

Larissa Lima Silva¹ORCID: [0000-0001-9049-8954](https://orcid.org/0000-0001-9049-8954)**Aniela Fagundes Carrara²**ORCID: [0000-0002-3131-2344](https://orcid.org/0000-0002-3131-2344)

¹ Discente do curso de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Rondonópolis (UFR) bolsista de Iniciação Científica FAPEMAT 2019/2020

limmalarissa03@gmail.com

² Doutora em Economia Aplicada pela ESALQ/USP

Professora Adjunta II do curso de Ciências Econômicas da UFR

aniela.carrara@ufr.edu.br

RESUMO

O estudo considera a relevância que a pecuária tem para a questão alimentar e para economia brasileira, e tem como motivação a elevação, iniciada em meados de 2019, dos preços de alguns produtos que compõem tal setor, por conta principalmente do aumento da demanda externa. Assim, o objetivo do presente trabalho é entender e quantificar o impacto dos preços da pecuária no grupo alimentação e bebidas do Índice de Preços ao Consumidor Amplo - IPCA, de modo a identificar sua durabilidade e sua relevância para tal segmento, que compõe o índice de preços oficial do país. Visando cumprir tal objetivo, é estruturado um modelo baseado na curva de Phillips, cuja estimação é implementada por meio de Vetores Autorregressivos com Correção da Erros, na modalidade estrutural. Os resultados obtidos apontam que os preços da pecuária têm efeito positivo, significativo e de montante considerável sobre a inflação do grupo alimentação e bebidas e que contribuíram para que esta se elevasse nos anos de 2019 e 2020.

Palavras-chave: Preços; Pecuária; Demanda

ABSTRACT

The study considers the relevance that livestock has for the food issue and the Brazilian economy, and is motivated by the rise, which began in mid-2019, in the prices of some products that make up this sector, mainly due to the increase in external demand. Thus, the objective of this work is to understand and quantify the impact of livestock prices on the food and beverage group of the Broad Consumer Price Index - IPCA, to identify its durability and its relevance for this segment, which makes up the index of official country prices. To fulfill this objective, a model based on the Phillips curve is structured, whose estimation is implemented using Error Corrected Autoregressive Vectors, in the structural modality. The results obtained show that livestock prices have a positive, significant, and considerable effect on inflation in the food and beverage group, which contributed to its rise in 2019 and 2020.

Keywords: Prices; Livestock; Demand**Código JEL:** Q11, Q13, E37, E31.

INTRODUÇÃO

Ao atender a demanda interna por alimentos e matérias primas da indústria e também contribuir para o equilíbrio das contas externas, a agropecuária destaca-se como um dos setores mais dinâmicos da economia brasileira, conforme apontam Amaral e Guimarães (2017). Ainda segundo tais autores, esta relevância é ampla por conta da agropecuária ser a principal atividade econômica desenvolvida em grandes áreas no interior do país, assim, está presente em maior ou menor grau em todas as regiões.

Sabe-se que a agropecuária é basicamente dividida entre agricultura (lavoura) e pecuária, além de abranger a produção de alimentos destinados ao consumo humano e envolver também a alimentação de animais e a produção de matérias-primas industriais, como as voltadas à produção de energia, de celulose, têxtil e de borracha (GUIMARÃES; PEREIRA, 2018). No que tange à pecuária, que é o foco do presente estudo, destacam-se os anos de 2019 e de 2020, devido às exportações de carne de modo geral, com ênfase para a bovina in natura, que atingiram níveis recordes e que em conjunto ao dólar valorizado no período, geraram uma receita importante para o país, conforme expõe Carvalho (2020).

Tal relevante aumento é explicado, para o ano de 2019, por uma demanda maior da China, por conta de problemas sanitários com o seu rebanho e em menor grau, à estiagem ao longo do ano, que impactou na qualidade do pasto. Já em 2020, a taxa de câmbio elevada e a demanda externa, principalmente a Chinesa, que voltou a crescer no final de tal ano, após a fase mais aguda da pandemia da Covid-19 na Europa e na Ásia, proporcionaram o recorde de 2,016 milhões de toneladas exportadas de carne bovina em 2020 (MAPA, 2021).

Como resultado interno, além de um incremento na receita, observou-se um aumento no preço da carne no mercado nacional, dados do IBGE (2021) apontam que em dezembro de 2020 o Índice de Preço ao Consumidor Amplo (IPCA) apresentou uma variação de 1,35% em relação ao mês anterior, sendo que o grupo das carnes elevou-se em 3,58% e diversos cortes de carne bovina alcançaram uma variação ainda maior no mês em questão, tal como patinho (elevação de 4,37%), contrafilé (elevação de 4,51%), alcatra (elevação de 6,2%), dentre outros.

Assim, considerando a relevância da pecuária não só para a questão alimentar, mas também para a economia do país e a recente elevação de preços que o conjunto de produtos deste grupo exibiu especialmente entre 2019 e 2020, o presente estudo tem como objetivo mensurar e discutir o impacto dos preços da pecuária no segmento do IPCA correspondente a alimentação e bebidas, de modo a identificar sua durabilidade e sua relevância para com tal importante grupo que compõe o índice oficial de inflação do país.

Para tanto, é estruturado um modelo econométrico com base na curva de Phillips, seguindo trabalhos tais como Carrara e Barros (2016), que usam tal ferramental para entender a participação de determinados grupos de produtos do setor agropecuário na inflação do país. E o método de

estimação empregado é o de Vetores Autorregressivos com Correção de Erros (VEC) na modalidade estrutural.

Além da presente introdução, o estudo está dividido em mais cinco seções, sendo que a de número dois traz uma breve exposição sobre a trajetória da pecuária e de seus preços e a de número três apresenta a curva de Phillips e ressalta a sua importância para o estudo empírico da inflação. Na seção de número quatro tem-se a metodologia, os dados e o modelo estruturado e na de número cinco, os resultados e as discussões. Por fim, a última seção traz uma breve conclusão sobre o trabalho.

O DESEMPENHO DA PECUÁRIA E SEUS PREÇOS

O setor agropecuário desempenha um importante papel no desenvolvimento econômico brasileiro, tendo em vista a efetiva contribuição no abastecimento interno de alimentos e matérias primas, além da relevante participação nas exportações no país, o que auxilia no equilíbrio da balança comercial.

De acordo com Muñoz e Belchior (2015), a agropecuária aumentou sua participação no mercado interno em relação aos outros setores da economia e vem se destacando no mercado externo como produtor de commodities para exportação, tais como café, soja, carne, etanol e cítricos. Além disso, o setor promove um encadeamento para frente na indústria brasileira, pois fornece matérias primas para a indústria alimentícia, gera divisas estrangeiras, por meio das exportações, para serem investidas no desenvolvimento interno e eleva a produtividade da terra e do trabalho do setor (ALENCAR; NERI; SOUSA, 2011).

No ano de 2020, segundo dados do IBGE (2021), o setor agropecuário exibiu elevação de 2,0%, foi o único que apresentou alta no ano, os demais setores sentiram fortemente os efeitos da pandemia da Covid-19, tanto que o Produto Interno Bruto (PIB) do país caiu 4,1%.

O setor agropecuário também é extremamente relevante para a balança comercial brasileira, no ano de 2020, por exemplo, o produto com maior participação na pauta exportadora do país foi a soja, que alcançou uma participação de 11,91%, além deste, a carne de frango congelada, fresca ou refrigerada e a carne bovina congelada, fresca e refrigerada, respectivamente alcançaram a sexta (2,94%) e a sétima maior participação (2,75%), de acordo com dados do Ministério da Economia (2021).

Considerando os dois grandes grupos que constituem o setor agropecuário, quais sejam agricultura e pecuária¹, é possível observar por meio das variações percentuais do Valor Bruto da Produção - VBP de tais grupos,

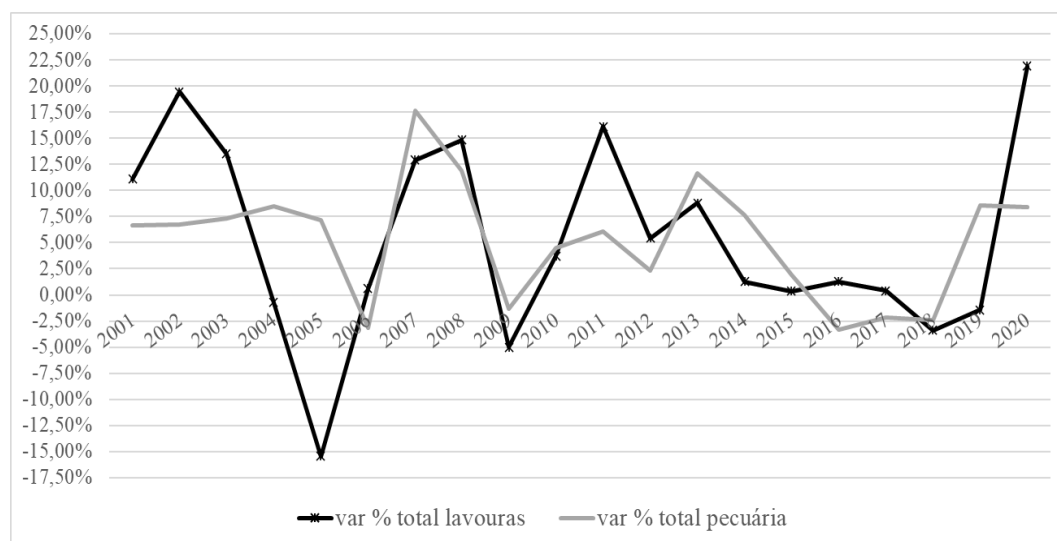
¹ É importante ressaltar que, segundo IBGE (2013), entende-se pecuária como um apanhado de conjunto técnicos utilizados na domesticação de animais para a geração de produtos com finalidade econômica, sendo que os produtos da pecuária podem ser originados de animais vivos e então neste caso os produtos podem ser primários tais como leite e ovos ou produtos processados, ou seja, que tenham passado por algum tipo de processo industrial. Ou os produtos podem ser oriundos de animais abatidos, sendo também classificados como primários, como por exemplo a carne ou secundários, como salsichas, que são originados de produtos primários processado.

expostas na Figura 1, que em grande parte do período observado as variações do VBP dos dois grupos seguem uma movimentação próxima, porém nos últimos anos, mais especificamente em 2018 e 2019, a variação da pecuária se apresenta consideravelmente maior em comparação a da agricultura, sendo que em 2020 mantém uma variação próxima a do ano anterior, enquanto a agricultura apresenta uma recuperação em relação a 2019.

Os números do Ministério da Agricultura Pecuária e Abastecimento – MAPA (2021), apresentados na Figura 1, mostram que a variação percentual do VBP da pecuária de 2019 em comparação ao ano de 2018 foi de 8,53%, ao passo que o VBP das lavouras (agricultura) foi de -1,44%. Parte de tal resultado expressivo da pecuária em comparação a agricultura é explicado pelo estímulo que o setor brasileiro de carne recebeu por conta do surto de peste suína na China, que inviabilizou boa parte do rebanho de tal país e elevou a demanda chinesa pela carne brasileira, que foi acentuada, principalmente nos últimos meses de 2019.

Já em 2020, ano marcado pela pandemia da Covid-19, o VBP total foi o maior desde o início da sua série histórica em 1989, sendo a agricultura o destaque com uma variação de 21,9% em relação ao ano anterior, muito por conta da boa safra, dos preços internos e do favorecimento das exportações, devido a grande demanda externa, após a primeira onda da pandemia nos países asiáticos e europeus. Por sua vez, a pecuária manteve uma taxa de variação do VBP próxima a do ano anterior, sendo a carne bovina o destaque não só de tal segmento, mas de todo o setor agropecuário, já que foi o terceiro produto, atrás apenas da soja e do milho, que mais contribuiu para o VBP do país em 2020, segundo dados do MAPA (2021).

Figura 1: Variação do Valor Bruto da produção – Total lavouras e pecuária

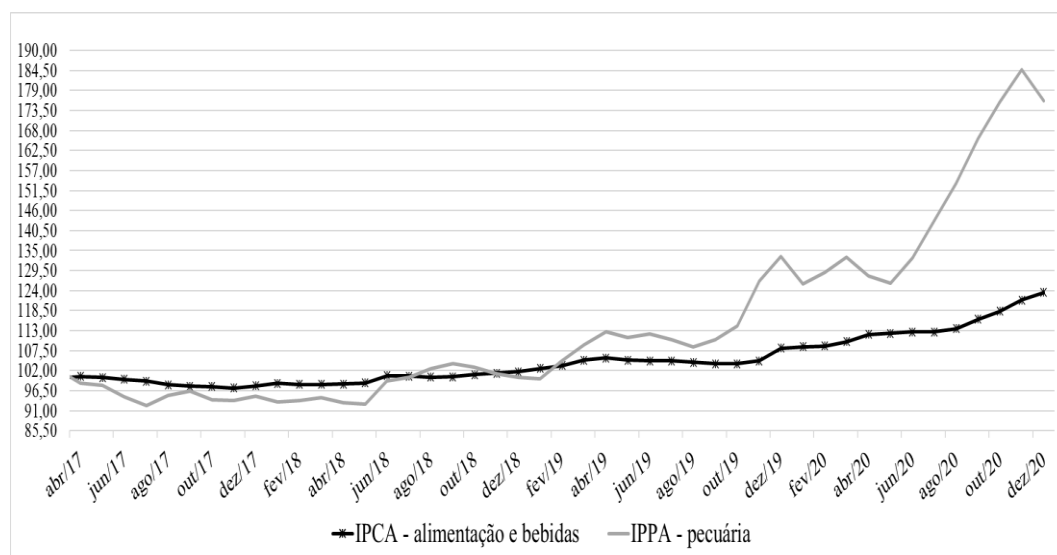


Fonte: CGAPI/DFI/SPA/MAPA (2021)

Ampliando a análise, de modo a observar a tendência da evolução do IPCA alimentação e bebidas e dos preços da pecuária, a Figura 2 apresenta a evolução de tal grupo do IPCA e do Índice de Preços ao Produtor Agropecuário para pecuária. Este indicador é calculado pelo Centro de Estudos em Economia Aplicada - CEPEA e toma por base a evolução dos Valores Brutos da Produção, discutidos acima, no sentido de observar a evolução do VBP se apenas os preços dos produtos tivessem variado, assemelhando-se à lógica do cálculo do IPCA. Tal indicador funcionará para o presente estudo como o representante dos preços da pecuária e como será exposto adiante, fará parte do modelo econométrico proposto².

Analizando a Figura 2, que expõe a evolução dos índices, considerando janeiro de 2017 como base, que é um período em que a inflação estava dentro da meta esperada, tem-se que até início de 2018, os índices em questão seguiam uma tendência próxima, porém a partir de meados de 2018 e principalmente em 2019 e 2020, o IPPA - pecuária apresenta uma tendência proeminente de alta, principalmente a partir de abril de 2020, sendo que apenas em novembro de tal ano passa-se a observar uma discreta queda. Já o IPCA alimentação e bebidas apresenta elevação a partir do final de 2019, leia-se em menor proporção, o que enseja um acompanhamento da movimentação dos preços da pecuária.

Figura 2: Evolução IPCA alimentação e bebidas e IPPA - pecuária entre 2017 e 2020



Fonte: Elaborado própria com base nos dados do IBGE (2021) e CEPEA (2021)

² Para o cálculo de tal indicador são considerados os seguintes produtos: boi gordo, frango vivo de corte, suíno vivo, leite e ovos. Para mais informações sobre o cálculo do IPPA pecuária consultar: BARROS, G.S.C.; CASTRO, N.R.; GILIO, L.; MORAIS, A.C.P.; SOUZA JUNIOR, M.L.; MACHADO, G.C. Índices de Preços ao Produtor de Grupos de Produtos Agropecuários (IPPA) – Metodologia e primeiros resultados. Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA), Piracicaba, setembro de 2019.

A motivação para a elevação do IPPA – pecuária no ano de 2019 e 2020 já foi discutida acima e é tal tendência que enseja a questão de pesquisa do presente estudo, que busca observar a relação entre os preços do grupo alimentação e bebidas e os preços da pecuária, que como pode ser observado por meio da Figura 2, parece ser uma relação próxima.

Como a proposta da pesquisa gira em torno da análise de preços, o embasamento não apenas teórico, mas também quantitativo, fundamenta-se nas relações tratadas por meio da curva de Phillips. Desta forma, antes da apresentação da estratégia empírica, é importante uma breve exposição sobre as relações propostas por tal ferramental.

CURVA DE PHILLIPS E SUA IMPORTÂNCIA PARA ANÁLISE DA INFLAÇÃO

A curva de Phillips foi proposta por William Phillips no final dos anos cinquenta, e previa uma correlação negativa entre a inflação e o desemprego, assim, inicialmente a curva de Phillips relacionava o excesso de demanda no mercado de trabalho à taxa de desemprego, sendo esta última uma proxy do excesso de oferta no mercado e então, esperava-se uma relação inversa entre a velocidade de crescimento dos salários e a taxa de desemprego, logo, à medida que a inflação aumentava, os salários reais se tornariam menores e então os empregadores se motivariam a ofertar mais empregos (PHILLIPS, 1958; MORAES, 1991).

Como na época da elaboração da curva, a inflação passada era próxima de zero, as expectativas de inflação também eram zero, logo, não existiam nesta relação original entre salário e emprego (PHILLIPS, 1958). Foi a falta de tal variável que desencadeou inúmeras críticas em relação à formulação original da curva de Phillips, no período dos acontecimentos econômicos da década de 1970³, que fizeram com que tal equação não encontrasse mais evidências empíricas, já que neste período a inflação média passada deixou de ser zero.

Então, passou-se a incorporar as expectativas adaptativas (com base nos eventos passados) em tal formulação, porém segundo Caetano e Moura (2009) as críticas continuaram, já que a inflação esperada não poderia ser formada apenas pela inflação ocorrida no passado. E com base nessas críticas e em Muth (1961), os economistas novo-clássicos passaram a considerar a inserção das expectativas racionais na curva de Phillips, que começou a levar em conta que os agentes utilizam todo o conhecimento ao seu alcance para definir sua inflação esperada (CAETANO; MOURA, 2009).

No transcorrer de todo seu processo de evolução, a curva de Phillips contou com importantes contribuições de economistas monetaristas, como Phelps (1967) e Friedman (1968), passando pelos novos clássicos, como Lucas (1973), e pelos novos keynesianos, como Fischer (1977).

³ Elevação dos preços das *commodities*, principalmente do petróleo.

De acordo com Blanchard e Galí (2005), a chamada nova curva de Phillips keynesiana (NKPC), inicialmente formulada por Calvo (1983), que atualmente serve de base para o modelo de pequeno porte utilizado pelo Banco Central do Brasil, tem a seguinte formulação básica:

$$\pi(t) = \beta E\pi(t+1) + \kappa(y - y^*) \quad (1)$$

em que π é a inflação, $E\pi$ é a expectativa de inflação formulada em t para o período $t+1$, y é o logaritmo do produto, y^* é o logaritmo do produto potencial e $(y - y^*)$ é o hiato do produto.

Ressalta-se que, mesmo após as contribuições acima citadas, ainda discutem-se especificações, modificações e hipóteses relacionadas à curva de Phillips, dentre estas, pode-se citar a suposição de não linearidade de tal curva, como mostram Arruda, Ferreira e Castelar (2011), que citam autores como Tambakis (1998) e Bean (2000), os quais acreditam que a curva de Phillips é convexa, autores como Stiglitz (1997) e Eisner (1997), que são a favor da hipótese de que a curva de Phillips é côncava, e ainda autores como Filardo (1998), que acredita que a curva aqui discutida seja uma combinação entre uma curva côncava e uma curva convexa. Além de Mishkin (2007), que postula que a curva de Phillips apresenta um formato mais horizontal.

Apesar das diversas possibilidades de estruturação da curva de Phillips, o presente estudo pauta-se na formulação básica apresentada pela equação (1), com algumas modificações que serão tratadas a seguir.

MODELO, DADOS UTILIZADOS E METODOLOGIA

Esta seção dedica-se a expor o modelo a ser estimado, os dados que compõem tal modelo, bem como a metodologia implementada para a obtenção dos resultados.

Evidências empíricas

Buscando contemplar o objetivo proposto de entender e mensurar o impacto dos preços da pecuária no IPCA - alimentação e bebidas, de modo a identificar sua durabilidade e sua relevância para com tal importante grupo do IPCA, foi estruturado um modelo nos moldes da curva de Phillips, conforme Equação (2):

$$\pi_{alim_t} = \sum_{j=1}^n \alpha_{1j} \pi_{alim_{t-j}} + \sum_{j=1}^n \alpha_{1j} ip_{p_{t-j}} + \sum_{j=1}^n \varphi_{1j} E_t \pi_{t+j} + \sum_{j=1}^n \gamma_{1j} h_{t-j} + \varepsilon_i \quad (2)$$

em que π_{alim} representa o grupo IPCA alimentação e bebidas, ipp diz respeito ao preço do setor pecuário, $E_t\pi$ é a expectativa atual da inflação futura (inflação do mês seguinte) e h é o hiato do produto, que representa o quanto a economia conseguiu crescer ou não, em relação ao seu produto potencial. Uma descrição mais completa, bem como as fontes das séries utilizadas serão apresentadas na subseção a seguir e por meio do Quadro 1.

É importante destacar algumas escolhas e modificações implementadas na Equação (2) em relação a formulação original da curva de Phillips. A primeira delas diz respeito ao uso de um grupo específico do IPCA, no lugar da medida total da inflação, tal escolha foi feita pelo fato de tal grupo abranger os produtos que tem na sua origem a pecuária, ao passo que os demais grupos que fazem parte do IPCA possuem pouca ou nenhuma relação com o setor em questão. Outra variável acrescentada no modelo, com vista ajustá-lo ao propósito do estudo, é a variável ipp que representa os preços do setor pecuário, como exposto no Quadro 1, este é um indicador calculado pelo Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA) que proporciona uma visão sobre as oscilações de preço do setor (BARROS et al., 2019).

Dados utilizados

De modo a obter uma estimação precisa, optou-se por utilizar dados para o período que vai janeiro de 2001 a dezembro de 2020, com periodicidade mensal. Ressalta-se que as variáveis foram transformadas em índice, com base em janeiro de 2001 e trabalhadas em logaritmo. O Quadro 1 traz uma exposição completa das séries que fazem parte do modelo proposto, bem como de suas fontes.

Quadro 1: Descrição das variáveis usadas no modelo

VARIÁVEIS	REPRES.	DESCRIÇÃO
IPCA – alimentação e bebidas	π_{alim}	Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) grupo Alimentação e bebidas. Fonte: Sistema Nacional de Índices de Preços ao Consumidor – SNIPC - IBGE.
IPPA - pecuária	ipp	Índice de preços ao produtor – pecuária. Fonte: Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA).
Expectativa da inflação	$E\pi$	Expectativa no período presente para a inflação em $t+1$. Obtida através da média diária dos valores divulgados da pesquisa <i>focus</i> para cada mês. Fonte: Sistema de Expectativas do Banco Central.
Hiato do produto	h	Para o cálculo do hiato, foi utilizada a seguinte fórmula: $\frac{(PIB_{real} - PIB_{potencial})}{PIB_{potencial}}$ Em que para representar o PIB real foi utilizada a série PIB mensal - Valores correntes (R\$ milhões) - R\$ (milhões). Série nº 4380 do Bacen*. Fonte: Banco Central. E o PIB potencial foi estimado pelo filtro de Hodrick – Prescott**.

Fonte: Elaboração própria.

Metodologia aplicada

Visando promover uma análise dinâmica da relação entre as variáveis acima elencadas, foi implementada a estimação por Vetores Autorregressivos, na versão estrutural, que permite com que as relações econômicas sejam consideradas na análise, tal metodologia faz parte do arcabouço das séries temporais e prevê a realização de alguns testes auxiliares antes da estimação principal (ENDERS, 2009).

Os primeiros testes efetuados foram o ADF-GLS (ELLIOT; ROTHENBERG e STOCK,1996) e o KPSS (KWIATKOWSKI et al.,1992), que verificam a presença de raiz unitária nas séries⁴. Tais testes foram utilizados pois são versões consideradas mais eficientes do teste ADF (Dickey - Fuller Aumentado) que é um teste seminal. Quando se trata da verificação da estacionariedade, segundo Hatanaka (1996), as mudanças implementadas por tais procedimentos, visam corrigir problemas de perda de poder e distorção de tamanho, observados em alguns casos, no teste original de Dickey e Fuller.

Após os testes de raiz unitária, procedeu-se com a verificação da cointegração pelo método proposto por Johansen (1988), que tem como objetivo identificar a existência de vetores de cointegração, ou seja, de relação de longo prazo, entre as séries do modelo.

Os resultados levaram à utilização do modelo estrutural de Autorregressão Vetorial com Correção de Erros (SVEC), assim como propõe Enders (2009), sendo que a correção de erros agregada à estimação, é por conta da existência de vetores de cointegração, como será apresentado a seguir.

A estimação aqui tratada contempla instrumentos tais como a Função Impulso Resposta, a Decomposição da Variância do Erro de Previsão e a Decomposição Histórica da Variância do Erro de Previsão, que fornecerão os resultados expostos e discutidos a seguir.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

A seguir, serão expostos os resultados dos testes auxiliares, quais sejam, os testes de estacionariedade e de cointegração, além dos resultados da estimação via VEC, na versão estrutural.

Resultados dos testes de estacionariedade e de cointegração

Os testes para verificação da estacionariedade das séries foram efetuados com constante e com constante e tendência e o número de defasagens foi selecionado pelo critério de informação de Akaike modificado (MAIC), que

⁴ Uma série que é dita não estacionária possui pelo menos uma raiz unitária (WOOLDRIDGE, 2006).

partindo de um número determinado como máximo⁵, mostra o número de defasagens mais adequado para cada variável que passará pelo teste.

Como pode ser observado por meio da Tabela 1, que expõe os resultados dos testes, tanto para as variáveis em nível, quanto na primeira diferença, considerando um nível de significância de 5%, o hiato do produto para o teste ADF-GLS com constante, mostrou-se estacionário em nível, para os demais testes tal variável se apresentou não estacionária em nível, assim como todas as outras variáveis, para todos os testes efetuados.

Após tal constatação, foi aplicada a primeira diferença nas variáveis, os testes foram refeitos e então pode-se verificar que todas as séries passaram a ser estacionárias, logo, conclui-se que todas são integradas de ordem 1.

Tabela 1: Resultado dos testes ADF-GLS e KPSS

Variável		Teste ADF-GLS				Teste KPSS			
		Teste em nível		Teste na diferença		Teste em nível		Teste na diferença	
		Valor do teste ^A	Res. ^B	Valor do teste ^A	Res. ^B	Valor do teste ^C	Res. ^B	Valor do teste ^C	Res. ^B
<i>lmalim</i>	Const.	1,56	N.E.	-2,07	E.	3,99	N.E.	0,07	E.
	Const.+Tend.	-2,66	N.E.	-3,28	E.	0,18	N.E.	0,05	E.
<i>lipp</i>	Const.	1,51	N.E.	-6,33	E.	4,51	N.E.	0,038	E.
	Const.+Tend.	-2,69	N.E.	-2,94	E.	0,26	N.E.	0,039	E.
<i>lEπ</i>	Const.	-0,60	N.E.	-2,28	E.	4,81	N.E.	0,35	E.
	Const.+Tend.	-1,91	N.E.	-6,16	E.	0,38	N.E.	0,144	E.
<i>lh</i>	Const.	-3,21	E.	-3,00	E.	1,57	N.E.	0,024	E.
	Const.+Tend.	-2,0	N.E.	-4,86	E.	0,15	N.E.	0,023	E.

^A Valores críticos com constante: -1,61 a 10%, -1,94 a 5% e -2,57 a 1%. Valores críticos com constante e tendência: -2,64 a 10%, -2,93 a 5% e -3,46 a 1% (ELLIOT; ROTHENBERG; STOCK, 1996).

^B Resultados: N.E = não estacionário e E.= estacionário, considerando 5% de significância.

^C 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% (KWIATKOWSKI et al., 1992).

Fonte: Elaboração própria.

Com os resultados apresentados na Tabela 1, tem-se que por conta das variáveis possuírem a mesma ordem de integração, podem integrar o mesmo modelo. Assim, uma outra questão necessária de ser verificada, antes da estimação principal, é a existência de relação de longo prazo entre as variáveis, para tanto foi realizado o teste de cointegração de Johansen. A Tabela 2 apresenta os resultados deste teste, por meio desta observa-se que considerando um nível de 5% de significância, não se pode rejeitar a

⁵O critério utilizado para escolher a defasagem máxima (p_{\max}) para as variáveis utilizadas, foi o proposto por Schwert (1989), onde $p_{\max} = \text{int} \left[12 * \left(\frac{T}{100} \right)^{1/4} \right]$, sendo T o número de observações. Desta forma, como todas as séries aqui utilizadas possuem 228 observações, foi verificado para estas o máximo de 15 defasagens.

hipótese da existência de no máximo dois vetores, contra a hipótese alternativa de existirem mais de dois vetores de cointegração.

Assim, é possível afirmar que as variáveis possuem relação de longo prazo. Com tal constatação, a estimação por Vetores Autorregressivos precisará agregar os vetores de correção de erro, passando assim a ser uma estimação por Vetores Autorregressivos com correção de erros (VEC), que será utilizada na sua versão estrutural.

Tabela 2: Resultado do teste de cointegração de Johansen

Hipótese nula (H_0)	Hipótese alternativa	Estatística traço	Valores críticos a 5%*
$r=0$	$r>0$	68,844	47,21
$r=1$	$r>1$	37,253	29,68
$r=2$	$r>2$	13,147	15,41

*Valores críticos segundo Osterwald-Lenum (1992)

Fonte: Elaboração própria.

Resultados da estimação por Vetores Autorregressivos com correção de erro

Já as restrições impostas foram as seguintes: O IPCA do grupo alimentação e bebidas ficou em função do índice de preço da pecuária, da expectativa de inflação e do hiato do produto. A expectativa ficou em função do índice de preço da pecuária e o hiato ficou em função da expectativa de inflação.

Estas restrições foram impostas de acordo com as implicações econômicas que se pretende analisar e seguindo o resultado do Teste LR para sobreidentificação, que com um grau de liberdade e um valor calculado de 2,26, não rejeitou as restrições sobreidentificadas implementadas no modelo, a um nível de 5% de significância.

Observando a Tabela 3 que traz os resultados da estimação da matriz de relações contemporâneas, verifica-se que a 5% de significância, apenas as relações entre hiato e IPCA alimentação e bebidas e expectativa e hiato, não se mostraram significativas e assim não são passíveis de avaliação.

Considerando os coeficientes significativos, tem-se que se for considerado um aumento de 1% no *ipp*, a inflação do grupo alimentação e bebidas eleva-se contemporaneamente em 0,063%, indicando que existe uma relação positiva, mas de montante pequeno entre tais variáveis, isso sem considerar a evolução dos períodos.

Já se as expectativas de inflação para o próximo período aumentarem em 1%, *palim* também se eleva em 1,28%, o que aponta a forte relação contemporânea existente entre tais variáveis, este resultado já era esperado, pois na literatura existem vários trabalhos, como o de Carrara e Barros (2016), que identificam uma relação contemporânea forte entre o IPCA (porém o índice cheio e não apenas um grupo) e a expectativa de inflação.

Por fim, ainda por meio da Tabela 3, observa-se que se o índice de preços da pecuária aumentar 1% contemporaneamente a expectativa de inflação se eleva em 0,0058%, que é um coeficiente pequeno, porém não deixa de ser um indicativo de uma relação indireta dos preços pecuários com a inflação, via expectativas.

Frente a tais resultados, tem-se indicativos de que o aumento observado principalmente em 2019 e 2020, pode contribuir para a elevação dos preços do grupo de alimentação e bebidas do IPCA, ainda que estes se refiram apenas a interação contemporânea das variáveis. Os resultados a seguir abrangem a relação dinâmica das variáveis em questão e contribuem para o entendimento das relações acima mencionadas.

Tabela 3: Resultado da matriz de relações contemporâneas

Relações contemporâneas		Coeficientes estimados	Desvio Padrão	Estatística t*
DE	SOBRE			
Dl_{pp}	$Dl_{\pi alim}$	0,0630	0,0120	5,2619
$DlE\pi$	$Dl_{\pi alim}$	1,2796	0,3030	4,2225
Dlh	$Dl_{\pi alim}$	0,0098	0,0123	0,8017
Dl_{pp}	$DlE\pi$	0,0058	0,0026	2,1893
$DlE\pi$	Dlh	2,4796	1,6141	1,5362

*A estatística t mede a significância dos coeficientes estimados para cada relação contemporânea (H0: o coeficiente é igual a zero). Mas, ressalta-se que esta estatística não é tão rigorosa para a análise da significância dos coeficientes da matriz de relações contemporâneas da metodologia VAR quanto para os Modelos de Mínimos Quadrados Ordinários (BACCHI, 2005).

Fonte: Elaboração própria.

O primeiro instrumental capaz de auxiliar na compreensão de como acontece a interação ao longo dos períodos entre as variáveis do modelo é a decomposição da variância do erro de previsão, que de modo a contemplar o objetivo proposto, foi calculada para a variável IPCA alimentação e bebidas. A Tabela 4 apresenta os resultados obtidos para tal decomposição e através desta é possível verificar que a variável que mais impacta as movimentações da $\pi alim$ é ela própria, isso porque o modelo não considera todos os itens que influenciam tal tipo de inflação, logo, o efeito fica concentrado na própria série.

A segunda variável que mais explica as movimentações nos preços da alimentação e bebidas é a que representa os preços da pecuária, que no primeiro período exposto já se mostra responsável por 12,36% das oscilações e com o passar dos períodos aumenta sua relevância, alcançando uma média de 26,57% de importância sobre as movimentações da $\pi alim$, ao longo de doze meses, indicando que além de contemporaneamente, a relevância dos preços dos produtos agropecuários na inflação da alimentação e bebidas é maior e duradouro, quando se considera a evolução dos períodos.

Tabela 4: Decomposição da variância do erro de previsão do IPCA alimentação e bebidas

Períodos	Desvio Padrão	$Dl\pi_{alim}$	$Dl\pi_{ipp}$	$DlE\pi$	Dlh
1	0,0056957	80,748	12,363	6,652	0,237
2	0,00738249	63,131	27,193	9,49	0,186
3	0,00787286	59,163	28,682	11,979	0,176
4	0,00802934	58,188	28,179	13,296	0,337
5	0,00810251	57,576	27,891	13,964	0,569
6	0,00813807	57,183	27,812	14,29	0,715
7	0,00815335	56,992	27,793	14,425	0,79
8	0,0081591	56,917	27,784	14,47	0,828
9	0,00816109	56,89	27,78	14,483	0,846
10	0,00816172	56,881	27,779	14,487	0,853
11	0,0081619	56,879	27,778	14,487	0,856
12	0,00816194	56,878	27,778	14,487	0,856

Fonte: Elaboração própria.

Em relação à expectativa de inflação, percebe-se que sua importância na movimentação dos preços da alimentação e bebidas se confirma e aumenta com o passar dos períodos, estabilizando-se em uma média de 13,04%, para os doze meses observados. Por fim, tem-se que o hiato do produto é a variável que menos explica as oscilações da π_{alim} , alcançando uma média de 0,60%.

Assim, agora de maneira dinâmica, observa-se que π_{ipp} é relevante para explicar as oscilações da inflação dos alimentos e bebidas, logo, tem-se que os preços de tal grupo sofrem influência direta dos preços da pecuária. O próximo passo é entender a direção e o comportamento de tal relação com o passar dos períodos, via função impulso resposta.

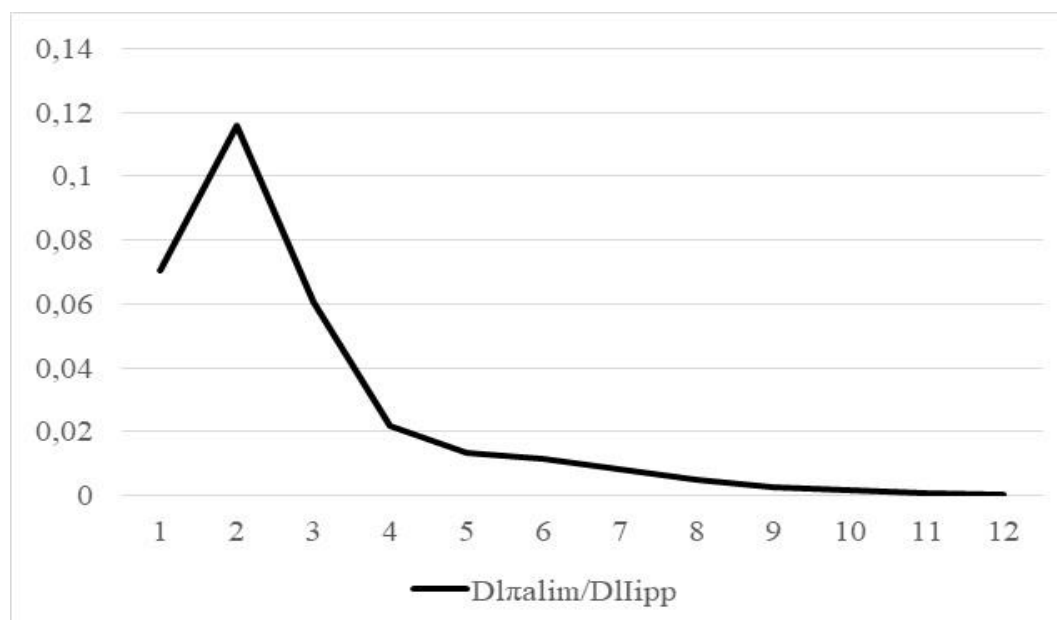
A Figura 3 apresenta a resposta do IPCA alimentação e bebidas a um choque exógeno e individual no conjunto de preços da pecuária. Considerando um choque de 1%, é possível constatar que o IPCA aqui em questão, responde positivamente logo no primeiro período (elevação de 0,07%), porém o pico da resposta acontece no segundo mês, quando tal variável chega a um aumento de 0,11%. Nos períodos subsequentes, o efeito do choque se dissipa, tendendo a valores próximos de zero a partir do quinto mês. Tal dinâmica vai de encontro com os resultados observados anteriormente e mostra que o choque oriundo dos preços da pecuária perdura de modo considerável nos preços da alimentação e bebidas.

Outro ponto importante, levantado na análise das relações contemporâneas, é o efeito indireto que os preços da pecuária podem ter sobre o IPCA alimentação e bebidas, via expectativas de inflação. A Figura 4 expõe a resposta da expectativa de inflação a um choque exógeno e individual nos preços da pecuária, se for considerado um choque positivo de 1%, verifica-se que a resposta da expectativa no primeiro período é

positiva, porém pequena (0,006%), chegando ao valor máximo (0,007%) no terceiro mês. Apesar de tal valor ser pequeno, comparando-se com a resposta do IPCA alimentação e bebidas ao mesmo choque, é algo que deve ser considerado, dado que a influência da expectativa sobre o IPCA aqui estudado é relevante.

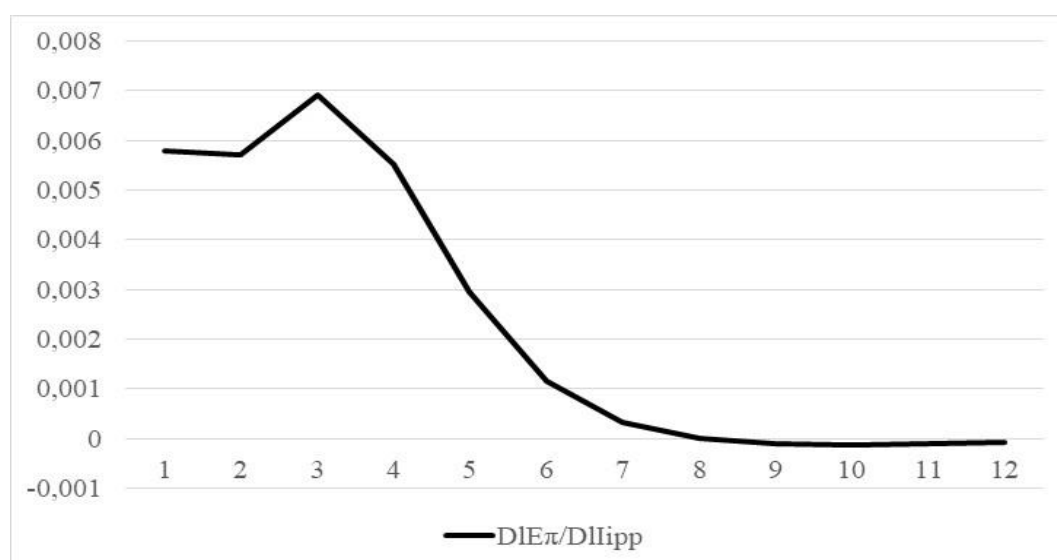
Assim, pode-se dizer que os preços da pecuária apresentam uma influência tanto direta quanto indireta sobre os preços da alimentação e bebidas, sendo a primeira bem mais robusta que a segunda.

Figura 3: Função impulso resposta: Resposta do IPCA alimentação e bebidas a um choque nos preços da pecuária



Fonte: Elaboração própria.

Figura 4: Função impulso resposta: Resposta da expectativa de inflação a um choque nos preços da pecuária

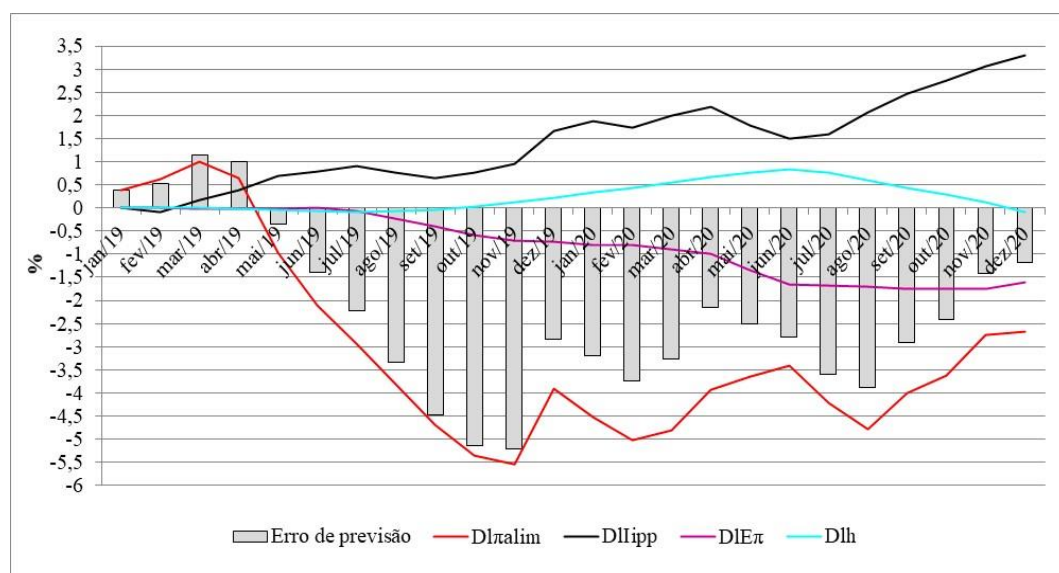


Fonte: Elaboração própria.

Um último instrumento a ser avaliado de modo a complementar a análise é a decomposição histórica da variância do erro de previsão do IPCA alimentação e bebidas, exposta pela Figura 5, este instrumental expõe a relevância de cada choque não esperado ocorrido no passado, na explicação das diferenças dos valores efetivamente verificados das variáveis em relação à sua previsão, efetuada no início do período considerado pelo modelo proposto, além de permitir que a avaliação seja realizada para um período menor do que aquele usado na estimação principal (ALVES; BACCHI, 2004).

Como já foi discutido acima, os anos de 2019 e 2020 foram anos de alta de preços para os produtos pecuários, logo a decomposição histórica foi calculada para este período, justamente para observar como tal fato se refletiu nos preços da alimentação e bebidas. Na Figura 5 tem-se que de janeiro até abril o erro de previsão do modelo foi positivo, o que significa que o valor observado da *palim* foi maior do que o estimado pelo modelo, sendo que o que provocou tal erro foi uma movimentação não prevista da própria variável.

Figura 5: Decomposição histórica da variância do erro de previsão do IPCA alimentação e bebidas para o ano de 2019



Fonte: Elaboração própria.

Entretanto, a partir de maio de 2019, os erros de previsão passaram a ser negativos, ou seja, os valores observados do IPCA alimentação e bebidas ficaram menores do que o previsto pelo modelo, sendo que tal erro é pequeno em maio, aumentando até novembro de 2019 e fica um pouco menor a partir de dezembro de 2019. Mais uma vez a variável que mais contribuiu para o erro foi o próprio IPCA em questão, porém é possível identificar uma movimentação contrária ao erro, por parte dos preços da pecuária, no sentido de que um aumento não esperado dos preços do setor, como de fato aconteceu, parece reduzir o erro negativo, pois como já foi

discutido, tal aumento eleva a inflação dos alimentos e bebidas e assim, diminui a diferença entre os valores observados para π_{alim} e o que foi previsto pelo modelo.

Isso indica que se não fosse o aumento nos preços da pecuária, a inflação do grupo alimentação e bebidas poderia ter sido menor do que foi, tanto em 2019, quanto em 2020, reforçando a importância de tais preços para o entendimento da inflação do grupo de produtos aqui em questão.

Por fim, dentro do contexto da decomposição histórica, é possível analisar o desempenho do modelo proposto por este estudo no entendimento das oscilações do IPCA alimentação e bebidas. A Figura 6 apresenta a distribuição acumulada dos erros de previsão para o período analisado. Verifica-se que, para os meses avaliados, o erro de previsão é de menos de 6% em 100% dos casos (meses considerados). O que significa que as variáveis que fazem parte do modelo proposto, explicam de forma considerável as variações do índice de preço em questão, sugerindo assim uma boa qualidade do modelo.

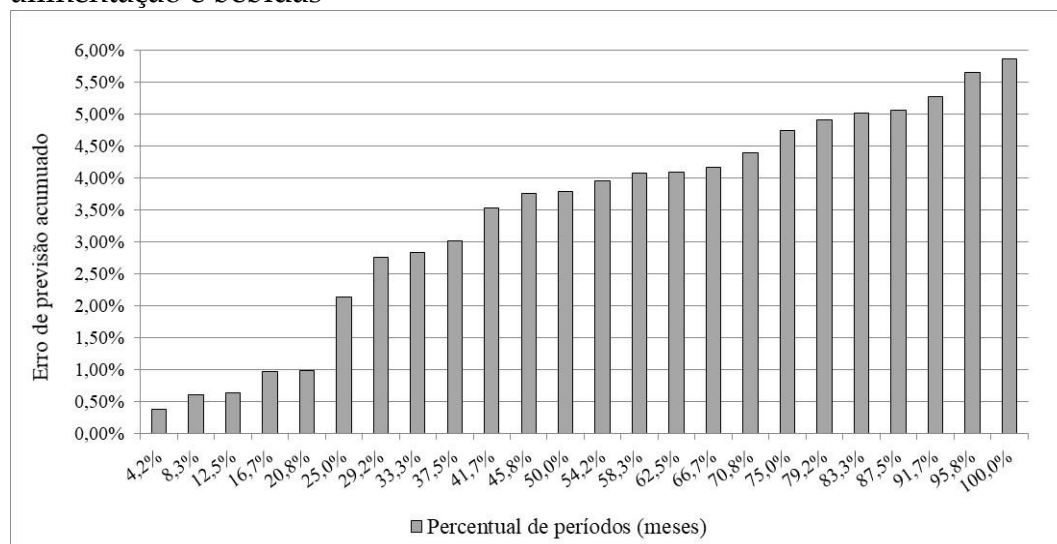
Desta forma, por meio dos resultados apresentados, é possível inferir que os preços da pecuária são elementos importantes para entender a inflação do grupo alimentação e bebidas. A relação positiva e de certa forma duradoura entre tais variáveis, encontrada ao longo do presente estudo, evidencia que em períodos como os anos de 2019 e 2020, de alta nos preços da pecuária, o reflexo para com o grupo do IPCA aqui em questão é tanto direto, quanto indireto, via expectativas de inflação.

Ressalta-se, por fim, que as relações aqui quantificadas mostram que os preços da pecuária, que é um setor de extrema relevância para a economia do país e com fortes ligações com a demanda externa, logo impactado por eventos que extrapolam o âmbito nacional, tem implicações em um dos grupos do IPCA que congrega produtos e serviços indispensáveis na cesta de consumo da população, que é o grupo de alimentação e bebidas, para o qual vai boa parte da renda das famílias, principalmente daquelas de menor renda⁶.

Assim, os resultados indicam a necessidade de entendimento do setor pecuário e de seus preços com uma visão mais ampla, uma vez que suas implicações extrapolam o âmbito da agropecuária. Por conta de suas ligações com o cenário externo, os preços da pecuária podem funcionar como um fio condutor de choques exógenos a economia brasileira, propagando estes até o bolso do consumidor, logo, também deve ser foco daqueles que formulam as políticas de contenção de preços.

⁶ Conforme a Pesquisa de Orçamento Familiar (POF) (2017-2018), as famílias que possuem um rendimento mensal de até R\$1.908,00 comprometem cerca de 22,6% da sua renda com a alimentação.

Figura 6: Distribuição acumulada dos erros de previsão do IPCA alimentação e bebidas



Fonte: Elaboração própria.

CONCLUSÃO

O presente estudo teve como objetivo entender e mensurar o impacto dos preços da pecuária no IPCA alimentação e bebidas, de modo a identificar sua durabilidade e sua relevância para com tal importante grupo do IPCA. Como maneira de contemplar o objetivo definido, foi estruturado um modelo com base na curva de Phillips, que é um instrumental amplamente utilizado para análise da inflação no âmbito macroeconômico e a estimação foi realizada por meio de Vetores Autorregressivos com Correção de Erro na versão estrutural (SVEC).

Os primeiros resultados obtidos foram os que tratam da relação contemporânea entre as variáveis, por meio destes, observou-se que contemporaneamente existe uma relação positiva e significativa dos preços da pecuária para com o IPCA alimentação e bebidas e para com a expectativa de inflação, porém neste caso em um patamar bem menor, mas suficiente para suscitar um indicativo de que também indiretamente os preços da pecuária podem impactar o índice de preço em questão, via expectativa.

Por meio dos instrumentais que permitem uma análise dinâmica, verificou-se que a participação dos preços do setor pecuário nas oscilações do IPCA alimentação e bebidas é considerável (em média 26,57%) e que se for analisado um choque positivo nos preços de tal setor, tanto o IPCA alimentação e bebidas, quanto a expectativa de inflação respondem positivamente, porém a primeira variável em um patamar bem maior, comparativamente, corroborando os resultados anteriores.

Finalmente, pela decomposição histórica dos erros de previsão, realizada para os anos de 2019 e 2020, foi possível compreender que a não prevista elevação nos preços pecuários, que ocorreu em tais anos, fez com que o

IPCA alimentação e bebidas não atingisse um patamar menor do que poderia atingir, em outras palavras, tais preços contribuíram diretamente para a elevação do IPCA aqui avaliado.

Assim, é possível concluir que os preços da pecuária têm efeito positivo, significativo e de montante considerável sobre a inflação da alimentação e bebida, sendo que choques positivos em tais preços, como o que ocorreu em 2019 e 2020, acabam por elevar a inflação aqui avaliada.

REFERÊNCIAS

ALENCAR, Sávio. Borges.; NERI, Alisson. Diego do Nascimento.; SOUSA, Eliane. Pinheiro. de. Encadeamentos do setor agropecuário brasileiro no período de 1997 a 2007. Embrapa, 2011. Disponível em:

<https://seer.sede.embrapa.br/index.php/RPA/article/download/26/15>.

Acesso em: 15 nov. 2020.

AMARAL, Gisele. Ferreira; GUIMARÃES, Diego. Duque. Panoramas setoriais 2030: desafios e oportunidades para o Brasil. In: *Panoramas setoriais 2030: desafios e oportunidades para o Brasil*. Rio de Janeiro: Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social – BNDES, 225 p. 2017.

ARRUDA, Elano. Ferreira.; FERREIRA, Roberto. Tatiwa. ; CASTELAR, Ivan. Modelos lineares e não lineares da curva de Phillips para previsão da taxa de inflação no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, v. 65, n.3, Jul./set. 2011. Disponível em:

<http://www.scielo.br/pdf/rbe/v65n3/a01v65n3.pdf>. Acesso em: 20 jun.

2019.

BARROS, Geraldo. Sant’Ana. de Camargo; CASTRO, Nicole. Rennó.; MORAIS, Ana. Carolina. Paula.; MACHADO, Gabriel. Costeira. Índices de preços ao produtor de grupos de produtos agropecuários (IPPA) – janeiro a julho de 2019. Disponível

em: https://www.cepea.esalq.usp.br/upload/kceditor/files/Cepea_IPPA_jan%20a%20jul_2019.pdf. Acesso em: 22 jul. 2019.

BEAN, C. *The convex Phillips curve and macroeconomic policymaker under uncertainty*. Manuscrito, London School of Economics. 2000.

BLANCHARD, Olivier. ; GALÍ, Jordi. Real wage rigidities and the New Keynesian model. National Bureau of Economic Research- NBER, Cambridge, Working paper n.11806. 2005. Disponível em:

<http://www.nber.org/papers/w11806>. Acesso em: 10 dez. 2019.

CAETANO, Sidney Martins. ; MOURA, Guilherme Valle. Reajuste informacional no Brasil: uma aplicação da curva de Phillips sob rigidez de informação. In: ANPEC -Encontro Nacional de Economia, 37, 2009, Foz do Iguaçu. *Anais...Foz do Iguaçu*: ANPEC. Disponível em:

<http://www.anpec.org.br/encontro2009/inscricao.on/arquivos/000-828e568342852815cdd27f78aac63fbc.pdf>. Acesso em: 23 nov. 2019.

CALVO, Guillermo. A. Staggered prices in a utility-maximizing framework. *Journal of Monetary Economics*, Nova Iorque, v.12, n.3, p.983 -

998, 1983. Disponível em: [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(83\)90060-0](https://doi.org/10.1016/0304-3932(83)90060-0). Acesso em: 30 nov. 2019.

CARRARA, Aniela. Fagundes.; BARROS, Geraldo. Sant'Ana. de Camargo A influência do preço dos hortifrutícolas no IPCA: uma análise por meio da curva de Phillips. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, Piracicaba, v. 54, n.4, p.751-770, 2016. Disponível em:

<https://www.scielo.br/j/resr/a/hz3wnpjbYHVSTTXNQYN3smM/abstract/?lang=pt>. Acesso em: 12 nov. 2019.

CARVALHO, Thiago. Bernardino de. A atratividade da pecuária brasileira. Opinião CEPEA. CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA – CEPEA. Piracicaba. 22 de janeiro de 2020.

Disponível em: <https://www.cepea.esalq.usp.br/br/opiniao-cepea/a-atratividade-da-pecuaria-brasileira.aspx>. Acesso em 25. fev. 2020.

CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA (CEPEA), Piracicaba, setembro de 2019. Disponível em:

https://www.cepea.esalq.usp.br/upload/kceditor/files/Cepea_IPPA_jan%20a%20jul_2019.pdf. Acesso em: 10 jan. 2020.

DICKEY, David A. FULLER, Wayne A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, Oxford, v.49, n.4, p.1057-1072, 1981.

EISNER, Robert. New view of the NAIRU. In DAVIDSON, Paul. ; KREGEL, Jan A. *Improving the Global Economy: Keynesian and the Growth in Output and Employment*. Edward Elgar, Cheltenham: UK and Lyme, US. 1997.

ELLIOT, Graham.; ROTHENBERG, Thomas. J.; STOCK, James. H. Efficient test for an autoregressive unit root. *Econometrica*, Oxford, v.64, n.4, p.813-836, jul. 1996. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/2171846>. Acesso em: 20 out. 2019.

ENDERS, Walter. *Applied Econometric time series*. 3ed. Willey 2009.

FILARDO, Andrew. J. New evidence on the output cost of fighting inflation. *Economic Review*, v. 83, n.3, 1998.

FISCHER, Stanley. Long-term contracts, rational expectations, and the optimal money supply rule. *Journal of Political Economy*, Chicago, v.85, n.1, fev. 1977. Disponível em: <http://www.jstor.org/stable/pdf/1828335.pdf>. Acesso em: 21 out. 2019.

FRIEDMAN, Milton. The role of monetary policy. *American Economic Review*, v.58, n.1, março de 1968. Disponível em:

<http://www.aeaweb.org/aer/top20/58.1.1-17.pdf>. Acesso em: 13 abr. 2019

GUIMARÃES, Diego Duque.; PEREIRA, João Paulo de Oliveira. Panorama setorial 2015-2018: agropecuária. In: *Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (Brasil)*. Perspectivas do investimento 2015-2018 e

panoramas setoriais. Rio de Janeiro: Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social, 2018.

HATANAKA, Michio. *Time Series Based Econometrics: Unit Roots and Co-Integrations*. New York: Oxford University Press, 1996.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE.

Pesquisas trimestrais da pecuária. Manual técnico. 4. Ed. Revisada, dez. 2013. Disponível em:

https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/instrumentos_de_coleta/doc/3558.pdf. Acesso em: 30 jan. 2020.

_____. - *Pesquisa de Orçamentos Familiares 2017 – 2018 / Primeiros Resultados*. 2019. Disponível em:

<https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/livros/liv101670.pdf>. Acesso em 05 de jun de 2021.

_____. - IBGE. Sistema IBGE de Recuperação Automática - SIDRA. Índice Nacional de Preços ao consumidor. 2021. Disponível em:

<https://sidra.ibge.gov.br/tabela/1419>. Acesso em: 20 fev. 2021.

_____. - IBGE. Sistema de contas trimestrais CNT. 2021 Disponível em:<
<https://sidra.ibge.gov.br/pesquisa/cnt/tabelas>. Acesso em: 20 mar. 2021.

JOHANSEN, Soren. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, v.12, p.231-254. North-Holland. 1988.

KWIATKOWSKI, Denis.; PHILLIPS, Peter C.B.; SCHMIDT, Peter.; SHIN, Yongcheol. Testing the null hypothesis of stationary against the alternative of a unit root. *Journal of Econometrics*, North-Holland v.54, p.159-178, 1992.

LUCAS, Jr., Robert E. Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs, *American Economic Review*, New York, v. 63, n.3, p.326-334, jun.1973. Disponível em: <https://www.aeaweb.org/aer/top20/63.3.326-334.pdf>. Acesso em: 20 nov. 2019.

MINISTÉRIO DA ECONOMIA. Balança comercial brasileira: Acumulado do ano.2021. Disponível em:

<http://www.mdic.gov.br/index.php/comercio-externo/estatisticas-de-comercio-externo/balanca-comercial-brasileira-acumulado-do-ano>.

Acesso em: 20 fev. 2021.

MISHKIN, Frederic S. Inflation Dynamics. *International Finance*. v.10, n.3, 2007. Disponível em: <http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/j.1468-2362.2007.00205.x/full>. Acesso em: 21 nov. 2019.

MORAES, Roberto Campos de. Teoria da inflação: do princípio da demanda efetiva à curva de Phillips com expectativas adaptadas. *Ensaios FEE* (Fundação de Economia e Estatística). v.12, n.1, p.3-40, 1991.

Disponível em:

<http://revistas.fee.tche.br/index.php/ensaios/article/view/1390/1753>.

Acesso em: 20 de out. 2014.

MUÑOZ, Andrea; BELCHIOR, Ernandes Barboza. A agropecuária ainda amortece os efeitos da crise no país. *Embrapa Pesca e Aquicultura-Outras*

publicações técnicas (INFOTECA-E), 2015. Disponível em:
<https://www.embrapa.br/busca-de-publicacoes/-/publicacao/1041296/a-agropecuaria-ainda-amortece-os-efeitos-da-crise-no-pais>.
Acesso em : 10 mar. 2020.

MUTH, John. Rational Expectations and the Theory of Price Movements, *Econometrica*. n.29, pp. 315-335, 1961. Disponível em:
http://www.jstor.org/stable/1909635?seq=1#page_scan_tab_contents.
Acesso em: 20 nov. 2019.

OSTERWALD-LENUM, Michael. A note with quantiles of the asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test statistics. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Malden, v.54, n.3, p. 461 - 472, 1992.

PHELPS, Edmund. S. Expectation of inflation and optimal unemployment over time. *Economica*, New Series, v.34, n.135, agosto 1967. Disponível em:
<http://www.columbia.edu/~esp2/PhilipsCurvesExpectationsofInflationandOptimalUnemploymentOverTime.pdf>. Acesso em: 11 set. 2019.

PHILLIPS, W.A. The relation between unemployment and the rate of change of money wages in the United Kingdom, 1861-1957. *Economica*, v.25, novembro, 1958.

SCHWERT, G. William. Test for unit roots: A Monte Carlo investigation. *Journal of Business & Economic Statistics*, Washington, v.7, n.2, abr. 1989. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/1391432> . Acesso em: 10 jan. 2020.

STIGLITZ, Joseph. Reflections on the natural rate hypothesis. *Journal of Economic Perspectives*, Princetown, v.11, n.1, 1997. Disponível em:
<http://pubs.aeaweb.org/doi/pdfplus/10.1257/jep.11.1.3>. Acesso em: 10 jun. 2019.

TAMBAKIS, Demosthenes N. Monetary policy with a convex Phillips curve and asymmetric loss. *IMF Working Paper*, n. 98/21. Fev. 1998. Disponível em:
http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=882250. Acesso em: 15 mar. 2020.

WOOLDRIDGE, Jeffrey M. *Introdução à econometria: uma abordagem moderna*. São Paulo: Cengage Learning, 2006.