

A RELAÇÃO ENTRE INFLAÇÃO E ÍNDICES DE PREÇOS AO PRODUTOR AGROPECUÁRIO: UMA ANÁLISE PARA OS EXTREMOS DE FAIXAS DE RENDA

THE RELATIONSHIP BETWEEN INFLATION AND PRODUCER PRICE INDICES AGRICULTURE: AN ANALYSIS FOR THE EXTREME OF INCOME RANGE

Autor(es): João Pedro Ferreira Nogueira¹, Anieli Fagundes Carrara²

Filiação: ESALQ/USP¹, UFSCar²

E-mail: joaopedrofnogueira@usp.br¹, anielacarrara@ufscar.br²

Grupo de Trabalho (GT): GT10. Abastecimento, segurança alimentar e nutricional e dinâmicas de consumo

Resumo

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 assim como objetivo quantificar o impacto dos preços ao produtor agropecuário na inflação das famílias brasileiras de renda muito baixa e renda alta entre janeiro de 2007 e março de 2024. Para tanto, foram estimados, de forma simétrica, dois modelos por meio de Vetores Autorregressivos com Correção de erros (VEC): um para a faixa de renda mais baixa e outro para a mais alta. Os resultados principais indicaram que, no período analisado, 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 of three food groups (grains, livestock products, and fruits and vegetables) influence inflation in extreme income brackets in Brazil. The aim is to quantify the impact of agricultural producer prices on inflation for very low-income and high-income Brazilian families between January 2007 and March 2024. To this end, two models were estimated symmetrically using Vector Autoregressive Error Correction (VEC): one for the lowest income bracket and the other for the highest. The main results indicated that, in the period analyzed, producer prices of the three food groups combined explained, on average, 14.58% of the inflation variations for the very low-income class. At the same time, they corresponded to, on average, 5.12% of the inflation variations for the high-income class.

Key words: Inflation. Prices. Agriculture.

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), no país 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 insegurança alimentar¹. Sendo este de grande relevância no Brasil, (Jesus, Hoffman e Miranda, 2024), já que conforme pesquisa de 2022 da Rede Brasileira de Pesquisa em Soberania e Segurança Alimentar (Rede PENSSAN), no país, 33,1 milhões de brasileiros passavam fome em 2022. 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 camadas sociais de maior e menor rendimento no Brasil?

Logo, tem-se como objetivo para o presente estudo quantificar o impacto dos preços ao produtor agropecuário na inflação dos brasileiros de renda muito baixa e renda alta. Para tanto, serão usados na análise os índices de preços ao produtor de grãos, produtos pecuários 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), para o período entre janeiro de 2007 e março de 2024.

Com base na Declaração da Cúpula Mundial sobre Segurança Alimentar (Organização das Nações Unidas para Alimentação e Agricultura- FAO, 2009), a hipótese inicial deste trabalho é que preços ao produtor agropecuário afetam mais o indicador de inflação associado à faixa de renda mais baixa, em contraste, ao associado à renda alta.

De modo a viabilizar a investigação, será utilizada a aplicação de técnica econométrica de séries temporais, mais especificamente, da estimação por 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 destacar que tema semelhante foi abordado recentemente na ciência brasileira em estudos como os de Carrara e Barros (2016), Silva e Carrara (2021) e Santos (2024). No entanto, o presente trabalho inova metodologicamente em quatro aspectos principais: (i) a utilização de preços ao produtor, que oferece uma perspectiva sobre a transmissão de preços entre os elos da cadeia produtiva; (ii) o uso de índices que abrangem três grupos alimentares (grãos, produtos pecuários e hortifrutícolas), permitindo tanto análises específicas, quanto mais amplas sobre alimentos, quando os resultados são agregados; (iii) a aplicação de índices de inflação específicos para diferentes faixas de renda, tornando a análise mais realista e evidenciando como o aumento de preços no elo primário das cadeias alimentares afeta de forma distinta as famílias de menor e maior renda; (iv) a inclusão na modelagem de variável climática de construção própria, que busca captar o efeito de oscilações pluviométricas nos preços ao produtor dos produtos da agropecuária e na inflação das faixas de renda. Abordagem esta que torna a proposta mais condizente ao contexto atual de emergência climática, dado que choques climáticos têm impacto significativo na produtividade agropecuária brasileira, conforme demonstrado por Assad et al. (2022) e Catelan, Carvalho e Vale (2022).

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

¹ 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).

2. Revisão de literatura: da inflação à formação dos preços dos produtos alimentares agropecuários

Esta seção 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: Aspectos de maior influência

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 suas fontes causadoras. Nesse sentido, no quadro 1 abaixo, reúne-se o que a literatura contemporânea conclui acerca dos principais determinantes da inflação no Brasil.

Quadro 1: Principais determinantes inflacionários no Brasil

Autores	Período	Conclusão: influências na inflação brasileira
Braga (2013)	2000-2010	Câmbio e a evolução do preço das <i>commodities</i>
Arruda, Oliveira e Castelar (2017)	2002 – 2015	Componente inercial, câmbio, variações cíclicas da atividade econômica
Carrara e Barros (2020)	2002 – 2014	Expectativas de inflação, preços pelo lado da oferta, câmbio, preço de <i>commodities</i> , hiato do produto
Oliveira e Cechin (2021)	2020 – 2022	Efeitos da pandemia e variáveis de natureza estrutural (desvalorização do real e aos riscos fiscais)
Barros et al (2021)	2001 – 2019	dinâmica dos preços pelo lado da oferta, pelos desvios no câmbio e nas <i>commodities</i> pelo hiato do produto
Feijó, Araújo e Bresser-Pereira (2022)	2014 – 2021	Câmbio, atividade econômica, índice de preços de <i>commodities</i> , existência de preços administrados, inflexões do tipo oferta e demanda
Ramos e Lacerda (2022)	2019 – 2022	Câmbio, preços de <i>commodities</i> e efeitos da pandemia
Santos e Kappes (2022)	2016 – 2022	Câmbio, preço de <i>commodities</i> e componente inercial
Pimentel e Modenesi (2023)	1999- 2016	Câmbio e preço de <i>commodities</i>

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos artigos citados.

Pela análise do quadro 1, nota-se que no geral a literatura aponta que os aspectos de maior influência na inflação do Brasil nos últimos 20 anos são: (i) câmbio; (ii) preços das *commodities*; (iii) hiato do produto; (iv) expectativa de inflação e (v) choques de oferta. Dessa forma, essas variáveis foram incluídas na modelagem econométrica proposta no presente trabalho, conforme será apresentado na sequência.

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

Diante disso, especialmente em países em desenvolvimento como o Brasil, uma vez que o segmento agropecuário é muito vulnerável aos impactos das mudanças no clima, variáveis climáticas assumem fundamental papel na dinâmica inflacionária do país (Naab; Abubakari; Ahmed, 2019).

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. Dado 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. Assim, nesse trabalho, foi incluída na modelagem variável tangente a oscilações pluviométricas, conforme será descrito na seção sobre metodologia e dados.

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.

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 Engel², 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

² 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.

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, Baccarin 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). 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

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).

Nesse sentido, tomando como referência os apontamentos de Barros e Castro (2021), no quadro 2 estão descritos os principais aspectos que exercem influência na formação de preço dos 3 grupos de alimentos de interesse do presente trabalho.

Quadro 2 - 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: Elaborado pelos autores com base nos apontamentos de Barros e Castro (2021).

Pela análise do quadro 2, nota-se, em primeiro lugar, que choques de origem climática são capazes de afetar os 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, 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 hortifrut, como pontuam Barros e Castro (2021) e Vilela e Luengo (2017).

Não obstante, a análise de um modo geral do quadro 2 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 os principais fatores que impactam o custo da produção agropecuária: (i) alterações na política agrícola no país; (ii) inflexões na demanda; (iii) inflexões na oferta; (iv) perecibilidade; (v) tamanho do ciclo produtivo.

Entretanto, no que tange ao custo do produtor rural, vale um adendo, conforme Rámiz (1988), além dos fatores elencados 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 Sáfiadi (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, consequentemente, 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, como é o caso do Brasil (Hargreaves, Kite e Hodgetts, 2006). Em segundo lugar, a curva Novo-Keynesiana tem forte aderência aos dados provenientes da economia brasileira, como comprova o trabalho de 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. Cujas abordagens 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 na seção 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).

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

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

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 pelos autores, 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 formula: (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 que tange à periodicidade das séries de dados utilizados: 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 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 diz respeito a variável *ch*, referente à quantidade de chuva em milímetros, como se trata de uma variável construída pelos autores, 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, foram identificadas as localidades onde os preços são coletados³. Em seguida, buscou-se as estações meteorológicas nesses municípios ou as mais próximas⁴. 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, os dados que compõem a variável construída *ch* apresentaram sazonalidade, como esperado para uma série climática. Tal característica indica bom ajuste da série para o objetivo proposto, mesmo porque não há nenhuma série semelhante para que se possa calcular alguma medida de aderência, que dê uma assertividade maior sobre o ajuste da série.

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). No presente trabalho, a análise de estacionariedade foi realizada a partir de 3 testes distintos: (i) Teste ADF-GLS (Elliot, Rothenberg & Stock, 1996); (ii) Teste KPSS (Kwiatkowski et al., 1992) e Teste Zivot-Andrews (Zivot e Andrews, 2002).

Posta a análise de estacionariedade, avaliou-se 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) que, 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.

³ 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.

⁴ 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).

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*).

Vale frisar que para melhor ajustamento do VEC, realizou-se uma análise acerca da existência de quebras estruturais, recorrendo-se para esse fim ao teste de quebra de Bai-Perron (Bai e Perron, 1998). 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 enfatizar que a especificações do VEC deram-se de acordo com o método da decomposição de Cholesky. 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 foi gerada a principal análise quantitativa de interesse dessa análise: a decomposição da variância do erro de previsão. Sobre a qual, deve-se pontuar, segundo Enders (2004), 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 na seção 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 da 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 KPSS, 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 demonstraram que nem todas as variáveis são estacionárias em nível, considerando 5% de significância. Frente a isso, foi aplicada a primeira diferença em todas as variáveis e então refeitos os testes, cujos resultados 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, verificou-se 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 1. 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 1 - 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
r=7	r>7	14,03	19,96	13,03	19,96
r=8	r>8	2,13	9,24	2,45	9,24

Fonte: Elaborado pelos autores 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 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 Rousseff 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. 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 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, em ambos os modelos, assumindo-se nível de significância de 5%, concluiu-se pela ausência de heterocedasticidade.

Em complemento, também se analisou se os resíduos seguem distribuição normal, recorrendo, para tanto, ao teste Jacque-bera, cujos resultados demonstraram que ambos os modelos têm resíduos com distribuição normal. 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, foi possível a análise dos resultados. Nesse sentido, na tabela 2, 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 2 - 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
Média	73,167355	8,231606	9,814144	3,112305	1,65619	1,077422	1,41923	0,73726	0,78449

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados da pesquisa no software R.

Ainda conforme a tabela 2, 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 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 3 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, 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 das vertentes Novo-Clássica, Novo-Keynesiana, bem como, do chamado Novo Consenso Macroeconômico.

Tabela 3 - 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
Média	65,8894	18,64751	3,694351	0,20627	1,223745	1,55838	3,66405	0,40892	4,70736

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados da pesquisa no software R.

Ainda conforme a tabela 3, 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 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.

Portanto, analisando ambas as modelagens, 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 resposta, 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, 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 entre Ucrânia e Rússia, por exemplo.

5. 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* tangente a precipitação.

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 e a expansão da análise aqui desenvolvida para classes sociais de renda média.

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.

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. 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.

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/smn68cw6P8DVNrswsBCKXL/>. 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.

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

_____. 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.

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.

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/resr/a/hz3wnpjYHVSTTXNQYN3smM/#>. 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.

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. 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. 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%20mineral%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%20mineral%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.

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: <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: <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: <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, 1996. Disponível em: 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.

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.

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_Causalidade_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.

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.

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.

HODRICK, R.; 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.

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.

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.

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.

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.

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. Acesso em: 09 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.

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. Acesso em: 18 dez. 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.

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.

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/opinio-ao-cepea/desigualdade-inflacionada-os-efeitos-da-inflacao-sobre-as-diferentes-classes-de-renda.aspx>. Acesso em: 18 jul. 2024.

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.

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.

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.