racionalidade fraca. Ou seja, para os dados mais atualizados, os agentes parecem utilizar de maneira melhor o conjunto de informações relevantes ao fazer suas previsões.

Para o teste de viés, os resultados encontrados também diferem entre as amostras. Para os resultados do Grupo 1, percebemos um viés, indicando que os agentes estariam subestimando a inflação. Esse viés se mostra estatisticamente significativo ao utilizarmos desvios-padrão robustos à heterocedasticidade. Os resultados do Grupo 2, também mostram um viés na formação das expectativas, mas nesse caso, o viés não é estatisticamente significativo a 5%, para o caso das primeiras previsões, e a 1% no caso das últimas previsões para cada período. É possível percebermos que a atualização de parte das informações por parte dos analistas melhora a qualidade das previsões.

Nossos resultados, parecem estar em linha com resultados de outros trabalhos, que executaram testes parecidos, como Kohlschen (2008) e Santos (2008). As diferenças encontradas podem estar diretamente ligadas ao fato de nossas amostras serem maiores e abarcar períodos de instabilidade política e financeira, como, por exemplo, a crise com início em 2014 e a pandemia de Civi-19, que chegou ao Brasil

em 2020. Além disso, há o fato de utilizarmos um novo conjunto de amostras, o Grupo 2.

Por fim, é importante salientar que estes testes não exaurem todas as possibilidades de verificações possíveis para as hipóteses de racionalidade. Muitos outros ainda podem ser propostos, até mesmo teste com proposições alternativas, que visem explicar de forma mais minuciosa os motivos de rejeição da hipótese de racionalidade para parte das expectativas coletadas e divulgadas pelo banco central.

REFERÊNCIAS

CENTRAL, Banco (org.). **Ancoragem das expectativas de inflação e condução da política monetária**. Brasília. 2021. *E-book* (85p.) (Estudos especiais do Banco Central). color.

Banco central do Brasil (BCB), Departamento de Relacionamento com Investidores e Estudos Especiais (org.). **Sistema Expectativas de Mercado**. Brasília: Departamento de Relacionamento com Investidores e Estudos Especiais, 2016. *E-book* (27p.) (Série Perguntas Mais Frequentes).

Banco Central do Brasil (BCB), Departamento de Relacionamento com Investidores e Estudos Especiais (org.). **Índices de Preços no Brasil**. Brasília: Departamento de Relacionamento com Investidores e Estudos Especiais, 2016. *E-book* (23p.) (Série Perguntas Mais Frequentes).

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **BCB**. Índices de preços. [S.l.]. BCB, 2023. Disponível em: <https://www.bcb.gov.br/controleinflacao/indicepreco>. Acesso em: 26 jun. 2023.

FERREIRA, Pedro F. Nery. A incorporação das expectativas racionais na macroeconomia. **Economia e Desenvolvimento**, v. 12, n. 2, p. 62-86, 2013.

FGV. **PORTAL IBRE**. Índice de Confiança Empresarial. [S.l.]. IPEA, 2023. Disponível em: <https://portalibre.fgv.br/indice-de-confianca-empresarial>. Acesso em: 21 set. 2023.

GAIO, Cíntia Aparecida Furtado et al. Expectativas inflacionárias e a política monetária sob o regime de metas de inflação. 2015.

GUILLÉN, D. A. Ensaio sobre a formação de expectativas de inflação. **Master's**, 2008.

IBGE - INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **IIBGE**. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. [S.l.]. IBGE, 2023. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/explica/inflacao.php>. Acesso em: 15 jun. 2023.

IPEA. **Carta de Conjuntura**. [S.l.]. IPEA, 2023. Disponível em: <https://www.ipea.gov.br/cartadeconjuntura/>. Acesso em: 20 set. 2023.

KOHLSCHEEN, Emanuel. Uma nota sobre erros de previsão da inflação de curto-prazo. **Revista Brasileira de Economia**, v. 66, p. 289-297, 2012.

LOPES, Artur Silva; CEMAPRE, ISEG-TULisbon. The "rational expectations hypothesis": theory and reality (a guided tour to the literature published until 1992). 1994.

LUCAS JR, Robert E. Avaliação de políticas econométricas: Uma crítica. In: **Série de conferências Carnegie-Rochester sobre políticas públicas**. Holanda do Norte, 1976. p. 19-46.

LUCAS JR, Robert E. Expectations and the Neutrality of Money. **Journal of economic theory**, v. 4, n. 2, p. 103-124, 1972.

MADDALA, G.S. **Introduction to Econometrics**. 2ª ed. New York: Macmillan Publishing Company, 1992.

MANKIW, N. Gregory; REIS, Ricardo. Sticky information versus sticky prices: a proposal to replace the New Keynesian Phillips curve. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 117, n. 4, p. 1295-1328, 2002.

MANKIW, N. Gregory; REIS, Ricardo; WOLFERS, Justin. Disagreement about inflation expectations. **NBER macroeconomics annual**, v. 18, p. 209-248, 2003.

MORAES, R. C. D. A formulação da hipótese das expectativas racionais. In: SOUZA, N. D. J. D. (Org.). **A Economia da Inflação**. 1ª ed. Porto Alegre: Editora da Universidade/ UFRGS, 1992. p. 96-117 Snowdon e Vane, 2005, p. 220.

MUTH, John F. Rational expectations and the theory of price movements. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, p. 315-335, 1961.

PALMA, Andreza Aparecida; PORTUGAL, Marcelo Savino. Análise empírica da formação de expectativas de inflação no Brasil: uma aplicação de redes neurais artificiais a dados em painel. **Revista de Economia Contemporânea**, v. 13, p. 391-437, 2009.

SANTOS, N. C. D. **A HIPÓTESE DE EXPECTATIVAS RACIONAIS**: Teoria e testes. Orientador: Prof. Roberto Camps Moraes. 2003. 99 f. Monografia - Curso de Programa de Pós-graduação, Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2003.

ANEXO A – OUTPUTS EViews 12

Tabela A.1 – Regressão: primeira expectativa, para o Grupo 1

Dependent Variable: IPCA
Method: Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)
Date: 11/25/23 Time: 10:40
Sample: 2001M12 2022M10
Included observations: 251
HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 5.0000)
IPCA = C(1) + C(2)*EIPCA1_30

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	3.610202	1.319792	2.735432	0.0067
C(2)	0.521608	0.225319	2.314978	0.0214

R-squared	0.053113	Mean dependent var	6.269574
Adjusted R-squared	0.049310	S.D. dependent var	2.928333
S.E. of regression	2.855222	Akaike info criterion	4.944112
Sum squared resid	2029.921	Schwarz criterion	4.972204
Log likelihood	-618.4861	Hannan-Quinn criter.	4.955417
F-statistic	13.96690	Durbin-Watson stat	0.044432
Prob(F-statistic)	0.000231	Wald F-statistic	5.359122
Prob(Wald F-statistic)	0.021428		

Tabela A.2 – Teste Wald: primeira expectativa, para o Grupo 1

Wald Test:
Equation: Untitled

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	5.374878	(2, 249)	0.0052
Chi-square	10.74976	2	0.0046

Null Hypothesis: C(1)=0, C(2)=1
Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(1)	3.610202	1.319792
-1 + C(2)	-0.478392	0.225319

Restrictions are linear in coefficients.

Tabela A.3 – Regressão: última expectativa, para o Grupo 1

Dependent Variable: IPCA
Method: Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)
Date: 11/25/23 Time: 10:44
Sample: 2001M12 2022M10
Included observations: 251
HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 5.0000)
IPCA = C(1) + C(2)*EIPCA2_30

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	2.526622	1.077931	2.343954	0.0199
C(2)	0.721753	0.183474	3.933809	0.0001
R-squared	0.127363	Mean dependent var		6.269574
Adjusted R-squared	0.123859	S.D. dependent var		2.928333
S.E. of regression	2.740990	Akaike info criterion		4.862452
Sum squared resid	1870.744	Schwarz criterion		4.890543
Log likelihood	-608.2377	Hannan-Quinn criter.		4.873756
F-statistic	36.34208	Durbin-Watson stat		0.046322
Prob(F-statistic)	0.000000	Wald F-statistic		15.47485
Prob(Wald F-statistic)	0.000108			

Tabela A.4 – Teste Wald: última expectativa, para o Grupo 1

Wald Test:
Equation: Untitled

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	4.832740	(2, 249)	0.0087
Chi-square	9.665479	2	0.0080

Null Hypothesis: C(1)=0, C(2)=1
Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(1)	2.526622	1.077931
-1 + C(2)	-0.278247	0.183474

Restrictions are linear in coefficients.

Tabela A.5 – Regressão: primeira expectativa, para o Grupo 2

Dependent Variable: IPCA
Method: Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)
Date: 11/25/23 Time: 10:48
Sample: 2014M01 2022M10
Included observations: 106
HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 5.0000)
IPCA = C(1)+C(2)* EIPCA1_5

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	1.615662	2.013402	0.802454	0.4241
C(2)	0.896974	0.365205	2.456083	0.0157
R-squared	0.156070	Mean dependent var		6.049562
Adjusted R-squared	0.147955	S.D. dependent var		2.929268
S.E. of regression	2.703898	Akaike info criterion		4.845953
Sum squared resid	760.3505	Schwarz criterion		4.896207
Log likelihood	-254.8355	Hannan-Quinn criter.		4.866321
F-statistic	19.23296	Durbin-Watson stat		0.044469
Prob(F-statistic)	0.000028	Wald F-statistic		6.032345
Prob(Wald F-statistic)	0.015702			

Tabela A.6 – Teste Wald: primeira expectativa, para o Grupo 2

Wald Test:
Equation: Untitled

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	1.911890	(2, 104)	0.1530
Chi-square	3.823779	2	0.1478

Null Hypothesis: C(1)=0, C(2)=1
Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(1)	1.615662	2.013402
-1 + C(2)	-0.103026	0.365205

Restrictions are linear in coefficients.

Tabela A.7 – Regressão: última expectativa, para o Grupo 2

Dependent Variable: IPCA
Method: Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)
Date: 11/25/23 Time: 10:51
Sample: 2014M01 2022M10
Included observations: 106
HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 5.0000)
IPCA = C(1)+ C(2)*EIPCA2_5

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	2.732359	2.541017	1.075301	0.2847
C(2)	0.685659	0.478992	1.431462	0.1553
R-squared	0.073866	Mean dependent var		6.049562
Adjusted R-squared	0.064960	S.D. dependent var		2.929268
S.E. of regression	2.832527	Akaike info criterion		4.938903
Sum squared resid	834.4136	Schwarz criterion		4.989157
Log likelihood	-259.7619	Hannan-Quinn criter.		4.959271
F-statistic	8.294717	Durbin-Watson stat		0.042461
Prob(F-statistic)	0.004829	Wald F-statistic		2.049084
Prob(Wald F-statistic)	0.155296			

Tabela A.8 – Teste Wald: última expectativa, para o Grupo 2

Wald Test:
Equation: Untitled

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	2.076137	(2, 104)	0.1306
Chi-square	4.152273	2	0.1254

Null Hypothesis: C(1)=0, C(2)=1
Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(1)	2.732359	2.541017
-1 + C(2)	-0.314341	0.478992

Restrictions are linear in coefficients.

Tabela A.9 – Teste de viés para o Grupo 1: Primeira expectativa

Dependent Variable: IPCA-EIPCA1_30
 Method: Least Squares
 Date: 11/17/23 Time: 22:45
 Sample: 2001M12 2022M10
 Included observations: 251
 HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 5.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.171167	0.391321	2.992856	0.0030

Tabela A.10 – Teste de viés para o Grupo 1: Última expectativa

Dependent Variable: IPCA-EIPCA2_30
 Method: Least Squares
 Date: 11/17/23 Time: 22:56
 Sample: 2001M12 2022M10
 Included observations: 251
 HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 5.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.083655	0.370067	2.928267	0.0037

Tabela A.11 – Teste de viés para o Grupo 2: Primeira expectativa

Dependent Variable: IPCA-EIPCA1_5
 Method: Least Squares
 Date: 11/17/23 Time: 23:06
 Sample: 2014M01 2022M10
 Included observations: 106
 HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 5.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.106389	0.565485	1.956532	0.0531

Tabela A.12 – Teste de viés para o Grupo 2: Última expectativa

Dependent Variable: IPCA-EIPCA2_5

Method: Least Squares

Date: 11/17/23 Time: 23:11

Sample: 2014M01 2022M10

Included observations: 106

HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed
bandwidth = 5.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.211583	0.596948	2.029628	0.0449