

UNIVERSIDADE FEDERAL DE SÃO CARLOS  
*CAMPUS SOROCABA*  
CENTRO DE CIÊNCIAS EM GESTÃO E TECNOLOGIA  
CURSO DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS

JOÃO PEDRO FERREIRA NOGUEIRA

**A RELAÇÃO ENTRE INFLAÇÃO E ÍNDICES DE PREÇOS AO PRODUTOR  
AGROPECUÁRIO: UMA ANÁLISE POR MEIO DE SÉRIES TEMPORAIS  
PARA OS EXTREMOS DE FAIXAS DE RENDA**

Sorocaba  
2024

UNIVERSIDADE FEDERAL DE SÃO CARLOS  
CAMPUS SOROCABA  
CENTRO DE CIÊNCIAS EM GESTÃO E TECNOLOGIA  
CURSO DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS

JOÃO PEDRO FERREIRA NOGUEIRA

**A RELAÇÃO ENTRE INFLAÇÃO E ÍNDICES DE PREÇOS AO PRODUTOR  
AGROPECUÁRIO: UMA ANÁLISE POR MEIO DE SÉRIES TEMPORAIS  
PARA OS EXTREMOS DE FAIXAS DE RENDA**

Trabalho de Conclusão de Curso  
apresentado ao Centro de Ciências em  
Gestão e Tecnologia da Universidade  
Federal de São Carlos, *campus* Sorocaba,  
para obtenção do título/grau de bacharel  
em Ciências Econômicas.

Orientação: Profa. Dra. Anieli Fagundes  
Carrara

Sorocaba  
2024

Ferreira Nogueira, João Pedro

A relação entre inflação e índices de preços ao produtor agropecuário: Uma análise por meio de séries temporais para os extremos de faixas de renda / João Pedro Ferreira Nogueira -- 2024.  
72f.

TCC (Graduação) - Universidade Federal de São Carlos, campus Sorocaba, Sorocaba

Orientador (a): Aniela Fagundes Carrara

Banca Examinadora: Andreza Aparecida Palma,  
Alexandre Lopes Gomes

Bibliografia

1. Inflação. 2. Preços. 3. Agropecuária. I. Ferreira Nogueira, João Pedro. II. Título.

Ficha catalográfica desenvolvida pela Secretaria Geral de Informática (SIn)

DADOS FORNECIDOS PELO AUTOR


Bibliotecário responsável: Maria Aparecida de Lourdes Mariano -  
CRB/8 6979

**João Pedro Ferreira Nogueira**

**A RELAÇÃO ENTRE INFLAÇÃO E ÍNDICES DE PREÇOS AO PRODUTOR  
AGROPECUÁRIO: UMA ANÁLISE POR MEIO DE SÉRIES TEMPORAIS PARA OS  
EXTREMOS DE FAIXAS DE RENDA**


Trabalho de Conclusão de Curso apresentado ao  
Centro de Ciências em Gestão e Tecnologia da  
Universidade Federal de São Carlos, *campus*  
Sorocaba, para obtenção do título/grau de  
bacharel em Ciências Econômicas.  
Universidade Federal de São Carlos.

Sorocaba, 06 de dezembro de 2024

Documento assinado digitalmente  
 ANIELA FAGUNDES CARRARA  
Data: 06/12/2024 16:36:26-0300  
Verifique em <https://validar.iti.gov.br>


---

Profa. Dra. Aniela Fagundes Carrara  
Orientador(a)

Documento assinado digitalmente  
 ANDREZA APARECIDA PALMA  
Data: 06/12/2024 16:51:44-0300  
Verifique em <https://validar.iti.gov.br>

---

Profa. Dra. Andreza Aparecida Palma  
Examinador(a)

Documento assinado digitalmente  
 ALEXANDRE LOPES GOMES  
Data: 09/12/2024 12:26:52-0300  
Verifique em <https://validar.iti.gov.br>

---

Prof. Dr. Alexandre Lopes Gomes  
Examinador(a)

## **DEDICATÓRIA**

*Dedico este trabalho ao meu avô, Domingos Orlando (1944-2016), um homem extremamente inteligente e culto que, certamente, se tivesse tido oportunidade, teria sido um grande doutor das ciências rurais.*

## AGRADECIMENTO

A feitura dessa faculdade e desse trabalho não teria sido possível sem o apoio e auxílio de muitos. Dessa forma, manifesto minha gratidão às seguintes pessoas e entidades:

À professora Aniela, a quem sempre serei infinitamente grato, e que para além dos papéis de docente e orientadora, esteve ao meu lado, apoiando-me de inúmeras formas em diversos projetos, permitindo que meus sonhos mais profundos se realizassem.

À minha irmã Gislaine, fonte de inspiração ao longo de toda minha trajetória e que, de maneira decisiva, possibilitou minha ida a Sorocaba e permitiu que eu me dedicasse exclusivamente a este curso nos últimos quatro anos.

À minha irmã Camila, meu pai José, minha mãe Mara e minha avó Margarida, que sempre contribuíram de inúmeras maneiras para que este sonho fosse possível.

Aos meus padrinhos Vanildo e Rita, que de certa forma também sempre cuidaram de mim.

A todos os meus amigos, que me ajudaram, me ensinaram muito e compartilharam comigo as maravilhas e os desafios da vida universitária.

Aos demais docentes e servidores da UFSCar, que, em algum momento direta ou indiretamente, colaboraram comigo.

À equipe do Colégio Anglo Pedreira, especialmente à diretora Ângela e à professora Ana Beatriz, que em 2014, ao me oferecerem uma bolsa de estudos, tornaram tudo isso possível.

Enfim, a todos que em algum momento ao longo desses 21 anos, de algum modo, fez algo para me deixar feliz!

“Eu não tenho hora pra morrer

Por isso sonho”

Rita Lee (1947-2023)

## RESUMO

NOGUEIRA, João Pedro Ferreira. *A relação entre inflação por faixa de renda e índices de preços ao produtor agropecuário: Uma análise por meio de séries temporais para os extremos de faixas de renda*. 2024. 71f. Trabalho de Conclusão de Curso (Graduação em Ciências Econômicas) – Centro de Ciências em Gestão e Tecnologia, Universidade Federal de São Carlos, Sorocaba, 2024.

Considerando a centralidade do agronegócio na economia brasileira e o aumento da insegurança alimentar e da desigualdade social no período pós-pandêmico, este estudo analisa e quantifica como os preços ao produtor agropecuário de três grupos alimentares (grãos, produtos pecuários e hortifrutícolas) influenciam a inflação em faixas de renda extremas no Brasil. Tendo como objetivo quantificar o impacto dos preços ao produtor agropecuário na inflação das famílias brasileiras de renda muito baixa e renda muito alta. Para tanto, foram estimados, de forma simétrica, dois modelos de vetores autorregressivos de correção de erro (VEC): um para a faixa de renda mais baixa e outro para a mais alta. Os resultados principais indicaram que, no período analisado, de janeiro de 2007 a março de 2024, os preços ao produtor dos três grupos alimentares somados explicaram, em média, 14,58% das variações da inflação para a classe de renda muito baixa, enquanto corresponderam a, em média, 5,12% das variações inflacionárias da classe de renda alta.

Palavras-chave: Inflação. Preços. Agropecuária.

## **ABSTRACT**

Considering the centrality of agribusiness in the Brazilian economy and the increase in food insecurity and social inequality in the post-pandemic period, this study analyzes and quantifies how agricultural producer prices in three food groups (grains, livestock products, and fruits and vegetables) influence inflation across extreme income brackets in Brazil. The objective is to quantify the impact of agricultural producer prices on inflation for Brazilian families with very low and very high incomes. To this end, two error correction vector autoregressive (VEC) models were symmetrically estimated: one for the lowest income bracket and another for the highest. The main results indicate that, during the analyzed period, from January 2007 to March 2024, producer prices of the three food groups combined explained, on average, 14.58% of inflation variations for the very low-income class, while they accounted for, on average, 5.12% of inflation variations for the high-income class.

**Keywords:** Inflation. Prices. Agriculture.

## LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Funções de impulso reposta: impulso nas variáveis “ippah” e “h” e resposta da inflação para faixa de renda muito baixa.....	40
Figura 2 - Função de impulso reposta: impulso na variável “ch” e resposta da inflação para faixa de renda muito baixa.....	41
Figura 3 - Função de impulso reposta: impulso na variável “e” e resposta da inflação para faixa de renda muito baixa.....	42
Figura 4 - Função de impulso reposta na variável "ippag" e resposta da inflação para faixa de renda muito baixa .....	42
Figura 5 - Função de impulso reposta na variável "ippap" e resposta da inflação para faixa de renda muito baixa .....	43
Figura 6 - Função de impulso reposta na variável "pc" e resposta da inflação para faixa de renda muito baixa .....	44
Figura 7 - Função de impulso reposta na variável "expec" e resposta da inflação para faixa de renda muito baixa .....	45
Figura 8 - Funções de impulso reposta: impulso nas variáveis “ippah” e “h” e resposta da inflação para faixa de renda alta.....	46
Figura 9 - Função de impulso reposta na variável "ch" e resposta da inflação para faixa de renda alta.....	47
Figura 10 - Função de impulso reposta na variável “e” e resposta da inflação para faixa de renda alta.....	47
Figura 11 - Função de impulso reposta na variável “ippag” e resposta da inflação para faixa de renda alta.....	48
Figura 12 - Função de impulso reposta na variável “ippap” e resposta da inflação para faixa de renda alta.....	49
Figura 13 - Função de impulso reposta na variável “pc” e resposta da inflação para faixa de renda alta.....	50
Figura 14 - Função de impulso reposta na variável “expec” e resposta da inflação para faixa de renda alta.....	51

## LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1- Séries histórica da média móvel (12 meses) da inflação nas faixas de renda extremas no Brasil entre julho de 2006 e maio de 2024 .....	19
Gráfico 2 - Séries histórica da variável “ <i>ch</i> ” construída pelos autores a partir dos dados de precipitação do INMET .....	28

## LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Avaliação de estacionariedade: variáveis em nível .....	33
Tabela 2 - Resultados dos testes de Cointegração de Johansen: teste do traço .....	35
Tabela 3 - Decomposição da variância do erro de previsão da inflação da faixa de renda muito baixa .....	37
Tabela 4 - Decomposição da variância do erro de previsão da inflação da faixa de renda alta	39
Tabela 5 - Avaliação de estacionariedade: variáveis na primeira diferença.....	66
Tabela 6 - Resultados dos testes de Cointegração de Johansen: teste da raiz máxima .....	67
Tabela 7 - Avaliação de autocorrelação serial: teste de Ljung box.....	67
Tabela 8 - Avaliação de heterocedasticidade: Teste ARCH.....	67
Tabela 9 - Avaliação de normalidade dos resíduos: Teste Jacque-bera .....	68

## **LISTA DE QUADROS**

Quadro 1 - Principais Fatores envolvidos na formação de preços agropecuários por grupo de produto.....	21
--	----

## LISTA DE SIGLAS E ABREVIACÕES

AIC – Akaike information criterion  
BIC – Critério de informação Bayseano  
CEPEA – Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada  
CNA – Confederação da Agricultura e Pecuária do Brasil  
EBIA – Escala Brasileira de Insegurança Alimentar  
FAO – Organização das Nações Unidas para Alimentação e Agricultura  
FGV – Fundação Getúlio Vargas  
FMI – Fundo Monetário Internacional  
FIPE – Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas  
FPE – Final Prediction Error  
HG – Hannan-Quinn criterion  
IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística  
IGP – Índice Geral de Preços ao Consumidor  
INCC – Índice Nacional de Custos de Construção  
INMET – Instituto Nacional de Meteorologia  
INP – Índice Nacional de Preços ao Consumidor  
IPA – Índice Preços ao Produtor Amplo  
IPC – Índice de Preços ao Consumidor  
IPCA – Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo  
IPEA – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada  
MQG – Mínimos Quadrados Generalizados  
MQO – Mínimos Quadrados Ordinários  
NOAA – National Oceanic and Atmospheric Administration  
ONI – Oceanic Niño Index  
POF – Pesquisa de Orçamentos Familiares  
Rede PENSSAN - Rede Brasileira de Pesquisa em Soberania e Segurança Alimentar  
RMI – Regime de Metas de Inflação  
SAN – Sistema Nacional de Segurança Alimentar e Nutricional  
SC – Scharwz criterion  
SQR – Soma dos Quadrados dos Resíduos  
VAR – Vetores Autorregressivos  
VEC – Vetores Autorregressivos com Correção de Erro

## SUMÁRIO

<b>1. INTRODUÇÃO .....</b>	<b>11</b>
<b>2. REVISÃO DE LITERATURA: DA INFLAÇÃO À FORMAÇÃO DOS PREÇOS DOS PRODUTOS ALIMENTARES AGROPECUÁRIOS.....</b>	<b>14</b>
2.1 Inflação no Brasil: Condução, indicadores e determinantes .....	14
2.2 A inflação como fenômeno heterogêneo entre as distintas faixas de renda .....	19
2.3 Formação do preço dos produtos alimentares agropecuários .....	20
<b>3. METODOLOGIA.....</b>	<b>25</b>
3.1 O modelo e os dados .....	25
3.2 Método de estimação .....	29
<b>4. RESULTADOS E DISCUSSÕES .....</b>	<b>33</b>
<b>CONCLUSÕES .....</b>	<b>53</b>
<b>REFERÊNCIAS .....</b>	<b>54</b>
<b>ANEXOS .....</b>	<b>66</b>

## 1. INTRODUÇÃO

A inflação conforme Stockl, Moreira e Giuberti (2017) é definida como o processo de aumento contínuo e generalizado dos preços. No Brasil, este fenômeno é historicamente maior para os grupos de renda mais baixa em relação aos de renda mais alta (Possidonio, 2021). Todavia, como argumentam Weiss e Sampaio (2021), essa diferença nunca foi tão elevada e duradoura como no período pós-pandêmico.

Dessa forma, análises que se dediquem a estudar como os determinantes inflacionários impactam de modo distinto à inflação nas classes mais e menos abastadas, tornam-se especialmente relevantes. Sobretudo quando se nota que um dos efeitos da inflação para os mais vulneráveis é a recomposição do orçamento, que implica em menor consumo de alimentos, bem como no consumo de itens de pior qualidade nutricional, como sustentam, Maluf e Speranza (2013), bem como Baccarin et. al (2022).

Assim sendo, como defende Santos (2024), a discussão acerca da inflação dos alimentos atinge também o debate a respeito da garantia de segurança alimentar, sendo este de grande relevância. Jesus, Hoffman e Miranda (2024), com base em dados da Escala Brasileira de Insegurança Alimentar (EBIA), mostram que a insegurança alimentar<sup>1</sup> no Brasil cresceu no período recente. Uma vez que a proporção de domicílios com segurança alimentar caiu de 77,4% em 2013 para 63,3% em 2017-2018, sendo que a proporção de domicílios com insegurança alimentar grave em 2017-2018 (4,6%) foi superior à de 2013 (3,2%).

Em complemento, cabe destacar que conforme pesquisa de 2022 da Rede Brasileira de Pesquisa em Soberania e Segurança Alimentar (Rede PENSSAN), feita no âmbito do II VIGISAM - Inquérito Nacional sobre Insegurança Alimentar no Contexto da Pandemia da Covid-19, no Brasil, 33,1 milhões de brasileiros passavam fome em 2022, ano em que mais da metade da população, 125,2 milhões de pessoas, viviam com algum grau de insegurança alimentar. Dessarte, esses pontos agem como motivação para o presente trabalho.

Nesse sentido, o problema de pesquisa do presente estudo pode ser definido da seguinte forma: Como os preços agropecuários ao produtor afetam a inflação das famílias de maior e menor rendimento no Brasil?

---

<sup>1</sup> Conforme Jesus, Hoffman e Miranda (2024), o termo insegurança alimentar vem tendo seu significado alterado e expandido ao longo do tempo, contudo, uma definição entendida como atual e especialmente relevante ao contexto brasileiro, pode ser encontrado no artigo 3 da lei federal nº 11.346, de 15/09/2006, que criou o Sistema Nacional de Segurança Alimentar e Nutricional (SAN), qual seja: “Art. 3º A segurança alimentar e nutricional consiste na realização do direito de todos ao acesso regular e permanente a alimentos de qualidade, em quantidade suficiente, sem comprometer o acesso a outras necessidades essenciais, tendo como base práticas alimentares promotoras de saúde que respeitem a diversidade cultural e que sejam ambiental, cultural, econômica e socialmente sustentáveis” (Brasil, 2006).

Assim, tem-se como objetivo para o presente estudo quantificar o impacto dos preços ao produtor agropecuário na inflação das famílias brasileiras de renda muito baixa e renda muito alta. Para tanto serão usados na análise os índices de preços ao produtor de grãos, pecuária e hortifrutícolas, calculados pelo Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA) e os índices de preços por faixa de renda calculados pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA).

Com base na Declaração da Cúpula Mundial sobre Segurança Alimentar (Organização das Nações Unidas para Alimentação e Agricultura- FAO, 2009), que enfatiza que quanto mais vulneráveis economicamente são as famílias, maior o impacto do aumento dos preços dos alimentos em seu poder de compra, a hipótese inicial deste trabalho é que preços ao produtor agropecuário afetam de modo mais significativo o indicador de inflação associado às famílias da faixa de renda mais baixa, em contraste, ao associado à classe de maior renda.

De modo a viabilizar a investigação, será utilizada a aplicação de técnica econométrica de séries temporais, mais especificamente, a modelagem de Vetores Autorregressivos com Correção de Erro (VEC), já que esta é frequente em trabalhos recentes de proposta análoga, como Silva e Carrara (2021) e Barros et al. (2021).

Vale frisar que tema semelhante já foi tratado por trabalhos como o de Carrara e Barros (2016), Silva e Carrara (2021) e Santos (2024). Entretanto, tais avaliações se reduzem a avaliar o impacto inflacionário de apenas um alimento ou grupo específico na inflação, oriunda de preços ao consumidor e não de preços ao produtor, como se pretende fazer no presente trabalho, com vistas a ter uma perspectiva de transmissão de preços entre os elos da cadeia.

Ademais, a inclusão de três diferentes índices de preço ao produtor que se referem a três grupos de alimentos relevantes para a cesta de consumo do brasileiro, quais sejam, grãos, produtos oriundos da pecuária e hortifrutícolas, somada a realização da análise com o índice de preço específico às faixas de renda extremas, figuram como uma das principais contribuições do presente trabalho à discussão científica sobre o assunto.

Outra inovação do presente estudo é incluir na modelagem uma variável sobre a quantidade de chuva em milímetros, de construção própria, com base nos dados do Instituto Nacional de Meteorologia (INMET), que funciona como *proxy* para a precipitação, captando, portanto, o efeito desse tipo de oscilação climática nos preços ao produtor dos produtos da agropecuária e na inflação das faixas de renda. Fato que também contribui fortemente à evolução científica, dado que choques de natureza climática trazem grandes consequências à produtividade agropecuária e, por conseguinte, aos preços dos produtos desta natureza, como

demonstram os trabalhos de Castro e Silva Neto (2018), Assad et al. (2022) e Catelan, Carvalho e Vale (2022).

Por fim, cabe frisar que a estrutura do trabalho se divide em cinco capítulos, que compreendem, a presente introdução, a revisão de literatura, a metodologia, os resultados e discussões por eles suscitados e as conclusões, nessa ordenação.

## **2. REVISÃO DE LITERATURA: DA INFLAÇÃO À FORMAÇÃO DOS PREÇOS DOS PRODUTOS ALIMENTARES AGROPECUÁRIOS**

Este capítulo tem o objetivo principal de compilar o que a literatura indica sobre o objeto de estudo, permitindo melhor compreensão dos resultados que serão discutidos.

### **2.1 Inflação no Brasil: Condução, indicadores e determinantes**

Stockl, Moreira e Giuberti (2017) apontam que períodos inflacionários são responsáveis por ação precípua e complexa na análise da economia. Assim sendo, exigem não só a aplicação de metodologias específicas, mas também um estudo completo de sua condução, bem como de seus indicadores e suas fontes causadoras.

Em relação a sua condução, no caso brasileiro, desde 1999, vigora o regime de metas de inflação (RMI), o qual conceitualmente trata-se de regime monetário em que o Banco Central se compromete a agir visando assegurar que a inflação efetiva esteja em linha com uma meta pré-estabelecida e anunciada publicamente (BCB - DIPEC, 2010).

No caso brasileiro, a taxa básica de juros (SELIC) se constitui na variável-operacional para atingir determinada meta de inflação (Brasil, 1999). Sobre o RMI, cabe ressaltar que para seu funcionamento, de acordo com Arestis e Sawyer (2008), são necessários os seguintes elementos-chave: (i) um quadro de política monetária em que o anúncio público de metas de inflação, ou intervalos-alvo, é feito sob o reconhecimento explícito de que o objetivo precípua é a estabilidade de preços; (ii) a taxa de juros é entendida como o principal instrumental da política monetária; (iii) a existência de um Banco Central “independente” é essencial para a boa atuação da política monetária; (iv) a política monetária diz respeito principalmente ao controle da inflação e suas possíveis consequências.

No que tange aos indicadores de inflação no Brasil, convém destacar, em primeira instância, o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), que conforme IBGE (2024) figura como o índice oficial de inflação no Brasil, sendo a referência de preços para o RMI. Sobre esse indicador cabe ressaltar que se trata de indicador elaborado pelo IBGE, que busca apontar a variação do custo de vida médio de famílias com renda mensal de 1 a 40 salários mínimos, para tanto, utiliza-se de uma cesta definida com base na Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF), também realizada pelo IBGE (IBGE, 2024). Sobre seu cálculo, vale pontuar, de acordo com Feijó et al. (2013), que o IPCA se configura como um índice de Laspeyres, isto é, um número índice desenvolvido a partir de uma média aritmética ponderada das variações de cada produto, ponderado pelo peso de cada um no período base.

Além do IPCA, no Brasil, existem outros indicadores de inflação, que podem ser pontuados: (i) INPC: trata-se do Índice Nacional de Preços ao Consumidor, assemelha-se ao IPCA na medida em que também é elaborado pelo IBGE, a partir de cesta definida a partir da POF, mas busca apontar a variação do custo de vida médio de famílias com renda mensal de 1 a 5 salários mínimos (IBGE, 2024); (ii) IPC: trata-se do índice de Preços ao Consumidor do Município de São Paulo elaborado pela Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas (FIPE), que busca estimar as variações do custo de vida das famílias com renda familiar entre 1 e 10 salários mínimos na cidade de São Paulo (SP) (FIPE, 2024); (iii) IGP: Índice Geral de Preços do Mercado, concebido pela FGV (Fundação Getúlio Vargas), que busca ser uma medida abrangente do movimento de preços, para tanto, o indicador forma-se a partir de uma média aritmética ponderada de três outros índices de preços, em que o Índice de Preços ao Produtor Amplo (IPA) tem peso de 60%, o Índice de Preços ao Consumidor (IPC) tem peso de 30% e o Índice Nacional de Custo da Construção (INCC) tem peso de 10% (FGV, 2024).

Já, quanto aos determinantes da inflação, cabe pontuar que Guimarães (2023) afirma que, em síntese, a literatura entende que são seis os pontos potenciais para geração de inflação, quais sejam, (i) flutuações cambiais; (ii) flutuações nos preços de *commodities*; (iii) demanda; (iv) expectativas; (v) inércia; (vi) aspectos estruturais.

Entretanto, o peso desses determinantes na inflação brasileira variou ao longo do tempo, conforme o trabalho de distintos autores, tais como Braga (2013) que conclui que o câmbio e a evolução do preço das *commodities* foram as influências centrais na inflação ao consumidor agregado na década de 2000. Tal resultado vai ao encontro das conclusões de Pimentel e Modenesi (2023), cujos resultados para o período 1999-2016 também indicam que a taxa de câmbio e índice de *commodities* são as variáveis mais influentes na dinâmica do IPCA, além disso, o trabalho também demonstra que a produção industrial é menos relevante ao IPCA que aspectos de natureza externa.

Já Arruda, Oliveira e Castelar (2017) apontam que a inflação brasileira é fortemente inercial, bem como, muito sensível às variações cambiais e cíclicas da atividade econômica. Conclusão análoga a de Carrara e Barros (2020), que a partir da Curva de Philips, demonstram que no Brasil a inflação é impactada de modo prioritário pelas expectativas acerca da própria inflação, pela dinâmica dos preços pelo lado da oferta, pelos desvios no câmbio e nas *commodities*, bem como, pelo hiato do produto, resultado similar ao encontrado por Barros et al. (2021).

Oliveira e Cechin (2021) atribuem à alta recente na inflação brasileira entre os anos de 2020 e 2022, aos efeitos da pandemia, bem como a variáveis de natureza estrutural, tais quais

a desvalorização do real e aos riscos fiscais. Enquanto, Santos e Kappes (2022) apontam que os principais determinantes inflacionários entre 2016 e 2022 são câmbio, cotação de *commodities* e componente inercial.

Ao passo que Feijó, Araújo e Bresser-Pereira (2022) defendem que a formação da inflação brasileira no período 2014-2021 está atrelada à taxa de câmbio, à atividade econômica, ao índice de preços de *commodities* e à existência de preços administrados, ou seja, a preços determinados por contrato ou por órgão público, que, portanto, são pouco suscetíveis aos instrumentais da política monetária, bem como, a inflexões do tipo oferta e demanda. Por sua vez, Weiss e Sampaio (2022) defendem que no período após a pandemia da Covid-19, a inflação brasileira passou a ser originada e intensificada sobretudo por choques de natureza exógena, como a própria pandemia e a crise hídrica, podendo ser entendida como inflação de oferta.

De forma análoga, Ramos e Lacerda (2022), também entendem que no período 2019-2021 as principais pressões inflacionárias advêm do lado da oferta, sendo os determinantes de maior destaque o câmbio, os preços de *commodities* e a desarticulação de cadeias produtivas domésticas e internacionais. Entretanto, os autores enfatizam que esses fatores no Brasil são fortemente potencializados pelo elevado grau de concentração e potencial exercício de poder de mercado. Apontamento similar ao de Freitas (2020), que ao incorporar elementos institucionalistas em sua análise, entende que no Brasil a dinâmica inflacionária é fortemente impactada pela ampla diversidade e especificidade estrutural e institucional de cada setor da economia.

No entanto, cabe destacar que as variáveis acima citadas não só afetam à inflação diretamente, mas também interagem entre si, afetando umas às outras. Por exemplo, de acordo com Stockl, Moreira e Giuberti (2017), o câmbio apreciado é capaz de amortecer a influência das oscilações de preços de *commodities* na inflação. Não obstante, diversos estudos como, os de Carrara e Barros (2016), Stockl, Moreira e Giuberti (2017), bem como, Santos e Carrara (2021) entendem que os choques de oferta, que dizem respeito aos preços das *commodities*, afetam relevantemente às expectativas de inflação. O que converge com os resultados de Reis, Ferreira Júnior e Silva (2020), que explicitam que a formação da expectativa futura de inflação é impactada por um conjunto de variáveis que impactam a inflação de maneiras distintas, tanto no que tange a magnitude, quando no que tange ao tempo de duração.

Frente ao exposto acima, fica claro que diferentes choques, incluindo os de oferta, são pontos cruciais para produção de inflação diretamente e indiretamente. Assim sendo, no caso brasileiro, em que a agropecuária tem especial relevância, como demonstram as análises de Diz, Serigatti e Possamai (2024), bem como, as de Takasago, Cunha e Olivier (2017), choques de

oferta de produtos da agropecuária tornam-se importantes para a inflação do país, como comprovam os estudos Carrara e Barros (2020).

Diante disso, uma vez que de acordo com Naab, Abubakari e Ahmed (2019), o segmento agropecuário é considerado um dos setores econômicos de maior vulnerabilidade aos impactos das mudanças climáticas e que países emergentes, como o Brasil são os de maior propensão a serem impactados de forma negativa pelas mudanças climáticas, conforme Aggarwal et al. (2019), variáveis climáticas assumem fundamental papel na dinâmica inflacionária do país.

Nesse sentido, cabe destacar sobretudo o impacto da emergência climática na instabilidade do regime de chuvas, dado que conforme a argumentação de Bautista, Pacheco e Dubrovina (2019), em economias em desenvolvimento, os riscos climáticos que dizem respeito ao aspecto hidrometeorológico se caracterizam por assíduos efeitos catastróficos, tanto para a agricultura, quanto para segurança alimentar. Posto que, segundo Pontes et al. (2023) variações na quantidade e na frequência de precipitação afetam a produtividade das propriedades rurais, uma vez que tanto chuva excessiva, quanto períodos de seca, impactam negativamente a produção, diminuindo a oferta de alimentos, fazendo com que seus preços apresentem tendência de elevação.

Por exemplo, de acordo com Diz, Serigatti e Possamai (2024), entre abril de 2023 e março de 2024, a alta nos alimentos no Brasil foi explicada, ao menos em parte, pelo efeito El Niño, responsável por volume de chuva atípico, superior ao tradicional. De modo análogo, Casas (2023) atribuí ao efeito La Niña, responsável por chuvas não esperadas e inundações, perdas de safras na Colômbia no ano de 2022. Dessa forma, modelos de produtividade agrícola futura passam a ser marcados por muitas incertezas, o que limita sua capacidade de previsibilidade, de modo que decisões de adaptações e a formulação de expectativas neles baseados, ficam ainda mais complexas, como ressaltam os trabalhos de Cuadra et al. (2018) e Campbell et al. (2018).

No Brasil, conforme IPEA (2023), a variação dos preços dos alimentos foi responsável por quase 50% do IPCA acumulado em 2022. O que revela o grande peso que os alimentos possuem na inflação brasileira. Assim sendo, cabe destacar que a inflação de alimentos no país, conforme a revisão de literatura de Santos (2024), é influenciado sobretudo pelos seguintes fatores:

- (a) Preços internacionais de fertilizantes: Ogino e Gasques (2023) apontam econometricamente essa relação, haja vista que na análise do choque dos preços dos fertilizantes minerais sobre a área plantada, observou-se que o impacto de 1% tem

efeito negativo na área plantada de -0,06% no momento do choque, estabilizando em -0,30%. Com menor área plantada, a oferta tende a cair, elevando preços.

- (b) Choques de origem climática: Oliveira (2022) a partir de método de regressão econométrica com dados em painel de efeitos fixos, encontra resultados que apontam que os desvios de temperatura e precipitação em relação à média anual aumentam consideravelmente as taxas de inadimplência, as quais estão fortemente atreladas a redução da produção agrícola. De forma mais específica, um exemplo é encontrado no trabalho de Bento et al. (2020), haja vista que seus resultados demonstram que o fenômeno La Niña é capaz de reduzir a produção e exportação de soja, causando aumento de seu preço real.
- (c) Preço das *commodities*: Araújo e Modenesi (2010) entendem que considerando à forte participação de insumos estrangeiros na economia brasileira, um processo de aumento no preço de *commodities* repercute como um choque de ofertas, que por sua vez gera pressões inflacionárias.
- (d) Taxa de câmbio: O câmbio é variável fundamental para a oferta de alimentos, pois, impacta o setor agropecuário tanto pelos custos de produção via insumos importados (Barros; Castro, 2021), quanto pelo caráter do setor de exportador, que faz que sua renda dependa fundamentalmente dessa variável, fazendo com que o câmbio se torne variável chave inclusive para a decisão de área cultivada (Nakano, 2008). Tal relação é demonstrada de forma empírica por Nakano (2008) que informa que a área plantada diminuiu da safra de 1994/95 a 1997/98, coincidentemente com o período de apreciação cambial que ocorre logo após o Plano Real<sup>2</sup>; a partir do processo de desvalorização cambial ocorrida a partir de janeiro de 1999, a atividade agropecuária respondeu também expandindo consideravelmente a área plantada, passando de 35 milhões de ha., em 1997/98, para 49 milhões de ha., em 2004/05.

Os fatores acima são capazes de reforçar a variabilidade do processo inflacionário, influenciando desproporcionalmente às expectativas de inflação, e por consequência, a inflação geral, conforme aponta Kohlscheen (2022).

---

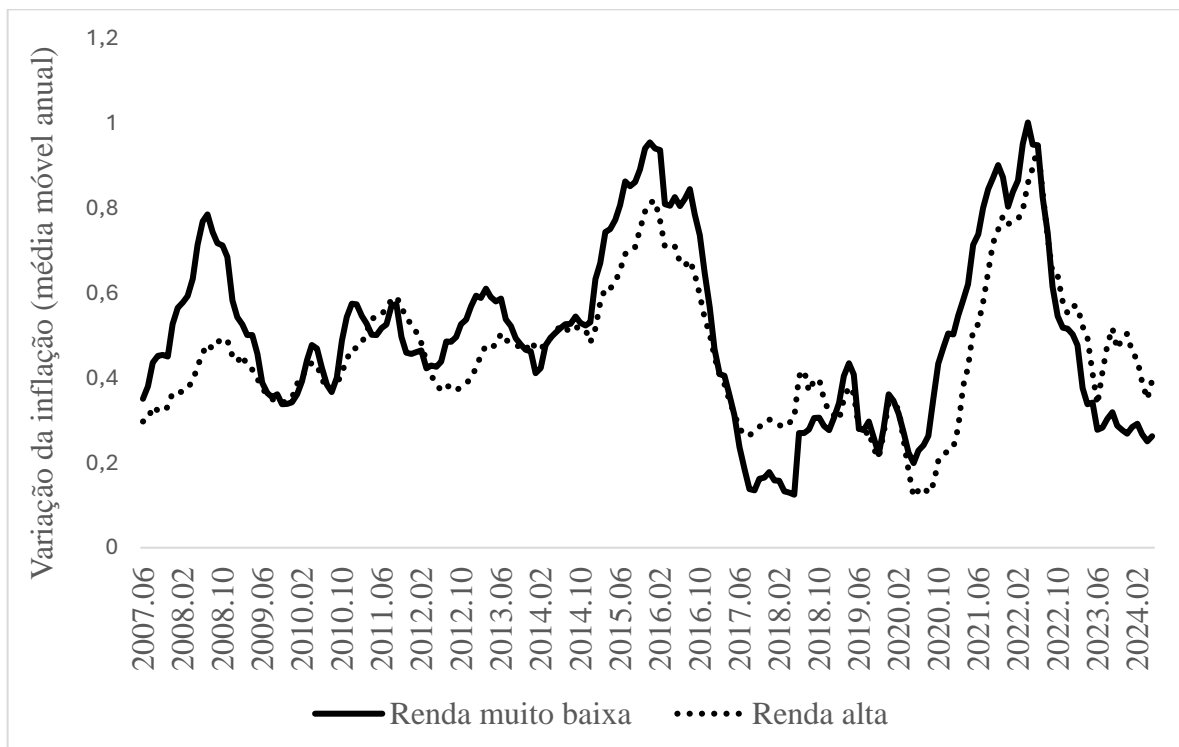
<sup>2</sup> O Plano Real foi um conjunto de reformas econômicas realizadas durante o governo Itamar Franco na década de 1990 com vista a estabilizar e controlar a dinâmica inflacionária do Brasil que culminou com o lançamento de uma nova moeda, o real, em 1º de julho de 1994 (Banco Central do Brasil, 2024). Para maiores informações acerca das dimensões e impactos do Plano Real, sugere-se consultar Ianoni (2009).

## 2.2 A inflação como fenômeno heterogêneo entre as distintas faixas de renda

O entendimento de que a inflação não é um fenômeno homogêneo para toda a população, como ressaltam Possidonio (2021), bem como, Weiss e Sampaio (2022), não se trata de apontamento recente na literatura, sendo ao contrário um entendimento já consagrado. Dessa forma, o centro da discussão acadêmica atual é a origem dessa heterogeneidade, que conforme Possidonio (2021) diz respeito não só a própria renda, mas também ao fato da cesta de consumo diferir quanto a itens e acesso nas distintas classes, fazendo com que os consumidores de diferentes classes respondam de modo diferente a choques de inovação tecnológica e de *mark up*, por exemplo.

Tal entendimento, não obstante, encontra respaldo nos dados brasileiros, posto que como explicita o gráfico 1, fica evidente que os mais pobres costumam sofrer com taxas maiores de inflação, bem como, mais instáveis, como no período entre meados de 2020 e 2021, devido aos desarranjos causados pela pandemia.

Gráfico 1- Séries histórica da média móvel (12 meses) da inflação nas faixas de renda extremas no Brasil entre julho de 2006 e maio de 2024



Fonte: Elaboração própria com dados do Ipea data.

Assim sendo, num contexto de inflação distinta entre os estratos sociais, como argumentam Lino e Braz (2018), é possível notar a presença do clássico conceito das ciências

econômicas conhecido como Lei de Engel<sup>3</sup>, o qual defende que as famílias de menor renda reservam a maior parte de seu dispêndio à alimentação, ao passo que as que de maior renda reservam parcela alta de seu dispêndio à educação, saúde e lazer.

Tal teoria tem forte aderência com a realidade brasileira, haja vista que de acordo com Barros (2021), a Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) de 2017/2018 demonstrou que nas famílias que compõem os 10% mais ricos do país, os gastos mensais *per capita* com lazer e viagem chegam à quantia de R\$ 26,43 por pessoa, ao passo que nas famílias que formam os 10% com menor renda, esse gasto, *per capita*, foi de somente R\$ 0,84.

Também em conformidade com a teoria, de acordo com a Agência IBGE Notícias (2019) na POF de 2017/2018, as famílias com renda de até 2 salários mínimos (R\$ 1.908,00) destinavam 22% de seu orçamento familiar à alimentação, enquanto as famílias com renda superior a 25 salários mínimos (R\$ 23.850,00), destinavam apenas 7,6% do orçamento à alimentação. Sendo que para as famílias que compõem o extrato social de maior renda, o dispêndio com alimentação (R\$ 2.061,34) superava em mais que o triplo o valor médio do total das famílias do país (R\$ 658,23) e em mais de seis vezes o valor do extrato social com menor renda (R\$ 328,74).

Nesse sentido, a inflação de alimentos tem impacto maior na corrosão do orçamento das famílias mais vulneráveis. Como consequência, a quantidade e a qualidade dos alimentos adquiridos, em termos nutricionais, tendem a cair. O que, como ressaltam Maluf e Speranza (2013), assim como, Baccharin et al. (2022), pode implicar na elevação da insegurança alimentar, ou seja, no não acesso regular e permanente a alimentos de qualidade, em quantidade suficiente, sem comprometer o acesso a outras necessidades essenciais (Brasil, 2006).

No contexto recente brasileiro, ao se desagregar a inflação de março de 2024, nota-se que a maior parte da evolução dos preços - 21,3% - é oriunda do setor de alimentação, segundo análise de Diz, Serigati e Possamai (2024). Frente a esse cenário, tal problemática ganha ainda mais relevância, evidenciando, assim, a necessidade de estudos, como o presente, que versem sobre a inflação por faixas de renda.

### **2.3 Formação do preço dos produtos alimentares agropecuários**

---

<sup>3</sup> Conforme Houthakker (1957), em 1857 Ernst Engel (1821-1896) publicou um estudo, em que com base em 200 orçamentos de trabalhadores belgas, concluiu que proporção do orçamento gasto com alimentos cai à medida que a renda cresce.

Uma vez explicitada na seção anterior, o peso que os alimentos têm na inflação, compete apontar alguns fatores determinantes na formação dos preços dos principais produtos alimentares agropecuários, já que os aspectos relativos à formação de preços variam consideravelmente de um setor para outro, como ressaltam Cruz e Monteiro (2023).

Por exemplo, na atividade agropecuária, como resalta Campos (2003), flutuações de preços fazem com que a tomada de decisões seja de plantio ou criação de animais, seja de venda ou de atividade especulativa, estejam sob situações de incerteza. De modo que, nas atividades agropecuárias, são expressivos os riscos de preço e de renda. De maneira que os agentes econômicos envolvidos com esses mercados estão sujeitos a períodos de lucros extraordinários e períodos de significativos prejuízos, capazes de gerar inclusive o abandono da atividade rural (Campos, 2003).

Nesse sentido, tomando como referência os apontamentos de Barros e Castro (2021), no quadro 1 estão descritos os principais aspectos que exercem influência na formação de preço dos 3 grupos de alimentos de interesse do presente trabalho.

Quadro 1 - Principais Fatores envolvidos na formação de preços agropecuários por grupo de produto

Grãos	Produtos da pecuária	Hortifrutícolas
Preços internacionais	Choques climáticos	Alta perecibilidade
Taxa de câmbio	Choques de demanda externa	Sazonalidade
Choques climáticos	Choques de demanda interna	Ciclo curto
		Choques climáticos

Fonte: Elaboração própria com base nos apontamentos de Barros e Castro (2021).

Pela análise do quadro 1, nota-se, em primeiro lugar, que choques de origem climática são capazes de afetar preços agropecuários dos três grupos de mercadorias analisados. Tal entendimento age no sentido de corroborar os apontamentos de Bautista, Pacheco e Dubrovina (2019) e Pontes et. al (2023), que defendem que o fator climático influencia duramente a inflação de alimentos no Brasil, como visto na seção 2.1. Em segundo lugar, nota-se que fatores relativos aos preços internacionais e ao câmbio afetam consideravelmente o grupo dos grãos. Elemento este que pode estar associado ao fato de milho e soja, por exemplo, serem relevantes elementos da pauta exportadora do Brasil, como enfatiza Mota (2020).

Em terceiro lugar, verifica-se que produtos da pecuária estão fortemente ligados a choques de demanda seja interna, seja externa, o que se atrela a fatores como a alterações no

poder de compra e preferências da população (Baccarin; Oliveira, 2020), bem como, a alterações em acordos e barreiras internacionais (Barros; Castro, 2021). Em quarto lugar, analisando o quadro 1, verifica-se que são fatores de influência do preço dos hortifrutícolas aspectos como perecibilidade, sazonalidade e tamanho do ciclo produtivo, fatores capazes de impactar custos administrativos, de instalação da lavoura, transporte, armazenamento e distribuição dos produtos de hortifruti, como pontuam Aliotte, Filassi e Oliveira (2021), Barros e Castro (2021) e Vilela e Luengo (2017).

Não obstante, a análise de um modo geral do quadro 1 indica que os preços de produtos agropecuários estão direta e fortemente ligados ao custo do produtor rural. Nesse sentido, tomando por base os entendimentos de Marion e Segatti (2005), compete mencionar e exemplificar os principais fatores que impactam o custo da produção agropecuária, os quais estão organizados nas alternativas que se seguem:

- (a) Alterações na política agrícola no país: A inserção ou a remoção de políticas, como preços mínimos, estoques reguladores, crédito, subsídios, entre outros afetam os seguros e o financiamento das propriedades, afetando por consequência quantidade produzida e preços ao produtor. Por exemplo, Cardoso e Teixeira (2013) demonstraram a partir da Matriz de Insumo Produto (MIP) da economia brasileira de 1995, atualizada para 2004, que a política de crédito rural no Brasil foi capaz de estimular todos os elos do agronegócio, afetando positivamente produção, exportações e a expansão da agroindústria, de tal forma que a política está ligada a ganhos de competitividade agrícola (por meio de preços) nos mercados externos. Nesse sentido, cabe ressaltar também a conclusão de Borges e Parré (2021), de que o impacto do crédito rural em sua totalidade sobre o produto agropecuário foi de 0,20%, entre 1999 e 2018.
- (b) Inflexões na demanda causadas pelo estabelecimento de barreiras fiscais ou fitossanitárias: Por exemplo, de acordo com Barros e Castro (2021), dentre as causas para a queda na vantagem brasileira de preços pecuários entre 2016 e 2018, destacam-se embargos russos à carne suína de origem brasileira em 2017 e 2018, bem como, o embargo da União Europeia a vários frigoríficos do Brasil em 2018.
- (c) Inflexões na demanda causadas por mudanças na renda ou hábitos dos consumidores: Baccarin e Oliveira (2020), exemplificam bem o impacto desses fatores ao pontuar que: (i) o aumento do consumo per capita em nações muito populosas, como China e Índia estão fortemente associados ao crescimento da renda nesses países; (ii) a este fenômeno liga-se a uma alteração nos hábitos de consumo,

qual seja, a maior prevalência de proteínas animais na dieta da população, que exige maior produção de grãos para feitura de rações para a prática da pecuária.

- (d) Inflexões na oferta, causadas por alterações na disponibilidade ou no preço dos insumos: Quanto aos insumos, vale mencionar alguns casos brasileiros : (i) os fertilizante, ou seja, um dos insumos principais, são majoritariamente oriundos do exterior (Castro; Silva; Gillio, 2020), fazendo com que seus preços estejam sujeitos à conjuntura externa, sendo influenciado por exemplo, por variações de câmbio e conflitos (Ogino; Gasques, 2023); (ii) impacto dos combustíveis, Oliveira e Cechin (2021) afirmam que altas no petróleo, que podem ser potencializadas pela alta do dólar uma vez que o barril é negociado nessa moeda, impactam os custos produtivos e de transporte de alimentos; (iii) Mão de obra, a disponibilidade ou não de trabalhadores também afeta a produção agrícola, por exemplo, Oliveira e Cechin (2021) consideram que um dos efeitos da pandemia do Covid-19 foi reduzir a disponibilidade de trabalhadores no campo em diversas etapas da produção de alimentos (plantio, cultivo, colheita, processamento), afetando por consequência os preços; (iv) impactos na área disponível para plantio ou criação de animais, Bacarrin e Oliveira (2020) afirmam que um das causas que dificultam o crescimento da oferta de alimentos reside na maior destinação de área agrícola para produção de biocombustíveis.
- (e) Inflexões na oferta causadas pelo comportamento climático: Um cenário de emergência climática, como vivido hoje não só ocasiona quebras de safra, mas também exige uma série de medidas, tais quais maior uso de aquíferos, tecnologias para coleta, armazenamento e uso de precipitação, técnicas agroflorestais e técnicas de “*Land Sparing*” (terras poupadoras), recursos que de modo geral elevam o custo do produtor, segundo Cuadra et al (2018).
- (f) Perecibilidade: Produtos agrícolas mais perecíveis, como o caso das hortaliças, como pontuam Vilela e Luengo (2017), exigem a adoção de medidas como a instalação da produção no entorno dos centros urbanos, o que pode ampliar o custo da terra, por exemplo.
- (g) Tamanho do ciclo produtivo: O tamanho do ciclo produtivo também impacta os custos do produtor, por exemplo, conforme Vilela e Luengo (2017), no caso das hortaliças, o fato do ciclo de cultivo tender a ser curto implica na possibilidade várias produções no ano e em fluxo de caixa bastante favorável ao produtor.

Entretanto, no que tange ao custo do produtor rural, vale um adendo, conforme Rámiz (1988), além dos fatores elencados e descritos acima, os custos de produção agropecuários se veem diretamente impactados por pontos que variam de produtor para produtor como: tipo de sistemas de cultivo, modelo agrícola adotado pelo produtor, utilização intensiva ou não de tecnologia; uso de fatores mais ou menos eficientes, intensidade produtiva; volume de produção e preço dos fatores.

Frente aos parágrafos acima, fica claro que os produtos agropecuários têm variabilidade mais elevada que as demais mercadorias. Dado que recorrentemente sofrem com choques de oferta frequentes de difícil previsibilidade, que dificultam a tomada de decisão de planejamento e têm de atender a uma demanda bastante inelástica, dada a essencialidade de seus produtos, como apontam Freitas e Sáfadi (2015) e Barros e Castro (2021).

Tal cenário de incerteza e instabilidade repercute nos determinantes inflacionários, tanto diretamente, via choques de oferta, quanto indiretamente em interações com os demais determinantes da dinâmica inflacionária, como a expectativa de inflação, o produto da economia e flutuações cambiais, como visto na seção 2.1.

Logo, compreender como os preços agropecuários dentro da porteira — ou seja, no nível do produtor, no primeiro elo da cadeia de produção de alimentos — influenciam a inflação e, conseqüentemente, o poder de compra nos extremos sociais da população brasileira é especialmente importante. Assim, estudos como o presente tornam-se essenciais, pois seus resultados podem embasar futuras pesquisas e fundamentar políticas de subsídios ao produtor e de combate à fome.

### 3. METODOLOGIA

Essa seção busca expor os modelos definidos, os dados utilizados, bem como os procedimentos de estimação usados, visando cumprir o objetivo proposto.

#### 3.1 O modelo e os dados

O modelo proposto no presente trabalho baseia-se na Curva de Phillips Novo-Keynesiana, uma vez que, em primeiro lugar, a Curva de Phillips integra a maioria das análises, estudos e projeções realizados pelos Bancos Centrais ao redor do mundo, especialmente os que adotam regime de metas de inflação (Heargreaves, Kite e Hodgetts, 2006). Em segundo lugar, a curva Novo-Keynesiana tem forte aderência aos dados provenientes da economia brasileira, como comprovam os trabalhos de Mendonça, Sachsida e Medrano (2012) e Aragón e Medeiros (2017).

Ademais, trabalhos recentes de proposta análoga, como o de Carrara e Barros (2016), que averiguaram a influência dos preços dos hortifrutícolas no IPCA, e o de Carrara (2024), que analisou os repasses do preço do petróleo para a inflação brasileira entre 2014 e 2023, também se pautaram na versão Novo-Keynesiana da Curva de Phillips. Cuja abordagem parte do pressuposto de que a inflação é função das expectativas racionais e da evolução esperada dos custos marginais reais, como asseveram Cogley e Sbordonne (2006).

Conforme Triches e Feijó (2017), a estrutura simples proposta para a curva híbrida a partir de proposta do Bacen (2000) envolve as seguintes variáveis: (i) logaritmo da taxa de inflação; (ii) utilização da capacidade instalada da indústria, que funciona como *proxy* para o hiato do produto; (iii) o logaritmo do índice de preços ao produtor externo; (iv) logaritmo da taxa cambial nominal; (v) o repasse cambial. Todavia, tal formulação não é capaz de exprimir as especificidades da persistência do processo inflacionário. Nesse sentido, trabalhos como o de Triches e Feijó (2017) e Carrara e Barros (2021) adicionam variáveis complementares ao modelo para alcançar os objetivos de suas propostas.

Dessa forma, no presente estudo, com base na revisão da literatura, especialmente no capítulo 2.1, os modelos estimados para a inflação foram ampliados para incluir, além de variáveis análogas as presentes na estrutura tradicional — como o hiato do produto, preços de *commodities* internacionais e câmbio —, o componente inercial da inflação via expectativa inflacionária, os choques hidrometeorológicos, representados pela *proxy* de precipitação, e os preços internos ao produtor agropecuário, cerne desta análise. Assim, os modelos estimados

para a inflação das classes de renda muito baixa e renda alta seguem, respectivamente, as equações (1) e (2).

$$\begin{aligned}
 imb_t = & \sum_{j=1}^n \alpha_{1j} imb_{t-j} + \sum_{j=1}^n \beta_{1j} expec_{t-j} + \sum_{j=1}^n \delta_{1j} e_{t-j} + \sum_{j=1}^n \varphi_{1j} ippag_{t-j} + \sum_{j=1}^n \gamma_{1j} ippap_{t-j} + \sum_{j=1}^n \lambda_{1j} ippah_{t-j} \\
 & + \sum_{j=1}^n \eta_{1j} ch_{t-j} + \sum_{j=1}^n \theta_{1j} pc_{t-j} + \sum_{j=1}^n \vartheta_{1j} e_{t-j} + \sum_{j=1}^n \phi_{1j} h_{t-j} + \varepsilon_t \quad (1)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 ia_t = & \sum_{j=1}^n \alpha_{1j} ia_{t-j} + \sum_{j=1}^n \beta_{1j} expec_{t-j} + \sum_{j=1}^n \delta_{1j} e_{t-j} + \sum_{j=1}^n \varphi_{1j} ippag_{t-j} + \sum_{j=1}^n \gamma_{1j} ippap_{t-j} + \sum_{j=1}^n \lambda_{1j} ippah_{t-j} \\
 & + \sum_{j=1}^n \eta_{1j} ch_{t-j} + \sum_{j=1}^n \theta_{1j} pc_{t-j} + \sum_{j=1}^n \vartheta_{1j} e_{t-j} + \sum_{j=1}^n \phi_{1j} h_{t-j} + \varepsilon_t \quad (2)
 \end{aligned}$$

Em que:

- i) *imb*: refere-se à inflação doméstica para a faixa de renda muito baixa, que diz respeito à renda familiar, calculada em junho de 2021, menor que R\$ 1.808,79 (fonte: Ipeadata).
- ii) *ia*: refere-se à inflação doméstica para a faixa de renda alta, que diz respeito à renda familiar, calculada em junho de 2021, maior que R\$ 17.764,49 (fonte: Ipeadata).
- iii) *expec*: refere-se à expectativa de inflação no mês presente para o próximo mês, sendo a medida agregadora das expectativas a mediana (fonte: Sistema de Expectativas do Banco Central).
- iv) *ippag*: refere-se ao índice de preços ao produtor para grãos, que engloba os seguintes produtos: algodão, arroz, milho, soja e trigo (fonte: Cepea).
- v) *ippap*: refere-se ao índice de preços ao produtor para produtos da pecuária, que engloba os seguintes produtos: boi gordo, frango vivo para corte, suíno vivo, leite e ovos (fonte: Cepea).
- vi) *ippah*: refere-se ao índice de preços ao produtor para produtos hortifrutícolas, que engloba os seguintes produtos: tomate, batata, banana, uva e laranja (fonte: Cepea).
- vii) *ch*: refere-se a *proxy* para quantidade de chuva (milímetros), tal variável foi construída pelo autor, a partir de dados do INMET.
- viii) *pc*: refere-se ao preço internacional das commodities alimentares e bebidas (fonte: FMI).
- ix) *e*: refere-se à taxa de câmbio R\$/US\$ - comercial – compra média. Série 3706 (Fonte: Sistema de séries temporais do Banco Central).
- x) *h*: refere-se ao hiato do produto, calculado com base na seguinte fórmula: (PIB real- PIB potencial) / (PIB potencial) (Fonte do PIB real: PIB mensal – valores correntes – série

4380 do Sistema de séries temporais do Banco Central) (Fonte do PIB potencial: estimação via filtro de Hodrick –Prescott).

Quanto as séries temporais acima é imperioso ressaltar que todas são mensais e que, na construção dos modelos, os dados foram utilizados no formato de índice e que sobre tais índices foi aplicado o logaritmo, como recomenda Enders (2004).

Em complemento, cabe pontuar aspectos no tange à periodicidade das séries de dados utilizados, nesse sentido é importante destacar que todas as séries se iniciam em janeiro de 2007 e se estendem até março de 2024. Esse período foi escolhido pois, na base de dados do Ipeadata, 2007 é o primeiro ano a apresentar dados de inflação por faixa de renda para todos os meses, e março de 2024 era o último mês com dados disponíveis, no momento da elaboração do trabalho. Em vista disso, uma vez que para a estimação aqui proposta é necessário que as séries abranjam o mesmo intervalo temporal, esse mesmo intervalo foi usado em todas as demais variáveis, bem como para a construção da variável de precipitação *ch*.

No que tange a variável *ch*, referente à quantidade de chuva em milímetros, como se trata de uma variável construída pelo autor, convém destacar como se deu seu desenvolvimento. Nesse sentido, cabe pontuar que para a construção da variável, com base nas metodologias dos índices de preço ao produtor do CEPEA, o autor identificou as localidades onde os preços são coletados, quais sejam: São Paulo (capital), Belo Horizonte (capital) e Rio de Janeiro (capital) Araraquara, Bebedouro, Limeira, Catanduva, Mogiana, São Miguel Arcanjo, Marialva, Vale do São Francisco, Jales, Norte do Paraná, Pilar do Sul, Pirapora, Porto Feliz, Campinas, Rosário do Ivaí, Sorriso, Sinop e Lucas do Rio Verde .

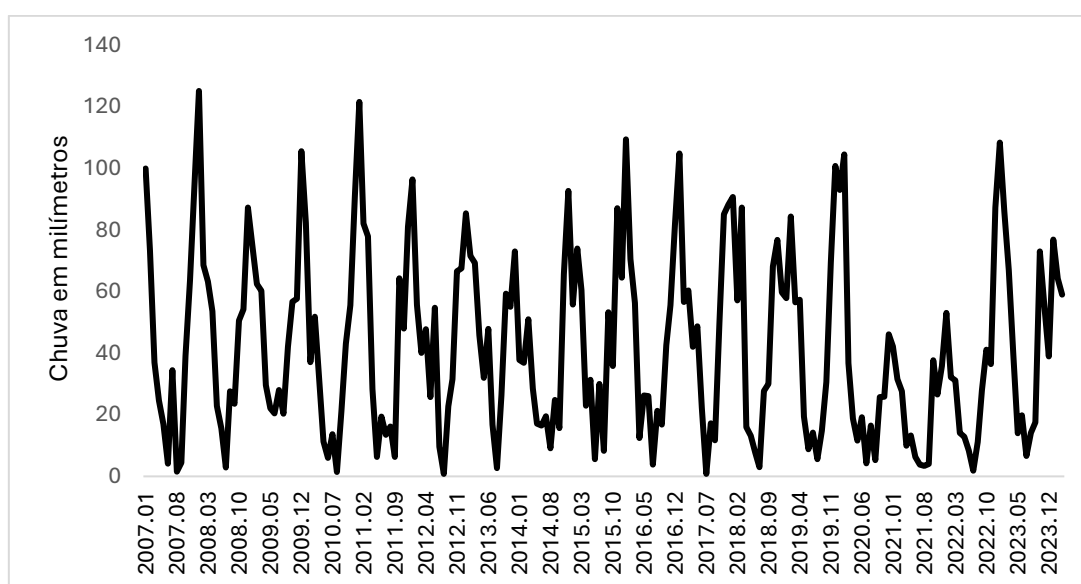
Em seguida, buscou-se as estações meteorológicas nesses municípios ou as mais próximas, sendo elas: Rio de Janeiro (Estação do Forte de Copacabana) (RJ), São Paulo (Estação do Mirante) (SP), Franca (SP) (usada quando os dados de Bebedouro não estavam disponíveis), Bebedouro (SP), José Bonifácio (SP), São Miguel Arcanjo (SP), Jales (SP), Sorocaba (SP), Itapeva (SP) (usada quando os dados de Sorocaba não estavam disponíveis), São Carlos (SP), Piracicaba (SP), Pirapora (MG), Belo Horizonte (Estação da Pampulha) (MG), Maringá (PR), Ivaí (PR), Sorriso (MS), Sinop (MS) e Petrolina (PE). Os dados de chuva horária disponibilizados pelo INMET nessas estações foram então somados e foi calculada a média mensal para a construção da variável.

Um adendo relevante é que, frequentemente, essas estações apresentaram períodos sem leituras disponíveis ou com erros na medição ou transmissão dos dados. Nessas situações, o valor considerado para a soma foi zero, uma vez que este é o valor mais recorrente.

Vale destacar, em complemento, algumas limitações identificadas na construção dessa variável: (i) os furos; (ii) as aproximações geográficas e (iii) o fato de mais ou menos chuva afetar de modo distinto as diferentes culturas agropecuárias abordadas.

Entretanto, como explicita a análise do gráfico 2, feito a partir da variável construída *ch*, a série apresenta sazonalidade, como esperado para uma série climática. Tal característica indica bom ajuste da série para o objetivo proposto.

Gráfico 2 - Séries histórica da variável “*ch*” construída pelos autores a partir dos dados de precipitação do INMET



Fonte: Elaboração própria com dados da variável *ch*, construídos a partir dos dados do INMET.

Vale frisar que uma alternativa a construção dessa proxy seria a utilização do Oceanic Niño Index (ONI)<sup>4</sup> nos modelos. Uma vez que, como salienta o Banco Central do Brasil (2019), os efeitos El Niño e La Niña estão associados a alterações nos regimes de chuvas no Brasil, fazendo com que o ONI, sobretudo em sua versão ao quadrado, surja como variável pertinente para modelagens concernentes a inflação de alimentos.

Entretanto, como o ONI se concentra nas temperaturas da superfície do mar no Pacífico, esse índice não traduz diretamente os impactos pluviométricos em regiões específicas ou locais. Assim, neste trabalho, optou-se pela *proxy* estruturada acima descrita, sob a justificativa de que ela se relaciona de forma mais direta com a precipitação, uma vez que se baseia nos dados do

<sup>4</sup> O Oceanic Niño Index (ONI), de autoria da agência governamental americana National Oceanic and Atmospheric Administration (NOAA), trata-se de um índice normalizado de oscilação nas temperaturas superficiais do Oceano Pacífico Equatorial, usado para apontar a ocorrência de El Niño (quando o indicador supera 0,5 na média dos três últimos meses) e La Niña (quando a média móvel trimestral é menor a -0,5) (Lindsey, 2009).

INMET, referentes à quantidade de chuva em milímetros nas regiões onde são coletados os índices de preços ao produtor do CEPEA, que constituem o cerne da análise.

### 3.2 Método de estimação

Para a realização da estimação, inicialmente, foram implementados os testes auxiliares mandatórios, responsáveis por averiguar se as séries temporais apresentam as características necessárias para que possam ser estimadas de modo conjunto. Para tanto, recorreu-se a análise de estacionariedade, com base na qual obtém-se a ordem de integração da série, de acordo com Fochezatto et al. (2010).

Uma série temporal é dita estacionária, de acordo com Gujarati (2006), caso os dados aleatórios variem em torno de um valor constante. Isto se verifica quando os parâmetros de distribuição de probabilidade: média, que mensura o valor médio dos dados; variância, que mensura o nível de dispersão dos dados em relação ao valor médio; e covariância, que mensura o nível de dispersão entre um dado e seu subsequente, não variam no decorrer do tempo (Gujarati, 2006).

Frente a isso, torna-se imprescindível a averiguação da existência de raiz nos operadores de retardos dentro do círculo unitário através de testes de estacionariedade, como enfatizam Reimbold et al (2017). No presente trabalho, a análise de estacionariedade foi realizada a partir de 3 testes distintos, abaixo descritos:

- (a) Teste ADF-GLS (Elliot, Rothenberg & Stock, 1996): Tal teste trata-se de uma variação do teste ADF que se baseia na metodologia de Mínimos Quadrados Generalizados (MQG) para filtrar previamente os componentes determinísticos da série (Elliot, Rothenberg & Stock, 1996). Neste teste, testa-se a hipótese nula de que a série apresenta raiz unitária, ou seja, não é estacionária contra a hipótese alternativa de que a série não tem raiz unitária, sendo, portanto, estacionária (Elliot, Rothenberg & Stock, 1996). A realização do teste, feito com base na estatística  $t$  de Student, conforme Silva Neto (2011), divide-se em 2 etapas, quais sejam: (i) extração dos componentes de tendência da série; (ii) utilização dos métodos Dickey Fuller (DF) ou Dickey Fuller Aumentado (ADF). Se a estatística  $\tau$  (Dickey-Fuller, 1979) calculada no teste ADF, superar o valor absoluto tabulado por Dickey-Fuller, a hipótese nula deve ser acatada e, portanto, a série é não estacionária, como enfatiza Reimbold et al. (2017).

- (b) Teste KPSS (Kwiatkowski et al., 1992): Trata-se, conforme Maddala e Kim (1998), de um tipo de teste confirmatório na verificação da ordem de integração, feito visando ampliar a robustez da análise e reduzir a incerteza do teste ADF-GLS. De acordo com Reimbold et al. (2017), ao contrário do teste ADF-GLS, neste teste, testa-se a hipótese nula de que a série não apresenta raiz unitária, ou seja, é estacionária contra a hipótese alternativa de que a série tem raiz unitária, sendo, portanto, não estacionária. Seu teste de hipótese, baseia-se na estatística LM (Wang, 2006).
- (c) Teste Zivot-Andrews (Zivot e Andrews, 2002): Conforme Proque (2019) sob o entendimento de que tratar quebras estruturais como exógenas seria capaz de gerar resultados incorretos, Zivot e Andrews desenvolveram o modelo de autoria de Perron (1989) para averiguar a estacionariedade na presença de quebra estrutural. Suas hipóteses nulas seguem o mesmo formato do ADF-GLS (Zivot, Andrews, 2002).

Reimbold et al. (2017) frisa que cruzando-se os resultados dos distintos testes, garante-se uma conclusão mais confiável e precisa quanto a estacionariedade. Caso as séries sejam considerados como não estacionárias, exige-se que sejam realizadas transformações nas mesmas, de modo a tornar a variância dos dados constante ao longo do tempo. Para tanto, o procedimento usual é realizar sucessivas diferenças do tipo:  $Y_t = Y_t - Y_{t-1}$ , em que a cada nova transformação os testes devem ser refeitos para averiguar se a série se tornou estacionária.

Posta tal análise, deve-se avaliar a existência, ou não, de cointegração entre as séries do modelo, isto é, se existe relação de longo prazo entre as variáveis. Para tanto, o presente estudo recorreu ao teste proposto por Johansen (1988). Tal escolha residiu no fato de que de acordo com Enders (2004), o teste de Johansen verificar a existência de mais de um vetor de cointegração, tornando-o mais adequado a presente análise do que, por exemplo, a abordagem de Engle Granger (1987), que verifica a existência de apenas um vetor de cointegração (Enders, 2004).

O teste de Johansen, em síntese, busca determinar o número de vetores de cointegração e pode ser executado tanto através teste do traço quanto através do teste de raiz máxima. Em ambos os testes, testa-se a hipótese nula de que não existem vetores de cointegração entre as variáveis ( $r = 0$ ) contra a hipótese alternativa de que há ao menos uma relação de cointegração entre as variáveis ( $r > 0$ ). Na análise do teste, avalia-se se a estatística do teste supera o valor crítico para descartar a hipótese nula e admitir a presença de cointegração entre as variáveis (Enders, 2004).

Caso o número de vetores de cointegração seja maior que zero e menor que o número de variáveis do modelo, o método de estimação mais adequado a ser desenvolvido é o de Vetores Autorregressivos com Correção de Erros (VEC) (Enders, 2004). Como no presente trabalho os testes supracitados reportaram essa situação, o método de estimação desenvolvido foi justamente o de Vetores Autorregressivos com Correção de Erros (VEC).

Sobre tal método cabe ressaltar, de acordo com Enders (2004), que este integra o referencial de técnicas de séries temporais e entende que todas as variáveis presentes no modelo recebem influência de seus valores passados e dos valores atuais e passados das demais variáveis, o que o torna aderente ao objetivo proposto.

Dessa forma, como destacam Johnston e Dinardo (2001), um modelo VEC é semelhante a um modelo de Vetores Autorregressivos (VAR), que, em síntese, consiste em um sistema de equações, em que cada uma das variáveis componentes é função dos valores das demais variáveis no presente, dos seus valores e dos valores das demais variáveis defasadas no tempo, acrescida do termo de erro (Enders, 2004). Todavia, no caso do VEC, em todas as equações está contido um vetor de correção de erro, que corrige as relações de cointegração.

Nesse sentido, considerando a estrutura das modelagens do tipo vetores autorregressivos (VAR e VEC), um passo fundamental para sua aplicação é a definição do número de defasagens a serem utilizadas na estimação (Enders, 2004). No presente trabalho, para uma análise mais criteriosa, recorreu-se à avaliação de quatro critérios estatísticos para essa definição: AIC (*Akaike Information Criterion*), FPE (*Final Prediction Error*), HQ (*Hannan-Quinn Criterion*) e SC (*Schwarz Criterion*).

Em complemento, cabe destacar conforme Harris (1995), que a principal vantagem de se escrever o sistema em termos do modelo de correção de erros reside no fato de que dessa forma, são incorporadas tanto informações de curto prazo, como informações de longo prazo.

Vale frisar que para melhor ajustamento do VEC, realizou-se uma análise acerca da existência de quebras estruturais. Nesse sentido, cabe frisar conforme Stock e Watson (2004), que se admite que ocorreu uma quebra estrutural quando a série temporal sofreu uma ou mais mudanças no nível, na dispersão e/ou na inclinação. Fenômenos que podem estar associados a relevantes alterações na política econômica de um país ou a choques oriundos de forças externas (Stock e Watson, 2004).

A análise desse processo de alterações nos parâmetros nas séries é de basal centralidade em estudos aplicados que envolvem séries temporais, como o presente, pois, como enfatiza Hansen (2001) na presença de quebras estruturais, os parâmetros, caso não levem em conta essa informação, podem ficar viesados.

Para identificar-se os pontos de quebras estruturais no modelo, aplicou-se o teste de quebra de Bai-Perron (Bai e Perron, 1998), cuja forma operacional dá-se em 3 etapas: (i) a amostra é dividida em subamostras nos candidatos a pontos quebra; (ii) nas subamostras, estimam-se os parâmetros por mínimos quadrados ordinários (MQO), a partir do cálculo e armazenamento da soma dos quadrados dos resíduos (SQR); (iii) a partir dessa estimação, procura-se as datas das quebras que minimizam o SQR total, de toda a amostra (Hansen 2001). Como foram encontrados pontos de quebras em ambos os modelos estudados, para sua estabilização, recorreu-se a introdução de variáveis *dummies*, que buscam controlar esses períodos.

Não obstante, deve-se frisar que a especificações do VEC deram-se de acordo com o método da decomposição de Cholesky. Já que, conforme Lutkepohl (2005), a aplicação de tal procedimento no contexto de modelos de séries temporais impõe restrições à matriz de relações contemporâneas. Chegando, portanto, à uma ordenação estatística, permitindo que os autores coloquem primeiramente na equação do modelo as variáveis explicativas que conforme a literatura mais afetam a variável explicada, de modo a gerar resultados mais robustos e aderentes a literatura.

Nesse sentido, cabe destacar que a ordenação adotada segue a sequência apresentada nas equações presentes no capítulo 3.1, ou seja, da primeira para a última: (i) índices de inflação; (ii) expectativa de inflação; (iii) índices de preço ao produtor de grãos; (iv) índices de preço ao produtor de produtos pecuários; (v) índices de preço ao produtor de hortifrutícolas; (vi) proxy pluviométrica; (vii) preço internacional de commodities; (viii) taxa de câmbio; (ix) hiato do produto.

Essa ordenação foi baseada na relevância de cada variável para a análise, de modo que as séries foram dispostas da mais relevante para a menos relevante para a avaliação que se pretende fazer.

A partir do modelo VEC estimado foram gerados os principais resultados de interesse dessa análise, quais sejam, funções de impulso resposta e decomposição da variância do erro de previsão. Sobre os quais, deve-se pontuar, segundo Enders (2004), que com base na função de impulso-resposta, pode-se observar como uma variação ocorrida em uma das variáveis do sistema repercute nas demais no horizonte tempo e que com base na decomposição da variância do erro de previsão, pode-se notar qual a proporção da variância do erro de previsão para uma das variáveis se deve a ela mesma, e às demais que compõem o modelo (Enders 2004).

#### 4. RESULTADOS E DISCUSSÕES

Conforme visto no capítulo anterior, para aplicação do referencial metodológico de séries temporais, antes da estimação do modelo, deve-se investigar características básicas das variáveis que o compõem. Assim sendo, a primeira etapa do presente estudo dedicou-se a análise de estacionariedade para cada série temporal, buscando averiguar se as variáveis são estacionárias, isto é, se são capazes de dissipar o efeito de um choque ao longo tempo, mantendo-se estáveis sua média, variância e autocovariância. Para tanto, recorreu-se ao teste Zivot-Andrews, bem como, aos testes ADF-GLS e KPPSS, feitos tanto apenas com constante, quanto, com constante e tendência, e valendo-se do número de defasagens indicado pelo critério de informação Bayseano (BIC).

Os resultados dos testes estão contidos na tabela 1, a partir dela, verifica-se que nem todas as variáveis são estacionárias em nível, considerando 5% de significância, já que: (i) a variável relativa à expectativa de inflação foi considerada não estacionária em nível no teste KPPS na versão com constante e tendência; (ii) as variáveis relativas ao câmbio e ao preço internacional das *commodities* alimentares e bebidas foram consideradas não estacionárias em nível para o teste Zivot-Andrews, para ambas as versões do teste ADF-GLS e para a versão apenas com constante do KPPS; (iii) a variável concernente ao índice de preço ao produtor dos hortifrutícolas foi considerada não estacionária em nível para ambas as versões do teste KPPSS e para a versão apenas com constante do ADF-GLS; (iv) as variáveis tangentes aos índices de preço ao produtor de grãos e de produtos da pecuária foram consideradas não estacionárias em nível para todos os testes realizados.

Tabela 1 - Avaliação de estacionariedade: variáveis em nível

Variável	Teste Zivot-Andrews			Teste ADF-GLS		Teste KPSS	
	Valor <sup>A</sup>	Result. <sup>B</sup>		Valor <sup>C</sup>	Result. <sup>B</sup>	Valor <sup>D</sup>	Result. <sup>B</sup>
limb	-8,8011	E.	const.	-6,8307	E.	0,0956	E.
			const. + tend.	-6,8391	E.	0,0766	E.
lia	-9,3208	E.	const.	-7,1419	E.	0,0956	E.
			const. + tend.	-7,1312	E.	0,0873	E.
lexpec	-7,8149	E.	const.	-4,9195	E.	0,2222	E.

			const. + tend.	-4,9004	E.	0,2302	N.E.
lpc	-3,3589	N.E.	const.	-2,4560	N.E.	0,9194	N.E.
			const. + tend.	-2,6945	N.E.	0,3723	E.
le	-3,2601	N.E.	const.	-0,6752	N.E.	3,9240	N.E.
			const. + tend.	-3,0668	N.E.	0,3375	E.
lh	-9,4042	E.	const.	-8,6833	E.	0,0364	E.
			const. + tend.	-8,6655	E.	0,0352	E.
lippah	-5,4095	E.	const.	-0,9187	N.E.	3,7653	N.E.
			const. + tend.	-4,6369	E.	0,2402	N.E.
lippag	-3,8895	N.E.	const.	-1,3131	N.E.	3,5148	N.E.
			const. + tend.	-2,4307	N.E.	0,3539	N.E.
lippap	-4,5281	N.E.	const.	-1,0683	N.E.	3,9699	N.E.
			const. + tend.	-2,5530	N.E.	0,2734	N.E.
lch	-8,3078	E.	const.	-6,3754	E.	0,1037	E.
			const. + tend.	-6,3601	E.	0,0305	E.

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa no software R.

<sup>A</sup> Valores críticos: -4,82 a 10%, -5,08 a 5% e -5,57 a 1%.

<sup>B</sup> Resultados: N.E. = não estacionário e E.= estacionário, considerando 5% de significância.

<sup>C</sup> Valores críticos com constante: -3,46 a 10%, -2,88 a 5% e -2,57 a 1%. Valores críticos com constante e tendência: -3,99 a 10%, -3,43 a 5% e -3,13 a 1%.

<sup>D</sup> Valores críticos com constante: 0,347 a 10%, 0,463 a 5% e 0,739 a 1%. Valores críticos com constante e tendência: 0,119 a 10%, 0,146 a 5% e 0,216 a 1%. Fonte: software R segundo Kwiatkowski et al. (1992).

Frente a isso, foi aplicada a primeira diferença em todas as variáveis e então refeitos os testes, cujos resultados que estão contidos na tabela 5, presente em anexo, demonstram que todas as séries passaram a ser estacionárias, sendo, portanto, todas integradas de primeira ordem.

Como mencionado na metodologia, um passo relevante é a definição do número de defasagens a ser utilizado nas modelagens. Nesse sentido, compete mencionar que para ambos os modelos os critérios AIC (*Akaike information criterion*) e FPE (*Final Prediction Error*) recomendaram duas defasagens, enquanto, os critérios HG (*Hannan-Quinn criterion*) e SC (*Scharwz criterion*) recomendaram uma defasagem. Como os modelos têm um número considerável de variáveis, optou-se por estimá-los com duas defasagens.

Posta a análise de estacionariedade e a definição do número de defasagens, deve-se verificar a presença ou não de cointegração entre as variáveis do modelo, ou seja, se existe relação de longo prazo entre elas, para confirmar que estas podem de fato compor o mesmo modelo. Para tanto recorreu-se ao teste de Johansen, o qual foi implementado usando o número de defasagens indicados pelos critérios de AIC e FPE, que tanto para o modelo com inflação da faixa de renda muito baixa, como para o com inflação da faixa de renda alta foi de 2 defasagens.

Os resultados do teste de Johansen, via teste do traço para ambos os modelos, estão contidos na tabela 2. Analisando-os, nota-se que para os dois modelos, assumindo um nível crítico de 5% de significância, não se pode rejeitar a hipótese de existência de, no máximo, sete vetores, contra a hipótese alternativa de que existe mais de sete vetores de cointegração.

Tabela 2 - Resultados dos testes de Cointegração de Johansen: teste do traço

Hipótese Nula	Hipótese Alternativa	Modelo para renda muito baixa		Modelo para renda alta	
		Estatística do teste	Valor crítico para 5%	Estatística do teste	Valor crítico para 5%
r=0	r>0	455,6	202,92	470,05	202,92
r=1	r>1	344,33	165,58	339,4	165,58
r=2	r>2	243,08	131,7	239,53	131,7
r=3	r>3	157,05	102,14	168,43	102,14
r=4	r>4	99,31	76,07	102,12	76,07
r=5	r>5	65,01	53,12	65,56	53,12
r=6	r>6	38,13	34,91	36,52	34,91
<b>r=7</b>	<b>r&gt;7</b>	<b>14,03</b>	<b>19,96</b>	<b>13,03</b>	<b>19,96</b>
r=8	r>8	2,13	9,24	2,45	9,24

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa no software R.

Cabe ressaltar, que também foi realizada análise de cointegração via teste de raiz máxima para ambos os modelos, cujos resultados estão contidos na tabela 6 presente nos anexos, que também reportaram sete vetores. Portanto, conclui-se que as variáveis têm relação de longo prazo entre si, o que indica que a estimação do modelo deve ocorrer por meio da técnica de Vetores Autorregressivos com Correção de Erros (VEC).

Por fim, antes da estimação dos modelos, ambos foram submetidos ao teste de Bai-Perron, para se averiguar a existência de pontos de quebra, ou seja, períodos em que se pode identificar pontos de inflexão.

Foram identificados para os dois modelos, três pontos de quebra: (i) o primeiro ponto de quebra identificado foi, para ambos os modelos, outubro de 2013, a hipótese explicativa para esse resultado, é que a partir desse período a economia brasileira passou a enfrentar

desaceleração econômica, sobretudo devido à redução da demanda mundial por *commodities*, tal momento data o início do fim do período que ficou conhecido como *boom das commodities*; (ii) o segundo ponto de quebra identificado foi meados de 2016, mais precisamente maio para o modelo com renda alta e julho para o modelo com renda muito baixa, sendo a hipótese explicativa, o agravamento da crise política que afetou fortemente as expectativas e a confiança dos agentes no país e que culminou com o *impeachment* da presidente Dilma Roussef em agosto do mesmo ano; (iii) o terceiro período de quebra identificado foi meados de 2020, mais precisamente agosto para o modelo com renda alta e julho para o modelo com renda muito baixa, supõe-se que tal resultado decorre dos efeitos negativos na economia oriundos das medidas de restrição impostas frente à pandemia da Covid-19<sup>5</sup>. Considerando tais resultados, foram incluídas nos modelos variáveis *dummies* exógenas para controlar tais quebras.

Uma vez incluídas as variáveis *dummies*, foram estimados os dois modelos VEC, que foram submetidos a testes adicionais para análise do ajustamento. Nesse sentido, inicialmente analisou os modelos quanto à estabilidade, por meio das raízes unitárias das equações características que indicaram que todas as raízes ficaram dentro do círculo unitário, em módulo, mostrando, assim, que os dois modelos são estáveis.

Não obstante, ambos os modelos foram submetidos a testes adicionais de ajustamento, assim sendo, para análise de autocorrelação serial recorreu-se ao teste de Ljung-Box, cujos resultados expostos na tabela 7, presente nos anexos, indicaram que ambos os modelos apresentam autocorrelação serial para todas as defasagens testadas (5, 10, 15, 20, 25 e 30 defasagens).

Para análise de existência homoscedasticidade dos resíduos, recorreu-se ao ARCH: no modelo realizado para faixa de renda muito baixa, o p-valor encontrado foi de 7,77, ao passo que para o modelo realizado para faixa de renda, o p-valor encontrado foi de 1,75, logo, em ambos os casos, assumindo-se nível de significância de 5%, não se pode rejeitar a hipótese nula de homocedasticidade, logo, conclui-se pela ausência de heterocedasticidade. Cabe ressaltar, que os demais resultados do teste, como os valores da estatística deste, estão contidos na tabela 8, presente nos anexos.

Em complemento, também se analisou se os resíduos seguem distribuição normal, recorrendo, para tanto, ao teste Jacque-Bera, cujos resultados indicados na tabela 9, presente nos anexos, demonstraram que ambos os modelos têm resíduos com distribuição normal, na medida em que apresentaram p-valores maiores que 0,05, o que permite a não rejeição da

---

<sup>5</sup> Para maiores explicações quanto ao comportamento da economia brasileira entre 2011 e 2019, recomenda-se consultar Haluska (2023), e para o período pandêmico recomenda-se Lima e Freitas (2020).

hipótese nula de resíduos normais. Frente a tais testes, torna-se explícito que no que tange ao ajustamento, o modelo apresenta as principais características para ser considerado bem ajustado e por consequência, produzir uma análise robusta.

Com todos os testes realizados, torna-se possível a análise dos resultados. Nesse sentido, na tabela 3, verificam-se os resultados da decomposição da variância do erro de previsão da inflação para a faixa de renda muito baixa, pela análise da média, nota-se que o fator mais explicativo para tal inflação é a própria inflação, como esperado.

Tabela 3 - Decomposição da variância do erro de previsão da inflação da faixa de renda muito baixa

Período	lmb	lexpect	lippag	lippap	lippah	lch	lpc	le	lh
1	100	0	0	0	0	0	0	0	0
2	81,351	8,688003	5,111424	3,039637	0,116602	0,046748	0,908842	0,52302	0,21473
3	75,03418	8,827366	9,691057	3,5956	0,645911	0,287459	0,860918	0,831362	0,22615
4	72,63256	8,844933	11,35828	3,477735	0,994505	0,550544	0,956931	0,820445	0,36407
5	71,40374	8,687576	11,763361	3,435597	1,164237	0,791398	1,246879	0,81109	0,69613
6	70,43658	8,617538	11,744061	3,405469	1,335802	1,156303	1,529427	0,813721	0,9611
7	69,63375	8,682898	11,64437	3,380295	1,58926	1,448778	1,717529	0,80779	1,09533
8	68,88785	8,850863	11,527995	3,367925	1,939122	1,654241	1,828555	0,800104	1,14334
9	68,17181	9,080377	11,40809	3,372373	2,355776	1,745812	1,899967	0,805591	1,1602
10	67,47864	9,315275	11,288468	3,392446	2,801987	1,763497	1,959014	0,831346	1,16933
11	66,81022	9,516185	11,172082	3,42282	3,24931	1,750906	2,022522	0,874705	1,18125
12	66,16793	9,668262	11,060543	3,457757	3,681761	1,733378	2,100179	0,927941	1,20225
<b>Média</b>	<b>73,167355</b>	<b>8,231606</b>	<b>9,814144</b>	<b>3,112305</b>	<b>1,65619</b>	<b>1,077422</b>	<b>1,41923</b>	<b>0,73726</b>	<b>0,78449</b>

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa no software R.

Ainda conforme a tabela 3, a segunda variável que mais explica as movimentações da inflação da faixa de renda muito baixa é o índice de preços ao produtor de grãos, responsável por explicar cerca de 9,8% da inflação para esse grupo. O que age no sentido de ratificar o entendimento assíduo na literatura de que para os mais vulneráveis o preço dos alimentos, neste caso o preço ao produtor, é que o que tem maior peso na inflação.

A terceira variável de maior relevância é a expectativa de inflação, responsável por explicar aproximadamente 8,2% da inflação dos mais vulneráveis, o que também pode ser visto como confirmação da literatura, na medida em que se tem que no Brasil a inflação ainda apresenta relevante componente inercial. As próximas variáveis explicativas de maior relevância são respectivamente o índice de preços ao produtor de produtos da pecuária, o índice de preços ao produtor dos hortifrutícolas e o preço internacional das *commodities* alimentares, resultado que assim como, o do índice de grãos confirma a prevalência da lei de Engel e do peso dos alimentos na inflação dos mais pobres.

A *proxy* estruturada para captar o efeito da quantidade de chuvas, foi responsável por explicar cerca de 1% nas variações inflacionárias, considerando que variações de natureza climática afetam a oferta de alimentos, tal resultado age no sentido de ratificar também a conclusão do parágrafo acima. Não obstante, seu peso ser superior ao do câmbio e do hiato do produto, variáveis mais tradicionais na análise econômica, demonstra que a emergência climática exige novas abordagens da economia, como apontam Cuatra et al (2018) e Campbell et al. (2018).

Em acréscimo, vale pontuar que as pequenas percentagens explicativas por parte de câmbio e do hiato do produto, inferiores a 1%, já eram esperadas. Pois, como assevera a Lei de Engel, supracitada, grupos de menor poder aquisitivo tendem a ter dispêndio maior com serviços e bens de caráter essencial, que de modo geral tendem a ser menos afetados por flutuações cambiais e ligadas ao hiato do produto em relação aos produtos consumidos pelas classes mais abastadas (Auerbach e Gorodnichenko, 2011). Em complemento, vale pontuar outra possível explicação, presente na argumentação de Silva (2022), qual seja, que os mais pobres tendem a ter sua poupança em ativos de menor sensibilidade macroeconômica, caso notórios da caderneta da poupança e dos depósitos à vista.

Analogamente, na tabela 4 está contida a mesma análise para a inflação das famílias de renda alta. Nota-se que, como esperado, a própria inflação continua sendo o determinante mais relevante para sua própria oscilação, ainda que menos influente em comparação ao grupo mais vulnerável. Chama a atenção, que como esperado, para a inflação de renda maior, a expectativa passa a ser o segundo determinante de maior representatividade para a explicação de suas movimentações, responsável por cerca de 18,7%, ou seja, mais que o dobro para a mesma variável que o grupo anterior.

Tal resultado ratifica também o entendimento de relevância do componente inercial da inflação no Brasil. Como justificativa para o resultado, pode-se citar ainda, na mesma perspectiva da argumentação de Silva (2022) supracitada, que indica o fato do extremo mais rico tender, de um modo geral, a ter sua poupança dividida também em ativos de maior sensibilidade à conjuntura econômica, que é fortemente impactada pelas expectativas dos agentes, como demonstram os modelos clássicos das vertentes novo-clássica, novo-keynesiana, bem como, do chamado novo consenso macroeconômico.

**Tabela 4 - Decomposição da variância do erro de previsão da inflação da faixa de renda alta**

Período	la	lexpect	lippag	lippap	lippah	lch	lpc	le	lh
1	100	0	0	0	0	0	0	0	0
2	75,2536	16,9735	0,900893	0,08106	0,458571	0,14141	3,94304	0,03833	2,20961
3	69,349	19,7826	3,326686	0,08804	0,574326	0,24455	3,72656	0,20991	2,69834
4	65,1734	21,20543	4,140813	0,13127	0,710895	0,23388	3,83044	0,20246	4,37142
5	63,2897	20,87307	4,452257	0,17945	0,837639	0,44384	4,11647	0,28185	5,52573
6	62,0287	20,41064	4,547163	0,19353	0,991441	1,25913	4,16035	0,4337	5,97534
7	60,9972	20,25481	4,565802	0,19344	1,193673	2,04313	4,09903	0,55559	6,09737
8	60,0888	20,39308	4,542415	0,19487	1,459287	2,61646	4,04395	0,62346	6,03769
9	59,3216	20,68518	4,507299	0,22536	1,746184	2,88382	4,02739	0,64358	5,95962
10	58,7464	20,94099	4,473941	0,29549	2,01787	2,95409	4,02291	0,64291	5,90543
11	58,3487	21,09709	4,447469	0,39334	2,251544	2,947	4,00862	0,6386	5,8676
12	58,0759	21,15376	4,427472	0,49944	2,443505	2,93329	3,98986	0,63666	5,84014
<b>Média</b>	<b>65,8894</b>	<b>18,64751</b>	<b>3,694351</b>	<b>0,20627</b>	<b>1,223745</b>	<b>1,55838</b>	<b>3,66405</b>	<b>0,40892</b>	<b>4,70736</b>

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa no software R.

Ainda conforme a tabela 4, o hiato do produto passa a ser a terceira variável em relevância para a explicação das oscilações da inflação aqui em questão, responsável por aproximadamente 4,7% da explicação, valor mais que 6 vezes maior que o do grupo mais vulnerável. O que também age no sentido de ratificar a literatura, já que como mencionado acima, pela Lei de Engel, a estrutura de dispêndio do grupo de maior poder aquisitivo tende a englobar produtos, como bens de luxo, que de modo geral têm carácter mais sensível frente às flutuações conjunturais, como demonstra o estudo de Auerbach e Gorodnichenko (2011).

Aparecem logo depois na ordenação de relevância respectivamente: o índice de preços ao produtor de grãos (3,69%), o preço internacional das *commodities* alimentares e bebidas (3,66%), a *proxy* da chuva (1,55%) e o índice de preços ao produtor de hortifrutícolas (1,22%), ou seja, componentes relativos aos preços de alimentos e ao choque climático, que afeta a disponibilidade dos alimentos e por consequência seus preços, como visto na revisão bibliográfica. Tal resultado, indica, como esperado, que os alimentos, neste caso o preço destes ao produtor, têm peso menor na inflação para os mais ricos. Conclusão que também é corroborada pelo fato do índice de preços ao produtor de produtos da pecuária ser a variável menos influente, responsável por em média apenas 0,20% da explicação.

Cabe ressaltar em acréscimo, que ainda que afetem muito mais os brasileiros mais vulneráveis economicamente do que os brasileiros de maior poder aquisitivo, o encarecimento do elo primário, ou seja do preço dos alimentos ao produtor, exerceu em ambas as classes impacto relevante na dinâmica inflacionária. Tal conclusão é aderente a literatura na medida em que vai ao encontro dos resultados de Baccarin et al (2024), que demonstraram que coube

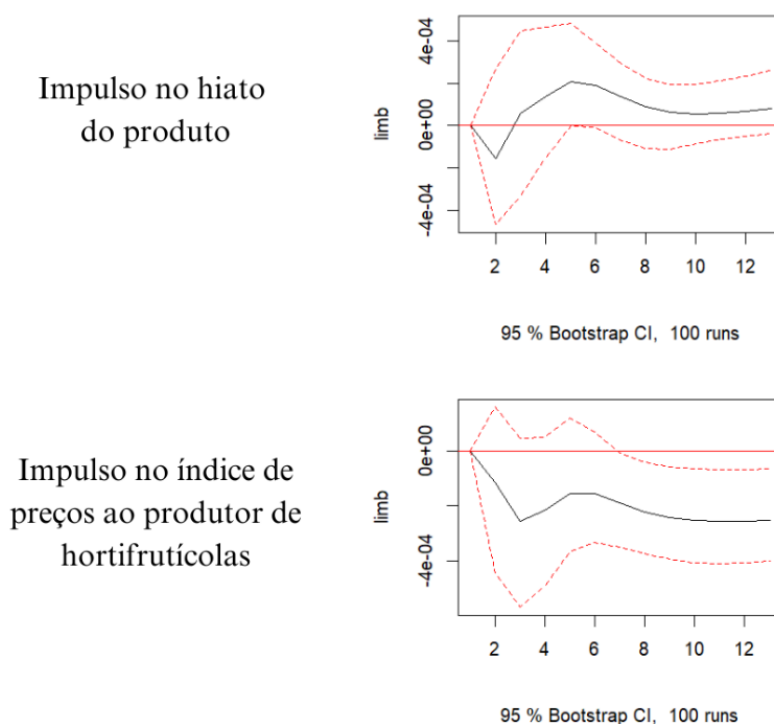
as condições agrícolas o peso mais significativo em relação aos demais segmentos da produção de alimentos, na elevação dos preços alimentícios aos consumidores.

Concluídas as análises da decomposição da variância do erro de previsão, com base no objetivo proposto e nos resultados supracitados, partiu-se para análises das funções de impulso resposta para ambos os modelos. Cabe salientar que ao longo da exposição, alguns resultados que se mostraram estatisticamente não significativos serão apresentados como forma de indicar possibilidades apontadas pelos modelos propostos, que podem auxiliar na reflexão de futuras propostas.

Assim como realizado nas análises acima, inicialmente serão discutidos os resultados para o modelo elaborado para renda muito baixa.

Dessa forma, compete mencionar, como fica claro pela figura 1, que as funções de impulso resposta concernentes ao índice de preço ao produtor dos hortifrutícolas, bem como, ao hiato do produto geraram resultados inicialmente negativos e não significativos estatisticamente para o modelo elaborado para a faixa de renda inferior, sendo a hipótese explicativa para tanto, o maior nível de instabilidade nessas séries.

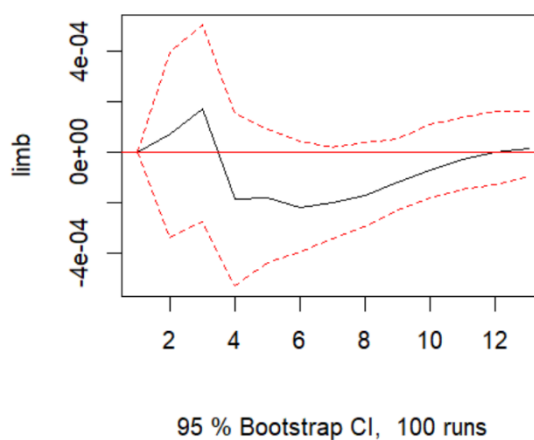
Figura 1 – Funções de impulso resposta: impulso nas variáveis “ippah” e “h” e resposta da inflação para faixa de renda muito baixa



Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa no software R.

Observando-se a figura 2 em que consta a função de impulso resposta referente a variável que tange à precipitação (*ch*), nota-se que a resposta a um choque positivo na *proxy* estruturada para a precipitação gera resposta positiva, mas de considerável baixa magnitude e não significativa que cresce, atingindo seu ápice por volta do terceiro período, ponto a partir do qual se dissipa rapidamente chegando a zero já no quarto período. Tal resultado, ratifica à análise anterior quanto a baixa expressividade da resposta, que encontra como hipóteses explicativas tanto as limitações da *proxy*, evidenciadas no terceiro capítulo, quanto o fato de no modelo estarem incluídas variáveis que concernem diretamente aos preços agropecuárias, o que tende a reduzir relevância dessa variável em específico. Apesar da aderência teórica do resultado exposta acima, deve-se reforçar que no que tange a significância estatística, o resultado também não se mostra significativo, portanto, as análises acima funcionam apenas como indícios que podem suscitar reflexões e propostas futuras e não conclusões robustas.

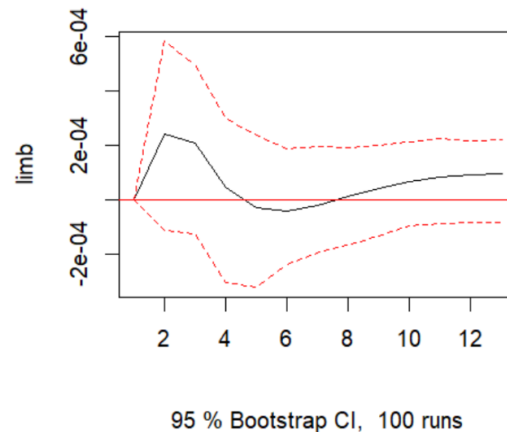
Figura 2 - Função de impulso resposta: impulso na variável “ch” e resposta da inflação para faixa de renda muito baixa



Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa no software R.

Na figura 3 está incluso o resultado encontrado para um choque no câmbio, como esperado, tanto frente à análise da decomposição do erro de previsão, como frente aos fundamentos teóricos que ressaltam que o câmbio exerce diminuto impacto nos produtos que tendem a compor as cestas de consumo e investimento dos mais pobres, a resposta é positiva, pouco duradoura e de baixa magnitude. O choque cresce até pouco depois do segundo período e já começa a se dissipar, dissipando-se de modo completo antes do quinto período. Ressalta-se que em termos estatísticos, tal resultado, assim como os anteriores, também não se mostra significativo, limitando o potencial conclusivo dessa análise, ainda que seja aderente a teoria

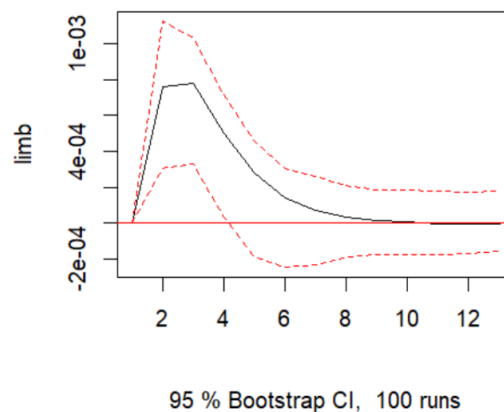
Figura 3 - Função de impulso reposta: impulso na variável “e” e resposta da inflação para faixa de renda muito baixa



Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa no software R.

De modo análogo, a figura 4 apresenta o resultado para a inflação das famílias de renda baixa, de um choque positivo, individual e exógeno no índice de preços ao produtor de grãos. Analisando a figura 4, verifica-se que a resposta ao choque é positiva, a inflação cresce rapidamente até o segundo período, a partir de então o crescimento passa a ser mais lento, tendo seu pico próximo ao quarto período, a partir desse ponto, o efeito do choque passa a se dissipar lentamente, chegando próximo de zero somente perto do décimo mês. O que explicita o carácter duradouro e a relevância dessa variável para inflação desse grupo social, o que, por sua vez, ratifica os resultados anteriores. Dessa vez, a função se apresenta com significância estatística até próximo ao quarto período, o que fortalece a robustez do resultado em relação as análises supracitadas.

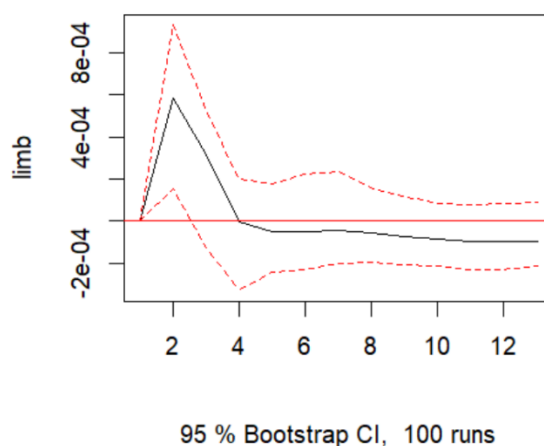
Figura 4 - Função de impulso reposta na variável "ippag" e resposta da inflação para faixa de renda muito baixa



Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa no software R.

Pela análise da figura 5, em que a variável de interesse, geradora do choque, tange aos produtos pecuários, nota-se que o mesmo choque aplicado no índice concernente aos produtos da pecuária gera resposta positiva na inflação da classe de renda muito baixa, mas tem seu pico já próximo ao segundo período. Portanto, bem antes da resposta gerada pelos preços dos grãos, a partir de então o choque começa a se dissipar de modo mais rápido, chegando próximo a zero no quarto período. Em complemento, convém frisar que em termos estatísticos, tal resultado também se mostra significativo até próximo ao terceiro período, o que contribui para o poder indicativo dessa análise.

Figura 5 - Função de impulso reposta na variável "ippap" e resposta da inflação para faixa de renda muito baixa



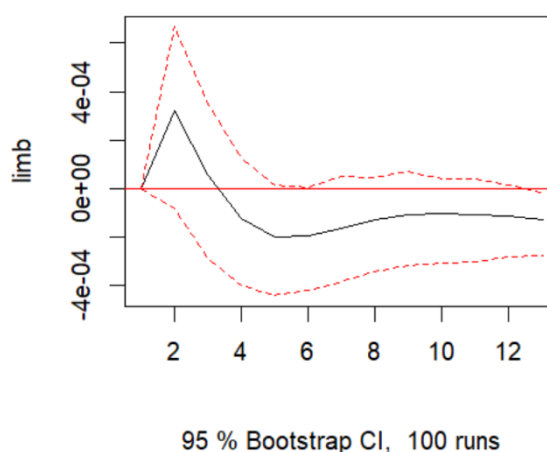
Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa no software R.

Logo, como esperado pela análise anterior, os produtos da pecuária impactam a inflação, mas tem impacto menor em relação aos grãos. Tal resultado tem como possíveis explicações: (i) o fato dos grãos e seus derivados serem a base da alimentação do brasileiro, dado seu potencial energético, como demonstram Passos, Bernardi e Mendes (2014); (ii) a existência de efeito cascata de preços dos grãos para os produtos de origem animal, tendo em vista que produtos como soja e milho são a base das rações de bovinos, suínos, aves e para maioria das criações animais, de modo que choques nos grãos transbordam para mercadorias da pecuária, sobretudo quando se observa que, como explicita CNA (2022), ademais custos relacionados a alimentação tendem a ser os mais relevantes para pecuaristas; (iii) o fato da demanda por grãos tender a ser menos elástica que a demanda por produtos da pecuária, tal qual visto na revisão de literatura, conforme o trabalho de Barros e Castro (2021); (iv) o fato de grãos serem de modo

geral consideravelmente mais susceptíveis a fatores externos, como também demonstra o trabalho de Barros e Castro (2021) .

O resultado tangente a um choque no preço internacional das *commodities* alimentares, expresso na figura 6, como esperado é aderente a teoria, dado que é análogo a dos produtos pecuários. Porém de efeito ainda menor e não significativo estatisticamente, de modo que sua interpretação tem poder conclusivo limitado. Vale pontuar que a resposta ao choque é positiva e cresce até por volta de meados do segundo período, a partir de então o choque perde força, dissipando-se completamente antes do quarto período.

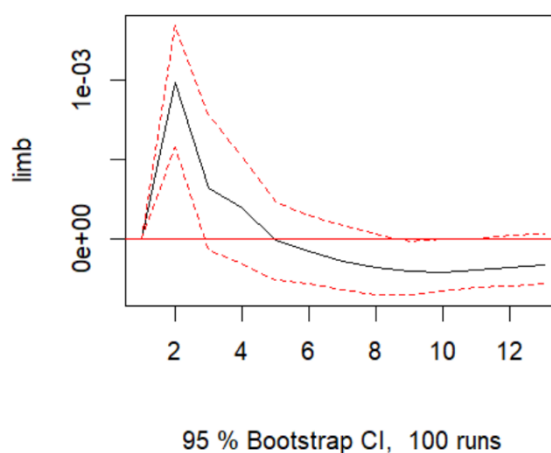
Figura 6 - Função de impulso reposta na variável "pc" e resposta da inflação para faixa de renda muito baixa



Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa no software R.

Não obstante, foi elaborada a figura 7, a qual apresenta o resultado para a inflação da classe de renda muito baixa, de um choque positivo, individual e exógeno na expectativa. Pela análise da figura 7, verifica-se que o choque aplicado na expectativa, gera reposta positiva, como esperado. Tendo seu pico no segundo período, a partir de então o choque começa a se dissipar rapidamente até próximo do terceiro mês, ponto em que o choque perde velocidade em sua dissipação e perdura até próximo ao quinto período, tendo, portanto, efeito relativamente duradouro e relevante, ratificando a literatura e os resultados da decomposição. Em termos estatísticos, ressalta-se que o resultado se mostra significativo até próximo ao terceiro período, o que endossa, ao menos em parte, a aderência de sua interpretação.

Figura 7 - Função de impulso reposta na variável "expec" e resposta da inflação para faixa de renda muito baixa



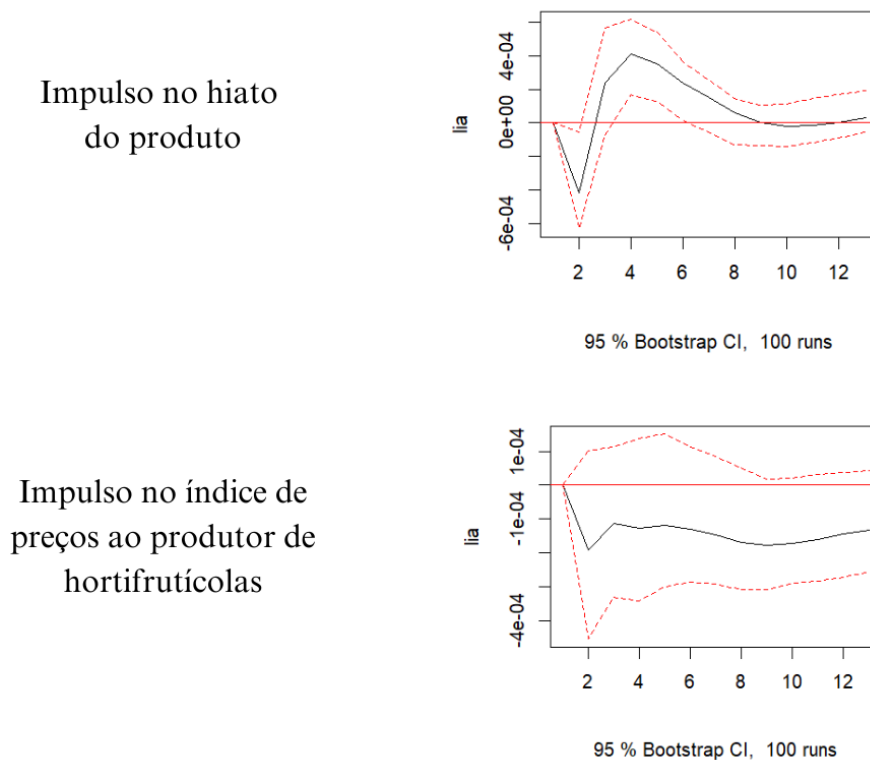
Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa no software R.

Portanto, as análises dos choques, sobre o indicador de inflação dos mais pobres, agem no sentido de apresentar indícios que ratificam a análise anterior, indicando que produtos alimentares tem impacto forte e duradouro na inflação dos mais vulneráveis. Vale pontuar, que como a análise, se deu com preços ao produtor, conclui-se que o encarecimento do primeiro elo da cadeia de produção de alimentos impacta fortemente a composição da inflação dos brasileiros de menor renda.

Não obstante, os resultados também apresentaram indicativos que a inflação também é consideravelmente afetada por choques nas expectativas, revelando a prevalência de componente inercial na dinâmica inflacionária brasileira, tal qual demonstra a literatura, vide os trabalhos de Arruda, Oliveira e Castelar (2017), Carrara e Barros (2020) e Barros et al. (2021), mencionados na revisão bibliográfica.

Em complemento, foram realizadas as mesmas análises para o modelo elaborado para a inflação da faixa de renda alta. Pela análise da Figura 8, nota-se que mais uma vez as funções de impulso resposta tangentes ao hiato do produto e ao índice de preços ao produtor de hortifrutícolas apresentaram resultados inicialmente negativos e não significativos do ponto de vista estatístico. Como hipótese explicativa para isso, surge novamente, o maior nível de instabilidade nessas séries.

Figura 8 - Funções de impulso repostas: impulso nas variáveis “ippah” e “h” e resposta da inflação para faixa de renda alta



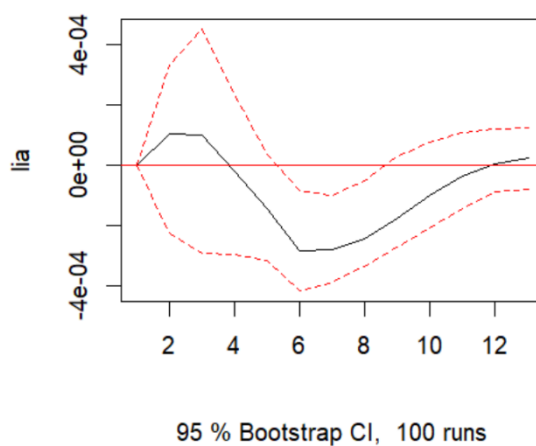
Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa no software R.

Pela análise da Figura 9, tangente à *proxy* referente à precipitação, verifica-se que um choque individual, exógeno e positivo na *proxy* da chuva gera resposta também positiva de baixa magnitude e pouco duradoura, que cresce até por volta do segundo período, momento a partir do qual começa a se dissipar, dissipando-se integralmente no entorno do quarto período, sendo também não significativa em termos estatísticos.

Comparando o resultado encontrado para essa mesma variável nos dois modelos encontra-se indicativos que o extremo mais rico tende a ser menos sensível à emergência climática, haja vista que o ápice da sua função de impulso resposta dá-se antes que para o extremo mais vulnerável, ou seja, os impactos do choque na inflação começam a se dissipar antes para a população de maior renda. Como hipótese explicativa para isso, considerando-se o referencial, está o fato da cesta de consumo dos mais ricos ser mais diversa, tendo maiores possibilidades de acesso e troca de produtos.

Cabe pontuar também que o fato de em ambos os modelos, as funções relativas a essa *proxy* não ter apresentado significância estatística age no sentido de endossar o entendimento da literatura de que maiores esforços para a construção de variáveis pluviométricas são fundamentais para o avanço científico do Brasil.

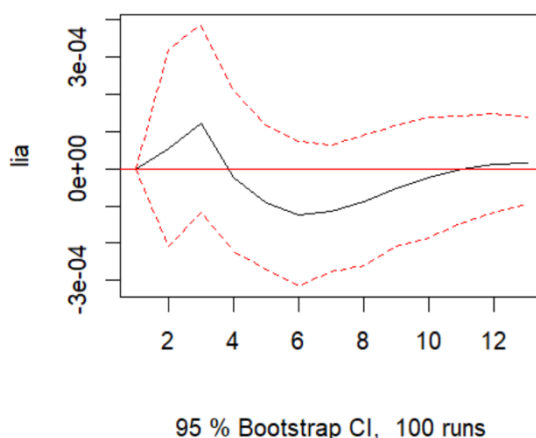
Figura 9 - Função de impulso reposta na variável "ch" e resposta da inflação para faixa de renda alta



Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa no software R.

Já quanto ao câmbio, a função de impulso resposta presente na figura 10 demonstra que o choque individual nessa variável gera resposta também de baixa magnitude e não significativa que cresce até por volta do terceiro período, ponto a partir do qual já começa a se enfraquecer, chegando próximo de zero já no quarto período.

Figura 10 - Função de impulso reposta na variável "e" e resposta da inflação para faixa de renda alta



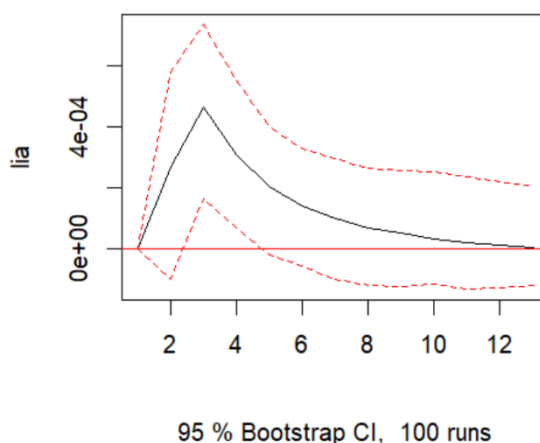
Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa no software R.

O resultado exposto na figura 10 age no sentido de ratificar tanto a teoria, quanto os resultados anteriores, haja vista que em comparação ao modelo do extrato inferior, a resposta cresce por tempo mais significativo, o que pode ser explicado pelo fato dos mais ricos tenderem

a consumir produtos, como os bens de luxo, que são mais impactados pela conjuntura externa, como dito acima. Não obstante, o fato da resposta se dissipar rapidamente após o terceiro período age no sentido de destacar como as classes mais abastadas tendem a ter maior capacidade e acesso a trocas. Novamente, frisa-se que tais interpretações devem ser tratadas apenas como indícios e não como conclusões robustas, dado que a função não possui significância estatística.

Assim, como realizado para o modelo referente à população de renda muito baixa, na figura 11, está expressa a função de impulso repostada para a variável tangente ao preço ao produtor de grãos. Nesse sentido, pela análise da figura 11, verifica-se que o choque individual no índice de preços ao produtor de grão gera efeito positivo na inflação do mais ricos, esta cresce, tendo seu pico por volta do terceiro período. Portanto, antes em comparação ao grupo de renda mais baixa, a partir de então, o choque passa a se dissipar lentamente, se aproximando de zero somente por volta do décimo segundo período, sendo, portanto, um choque bastante duradouro, como esperado, dado o caráter basilar que grãos e seus derivados tem na alimentação do brasileiro, como mencionado anteriormente.

Figura 11 - Função de impulso repostada na variável “ippag” e resposta da inflação para faixa de renda alta



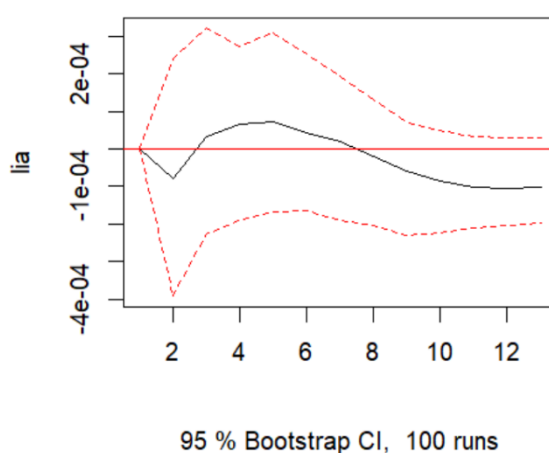
Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa no software R.

Vale frisar que o fato desse choque no grupo de maior poder aquisitivo começar a se dissipar de forma mais rápida que para o extremo mais vulnerável, também já era esperado e é condizente com os resultados anteriores e a bibliografia, posto que para o grupo de renda mais elevada, os alimentos tem peso menor no orçamento familiar e que tal grupo tende a ter acesso maior a possibilidades de produtos substitutos, já que tendem a apresentar cestas de consumos

consideravelmente mais diversas, ou seja, tem inflação mais elástica, como demonstram Auerbach e Gorodnichenko (2011). Em termos de significância estatística, a função é significativa apenas nos períodos iniciais, de modo que a interpretação se limita a ser um indicativo do comportamento da variável.

Conforme a figura 12, nota-se que um choque individual nos preços ao produtor de produtos da pecuária, por outro lado, não gera resultado significativo estatisticamente em nenhum momento. Tal resultado ratifica tanto os resultados anteriores, dado que na decomposição do erro de previsão para esse modelo essa foi a variável de menor poder explicativo, como também a literatura, uma vez que explicita que o peso dos alimentos na dinâmica inflacionária é menor para os mais ricos e que produtos da pecuária tendem a ter demanda mais instável em relação aos grãos, como mencionado acima.

Figura 12 - Função de impulso reposta na variável “ippap” e resposta da inflação para faixa de renda alta



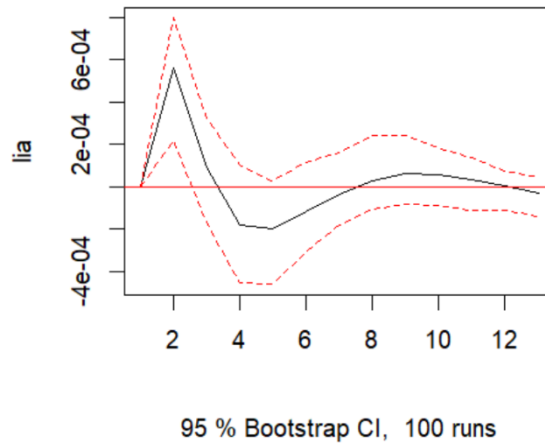
Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa no software R.

Assim, pela análise dos choques nos três índices de preço ao produtor, conclui-se, ratificando as análises anteriores, que existem indícios de que o encarecimento do elo inicial da produção de alimentos, ou seja, ao nível do produtor agropecuário, impacta a dinâmica inflacionária do extremo mais rico, todavia, como esperado frente a teoria e os resultados supracitados, esse impacto é consideravelmente menor em relação aos mais pobres.

Como nota-se pela análise da figura 13, o choque no preço das *commodities* internacionais gerou resposta inicialmente significativa estatisticamente e positiva, como esperado, porém, pouco duradoura, uma vez que tem seu ápice no entorno do segundo período, perdendo força a partir de então, sendo completamente dissipado antes do quarto mês.

Resultado que também age no sentido de apresentar indícios que corroboram o entendimento de que os alimentos de um modo geral têm peso pequeno na inflação para os mais ricos, o que vai ao encontro da Lei de Engel, como pontuado acima.

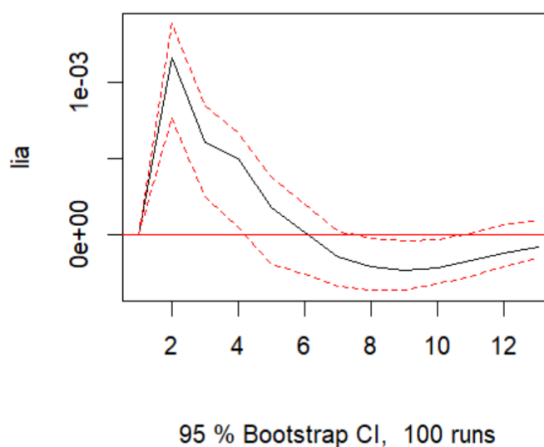
Figura 13 - Função de impulso reposta na variável “pc” e resposta da inflação para faixa de renda alta



Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa no software R.

Já o choque na expectativa, como explicita a figura 14, gerou grande resposta positiva na inflação e relativamente duradoura, já que o efeito do choque tem seu ápice no entorno do segundo período, ponto a partir do qual passa a se dissipar, perdendo força com velocidades distintas e perdurando até o sexto período. Em termos de significância estatística, o resultado é significativo até próximo ao quarto período, o que age por endossar os resultados, ao menos em parte.

Figura 14 - Função de impulso reposta na variável “expec” e resposta da inflação para faixa de renda alta



Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa no software R.

Vale frisar que esse resultado encontra respaldo na teoria macroeconômica, tendo em vista que o efeito do choque ser positivo e ter seu ápice relativamente rápido vai ao encontro da literatura, na medida em que como destacam Reis, Ferreira Júnior e Silva (2020), é logo nos primeiros períodos que os agentes precificam um aumento de inflação futura, a partir de então o choque já começa a se dissipar, mas perpetua seu efeito de modo considerável, uma vez que as expectativas interagem fortemente com as demais variáveis, como visto nas seções acima.

Portanto pelas análises econométricas supracitadas, ainda que alguns resultados tenham se demonstrado como não significativos em termos estatísticos, o que limita a força de suas interpretações e aponta que os modelos podem ser melhores ajustados, percebe-se que a inflação no Brasil nos dois extremos sociais tem forte componente inercial, visto a relevância da expectativa de inflação em ambos os casos. Todavia, compete mencionar a maior prevalência proporcional na inflação dos mais ricos, o que encontra aderência com a teoria econômica, ao se observar que a composição da carteira de poupança dessa faixa de renda, tende a ser mais sensível à conjuntura macroeconômica, tornando as expectativas, assim como o hiato do produto, variáveis ainda mais pertinentes para esse grupo em específico.

Analisando ambas as modelagens, também foi possível notar que a inflação é impactada por choques de origem climática, o que ratifica os entendimentos iniciais da literatura de que emergência do clima acarreta implicações negativas na economia, fazendo com que iniciativas como a presente que engloba esse fator nos modelos devam ser cada vez mais assíduas. Por outro lado, ao se notar o pequeno poder explicativo da variável nas decomposições do erro de previsão e a não significância estatística nas funções de impulso repostas, tem-se a ratificação

da literatura de que maiores esforços para coleta e organização de dados pluviométricos no Brasil são uma necessidade primordial da ciência no país, como enfatiza Assad et al. (2022).

Em complemento, cabe destacar que esses resultados comprovam o apontamento de Baccarin et al (2024) de que o elo primário da produção de alimentos impacta fortemente a dinâmica inflacionária brasileira, nesse sentido, o presente trabalho contribuiu explicitando que o encarecimento desse elo afeta mais a parcela da população brasileira de menor renda. Ou seja, concluiu-se que o preço ao produtor dos alimentos, de modo geral, tem peso maior na inflação do extremo de menor renda em relação ao extremo de maior renda. O que vai ao encontro dos apontamentos da literatura, ou seja, a prevalência da Lei de Engel, e das implicações de distintas possibilidades de acesso e diferentes composições de cestas de consumo entre as classes sociais

Cabe destacar, que como visto acima, que tal conclusão é fundamental para o debate acerca de segurança alimentar, inclusive no delineamento de políticas. Em complemento, cabe frisar a maior prevalência, dentre os alimentos considerados, do grupo relativo aos grãos, o que diz respeito ao papel primordial que tais produtos e seus derivados têm nas cadeias alimentares humana e de animais, sendo insumo basilar para pecuaristas, além de sua maior sensibilidade à fatores externos, como o conflito na Ucrânia, por exemplo.

## CONCLUSÕES

O presente trabalho teve como intuito fundamental mensurar o efeito dos preços ao produtor agropecuário para grãos, produtos pecuários e hortifrutícolas na inflação das famílias de maior e menor renda. Mormente, buscou-se o que a literatura concernente a esse tema já postulava, sobretudo no que tange aos determinantes da inflação com enfoque no contexto brasileiro, ao aspecto de heterogeneidade da inflação entre distintas classes sociais e aos aspectos que dizem respeito à formação de preços de alimentos de origem agropecuária.

Com base na revisão bibliográfica, buscou-se a metodologia mais adequada ao propósito, que foi o referencial econométrico de séries históricas, mais precisamente, a estimação por Vetores Autorregressivos com Correção de Erros (VEC), bem como as variáveis para formulação do modelo, que envolveram além dos índices de preço ao produtor, a expectativa inflacionária, o câmbio, os preços internacionais de *commodities* alimentares e bebidas, o hiato do produto, assim com, uma *proxy* para captar os choques climáticos de origem hidrometeorológica.

Com a estimação dos modelos propostos, apresentaram-se como resultados principais: (i) a expectativa de inflação é uma variável de importante explicação para a inflação brasileira em ambas as faixas sociais estudadas, dado que no extremo mais baixo tal variável, em média, explica 8,23% das variações inflacionárias, e no extremo mais alto, 18,64%; (ii) os preços dos alimentos ao produtor pesam muito mais na inflação dos mais pobres que dos mais ricos, dado que somados os índices de preço ao produtor, em média, explicam 14,58% das variações da inflação para classe de renda muito baixa, ao passo que explicam, em média, somente 5,12% das variações na inflação para classe de renda muito alta; (iii) os preços agropecuários ao produtor afetam consideravelmente, ainda que de forma distinta, como visto acima, ambas as classes, o que age no sentido de dar indicativos que o encarecimento do elo primário da produção de alimentos afeta fortemente o elo final; (iv) em ambas as porções sociais estudadas, a *proxy* da quantidade da chuva em milímetros explicou, ainda que em valores modestos, a dinâmica inflacionária. Logo, as hipóteses iniciais foram ratificadas.

Como sugestão para futuros trabalhos figuram novos esforços de construção de uma variável capaz de captar choques de origem climática, a expansão da análise aqui desenvolvida para classes sociais de renda média, bem como a busca por um melhor ajuste dos modelos propostos, seja por meio de modificações nas variáveis consideradas ou via o uso de outras formas de estimação dentro do arcabouço das séries temporais.

## REFERÊNCIAS

- AGÊNCIA IBGE NOTÍCIAS. POF 2017-2018: Famílias com até R\$ 1,9 mil destinam 61,2% de seus gastos à alimentação e habitação. 2019. Brasília, 04 de out. 2019. Disponível em: <https://agenciadenoticias.ibge.gov.br/agencia-sala-de-imprensa/2013-agencia-de-noticias/releases/25598-pof-2017-2018-familias-com-ate-r-1-9-mil-destinam-61-2-de-seus-gastos-a-alimentacao-e-habitacao>. Acesso em: 17 out. 2024.
- AGGARWAL, P.; VYAS, S.; THORNTON, F.; CAMPBELL, M. B.; KROPFF, M. Importance of considering technology growth in impact assessments of climate change on agriculture. **Global Food Security**. v. 23, p. 41-48, dic. 2019. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.gfs.2019.04.002>. Acesso em: 25 jun. 2024.
- ALLOTTE, J. T. B.; FILASSI, M.; OLIVEIRA, A. L. R. de. Caracterização da logística de distribuição de frutas, legumes e verduras na Central de Abastecimento de Campinas/SP. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 60, n. spe, p. e252673, 2021. Disponível em: <https://www.scielo.br/j/resr/a/WpXd3wBYLSwVhwmCSvjYsmJ/?lang=pt>. Acesso em: 25 jun. 2024.
- ARAGÓN, E. K. da S. B.; MEDEIROS, G. B. 2017. Estimação da curva de Phillips Novo-Keynesiana para o Brasil: Uma análise econométrica robusta a problemas de identificação. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 45., 2017, Natal. Anais...Natal: ANPEC. Disponível em: [https://www.anpec.org.br/encontro/2017/submissao/files\\_I/i4-f1fd17088665e20f4530da9c1c7861e6.pdf](https://www.anpec.org.br/encontro/2017/submissao/files_I/i4-f1fd17088665e20f4530da9c1c7861e6.pdf). Acesso em: 09 jul. 2024.
- ARAÚJO, E. C.; MODENESI, A. M. A importância do setor externo na evolução do IPCA (1999-2010): Uma análise com base em um modelo SVAR. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 38., 2010, Salvador. Anais [...]. Salvador: ANPEC, 2010. p. 1-21.
- ARESTIS, F.; SAWYER, M. Novo consenso macroeconômico e metas de inflação: crítica keynesiana. **Economia e Sociedade**, v. 17, p. 629-653, 2008. Disponível em: <https://www.scielo.br/j/ecos/a/HMv8RJyfH5Tk6QqRgHMgMQM/?lang=en>. Acesso em: 09 jul. 2024.
- ARRUDA, E. F.; OLIVEIRA, M. T. A.; CASTELAR, I. Dinâmica recente da inflação brasileira em ambientes distintos de expectativas forward-looking. **Brazilian Journal of Political Economy**, v. 37, p. 808-831, 2017. Disponível em: <https://www.scielo.br/j/rep/a/smn68cw6P8DVNrsrwsBCKXL/>. Acesso em: 25 jun. 2024.
- ASSAD, E. D.; CALMON, M.; LOPES-ASSAD, M. L.; FELTRAN-BARBIERI, R.; POMPEU, J.; DOMINGUES, L. M.; NOBRE, C. A. Adaptação e resiliência de sistemas agrícolas às mudanças climáticas locais e eventos extremos: uma revisão integrativa. **Pesquisa Agropecuária Tropical**, v. 52, p. e72899, 2022. Disponível em: <https://revistas.ufg.br/pat/article/view/72899>. Acesso em: 9 jul. 2024.
- AUERBACH, A. J.; GORODNICHENKO, Y. Fiscal multipliers in recession and expansion. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, 2011. Disponível em: <https://www.nber.org/papers/w17447>. Acesso em: 18 jul. 2024.

BACCARIN, J. G.; CAMARGO, R. A. L. de.; FONSECA, A. E.; YAKUSHIJI, G. J. Manifestação e causas da inflação de alimentos no Brasil, 2007 A 2023.. In: Anais do 62º Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural (SOBER). Anais...Palmas(TO) UFT, 2024. Disponível em: <https://www.even3.com.br/anais/62-congresso-da-sober-397784/818274-MANIFESTACAO-E-CAUSAS-DA-INFLACAO-DE-ALIMENTOS-NO-BRASIL--2007-A-2023>. Acesso em: 19 out. 2024.

BACCARIN, J. G.; FIGUEIRA, S. R. F.; MAGRO, J. P. S.; YUKUSHIJI, G. J. Disponibilidade interna e inflação de alimentos no Brasil face à internacionalização da agricultura. **Segurança Alimentar e Nutricional**, v. 29, p. e022029-e022029, 2022. Disponível em: <https://periodicos.sbu.unicamp.br/ojs/index.php/san/article/view/8670706>. Acesso em: 06 jul. 2024.

BACCARIN, J. G.; OLIVEIRA, J. A. de. RANQUEAMENTO DA PARTICIPAÇÃO DE ALIMENTOS E CADEIAS AGRÍCOLAS NA INFLAÇÃO DE ALIMENTOS NO BRASIL.. In: Anais do 58º Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural (SOBER), 26 a 28 de outubro de 2020, Foz do Iguaçu-PR: Cooperativismo, inovação e sustentabilidade para o desenvolvimento rural. Anais...Foz do Iguaçu(PR) UNIOESTE, 2020. Disponível em: <https://www.even3.com.br/anais/sober2020/244787-RANQUEAMENTO-DA-PARTICIPACAO-DE-ALIMENTOS-E-CADEIAS-AGRICOLAS-NA-INFLACAO-DE-ALIMENTOS-NO-BRASIL>. Acesso em: 17 out. 2024.

BAI, J.; PERRON, P. Estimating and testing linear models with multiple structural changes. **Econometrica**, p. 47-78, 1998. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/2998540>. Acesso em: 07 jul. 2024.

BAI, J.; PERRON, P. Computation and analysis of multiple structural change models. **Journal of Applied Econometrics**, v. 18, n. 1, p. 1-22, 2003. Disponível em: <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/full/10.1002/jae.659>. Acesso em: 07 jul. 2024.

BANCO CENTRAL DO BRASIL – BACEN. Relatório de inflação, Technical report, Brasília. 2000.

\_\_\_\_\_. Impactos do clima na inflação de alimentos, Estudos especiais do Banco Central. 2019. Disponível em: [https://www.bcb.gov.br/conteudo/relatorioinflacao/EstudosEspeciais/EE057\\_Impactos\\_do\\_clima\\_na\\_inflacao\\_de\\_alimentos.pdf](https://www.bcb.gov.br/conteudo/relatorioinflacao/EstudosEspeciais/EE057_Impactos_do_clima_na_inflacao_de_alimentos.pdf). Acesso em: 18 dez. 2024.

\_\_\_\_\_. **Plano Real**. 2024. Disponível em: <https://www.bcb.gov.br/controleinflacao/planoreal>. Acesso em: 27 out. 2024.

\_\_\_\_\_. Sistema Gerenciador de Séries Temporais (SGS). 2024. Disponível em: <https://www4.bcb.gov.br/pec/series/port/aviso.asp?frame=1> >. Acesso em: 19 jul. 2024.

\_\_\_\_\_. Sistema Expectativas de Mercado. 2024. Disponível em: <https://www3.bcb.gov.br/expectativas2/#/consultas>. Acesso em: 19 jul. 2024.

BARROS, A. Famílias chefiadas por brancos gastam quase o dobro com lazer do que pretos ou pardos. 2021. Agência IBGE notícias, Brasília, 19 de ago. 2021. Disponível em: <https://agenciadenoticias.ibge.gov.br/agencia-noticias/2012-agencia-de-noticias/noticias/31400-noticia-pof-lazer>. Acesso em: 19 out. 2024.

BARROS, G. S. de. C.; CASTRO, N. R. Agronegócio: preços relativos e inflação. **Revista de Política Agrícola**, v. 30, n. 1, p. 51, 2021. Disponível em: <https://seer.sede.embrapa.br/index.php/RPA/article/view/1597/pdf>. Acesso em: 25 jun. 2024.

BARROS, G. S. de. C.; CARRARA, A. F.; CASTRO, N. R.; SILVA, A. F. et al. Agriculture and inflation: Expected and unexpected shocks. **The Quarterly Review of Economics and Finance**, v. 83, p. 178-188, 2022. Disponível em: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S1062976921001794>. Acesso em: 06 jul. 2024.

BAUTISTA, F.; PACHECO, A.; DUBROVINA, I. Climate change indicators software for computing climate change indices for agriculture. **Ecosistemas y Recursos Agropecuarios**, [S. l.], v. 6, n. 17, p. 343-351, 2019. Disponível em: <https://era.ujat.mx/index.php/rera/article/view/1770>. Acesso em: 06 jul. 2024.

BENTO, J. A. N.; TABOSA, F. J. S.; ARAÚJO, J. A. de.; JUSTO, W. R. Impacto do El Niño oscilação sul (ENOS) e da El Niña no mercado da soja brasileira. **DRd-Desenvolvimento Regional em debate**, v. 10, p. 1326-1350, 2020. Disponível em: <https://www.periodicos.unc.br/index.php/drd/article/view/3151>. Acesso em: 06 jul. 2024.

BORGES, M. J.; PARRÉ, J. L. O impacto do crédito rural no produto agropecuário brasileiro. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 60, n. 2, p. e230521, 2021. Disponível em: <https://www.scielo.br/j/resr/a/k3jT49RxT6LW4X9Gb6MjWxG/?format=pdf&lang=pt>. Acesso em: 25 jun. 2024.

BRAGA, J. de. M. A inflação brasileira na década de 2000 e a importância das políticas não monetárias de controle. **Economia e Sociedade**, v. 22, p. 697-727, 2013. Disponível em: <https://www.scielo.br/j/ecos/a/mFyLynbjSHwQqLSHc7BqcfH/abstract/?lang=pt>. Acesso em: 25 jun. 2024.

BRASIL. Lei nº 11.346, de 15 de setembro de 2006. Cria o Sistema Nacional de Segurança Alimentar e Nutricional – SISAN com vistas em assegurar o direito humano à alimentação adequada e dá outras providências. Diário Oficial [da] República Federativa do Brasil, Brasília.

CAMPBELL, B. M.; HANSEN, J.; RIOUX, J.; STIRLING, C. M.; TWOMLOW, S.; WOLLENBERG, E. L. Urgent action to combat climate change and its impacts (SDG 13): transforming agriculture and food systems. **Current opinion in environmental sustainability**, v. 34, p. 13-20, 2018. Disponível em: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S1877343517302385>. Acesso em: 25 jun. 2024.

CAMPOS, K. C. Análise da volatilidade de preços de produtos agropecuários no Brasil. **Revista de Economia e Agronegócio/Brazilian Review of Economics and Agribusiness**, v. 5, n. 3, p. 303-327, 2007. Disponível em: <https://ageconsearch.umn.edu/record/54589/?v=pdf>. Acesso em: 25 jun. 2024.

CARDOSO, D. F.; TEIXEIRA, E. C. A contribuição da política agrícola para o desenvolvimento do agronegócio nas macrorregiões brasileiras. **Revista de Economia e Agronegócio/Brazilian Review of Economics and Agribusiness**, v. 11, n. 1, p. 39-72, 2013. Disponível em: <https://ageconsearch.umn.edu/record/164090/?v=pdf>. Acesso em: 25 jun. 2024.

CARRARA, A. F.; BARROS, G. S. de. C. A Influência do Preço dos Hortifrutícolas no IPCA: uma análise por meio da curva de Phillips. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 54, p. 751-770, 2016. Disponível em: <https://www.scielo.br/j/rest/a/hz3wnpjbYHVSTTXNQYN3smM/#>. Acesso em 25 jun. 2024.

\_\_\_\_\_. A relevância do setor agropecuário para a dinâmica da inflação: uma análise para o cenário econômico atual. **Revista de Economia e Agronegócio**, v. 18, n. 1, p. 1-25, 2020. Disponível em: <https://periodicos.ufv.br/rea/article/view/7933/5814>. Acesso em 25 jun. 2024.

\_\_\_\_\_. Choques de oferta e política monetária na economia brasileira: uma análise do impacto dos preços das commodities na inflação entre 2002 e 2014. **Nova Economia**, v. 29, p. 757-794, 2020. Disponível em: <https://www.scielo.br/j/neco/a/YVSnHYrKRJD6tB6s6xbNcQp/>. Acesso em 25 jun. 2024.

CARRARA, A. F. Pass-through of oil prices to Brazilian inflation: An analysis between 2014 and 2023. **Energy Sources Part B-Economics Planning and Policy**, v. 19, p. 2360460, 2024. Disponível em: <https://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1080/15567249.2024.2360460>. Acesso em 06 jul. 2024.

CASAS, D. F. D. Impacto de los choques de oferta sobre la dinámica de la economía colombiana. Dissertação de mestrado (Magister en Ciencias Económicas) - Universidad Nacional de Colombia. Bogotá. 2023. Disponível em: <https://repositorio.unal.edu.co/bitstream/handle/unal/83881/Impactos%20de%20los%20choques%20de%20oferta%20sobre%20la%20din%C3%A1mica%20de%20la%20econom%C3%ADa%20colombiana.pdf?sequence=5&isAllowed=y>. Acesso em: 25 jun. 2024.

CASTRO, M. C.; SILVA NETO, W. A. D. Risco na variação de preços agropecuários: evidências empíricas para os mercados de soja, milho e boi gordo em Rio Verde, Goiás. **Revista Econômica do Nordeste**, v.49, p.83-97, 2018. Disponível em: <https://www.bnb.gov.br/revista/index.php/ren/article/view/437/0>. Acesso em: 10 jun. 2024.

CASTRO, N. R.; SILVA, A. F.; GILLIO, L. Desempenho e inter-relações do setor de fertilizantes: uma análise segundo a ótica de insumo-produto . **Planejamento e Políticas Públicas**, [S.l.], n. 56, out./dez. 2020. Disponível em: <https://www.ipea.gov.br/ppp/index.php/PPP/article/view/991/564>. Acesso em: 09 jul. 2024.

CATELAN, D.; CARVALHO, T.; VALE, V. D. A. Eventos climáticos extremos no Brasil e impactos econômicos provenientes de mudanças na produtividade agrícola. Núcleo de Estudos em Desenvolvimento Urbano e Regional, Universidade Federal do Paraná, 2022. Disponível em:[https://www.anpec.org.br/sul/2022/submissao/files\\_I/i4-ade21c4fcbd7b13c36ba921a22e9c5b8.pdf](https://www.anpec.org.br/sul/2022/submissao/files_I/i4-ade21c4fcbd7b13c36ba921a22e9c5b8.pdf). Acesso em: 25 jun. 2024.

CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA – CEPEA. Índices de preços ao produtor de grupos de produtos agropecuários - CEPEA/ESALQ – NOMINAIS. 2024. Disponível em:<https://www.cepea.esalq.usp.br/br/ippa.aspx>. Acesso em: 19 jul. 2024.

COGLEY, T.; SBORDONE, A. M. Trend inflation and inflation persistence in the new Keynesian Phillips curve. New York: Federal Reserve Bank of New York, 2006. Disponível em:[https://www.newyorkfed.org/research/staff\\_reports/sr270.html](https://www.newyorkfed.org/research/staff_reports/sr270.html). Acesso em: 06 jul. 2024.

CNA Notícias. CNA mostra impactos dos custos para os produtores de alimentos. 2022. Brasília, 19 de nov. 2022. Disponível em:[https://cnabrasil.org.br/noticias/cna-mostra-impactos-dos-custos-para-os-produtores-de-alimentos-2#:~:text=O%20pre%C3%A7o%20de%20ra%C3%A7%C3%A3o%20na,do%20sal%20miner al%20\(50%25\)](https://cnabrasil.org.br/noticias/cna-mostra-impactos-dos-custos-para-os-produtores-de-alimentos-2#:~:text=O%20pre%C3%A7o%20de%20ra%C3%A7%C3%A3o%20na,do%20sal%20miner al%20(50%25)). Acesso em: 18 jul. 2024.

CRUZ, A. C. da.; MONTEIRO, J. M. Estudo sobre os fatores que influenciam a formação dos preços de mercadorias e serviços. **Revista Interface Tecnológica**, v. 20, n. 1, p. 397-411, 2023. Disponível em:<https://revista.fatectq.edu.br/interfacetecnologica/article/view/1684>. Acesso em: 25 jun. 2024.

CUADRA, S. V.; HEINEMANN, A. B.; SANTOS, P. M.; OLIVEIRA, P. P. A.; KEMENES, A.; GUIMARÃES, L. J. M.; MAGALHÃES, C. A. de S.; CAMARGO, L. S. de A.; ANGELOTTI, F.; PETRERE, V. G.; ANDRADE, C. de L. T. de; PEREIRA, L. G. R.; STEINMETZ, S.; PACKER, A. P. C.; HIGA, R. C. V.; MONTEIRO, J. E. B. de A.; RAMOS, N. P.; SAMPAIO, F. G.; NECHET, K. de L.; ANDRADE, C. A. de; BATISTA, E. R.; PELLEGRINO, G. Q. Resiliência e adaptação da agropecuária às mudanças climáticas. 2018. Disponível em:<http://www.alice.cnptia.embrapa.br/alice/handle/doc/1097196>. Acesso em: 09 jul. 2024.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. **Journal of the American statistical association**, v. 74, n. 366a, p. 427-431, 1979. Disponível em:<https://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1080/01621459.1979.10482531>. Acesso em: 35 jun. 2024.

DIZ, A.; SERIGATI, F.; POSSAMAI, R. O papel do Agro na economia brasileira em 2023. **AgroANALYSIS**, v. 44, n. 01, p. 13-14, 2024. Disponível em:<https://periodicos.fgv.br/agroanalysis/article/view/90638/85185>. Acesso em: 35 jun. 2024.

\_\_\_\_\_. A inflação brasileira e a contribuição dos alimentos. **AgroANALYSIS**, v. 44, n. 05, p. 13-14, 2024. Disponível em:<https://periodicos.fgv.br/agroanalysis/article/view/91238/85738>. Acesso em: 35 jun. 2024.

ELLIOT, G.; ROTHENBER, T.J.; STOCK, J. H. Efficient test for an autoregressive unit root. **Econometrica**, v. 64, n. 4, p. 813-836. Disponível em:

[https://scholar.harvard.edu/files/stock/files/efficient\\_tests\\_for\\_an\\_autoregressive\\_unit\\_root.pdf](https://scholar.harvard.edu/files/stock/files/efficient_tests_for_an_autoregressive_unit_root.pdf). Acesso em: 07 jul. 2024.

ENDERS, W. *Applied Econometrics Time Series*. John Wiley & Sons Inc. 2004.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. **Econometrica: journal of the Econometric Society**, p. 251-276, 1987. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/1913236>. Acesso em: 07 jul. 2024.

FEIJÓ, C. A.; RAMOS, R. L. O.; YOUNG, C. E.; Lima, F. C. G. C.; GALVÃO, O. D. A. *Contabilidade social: o novo sistema de contas nacionais do Brasil*. Rio de Janeiro: campus, p. 356, 2001.

FEIJÓ, C.; ARAÚJO, E. C.; BRESSER-PEREIRA, L. C. Política monetária no Brasil em tempos de pandemia. **Brazilian Journal of Political Economy**, v. 42, n. 1, p. 150-171, 2022. Disponível em: <https://www.scielo.br/j/rep/a/5V8WcFdTxhzJV73ztc3mdBh/>. Acesso em: 07 jul. 2024.

FUNDAÇÃO INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICAS – FIPE. Índice de Preços ao Consumidor. 2024. Disponível em: <https://www.fipe.org.br/pt-br/indices/ipc/>. Acesso em: 27 out. 2024.

FOCHEZATTO, A.; KOSHIYAMA, D.; ALENCASTRO, D. Testando relações de causalidade entre comércio externo e crescimento econômico em países da América Latina: evidências de dados em painel e séries temporais. **Economia (Brasília)**, 2010. Disponível em: [https://repositorio.pucrs.br/dspace/bitstream/10923/20899/2/Testando\\_Relaes\\_de\\_Causalidad\\_e\\_entre\\_Comrcio\\_Externo\\_e\\_Crescimento\\_Econmico\\_em\\_Pases\\_da\\_Amrica\\_Latina\\_Evidncias.pdf](https://repositorio.pucrs.br/dspace/bitstream/10923/20899/2/Testando_Relaes_de_Causalidad_e_entre_Comrcio_Externo_e_Crescimento_Econmico_em_Pases_da_Amrica_Latina_Evidncias.pdf). Acesso em: 07 jul. 2024.

FREITAS, C. A. de; SÁFADI, T. Volatilidade dos retornos de commodities agropecuárias brasileiras: um teste utilizando o modelo APARCH. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v.53, p.211-228, 2015. Disponível em: <https://revistasober.org/article/doi/10.1590/1234-56781806-9479005302002>. Acesso em: 07 jul. 2024.

FREITAS, T. R. Uma crítica institucionalista ao regime de metas de inflação no Brasil. **INFORME ECONÔMICO (UFPI)**, v. 40, n. 1, 2020. Disponível em: <https://periodicos.ufpi.br/index.php/ie/article/view/77>. Acesso em: 07 jul. 2024.

FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS – FGV. IGP. 2024. Disponível em: <https://portalibre.fgv.br/estudos-e-pesquisas/indices-de-precos/igp>. Acesso em: 27 out. 2024

GUIMARÃES, A. A. V. Análise e decomposição da inflação em três aspectos: inércia, fatores macroeconômicos e choques. 2023. Dissertação (Mestrado em economia) – Escola de Economia da Fundação Getúlio Vargas. São Paulo, São Paulo, 2023. Disponível em: <https://repositorio.fgv.br/items/7231b836-e4bd-4c43-9872-40ef5c22cbcd>. Acesso em: 07 jul. 2024.

GUJARATI, D. *Econometria Básica*. 4. ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2006.

HALUSKA, G. A economia brasileira no século XXI: uma análise a partir do modelo do Supermultiplicador Sraffiano. **Economia e Sociedade**, v. 32, n. 2, p. 297-332, 2023. Disponível em: <https://www.scielo.br/j/ecos/a/zfMhq6q5HBR6Q4qLt8sxpYn/?lang=pt>. Acesso em: 08 jul. 2024.

HARGREAVES, D.; KITE, H. HODGETTS, B. Modelling New Zealand inflation in a Phillips curve. Reserve Bank of New Zealand: Bulletin, vol. 69, n. 3. Disponível em: [2006sep69-3hargreaveskitehodgetts.pdf \(rbnz.govt.nz\)](https://www.rbnz.govt.nz/bulletin/2006sep69-3hargreaveskitehodgetts.pdf). Acesso em: 07 jul. 2024.

HANSEN, B. E. 'The new econometrics of structural change: Da ting breaks in U.S. labor productivity'. **The Journal of Economic Perspectives**, v. 15, n. 4, p. 117–128, 2001. . Disponível em: <https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/jep.15.4.117>. Acesso em: 07 jul. 2024.

HARRIS, R. Using Cointegration Analysis in Econometric Modelling. 1995.

HODRICK, R. e PRESCOTT, E. C. Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation. **Journal of Money, Credit, and Banking**, v. 9, n. 1, p. 1-16, 1997. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/2953682>. Acesso em: 19 jul 2024.

HOUTHAKKER, H. S. An international comparison of household expenditure patterns, commemorating the centenary of Engel's law. **Econometrica, Journal of the Econometric Society**, v. 25, n. 4, p. 532-551, 1957. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/1905382>. Acesso em: 07 jul. 2024.

IANONI, M. Políticas públicas e Estado: o plano real. **Lua Nova: Revista de Cultura e Política**, p. 143-183, 2009. Disponível em: <https://www.scielo.br/j/ln/a/zJXFW8TvZp35jQjQD7psypt/?lang=pt&format=html>. Acesso em: 07 jul. 2024.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. Inflação. 2024. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/explica/inflacao.php#:~:text=A%20diferen%C3%A7a%20entre%20eles%20est%C3%A1,1%20a%205%20sal%C3%A1rios%20m%C3%ADnimos>. Acesso em: 27 out. 2024.

INTERNATIONAL MONETARY FUND - IMF. Preços de commodities primárias. 2024. Disponível em: <https://www.imf.org/en/Research/commodity-prices>. Acesso em: 19 jul. 2024.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA - IPEA. Inflação por faixa de renda: renda alta (DIMAC\_INF6). 2024. Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>. Acesso em: 19 jul. 2024.

\_\_\_\_\_. Inflação por faixa de renda: renda muito baixa (DIMAC\_INF1). 2024. Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>. Acesso em: 19 jul. 2024.

\_\_\_\_\_. Carta de Conjuntura: Inflação por faixa de renda. Nota de conjuntura 4. n.58. jan. 2023. Disponível: [https://www.ipea.gov.br/cartadeconjuntura/wp-content/uploads/2023/01/230112\\_cc\\_58\\_nota\\_04\\_inflacao\\_faixa\\_de\\_renda\\_dezembro\\_22.pdf](https://www.ipea.gov.br/cartadeconjuntura/wp-content/uploads/2023/01/230112_cc_58_nota_04_inflacao_faixa_de_renda_dezembro_22.pdf). Acesso em: 09 jul.2024.

INSTITUTO NACIONAL DE METEOROLOGIA – INMET. Dados históricos anuais. 2024. Disponível em: <https://portal.inmet.gov.br/dadoshistoricos>. Acesso em: 09 jul. 2024.

JESUS, J. G. D.; HOFFMANN, R.; MIRANDA, S. H. G. D. Insegurança alimentar, pobreza e distribuição de renda no Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 62, n. 4, p. e281936, 2024. Disponível em: <https://www.scielo.br/j/resr/a/W9DRqD5GVNYQYgNck47nz5B/>. Acesso em: 06 jul. 2024.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of economic dynamics and control**, v. 12, n. 2-3, p. 231-254, 1988. Disponível em: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/0165188988900413>. Acesso em: 07 jul. 2024.

JOHNSTON, J.; DINARDO, J. Métodos Econométricos. Amadora, McGraw-Hill, Portugal, 4a. edition. 2001.

KOHLSCHEEN, E. Understanding the food componente of inflation. Bis Working Papers. n. 1056, 2022. Disponível em: <https://www.bis.org/publ/work1056.htm>. Acesso em: 07 jul. 2024.

KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P. C.; SCHMIDT, P.; SHIN, Y. Testing the null hypothesis of stationary against the alternative of a unit root. **Journal of Econometrics**, v. 54, n 1-3, p. 159-178, 1992. Disponível em: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/030440769290104Y>. Acesso em: 07 jul. 2024.

LINDSEY, R. Variabilidade Climática: Índice de Niño Oceânico, 2009. Disponível em: <https://www.climate.gov/news-features/understanding-climate/climate-variability-oceanic-nino-index>. 18 dez. 2024.

LIMA, A. V. de.; FREITAS, E. de. A. A pandemia e os impactos na economia brasileira. **Boletim Economia Empírica**, v. 1, n. 4, 2020. Disponível em: <https://www.portaldeperiodicos.idp.edu.br/bee/article/view/4773>. Acesso em: 08 jul. 2024.

LINO, I. R.; BRAZ, A. F. Cesta de consumo e inflação das famílias de baixa renda: um panorama da última década. 2018. Disponível em: <https://repositorio.fgv.br/server/api/core/bitstreams/fad34096-f93b-4dd7-8210-207965e517f4/content>. Acesso em: 07 jul. 2024.

LÜTKEPOHL, H. New introduction to multiple time series analysis. Springer Science & Business Media, 2005.

MADDALA, G. S.; KIM, I. M. Units Roots, Cointegration and Structural Change. Cambridge: MacGraw – Hill, 1998. 505 p.

MALUF, R. S.; SPERANZA, J. S. Volatilidade dos preços internacionais e inflação de alimentos no Brasil: fatores determinantes e repercussões na segurança alimentar e

nutricional. Brasília: CAISAN, 2013. Disponível em:<  
<http://bibliotecadigital.economia.gov.br/handle/123456789/170>>. Acesso em: 06 de jul. 2024.

MARION, J. C.; SEGATTI, S. Gerenciando custos agropecuários. **Custos e Agronegócio online**, v. 1, n. 1, p. 2-8, 2005. Disponível em:[http://www.custoseagronegocioonline.com.br/numero1v1/Gerenciando\\_custos.pdf](http://www.custoseagronegocioonline.com.br/numero1v1/Gerenciando_custos.pdf). Acesso em: 09 jul. 2024.

MENDONÇA, M. J. C. de.; SACHSIDA, A.; MEDRANO, L. A. T. Inflação versus desemprego: novas evidências para o Brasil. **Economia Aplicada**, v. 16, p. 475-500, 2012. Disponível em:<https://www.scielo.br/j/ecoa/a/KGZNWG5RYLz9zvP9MDvt4Fy/>. Acesso em 07 jul. 2024.

MOTA, A. C. O caminho dos grãos no Brasil: do produtor a exportação, 2020. Artigo de graduação (Curso Superior de Tecnologia em Logística) - Faculdade de Tecnologia de Americana "Ministro Ralph Biasi", Americana, 2020. Trabalho apresentado no XI Congresso de Logística das Faculdades de Tecnologia do Centro Paula Souza - FatecLog Bragança Paulista, 2020. Disponível em: <https://ric.cps.sp.gov.br/handle/123456789/13841>. Acesso em 07 jul. 2024.

NAAB, F.; ABUBAKARI, Z.; AHMED, A. The role of climate services in agricultural productivity in Ghana: The perspective of farmers and institutions. **Climate Services**. v. 13, p. 24-32, 2019. Disponível em:<https://doi.org/10.1016/j.cliser.2019.01.007>. Acesso em: 25 jun. 2024.

NAKANO, Y. As causas da inflação de preços dos alimentos. **Revista Conjuntura Econômica**, v. 62, n. 5, p. 16-17, 2008. Disponível em:  
<https://periodicos.fgv.br/rce/article/view/25335/0>. Acesso em: 17 out. 2024.

OGINO, C. M.; GASQUES, J. G. Fertilizantes: dependência externa e impacto produtivo. In: VIEIRA FILHO, José Eustáquio Ribeiro; GASQUES, José Garcia (Org.). Agropecuária brasileira: evolução, resiliência e oportunidades. Rio de Janeiro: Ipea, 2023. p. 97-124. Disponível em: <http://dx.doi.org/10.38116/9786556350530cap5>. Acesso em: 17 out. 2024.

OLIVEIRA, G. R. Effects of climate on bank default. **Revista Brasileira de Climatologia**, v. 30, p. 402-423, 2022. Disponível em:  
<https://ojs.ufgd.edu.br/index.php/rbclima/article/view/14645>. Acesso em: 25 jun. 2024.

OLIVEIRA, W. R. S. de.; CECHIN, A. Efeitos da pandemia da COVID-19 nos preços dos alimentos no Brasil. **Revista Catarinense de Economia**, v. 5, n. 2, p. 141-155, 2021. Disponível em:<https://apec.org.br/rce/index.php/rce/article/view/109/104>. Acesso em: 25 jun. 2024.

ORGANIZAÇÃO DAS NAÇÕES UNIDAS PARA AGRICULTURA E ALIMENTAÇÃO - FAO. Declaration of the world summit on food security. World Summit on Food Security. Rome, 16-18Nov. 2009. Disponível em:[http://www.fao.org/fileadmin/templates/wsfs/Summit/Docs/Final\\_Declaration/WSFS09\\_Declaration.pdf](http://www.fao.org/fileadmin/templates/wsfs/Summit/Docs/Final_Declaration/WSFS09_Declaration.pdf). Acesso em: 18 dez. 2024.

PASSOS, K. E. dos.; BERNARDI, J. R.; MENDES, k. G. Análise da composição nutricional da Cesta Básica brasileira. **Ciência & Saúde Coletiva**, v. 19, n. 05, p. 1623-1630, 2014. Disponível em:<https://www.scielo.br/j/csc/a/zVk6W6VYz56wVYMBV8Dw8gN/?lang=pt>. Acesso em: 18 jul. 2024.

PERRON, P. The great crash, the oil price shock , an d the unit root hypothesis. **Econometrica**, v. 57, n. 6, p. 13611 401, 1989. Disponível em:<https://www.jstor.org/stable/1913712>. Acesso em: 18 jul. 2024.

PIMENTEL, D.; MODENESI, A. de. M. Transmissão assimétrica de choques de custos: Uma análise SVAR para o Brasil durante as metas de inflação (1999-2016). **Revista de Economia Contemporânea**, v. 27, p. e232707, 2023. Disponível em:<https://www.scielo.br/j/rec/a/qY64t3Jb7PmTpHYjrPnfZfB/?lang=pt#ModalTutors>. Acesso em: 18 jul. 2024.

PONTES, R. P.; TILLMANN, E. A.; ABDALLAH, P. R.; COPERTINO, M. da S. Efeitos de eventos climáticos extremos e mudança climática na produção agrícola das regiões do baixo e submédio da bacia hidrográfica do São Francisco. **Espaço e Economia. Revista brasileira de geografia econômica**, 2023. Disponível em: <https://journals.openedition.org/espacoeconomia/25461>. Acesso em: 25 jun. 2024.

POSSIDONIO, D. B. Choques macroeconômicos e a inflação das diferentes classes sociais no Brasil. 2021. Dissertação (Mestrado Profissional em Economia) – Insper. São Paulo, São Paulo. Disponível em:<https://repositorio.insper.edu.br/entities/publication/c6a0624d-b3f9-4614-8d27-70deb5d3174b>. Acesso em: 06 de jul. 2024.

PROQUE, A. L. Interdependência do Brasil e dos Estados Unidos no mercado da soja em grão: uma análise da situação e das perspectivas. **Revista de Desenvolvimento e Políticas Públicas**, v. 3, n. 1, p. 41-60, 2019. Disponível em: <https://www.redepp.ufv.br/REDEPP/article/view/80>. Acesso em: 06 de jul. 2024.

RÁMIZ, A. A. Os custos. In: ENCICLOPÉDIA prática de economia: questões da teoria econômica. São Paulo: Nova Cultural, 1988.

RAMOS, A. P.; LACERDA, A. C. de. Pressões inflacionárias do lado da oferta: uma análise dos desafios da economia brasileira no período 2019-2021. **Pesquisa & Debate Revista do Programa de Estudos Pós-Graduados em Economia Política**, v. 34, n. 1 (61), p. 74-100, 2022. Disponível em:<https://revistas.pucsp.br/rpe/article/view/60237>. Acesso em: 06 de jul. 2024.

REIMBOLD, M. M. P.; JOZIEL, D; VALER, L.; KIECKOW, F. Aplicação de teste de raiz unitária às variáveis de propulsores eletromecânicos. **Revista eletromecânica de extensão da URI. Vivências**, v. 13, n. 25, p. 46-54, 2017. Disponível em:[http://www2.reitoria.uri.br/~vivencias/Numero\\_025/artigos/pdf/Artigo\\_05.pdf](http://www2.reitoria.uri.br/~vivencias/Numero_025/artigos/pdf/Artigo_05.pdf). Acesso em: 06 de jul. 2024.

REIS, E. H. S. dos.; FERREIRA JUNIOR, R. R.; SILVA, A. D. B. da. Regime de metas de inflação do Brasil: a influência das expectativas inflacionárias. **Economia Aplicada**, v. 24, n. 3, p. 299-318, 2020. Disponível em:<https://www.revistas.usp.br/ecoa/article/view/148363/169791>. Acesso em: 18 jul. 2024.

- ROSA, S. dos. S.; CARRARA, A. F. A interação entre os preços dos alimentos e a expectativa futura de inflação: Uma análise dinâmica. **Revista de Economia Mackenzie**, v. 18, n. 2, p. 135-158, 2021. Disponível em: <https://editorarevistas.mackenzie.br/index.php/rem/article/view/14352/11296>. Acesso em: 06 jul. 2024.
- SANTOS, A. dos. O papel dos estoques reguladores no controle da inflação de alimentos selecionados: um estudo exploratório. 2024. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Universidade Federal de São Carlos. Sorocaba, São Paulo. 2024. Disponível em: <https://repositorio.ufscar.br/bitstream/handle/ufscar/19422/DissAc%c3%a1cia.pdf?sequence=1&isAllowed=y>. Acesso em: 25 jun. 2024.
- SILVA, L. L.; CARRARA, A. F. Preços da pecuária e inflação da alimentação e bebidas entre 2001 e 2020. **Revista de Economia e Agronegócio**, v. 19, n. 2, p. 1-21, 2021. Disponível em: <https://periodicos.ufv.br/rea/article/view/11456>. Acesso em 06 jul. 2024.
- SILVA, A. F. Desigualdade inflacionada: Os efeitos da inflação sobre as diferentes classes de renda. Cepea. 2022. Disponível em: <https://www.cepea.esalq.usp.br/br/opiniaocpepea/desigualdade-inflacionada-os-efeitos-da-inflacao-sobre-as-diferentes-classes-de-renda.aspx>. Acesso em: 18 jul. 2024.
- SILVA NETO, W. A. da. Crescimento da pecuária de corte no Brasil: fatores econômicos e políticas setoriais. 2011. 170p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) - Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”. Piracicaba, São Paulo. 2011. Disponível em: <https://doi.org/10.11606/T.11.2011.tde-02052011-094127>. Acesso em: 18 out. 2024.
- Stock, J. H. & Watson, M. W. (2004), *Econometria*, 1 edn, São Paulo: Pearson Education do Brasil.
- STOCKL, M.; MOREIRA, R. R.; GIUBERTI, A. C. O impacto das commodities sobre a dinâmica da inflação no Brasil e o papel amortecedor do câmbio: evidências para o CRB Index e Índice de Commodities Brasil. **Nova Economia**, v. 27, p. 173-207, 2017. Disponível em: <https://www.scielo.br/j/neco/a/3z4xdfHhjmp7QKxbDngyMFP/>. Acesso em: 06 de jul. 2024.
- TAKASAGO, M.; CUNHA, C. A. D.; OLIVIER, A. K. G. Relevância da agropecuária brasileira: uma análise insumo-produto. **Revista Espacios**, v. 38, p. 31, 2017. Disponível em: <https://www.revistaespacios.com/a17v38n36/a17v38n36p31.pdf>. Acesso em: 09 jul. 2024.
- TRICHES, D.; FEIJÓ, F. T. Uma estimação da curva de Phillips híbrida para o Brasil no Regime de Metas de Inflação. **Economia Aplicada**, v. 21, n. 1, p. 29-43, 2017. Disponível em: <https://www.revistas.usp.br/ecoa/article/view/135130/130951>. Acesso em: 07 jul. 2024.
- VILELA, N. J.; LUENGO, R. F. A. Produção de Hortaliças Folhosas no Brasil. **Campo & Negócios**, Hortifruti, Uberlândia, ano XII, n.146, p. 22-27, 2017.
- WANG, W. *Stochasticity, nonlinearity and forecasting of streamflow processes*. Ios Press, 2006.

WEISS, M. A.; SAMPAIO, A. V. A Inflação brasileira pós-pandemia e as limitações do regime de metas de inflação: uma abordagem pós keynesiana... In: Anais do XV Encontro Internacional da Associação Keynesiana Brasileira. Anais...Belo Horizonte (MG) FACE-UFMG, 2022. Disponível em:<https://www.even3.com.br/anais/akb2022/525212-A-INFLACAO-BRASILEIRA-POS-PANDEMIA-E-AS-LIMITACOES-DO-REGIME-DE-METAS-DE-INFLACAO--UMA-ABORDAGEM-POS-KEYNESIANA>. Acesso em: 25 jun. 2024.

ZIVOT, E.; ANDREWS, D.W. K. Further evidence on the great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis. **Journal of Business and Economic Statistics**, v. 20, n. 1, p. 25-44, 2002. Disponível em:<https://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1198/073500102753410372>. Acesso em: 07 jul. 2024.

## ANEXOS

Tabela 5 - Avaliação de estacionariedade: variáveis na primeira diferença

Variável	Teste Zivot-Andrews			Teste ADF-GLS		Teste KPSS	
	Valor <sup>A</sup>	Resultado <sup>B</sup>		Valor <sup>C</sup>	Resultado <sup>B</sup>	Valor <sup>D</sup>	Resultado <sup>B</sup>
limb	-18,6221	E.	const.	-13,6141	E.	0,0241	E.
			const. + tend.	-13,5815	E.	0,0147	E.
lia	-19,1648	E.	const.	-14,0091	E.	0,0241	E.
			const. + tend.	-13,9764	E.	0,0142	E.
lexpec	-20,4046	E.	const.	-10,9023	E.	0,0389	E.
			const. + tend.	-10,8797	E.	0,0167	E.
lpc	-9,7757	E.	const.	-8,1061	E.	0,0613	E.
			const. + tend.	-8,0867	E.	0,0619	E.
le	-10,4838	E.	const.	-8,8027	E.	0,1212	E.
			const. + tend.	-8,796	E.	0,0933	E.
lh	-17,5122	E.	const.	-15,3729	E.	0,0143	E.
			const. + tend.	-15,3265	E.	0,0135	E.
lippah	-13,023	E.	const.	-11,6851	E.	0,0938	E.
			const. + tend.	-11,7162	E.	0,023	E.
lippag	-10,5925	E.	const.	-8,5477	E.	0,0589	E.
			const. + tend.	-8,5368	E.	0,061	E.
lippap	-10,9582	E.	const.	-9,524	E.	0,0923	E.
			const. + tend.	-9,5315	E.	0,0709	E.
lch	-19,6239	E.	const.	-10,8591	E.	0,0161	E.
			const. + tend.	-10,8333	E.	0,0102	E.

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa no software R.

<sup>A</sup> Valores críticos: -4,82 a 10%, -5,08 a 5% e -5,57 a 1%.

<sup>B</sup> Resultados: N.E. = não estacionário e E.= estacionário, considerando 5% de significância.

<sup>C</sup> Valores críticos com constante: -3,46 a 10%, -2,88 a 5% e -2,57 a 1%. Valores críticos com constante e tendência: -3,99 a 10%, -3,43 a 5% e -3,13 a 1%.

<sup>D</sup> Valores críticos com constante: 0,347 a 10%, 0,463 a 5% e 0,739 a 1%. Valores críticos com constante e tendência: 0,119 a 10%, 0,146 a 5% e 0,216 a 1%. Fonte: software R segundo Kwiatkowski et al. (1992).

Tabela 6 - Resultados dos testes de Cointegração de Johansen: teste da raiz máxima

Hipótese Nula	Hipótese Alternativa	Modelo para renda muito baixa		Modelo para renda alta	
		Estatística do teste	Valor crítico para 5%	Estatística do teste	Valor crítico para 5%
r=0	r>0	111,62	57,42	130,65	57,42
r=1	r>1	101,25	52	99,87	52
r=2	r>2	86,03	46,45	71,1	46,45
r=3	r>3	57,74	40,3	66,31	40,3
r=4	r>4	34,3	34,4	36,56	34,4
r=5	r>5	26,88	28,14	29,04	28,14
r=6	r>6	24,1	22	23,49	22
<b>r=7</b>	<b>r&gt;7</b>	<b>11,89</b>	<b>15,67</b>	<b>10,58</b>	<b>15,67</b>
r=8	r>8	2,13	9,24	2,45	9,24

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa no software R.

Tabela 7 - Avaliação de autocorrelação serial: teste de Ljung box

Defasagens	Modelo para renda muito baixa		Modelo para renda alta	
	Estatística do teste	p-valor	Estatística do teste	p-valor
5	3785,699	0	3759,837	0
10	6481,408	0	6360,664	0
15	8872,63	0	8730,811	0
20	11117,434	0	10941,643	0
25	13415,273	0	13219,328	0
30	15360,897	0	15171,396	0

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa no software R.

Tabela 8 - Avaliação de heterocedasticidade: Teste ARCH

Descrição	Modelo para renda muito baixa		Modelo para renda alta	
	Estatística do teste	p-valor	Estatística do teste	p-valor
LM test	94,10676	7,771561	72,08653	1,750655
Rank-based Test	111,8981	0	85,19424	4.773.959

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa no software R.

Tabela 9 - Avaliação de normalidade dos resíduos: Teste Jacque-bera

Descrição	Modelo para renda muito baixa		Modelo para renda alta	
	Estatística do teste	p-valor	Estatística do teste	p-valor
JB	202,81	<2.2	279,53	<2.2
Skewness	72,613	4,669	72,787	4,315
Kurtosis	130,19	<2.2	206,74	<2.2

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa no software R.