

SOJA X ALIMENTOS DA CESTA BÁSICA: volatilidade e transmissão de risco de preços

KELLEN CRISTINA CAMPOS FERNANDES
CENTRO UNIVERSITÁRIO UNIDOMBOSCO

ODILON JOSÉ DE OLIVEIRA NETO
UNIVERSIDADE FEDERAL DE UBERLÂNDIA (UFU)

REGINALDO SANTANA FIGUEIREDO
UNIVERSIDADE FEDERAL DE GOIÁS (UFG)

SOJA X ALIMENTOS DA CESTA BÁSICA: volatilidade e transmissão de risco de preços

1 INTRODUÇÃO

No cenário econômico global, o Brasil desempenha um papel importante, principalmente, no que se refere à oferta e demanda de produtos agropecuários e, em especial, de produtos derivados da soja. A soja encontra-se em posição de destaque e é sustentada por uma cadeia produtiva organizada e em constante evolução, destacando-se pela relevância para o desenvolvimento econômico e social de várias regiões brasileiras (Hirakuri; Lazzarotto, 2014).

No agronegócio brasileiro, o cultivo da soja destaca-se por ocupar a maior área cultivada e por sua importância em termos de transações comerciais internacionais do Brasil. De acordo com informações do Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada – CEPEA (2023), o Brasil alcançou um recorde na colheita de soja em 2022/23, com 160 milhões de toneladas, representando um aumento de 22,6% em relação à safra 2021/22.

Segundo a Companhia Nacional de Abastecimento – CONAB (2024), no que tange à demanda, em 2023, algo em torno de 55 milhões de toneladas de soja foram consumidas internamente, enquanto que, em termos de exportação, o país atingiu um volume recorde de 101,8 milhões de toneladas, um incremento de 29,3% comparado ao total exportado em 2022. Sobre o mercado da soja brasileira, vale destacar que as exportações para a China, principal mercado para o grão brasileiro, cresceram 38,9%, totalizando 74,49 milhões de toneladas em 2023 (CEPEA, 2023).

Diante da magnitude mercadológica da soja brasileira, emergem desafios associados à gestão do risco de preços, principalmente devido a volatilidade dos preços, problemática que faz parte do cotidiano dos agentes tomadores de decisões na cadeia produtiva da soja e de outras importantes cadeias do agronegócio. Nesse âmbito, vale destacar que a volatilidade dos preços das commodities agrícolas tem sido amplamente estudada por pesquisadores que buscam entender os impactos dos riscos de preços, especialmente sobre a segurança alimentar. Porém, fato é que ainda se tem pouco conhecimento a respeito dos impactos da volatilidade dos preços das commodities agrícolas sobre os preços dos alimentos em geral, o que amplia a necessidade da busca por essas informações, que são consideradas tecnicamente importantes para os agentes tomadores de decisões comerciais nas cadeias produtivas do agronegócio brasileiro.

Diante disso, considera-se que a temática “volatilidade e transmissão de risco de preços” é importante para o Brasil, devido não só sua relevância como um dos principais países produtores de alimentos (incluindo commodities e não commodities), mas também, devido ao fato de que hipoteticamente todos os agentes e/ou elos (produtor, indústria, atacado e varejo) das cadeias produtivas do agronegócio terem sua sustentabilidade econômica afetada por variações nos preços agropecuários.

Nessa esfera, a partir de 2006, o sistema alimentar global assistiu à intensificação da volatilidade dos preços internacionais das commodities agropecuárias, para além do grau convencionalmente característico dos mercados agropecuários (Maluf; Speranza, 2014). Sarris (2013) já alertava para o fato de que essa volatilidade sem precedentes geraria grande incerteza para todos os participantes dos mercados agropecuários, o que dificultaria o planejamento econômico-financeiro tanto de curto quanto de longo prazo. Nesse âmbito, Díaz-Bonilla (2016) apontou que fatores como os preços da energia, a crescente demanda por biocombustíveis, elevação das taxas de juros, políticas monetárias instáveis, volatilidade no volume de investimentos financeiros e atividades especulativas influenciam a variação dos preços dos alimentos em geral.

Kalkuhl et al. (2016) destacaram a importância de compreender o comportamento dos preços dos alimentos, principalmente considerando-se que estes envolvem diretamente o escopo da segurança alimentar. Embora a volatilidade de preços seja uma característica inerente aos mercados de commodities agropecuárias, variações inesperadas poderiam impactar significativamente os preços dos alimentos em geral, o que consequentemente afetaria a segurança alimentar dos consumidores.

Segundo os resultados da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) 2017-2018, realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), as despesas com alimentação representam 14,2% da despesa total e 17,5% das despesas de consumo realizadas pelas famílias brasileiras (IBGE, 2020). Diante desses dados, remete-se ao exposto por Gilbert e Morgan (2010), que identificaram uma série de fatores responsáveis pelo aumento dos preços dos alimentos, incluindo a demanda por commodities agropecuárias, com destaque para os biocombustíveis, grãos e carnes, que acabam por incidir em maior especulação, além de políticas agressivas de estoques nacionais, restrições comerciais, choques macroeconômicos na oferta de moeda, flutuações cambiais, crescimento econômico da China, entre outros.

Neste sentido, mesmo constatado um número de estudos técnico-científicos que abordam a relação entre os mercados de combustíveis, biocombustíveis e alimentos, foi verificado uma lacuna na literatura científica quanto à relação entre os mercados de commodities agrícolas e de alimentos em geral. Essa problemática teórica referente à transmissão de preços associada as decisões de comercialização e gestão do risco de preços, encontra suporte técnico-científico em Gilbert e Morgan (2010), que declararam que “choques” são eventos que incorporam informações que podem afetar os preços, ocasionando decréscimo ou acréscimo dos mesmos. No curto prazo, por exemplo, o “choque” ou a redução brusca da oferta de um produto ocasionaria o aumento imediato dos preços desse produto e, ao contrário, levaria à queda dos preços.

Posto isso, a realização dessa pesquisa se pauta também na justificativa de que estudar a relação entre mercados que hipoteticamente interagem entre si, no caso, soja e alimentos em geral. Em suma, considera-se que as informações oriundas dos resultados e análises serão importantes para diversos agentes das cadeias produtivas do agronegócio, visto que, nessa arena, a transmissão de preços é uma das informações mais relevantes a serem estudadas, principalmente, devido ao fato de que conhecer tecnicamente o dinamismo dos eventos ou “choques” na transferência de preços permite maior segurança nas decisões comerciais dos agentes que atuam nas cadeias produtivas.

Diante das problemáticas expostas sobre a relação entre os preços agropecuários e de alimentos em geral, que têm na transmissão de preços e na volatilidade os principais elementos com possibilidade de serem efetivamente administrados, é que a presente pesquisa objetivou verificar a transmissão de risco de preços via choques e volatilidades dos preços da soja para os preços dos alimentos que compõem a cesta básica. Nesse contexto, vale ressaltar que a escolha da commodity soja se deu pelo fato de ser a principal commodity agrícola em magnitude de produção e comercialização no âmbito do agronegócio brasileiro.

2 FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA

Esta seção tem como enfoque a discussão de estudos acerca da relação entre os preços da soja e os preços dos alimentos. Foi realizada a seleção de uma base de artigos científicos com essa temática, com destaque para os principais estudos da última década, principalmente pesquisas publicadas em periódicos científicos a partir de 2015.

As pesquisas sobre a relação entre os preços da soja e os preços dos alimentos em geral adotaram diferentes métodos econométricos na análise de transmissão de preços e de

volatilidade. Enquanto na análise de transmissão de preços, predominou o uso do modelo vetorial de correção de erros (VEC) (Arnade et al., 2017; Moncarz et al., 2017), na análise de transmissão de volatilidade, os modelos mais utilizados foram os modelos heterocedásticos (Ceballos et al., 2017; Hamadi et al., 2017; Carvalho et al., 2020; Fasanya; Odudu, 2020; Avalos; Huang, 2022; Urak; Bilgic, 2023; Javadi et al., 2024), com destaque para o modelo heterocedástico de Baba, Engle, Kraft e Kroner (BEKK) com parametrização de Engle e Kroner (1995), aplicado nos estudos de Ceballos et al. (2017), Jati e Premaratne (2017) e Carvalho et al. (2020).

Os estudos de Arnade et al. (2017) e Ceballos et al. (2017) exploraram as dinâmicas entre os preços dos mercados internacionais e domésticos de commodities agrícolas e de alimentos em geral. Especificamente, Arnade et al. (2017) focaram na transmissão de preços entre o mercado internacional e o mercado doméstico chinês de várias commodities agrícolas, incluindo: carne bovina, frango, milho, algodão, suínos, soja, farelo de soja, arroz e trigo. A análise revelou que a China tem capacidade de influenciar os preços internacionais da soja, trigo, algodão e carne bovina, com uma transmissão significativa de preços da soja e do farelo de soja do mercado internacional para o mercado interno chinês.

Ceballos et al. (2017) realizaram um estudo sobre a transmissão de preços e de volatilidade das principais commodities de grãos no curto prazo. De acordo com o estudo, a soja, um dos grãos analisados, apresentou um padrão significativo de transmissão de preços e volatilidade dos mercados internacionais para os domésticos. Mais precisamente, verificou-se que a volatilidade nos preços internacionais da soja é transmitida para os mercados domésticos, resultando em maior instabilidade nos preços domésticos da soja, podendo afetar negativamente os produtores e consumidores domésticos, tornando-os mais vulneráveis a choques globais.

Ceballos et al. (2017) concluíram que a soja, o milho e o trigo, exercem um papel fundamental na determinação dos preços dos alimentos em geral. Neste sentido, verificou-se a interdependência dos mercados de grãos, visto que as flutuações nos preços da soja podem influenciar os preços de outros grãos e, portanto, uma ampla gama de produtos alimentares.

Nesta mesma linha de pesquisa, Zhang et al. (2022), via utilização da análise de Fourier, identificaram que a soja influenciou significativamente a variação de preços de outros importantes produtos agrícolas. De acordo com os resultados da pesquisa, Zhang et al. (2022) identificaram que as variações nos preços da soja afetaram os preços do milho, do trigo e do arroz, evidenciando a interdependência entre esses mercados. Além disso, verificou-se que o preço do algodão também é impactado pelas flutuações de preços da soja, indicando que os efeitos de transbordamento não estão limitados apenas aos grãos, estendendo-se por outras commodities agrícolas.

Segundo Zhang et al. (2022), as variações no preço da soja influenciaram de forma direta os preços de outros produtos, indicando que qualquer instabilidade no mercado de soja pode levar a instabilidades em outros mercados agrícolas, ressaltando a importância do monitoramento das informações sobre os preços praticados no mercado de soja visando mitigar efeitos adversos no segmento agrícola.

O estudo de Avalos e Huang (2022) investigou os choques e os efeitos de transmissão de volatilidade nos mercados de commodities, incluindo grãos, metais e energia. Foi verificado que os preços da soja apresentam uma forte relação de interdependência com os preços de outros grãos, como milho e trigo. Os resultados da pesquisa evidenciaram que, devido ao fato de a soja e o milho serem importantes componentes da ração animal, flutuações nos preços da soja podem acarretar substituição de componentes. Neste sentido, frequentemente, os agricultores tomam decisões sobre o plantio da soja, do milho ou do trigo, principalmente com base em expectativas futuras de preços e de condições de mercado. Isso porque, na prática, a expectativa de elevação dos preços de um desses grãos pode levar à

redução na área plantada dos outros, afetando a oferta e, conseqüentemente, o comportamento dos preços.

Fiszeder e Orzeszko (2018) analisaram a relação de causalidade não linear entre os preços dos grãos, incluindo soja, milho e trigo, e os preços dos produtos pecuários, como carne bovina, suína e de frango. Concluiu-se que os preços da soja apresentaram uma relação de causalidade não linear significativa com os preços dos produtos pecuários, como carne de frango e suína, de forma que os impactos podem ser mais complexos e depender do contexto do mercado. Além disso, o estudo evidenciou que a soja, por ser o principal componente da ração animal, tem uma influência direta sobre os custos de produção de carnes. A causalidade não linear sugeriu que mudanças nos preços da soja podem ter impactos desproporcionais sobre os preços dos produtos pecuários. Na prática, o estudo evidenciou que um aumento significativo nos preços da soja pode levar a aumentos não lineares nos preços das carnes devido ao aumento dos custos da ração utilizada na alimentação de frangos, suínos e bovinos.

Os estudos de Carvalho et al. (2020) e Śmiech (2019) também exploraram a relação entre os mercados de commodities e alimentos, com destaque para a cana-de-açúcar e o milho, que são considerados os mais importantes produtos agropecuários destinados à produção de biocombustíveis. Os resultados apresentados por Carvalho et al. (2020) revelaram que os preços do etanol, da soja e do açúcar são integrados tanto em dinâmicas de equilíbrio de longo prazo quanto de curto prazo. Tecnicamente, isso pode ser explicado pela competição da cana-de-açúcar por terras agrícolas não apenas com a soja, mas também com outras culturas agrícolas importantes, tais como o milho, o algodão e a laranja.

Nessa linha de investigação, Jati e Premaratne (2017) analisaram a volatilidade dos preços de alimentos essenciais associada aos choques de preços advindos de outros produtos agrícolas. A análise mostrou que a soja exerce uma influência significativa na volatilidade dos preços de alimentos básicos, como o milho e o trigo. Por conseguinte, choques nos preços da soja podem aumentar a volatilidade nesses mercados. Essa interdependência enfatiza que qualquer instabilidade no mercado de soja, devido a fatores como mudanças na demanda por biocombustíveis ou condições climáticas adversas, pode se espalhar para outros mercados de grãos. Jati e Premaratne (2017) destacaram que a volatilidade dos preços da soja não apenas afeta o próprio mercado, mas também transmite volatilidade para os preços de outros alimentos básicos, criando um ambiente em que a volatilidade é compartilhada entre diferentes mercados alimentares.

Já Śmiech et al. (2019), analisaram a transmissão de volatilidade no mercado de milho e descobriram que esse mercado é responsável por transmitir até 34,5% de sua volatilidade de preços para outros importantes mercados de commodities agrícolas, como a soja e o trigo. Śmiech et al. (2019) verificaram também que o uso do milho para produção de biocombustíveis (etanol) cresceu significativamente no período analisado, sugerindo uma associação de preços desse grão com os mercados de energia e de outras commodities agrícolas.

No que se refere a pesquisas aplicadas, destaca-se o estudo de Hamadi et al. (2017), que verificaram que um possível aumento de 1% na volatilidade do óleo de soja resulta em uma redução de 0,37% na volatilidade da soja, enquanto um hipotético incremento de 1% na volatilidade da soja reduz a volatilidade do óleo de soja em 2,65%. Adicionalmente, Hamadi et al. (2017) apontaram que um aumento de 1% na volatilidade do milho provocaria um incremento de 0,04% e 0,11% na volatilidade da soja e do óleo de soja, respectivamente, enquanto um hipotético aumento de 1% na volatilidade do trigo elevaria a volatilidade da soja e do óleo de soja em 0,09% e 0,25%, respectivamente.

No que diz respeito aos estudos de Ceballos et al. (2017), Moncarz et al. (2018), Fasanya e Odudu (2020), Urak e Bilgic (2023) e Javadi et al. (2024), ressalta-se que estes

apontaram que as variações dos preços das commodities agropecuárias afetam principalmente os consumidores de baixa renda.

Os estudos de Fasanya e Odudu (2020) analisaram a transmissão de volatilidade entre os preços dos alimentos na Nigéria. Segundo a pesquisa, a soja apresenta efeitos significativos de transmissão de volatilidade para outros alimentos, como o milho e o trigo. Neste contexto, destaca-se a influência da soja na segurança alimentar global e nos mercados locais devido à sua importância como fonte de proteína e insumo fundamental na produção de ração animal. Assim sendo, a volatilidade dos preços da soja pode reduzir a acessibilidade econômica dos alimentos, especialmente em países em desenvolvimento, nos quais os consumidores são mais sensíveis a aumentos de preços. Posto isso, a interdependência dos mercados de soja e outros mercados de grãos pode afetar a estabilidade dos preços dos alimentos, influenciando a segurança alimentar. Diante disso, os países com maior dependência de importação da soja são particularmente mais vulneráveis a choques globais nos preços dessa commodity.

Moncarz et al. (2018) buscaram compreender como as flutuações de preços internacionais das commodities agrícolas afetam diferentes setores da economia uruguaia, particularmente as famílias rurais e urbanas. De acordo com a pesquisa, devido a soja ser uma das principais commodities agrícolas exportadas pelo Uruguai, a ampliação do seu preço pode beneficiar os produtores rurais, gerando aumento das receitas, contribuindo para a sustentabilidade econômica da atividade rural e, conseqüentemente, diminuição da pobreza rural. No entanto, a elevação dos preços pode acarretar a ampliação dos custos para os consumidores urbanos, especialmente se o aumento dos preços da soja afetar os preços de alimentos derivados, como óleo de soja e produtos alimentares que utilizam soja como insumo.

Nessa esfera de investigação, o estudo de Ceballos et al. (2017) mostra como a volatilidade nos preços internacionais da soja pode impactar a economia de países em desenvolvimento, afetando a produção, os preços dos alimentos e a segurança alimentar. Tendo em vista que a soja é um insumo fundamental na produção de ração animal, as flutuações de preços podem afetar os custos de produção de carne, leite e outros produtos animais, podendo resultar em aumentos nos preços dos alimentos derivados de animais. Conseqüentemente, os consumidores dos países em desenvolvimento podem ser mais afetados, uma vez que o aumento nos preços pode ser repassado aos preços dos alimentos, reduzindo o poder de compra e prejudicando a segurança alimentar.

Tendo em vista essa problemática que envolve a necessidade de compreender como a volatilidade dos preços das commodities agrícolas afeta a segurança alimentar e a estabilidade dos preços do mercado de carne vermelha na Turquia, Urak e Bilgic (2023) apontaram que, devido à soja ser um componente essencial na produção de ração animal, a volatilidade dos preços internacionais dessa commodity provoca variações nos custos de produção de carne vermelha. Concluiu-se que aumentos nos preços da soja elevam os custos de produção de carne, o que resulta em preços altos para os consumidores finais de carne vermelha na Turquia, corroborando para a insegurança alimentar. Esse resultado evidenciou a vulnerabilidade dos preços da carne vermelha no mercado turco às flutuações globais nos preços da soja.

Outra pesquisa importante no âmbito das categorizadas como aplicadas, destaca-se a de Javadi et al. (2024), que investigaram como a volatilidade dos preços dos insumos da indústria avícola (incluindo soja, milho e ração) influenciam a volatilidade dos preços dos ovos no Irã. De acordo com Javadi et al. (2024), a soja, tida como um dos principais insumos da indústria avícola, mostrou ter um impacto significativo na volatilidade dos preços dos ovos. Além disso, concluiu-se que as flutuações nos preços da soja podem levar a instabilidades significativas nos preços dos ovos, afetando produtores e consumidores, uma vez que podem provocar o aumento dos custos de produção das rações e, conseqüentemente,

elevação dos preços dos ovos, afetando tanto os produtores, com margens de lucro operacionais e líquidas reduzidas, quanto os consumidores, com preços mais altos e potencial insegurança alimentar.

Após o debate sobre os principais objetivos, métodos de análise, resultados e conclusões dos principais artigos publicados no contexto da temática central do presente estudo, destaca-se que não foram encontrados estudos com referência ao mercado brasileiro, que tenham explorado diretamente a transmissão de risco via choques e volatilidades entre os mercados da soja e dos alimentos que compõem a cesta básica, o que corrobora a importância da realização dessa pesquisa e, também, a originalidade dessa investigação.

3 METODOLOGIA: DADOS E PROCEDIMENTOS

Para atingir o objetivo proposto pela presente pesquisa, foram considerados como alimentos os produtos voltados ao consumo final que compõem a cesta básica. Para a definição da composição da cesta básica, os itens básicos considerados foram definidos pelo Decreto Lei nº 399, de 30 de abril de 1938, o qual regulamentou o salário-mínimo no Brasil e encontrava-se vigente até o ano de 2023. O Decreto determinou que a cesta de alimentos fosse composta por 13 produtos alimentícios em quantidades suficientes para garantir, durante um mês, o sustento e bem-estar de um trabalhador em idade adulta. Os bens e quantidades estipuladas foram diferenciados por região, de acordo com os hábitos alimentares locais.

O Departamento Intersindical de Estatísticas e Estudos Socioeconômicos (DIEESE) realiza, desde 1959, a Pesquisa Nacional da Cesta Básica de Alimentos (PNCBA). No que se refere a metodologia utilizada pelo DIEESE na Pesquisa Nacional da Cesta Básica de Alimentos, o estado de Goiás está inserido na região 1, junto ao estado de São Paulo, Minas Gerais, Espírito Santo, Rio de Janeiro e Distrito Federal.

Assim sendo, nesse estudo foram utilizados dados secundários definidos como séries históricas mensais de preços médios da carne – corte de carne bovina de segunda sem osso (R\$/kg), leite – integral bovino (R\$/l), feijão – carioca (R\$/kg), arroz – tipo 1 (R\$/kg), farinha de trigo – refinada (R\$/kg), batata – inglesa (R\$/kg), legumes – tomate (R\$/kg), pão francês (R\$/kg), café – em pó torrado (R\$/kg), frutas – banana (R\$/kg), açúcar cristal (R\$/kg), óleo de soja (R\$/l) e manteiga – sem sal (R\$/kg), no estado de Goiás, entre os meses de janeiro de 2005 e junho de 2020, divulgados nas bases de dados do DIEESE. Já as séries de preços da soja (R\$/saca) foram obtidas junto à Companhia Nacional de Abastecimento (CONAB). No que se refere ao conjunto de dados referente ao período pesquisado, cada série temporal de preços possui 186 observações.

Os dados foram tabulados e processados no programa *Microsoft Excel 365*. Posteriormente, para o cálculo dos demais testes econométricos foram utilizados o *Eviews*, versão 13 e o *RATS (Regression Analysis of Time Series)*, versão 10. Logo, para atingir o objetivo central da pesquisa de verificar a transmissão de risco de preços via choques e volatilidades dos preços da soja para os preços dos alimentos que compõem a cesta básica, optou-se pelo seguinte conjunto de procedimentos: (i) levantamento das séries temporais de preços dos alimentos e da soja; (ii) análise gráfica e das estatísticas descritivas; (iii) verificação da estacionariedade das séries temporais; e (iv) verificação da transmissão de volatilidade entre os preços da soja e dos alimentos, por meio do modelo BEKK de Engle e Kroner (1995) com parametrização de Kroner e Ng (1998).

3.1 Análise da estacionariedade das séries temporais de preços

Uma das suposições mais comuns que se faz a respeito de uma série temporal é a de que ela é estacionária, ou seja, ela se desenvolve no tempo aleatoriamente ao redor de uma

média constante, refletindo alguma forma de equilíbrio estável (Morettin; Toloi, 2018). Uma série temporal é considerada estacionária se suas propriedades estatísticas não variam em relação ao tempo (Pindyck; Rubinfeld, 2004). As séries estacionárias têm a média e a variância constantes ao longo do tempo, e a covariância entre os valores defasados das séries depende apenas da defasagem entre eles e não do tempo (Gujarati, 2019). Um teste muito usual para se detectar a estacionariedade de uma série é o teste de raiz unitária. Considerando o seguinte modelo de passeio aleatório:

$$y_t = \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Neste caso, se o coeficiente ρ da equação (1) é estatisticamente igual a 1, tem-se a raiz unitária, o que significa que a série é não estacionária. Se $|\rho| < 1$, isto é, se o valor absoluto de ρ for menor do que um, a série será estacionária. Já o elemento ε_t , refere-se a um ruído branco (Gujarati, 2019).

Ao se expressar a equação (1) de outra forma, tem-se:

$$\Delta y_t = y_t - y_{t-1} = (\rho - 1)y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

que também pode ser expressa por:

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

No caso da equação (3), descreve-se a série na primeira diferença, sendo $\delta = (\rho - 1)$. Na série representada pelas diferenças (Δy_t), a hipótese nula da raiz unitária é $\delta = 0$ e, a primeira diferença de y_t é um ruído branco ($\Delta y_t = \varepsilon_t$), que é estacionário (Gujarati, 2019).

Um dos testes pioneiros para a verificação da existência de raiz unitária foi desenvolvido por Dickey e Fuller (1979), e é conhecido como teste DF. O teste DF considera as seguintes hipóteses nulas:

y_t é um passeio aleatório:

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + \varepsilon_t \rightarrow \tau \quad (4)$$

y_t é um passeio aleatório com deslocamento:

$$\Delta y_t = \beta_1 + \delta y_{t-1} + \varepsilon_t \rightarrow \tau_\beta \quad (5)$$

y_t é um passeio aleatório com deslocamento em torno de uma tendência determinística:

$$\Delta y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta y_{t-1} + \varepsilon_t \rightarrow \tau_\tau \quad (6)$$

Em que: t é a variável de tendência.

Nas equações 4, 5 e 6, as hipóteses nulas são de que $\delta = 0$, o que define a presença de uma raiz unitária, indicando que a série temporal não é estacionária. As hipóteses alternativas para todas as equações acima indicam que $\delta < 0$, ou seja, não há uma raiz unitária e a série é estacionária (Gujarati, 2019).

Bueno (2018) argumenta que um dos problemas referentes ao teste *DF* é que ele considera o termo de erro como um ruído branco, podendo ser utilizado somente para as séries em que os erros não são autocorrelacionados, o que limita o poder do teste. Dickey e Fuller (1981) desenvolveram outro teste, o teste de Dickey e Fuller Aumentado (*ADF*), incluindo defasagens em relação à variável que está sendo analisada.

$$\Delta y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (7)$$

Em que:

$$\Delta y_{t-1} = (y_{t-1} - y_{t-2}) \quad (8)$$

Dickey e Fuller (1981) demonstraram que a estatística de teste *tau* (τ) não é igual à distribuição *t* estatística, uma vez que a série temporal y_t não é estacionária. Assim sendo, obtiveram os valores críticos da estatística τ com base em simulações de Monte Carlo.

Gujarati (2019) explica que se o valor absoluto calculado da estatística τ for superior ao valor crítico das estatísticas τ de Dickey-Fuller e MacKinnon, pode-se rejeitar a hipótese nula de que o processo tem raiz unitária, ou seja, a série temporal é estacionária.

3.2 Considerações sobre o modelo BEKK de Engle e Kroner (1995) com parametrização de Kroner e Ng (1998)

Proposto por Bollerslev (1986), o modelo GARCH (em inglês, *Generalized Autoregressive Conditional Heterocedasticity Model* – traduzido para o português, Modelo de Heterocedasticidade Condicional Autorregressivo Generalizado) é muito utilizado em análises financeiras. Nestes modelos, a função linear da variância condicional inclui também variâncias passadas e amplia o conjunto de informações apresentado por uma série temporal e obtém uma formulação que apresenta menos defasagens em seus parâmetros.

Os modelos GARCH descrevem a volatilidade como função dos retornos passados e a própria volatilidade prévia. A volatilidade dada pelo GARCH é estimada em cada instante do tempo e são realizadas previsões um passo à frente (Mota; Fernandes, 2004). Segundo Pindyck e Rubinfeld (2004), o modelo GARCH mais simples é o modelo GARCH (1,1):

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \lambda_1 \sigma_{t-1}^2 \quad (9)$$

Neste modelo, a variância do termo de erro possui três componentes: uma constante, a volatilidade do último período, referente ao termo Heterocedástico Autorregressivo Condicional (ARCH) e a variância do último período, referente ao termo Heterocedástico Autorregressivo Condicional Generalizado (GARCH). Em outras palavras, a variância atual depende das volatilidades pretéritas, mas com ponderações que declinam geometricamente (Pindyck; Rubinfeld, 2004).

O modelo GARCH (p,q) refere-se à seguinte equação para σ_t^2 :

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_p \varepsilon_{t-p}^2 + \lambda_1 \sigma_{t-1}^2 + \dots + \lambda_q \sigma_{t-q}^2 \quad (10)$$

A equação (10) pode ser generalizada ainda mais incluindo-se uma ou mais variáveis exógenas ou predeterminadas como determinantes adicionais da variância de erro. Caso X_{3t} fosse uma variável exógena, ela poderia ser incluída como parte do seguinte modelo GARCH (1,1), conforme representado na equação (11) (Pindyck; Rubinfeld, 2004):

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \lambda_1 \sigma_{t-1}^2 + \gamma_1 X_{3t} \quad (11)$$

Pindyck e Rubinfeld (2004) alertam que é preciso ter cautela ao acrescentar variáveis exógenas ou predeterminadas à equação para σ_t^2 . Se X_{3t} toma valores negativos, a variância pode assumir valores negativos para algumas observações.

Diante dessas considerações, optou-se pela aplicação do modelo BEKK de Engle e Kroner (1995) principalmente pela sua propriedade atrativa de que as matrizes de covariância condicional são definidas como positivas. O modelo BEKK de Engle e Kroner (1995) pode ser representado pela equação (12):

$$H_t = CC^T + \sum_{j=1}^q \sum_{k=1}^K A_{kj}^T r_{t-j} r_{t-j}^T A_{kj} + \sum_{j=1}^q \sum_{k=1}^K B_{kj}^T H_{t-j} B_{kj} \quad (12)$$

Em que: A_{kj} , B_{kj} e C são matrizes de coeficientes de dimensão $N \times N$, e K representam a dimensão do modelo. C é uma matriz triangular inferior e seu produto pela sua transposta garante que a matriz H_t seja positiva e, portanto, determina que as variâncias sejam não negativas, com K produzindo a generalidade do processo. A principal vantagem dessa parametrização está relacionada à dispensa de imposição de restrição sobre os parâmetros para garantir que a matriz de covariância, H_t seja positiva. Para $p = 1$, $q = 1$ e $K = 1$, o modelo BEKK pode ser representado pelas equações (13) e (14) a seguir.

$$r_t = \alpha + \beta r_{t-1} + \varepsilon_t \quad (13)$$

A equação (13) representa a equação dos retornos em que $\varepsilon_t | \mathcal{F}_{t-1} \sim N(0, H_t)$, o vetor rt representa as séries de retornos em t , α é o vetor dos interceptos, β é a matriz dos coeficientes

em t e ξ_t representa o vetor dos choques de cada mercado ou ativo no tempo t . Já a matriz de covariância condicional pode ser representada pela equação (14).

$$H_t = C^T C + A_{\varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1}^T}^T A + B^T H_{t-1} B \quad (14)$$

Nessa equação, para $N = 2$, considera-se: (i) H_t é uma matriz 2×2 da variância e covariância condicional em t e C é uma matriz 2×2 triangular inferior contendo 3 parâmetros; (ii) A é a matriz dos coeficientes 2×2 que medem a extensão em que os choques ou inovações no mercado i no passado afetam a variância condicional do mercado j no presente e, portanto, permite capturar o efeito ARCH entre os mercados; e (iii) B é uma matriz 2×2 dos coeficientes que medem a extensão em que a variância do mercado i no passado afeta a variância condicional do mercado j no presente e, assim, permite capturar o efeito GARCH ou o grau de persistência da variância e da covariância entre os dois mercados (i, j). A covariância corrente pode ser afetada tanto pelos choques dos dois mercados (i, j) quanto por suas volatilidades no passado.

O sistema de equações (13) e (14) é cientificamente conhecido como modelo BEKK de Engle e Kroner (1995) e tem sido utilizado para análise da relação entre mercados por ser flexível o suficiente para representar a dinâmica das variâncias e covariâncias condicionais, por atender às restrições matemáticas e por ser capaz de capturar os principais fatos estilizados com poucos números de parâmetros, sem contar a parcimônia na interpretação dos resultados.

É importante ressaltar que o modelo BEKK de Engle e Kroner (1995) é naturalmente simétrico, o que pode ser um limitante, dado que a volatilidade pode responder assimetricamente às inovações positivas e negativas. Para contornar esse problema, Kroner e Ng (1998) desenvolveram uma configuração multivariada do modelo BEKK, estruturada com a finalidade de capturar choques assimétricos, com a capacidade de diferenciar a magnitude de choques negativos e positivos entre as variáveis (Oliveira Neto et al., 2021), modelo este conhecido por BEKK assimétrico, o qual foi escolhido para aplicação no presente estudo e é representado pela equação (15).

$$H_t = C^T C + A_{\varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1}^T}^T A + B^T H_{t-1} B + D^T \delta_{t-1} \delta_{t-1}^T D \quad (15)$$

Em que: D é uma matriz de parâmetros 2×2 que captura assimetria na variância. Se os coeficientes da diagonal secundária de D são significantes, isso implica que choques negativos (variações negativas - queda nos preços) causam mais volatilidade que choques positivos (variações positivas - aumento nos preços). Dessa maneira, é possível capturar a assimetria e ainda garantir que a matriz de covariância H_t seja positiva. Assim sendo, o modelo BEKK assimétrico foi escolhido para análise das relações entre os preços da soja e dos alimentos por deter diversas características superiores às do BEKK convencional de Engle e Kroner (1995), bem como por ser mais abrangente. Posto isso, destaca-se o fato do modelo BEKK assimétrico ter a capacidade de capturar a assimetria, que é um fato estilizado comum e relevante quando se analisa a transmissão de risco de preços via choques e volatilidades (Figueiredo; Oliveira Neto, 2021; Oliveira Neto et al., 2021).

4 RESULTADOS E ANÁLISES

A apresentação e análise dos resultados têm início com a exposição, na Tabela 1, das estatísticas descritivas dos preços da soja e dos alimentos no estado de Goiás, o que permitiu verificar as medidas de tendência central, dispersão e distribuição desses preços.

Ao analisar na Tabela 1, que apresenta as medidas de tendência central dos preços praticados no período de janeiro de 2005 a junho de 2020, observa-se que a commodity soja apresentou média de preços próxima a 52 reais. Já entre os alimentos, a carne bovina, a

manteiga e o café em pó foram os que apresentaram preços médios mais altos, com o açúcar, o arroz e a batata, sendo os alimentos com menor média de preços praticados.

A Tabela 1 também apresenta importantes medidas de dispersão dos preços da soja e dos alimentos. Dentre os quais, destacam-se os coeficientes de variação do óleo de soja, como sendo o de menor volatilidade com coeficiente de variação de 19,73% e a banana como sendo o alimento com maior volatilidade no período em estudo, com coeficiente de variação de 53,02%. Além da banana, a batata, o feijão, o tomate e a manteiga também apresentaram coeficientes de variação entre 40% e 50%, posicionando esses cinco alimentos como os de maior a maior volatilidade dentre os que compõem a cesta básica.

Para verificar a normalidade da distribuição dos dados, utilizou-se o teste de Jarque-Bera (1987) e os valores estimados para a assimetria e curtose, que indicaram que as séries de preços de açúcar, carne, manteiga e do óleo de soja se aproximam da distribuição normal. Já as demais séries ao rejeitarem a hipótese nula de normalidade indicaram que os dados não apresentam distribuição normal.

Tabela 1: Estatística descritiva dos preços da soja e dos alimentos no período jan.2005/jun.2020

Produtos	Média	Máximo	Mínimo	Desvio-padrão	Assimetria	Curtose	CV	Jarque-Bera
Soja	51,92	95,83	22,01	17,51	0,03	2,00	33,72%	7,74
Açúcar	1,53	2,77	0,69	0,47	0,10	2,67	30,51%	1,14
Arroz	2,09	3,06	1,38	0,48	0,12	1,82	23,10%	11,17
Banana	2,72	6,09	1,13	1,44	0,76	2,02	53,02%	25,36
Batata	2,29	6,81	0,63	1,14	0,83	3,46	49,71%	23,13
Café em pó	13,70	23,58	7,85	4,13	0,42	1,98	30,12%	13,59
Carne	14,55	28,96	7,02	5,17	0,31	2,41	35,55%	5,66
Farinha de trigo	2,36	3,69	1,33	0,66	0,14	1,62	27,90%	15,26
Feijão	4,43	13,85	1,91	2,16	1,80	7,69	48,68%	270,68
Leite	2,34	4,15	1,21	0,77	0,18	1,98	32,94%	9,04
Manteiga	20,93	39,90	12,89	8,67	1,11	2,64	41,44%	39,39
Óleo	2,64	4,00	1,71	0,52	0,15	2,69	19,73%	1,46
Pão francês	8,08	13,15	4,59	2,44	0,20	1,68	30,16%	8,08
Tomate	2,82	6,86	0,69	1,32	0,60	2,55	46,73%	12,82

Nota: (CV) coeficiente de variação dos preços

Fonte: Dados da pesquisa (2024)

Na sequência, a Tabela 2 apresenta os resultados do teste de estacionariedade das séries pelo uso do teste de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF).

Os resultados do teste *ADF* da Tabela 2 para as séries dos preços da carne, farinha de trigo, manteiga, pão francês, leite, arroz, batata, café em pó, banana, açúcar, óleo de soja, em nível, com intercepto, o valor da estatística *t* apresentou resultados superiores aos valores críticos aos níveis de 1%, 5% e 10%. Assim sendo, não se pode rejeitar a hipótese nula de existência de raiz unitária, em todos os níveis de significância, indicando que todas as séries são não estacionárias em nível.

Mas, o teste *ADF* para verificação da estacionariedade da série de preços do feijão e do tomate, em nível, com intercepto, expôs resultados que evidenciaram que essas séries são estacionárias no nível de significância de 5%, isso porque, rejeitou-se a hipótese nula de existência de raiz unitária.

Posteriormente, verificou-se que todas as séries não possuem raiz unitária na primeira diferença, ou seja, quando verificados os retornos, as séries são estacionárias. Os valores da estatística de *Durbin-Watson* em todas as séries na primeira diferença apresentaram valores

próximos de 2, evidenciando-se que as séries de retornos não apresentam problema de autocorrelação serial.

Tabela 2: Teste de Raiz-Unitária (Dickey-Fuller Aumentado) dos preços médios mensais da soja e dos alimentos.

Série de Preços	Equação ADF	Estatística ADF	p-valor	Durbin-Watson
Soja	Em nível, com intercepto	-0,796429 ^{ns}	0,8174	1,849262
	Em primeira diferença, com intercepto	-8,886748 ^{***}	0,0000	1,927103
Açúcar	Em nível, com intercepto	-1,911616 ^{ns}	0,3265	2,054412
	Em primeira diferença, com intercepto	-10,19994 ^{***}	0,0000	2,038624
Arroz	Em nível, com intercepto	0,042832 ^{ns}	0,9604	1,757402
	Em primeira diferença, com intercepto	-12,07043 ^{***}	0,0000	2,015026
Banana	Em nível, com intercepto	-0,899928 ^{ns}	0,7866	2,056863
	Em primeira diferença, com intercepto	-14,01215 ^{***}	0,0000	1,926678
Batata	Em nível, com intercepto	-2,089807 ^{ns}	0,2491	1,944790
	Em primeira diferença, com intercepto	-13,63174 ^{***}	0,0000	1,946385
Café em pó	Em nível, com intercepto	-0,823936 ^{ns}	0,8096	2,205444
	Em primeira diferença, com intercepto	-15,06782 ^{***}	0,0000	1,991773
Carne	Em nível, com intercepto	0,503756 ^{ns}	0,9865	2,147408
	Em primeira diferença, com intercepto	-14,46979 ^{***}	0,0000	2,010304
Farinha de trigo	Em nível, com intercepto	-0,512591 ^{ns}	0,8847	1,993100
	Em primeira diferença, com intercepto	-5,236605 ^{***}	0,0000	1,991586
Feijão	Em nível, com intercepto	-3,283827 ^{**}	0,0170	2,036874
	Em primeira diferença, com intercepto	-9,704437 ^{***}	0,0000	1,991980
Leite	Em nível, com intercepto	0,066163 ^{ns}	0,9623	1,733702
	Em primeira diferença, com intercepto	-11,75528 ^{***}	0,0000	1,986997
Óleo	Em nível, com intercepto	-0,917239 ^{ns}	0,7811	1,743821
	Em primeira diferença, com intercepto	-11,98547 ^{***}	0,0000	2,027059
Manteiga	Em nível, com intercepto	0,842153 ^{ns}	0,9945	1,997700
	Em primeira diferença, com intercepto	-17,24690 ^{***}	0,0000	1,994163
Pão francês	Em nível, com intercepto	0,271520 ^{ns}	0,9762	2,246396
	Em primeira diferença, com intercepto	-15,26655 ^{***}	0,0000	2,018939
Tomate	Em nível, com intercepto	-3,247847 ^{**}	0,0189	1,686559
	Em primeira diferença, com intercepto	-8,443146 ^{***}	0,0000	1,962993

Nota: (***) Estatisticamente significante ao nível de 1%, (**) Estatisticamente significante ao nível de 5%, (*) Estatisticamente significante ao nível de 10%, (ns) Estatisticamente não significativo.

Fonte: Dados da pesquisa (2024)

Na sequência, tendo como foco o objetivo principal do estudo, foi possível analisar a partir dos parâmetros do modelo BEKK assimétrico, a transmissão de preços e de volatilidade da soja para os alimentos da cesta básica. Os coeficientes, testes e diagnósticos do modelo BEKK assimétrico aplicado na verificação da transmissão de preços e de volatilidade encontram-se expostos na Tabela 3.

Ao verificar os coeficientes de transmissão de risco de preços via choque (a) do mercado de soja sobre os mercados de alimentos (Tabela 3), evidenciou-se que, estatisticamente os choques de preços da soja transferem risco para a maior parte dos alimentos analisados, excetuando-se a carne e o açúcar, que não são afetados pelos choques de preços da soja.

De acordo com os resultados da Tabela 3, verificou-se ainda que, estatisticamente as alterações nos preços da soja transferem risco de preços via volatilidade (b) para a maioria dos alimentos analisados, excetuando-se o açúcar e a manteiga, os quais não são estatisticamente afetados pela volatilidade dos preços da soja.

Os coeficientes da transmissão de risco de preços via volatilidade (b) da soja para os preços do arroz, da banana, da batata, do café em pó, da farinha de trigo, do feijão, do leite, do

óleo de soja e do pão francês corroboram os resultados dos coeficientes de transmissão de risco de preços via choque (a). Esse resultado é confirmado pelo teste de Wald, cujo coeficiente estimado ratifica que a soja transfere risco de preços via choque (a) e volatilidade (b) para os preços do arroz, da banana, da batata, do café em pó, da farinha de trigo, do feijão, do leite, do óleo de soja e do pão francês, sugerindo integração entre os preços da soja e desses alimentos.

Tabela 3: Modelo BEKK assimétrico para verificação da transmissão de volatilidade de preços da soja para os preços dos alimentos

Mercados	Coeficientes dos modelos			Teste de Wald	Diagnóstico dos resíduos		
	Choque (a ₁₂)	Volatilidade (b ₁₂)	Assimetria (d ₁₂)	a ₁₂ =b ₁₂ =0	Teste JB	Estatística Q (10)	ARCH-LM (12)
Soja (1)	0,0054 ^{ns}	0,0084 ^{ns}	0,0209 ^{**}	0,3335 ^{ns}	6,437 ^{ns}	320,3035 ^{***}	158,67 ^{***}
Açúcar (2)	(0,7135)	(0,6452)	(0,0000)	(0,7163)	(0,169)	(0,0000)	(0,0010)
Soja (1)	-0,0092 ^{***}	0,0106 ^{***}	-0,0000 ^{ns}	24,7056 ^{***}	6,102 ^{ns}	154,9574 ^{***}	189,86 ^{***}
Arroz (2)	(0,0000)	(0,0000)	(0,9998)	(0,0000)	(0,192)	(0,0000)	(0,0000)
Soja (1)	-0,0247 [*]	0,0097 [*]	0,0153 ^{**}	3,4853 ^{**}	11,858 ^{**}	108,3385 ^{***}	183,85 ^{***}
Banana (2)	(0,0227)	(0,0877)	(0,0209)	(0,0306)	(0,018)	(0,0000)	(0,0000)
Soja (1)	0,0378 ^{***}	0,0724 ^{***}	0,0276 [*]	13,2777 ^{***}	8,336 [*]	362,1899 ^{***}	185,89 ^{***}
Batata (2)	(0,0005)	(0,0000)	(0,0659)	(0,0000)	(0,080)	(0,0000)	(0,0000)
Soja (1)	-0,0111 [*]	-0,0171 ^{**}	0,0656 ^{***}	6,2132 ^{***}	2,075 ^{ns}	147,5352 ^{***}	143,76 ^{**}
Café em pó (2)	(0,0706)	(0,0166)	(0,0000)	(0,0020)	(0,722)	(0,0000)	(0,0121)
Soja (1)	-0,0116 ^{ns}	0,0234 ^{***}	-0,0156 ^{ns}	13,3508 ^{***}	9,282 [*]	115,9213 ^{***}	183,59 ^{***}
Carne (2)	(0,2469)	(0,0002)	(0,6642)	(0,0000)	(0,054)	(0,0000)	(0,0000)
Soja (1)	-0,0070 ^{***}	0,0091 ^{***}	-0,0001 ^{ns}	40,0512 ^{***}	6,188 ^{ns}	148,4661 ^{***}	129,37 [*]
Farinha de trigo (2)	(0,0000)	(0,0000)	(0,9553)	(0,0000)	(0,186)	(0,0000)	(0,0788)
Soja (1)	0,0464 ^{***}	-0,0215 ^{***}	0,1216 ^{***}	18,4750 ^{***}	4,886 ^{ns}	146,1132 ^{***}	141,04 ^{**}
Feijão (2)	(0,0000)	(0,0001)	(0,0000)	(0,0000)	(0,299)	(0,0000)	(0,0180)
Soja (1)	-0,0089 ^{***}	0,0149 ^{***}	-0,0000 ^{ns}	4,0350 ^{**}	10,37 ^{**}	146,5543 ^{***}	184,01 ^{***}
Leite (2)	(0,0093)	(0,0000)	(0,9999)	(0,0176)	(0,035)	(0,0000)	(0,0000)
Soja (1)	0,0681 ^{**}	-0,0482 ^{ns}	0,0000 ^{ns}	3,6377 ^{**}	13,362 ^{**}	135,5927 ^{***}	168,41 ^{***}
Manteiga (2)	(0,0112)	(0,1877)	(0,9999)	(0,0263)	(0,010)	(0,0000)	(0,0001)
Soja (1)	0,0052 [*]	0,0098 ^{***}	-0,0035 ^{ns}	11,4510 ^{***}	9,630 ^{**}	214,7410 ^{***}	161,68 ^{***}
Óleo (2)	(0,0726)	(0,0005)	(0,3919)	(0,0000)	(0,047)	(0,0000)	(0,0006)
Soja (1)	0,0297 ^{***}	-0,0472 ^{***}	0,0072 ^{ns}	7,7770 ^{***}	8,043 [*]	121,7098 ^{***}	173,17 ^{***}
Pão francês (2)	(0,0006)	(0,0000)	(0,3238)	(0,0004)	(0,090)	(0,0000)	(0,0000)
Soja (1)	0,0289 ^{**}	0,0178 ^{ns}	-0,0257 ^{**}	3,3826 ^{**}	5,302 ^{ns}	187,5179 ^{***}	176,86 ^{***}
Tomate (2)	(0,0285)	(0,2489)	(0,0260)	(0,0339)	(0,258)	(0,0000)	(0,0000)

Nota: (JB) Jarque e Bera, (***) Estatisticamente significativa ao nível de 1%, (**) Estatisticamente significativa ao nível de 5%, (*) Estatisticamente significativa ao nível de 10%, (ns) Estatisticamente não significativo.

Fonte: Dados da pesquisa (2024)

Ainda na Tabela 3, foi possível verificar a partir do coeficiente de assimetria (d) na transmissão de risco de preços, que a transmissão de risco de preços da soja é simétrica para os preços do arroz, da farinha de trigo, do leite, do óleo de soja e do pão francês, ou seja, variações negativas e positivas nos preços são estatisticamente propagadas com a mesma magnitude. Entretanto, ao verificar a transmissão de risco de preços da soja para os preços da banana, da batata, do café em pó e do feijão, constatou-se que os coeficientes evidenciaram assimetria, ou seja, alterações negativas e positivas nos preços da soja são estatisticamente propagadas com diferentes magnitudes para os preços desses alimentos.

A respeito do diagnóstico dos resíduos dos modelos de regressão, foi verificado pelo teste Ljung-Box que todos os modelos apresentaram resíduos com autocorrelação serial. Vale salientar ainda que maioria dos modelos apresentaram resquícios de efeito ARCH, segundo as

estatísticas do teste ARCH-LM e não apresentaram resíduos com distribuição normal, de acordo com os resultados do teste de Jarque e Bera (1987).

5 CONCLUSÕES

O objetivo da presente pesquisa foi verificar a transmissão de risco de preços via choques e volatilidades dos preços da soja para os preços dos alimentos que compõem a cesta básica. Por meio da análise dos coeficientes de transmissão de risco de preços, verificou-se que os choques nos preços da soja afetam os preços dos alimentos estudados, com exceção dos preços da carne e açúcar, que não apresentaram evidências estatísticas de influência por esses choques. Além disso, concluiu-se que a volatilidade dos preços da soja propaga risco de preços para a maioria dos preços dos alimentos da cesta básica, excetuando-se os preços do açúcar e da manteiga.

Foi possível concluir com base nos coeficientes de transmissão de risco de preços que tanto por meio de volatilidade quanto por choques nos preços da soja, que estes causam impactos estatisticamente significativos nos preços do arroz, da banana, da batata, do café em pó, da farinha de trigo, do feijão, do leite, do óleo de soja e do pão francês. Ou seja, evidenciou-se uma forte associação entre os preços da soja e a maioria dos alimentos da cesta básica.

O coeficiente de assimetria revelou que os riscos de preços da soja são simetricamente transmitidos para os preços do arroz, da farinha de trigo, do leite, do óleo de soja e do pão francês, sugerindo que os aumentos e reduções nos preços da soja são transmitidos na mesma magnitude para os preços desses alimentos da cesta básica. Em contrapartida, os riscos de preços da soja são assimetricamente transmitidos para os preços da banana, da batata, do café em pó e do feijão, sugerindo que as variações positivas e negativas nos preços da soja são transmitidas com diferentes magnitudes.

Com base nesses resultados pode-se concluir que o estudo da transmissão de preços via choques e volatilidade dos preços da soja para os preços dos alimentos é relevante, principalmente devido ao fato de que a informação sobre um aumento ou queda nos preços da soja pode impactar significativamente os preços de diversos alimentos da cesta básica, o que acaba por impactar o planejamento econômico-financeiro das famílias no que tange ao orçamento familiar destinado à alimentação. Isso ocorre porque a volatilidade dos preços dos alimentos é relevante no que se refere à segurança alimentar. Esse fator reforça a importância da conclusão no presente estudo sobre a existência de uma relação de longo prazo entre os preços da soja e os preços dos alimentos cesta básica, indicando que instabilidades relacionadas aos preços da soja podem afetar diretamente os preços dos alimentos.

Em resumo, a volatilidade tem consequências na segurança alimentar, podendo afetar principalmente as populações de baixa renda, isto porque esta tem um maior peso orçamentário associado aos gastos com alimentação. Essa conclusão se apoia nos dados do DIEESE (2024), que ao comparar o custo da cesta básica com o salário-mínimo líquido, após o desconto de 7,5% para a Previdência Social, observou que, em média, em abril de 2024, o trabalhador que recebe o salário-mínimo nacional destinou 54,01% da sua renda para aquisição de alimentos básicos.

Posto isso, ressalta-se que ao concluir que os preços dos alimentos da cesta básica são sensíveis a alterações por meio de choques e volatilidades nos preços da soja, cabe aos agentes privados e públicos que atuam direta e indiretamente nas cadeias produtivas alimentícias planejarem-se e tomarem decisões adequadas para a gestão do risco de preços, com o intuito de garantir resultados satisfatórios tanto no âmbito econômico-financeiro quanto no contexto da segurança e sustentabilidade alimentar da população de maneira geral.

Ao final, espera-se que a presente pesquisa contribua para instigar a realização de estudos que possam analisar a associação entre os preços de outras importantes commodities agropecuárias e não agropecuárias com os preços dos alimentos, de maneira a colaborar na tomada de decisões dos diversos agentes das cadeias produtivas do agronegócio, especialmente com a finalidade de melhorar o gerenciamento dos preços. Assim, isso contribuirá tanto no curto quanto no longo prazo para a sustentabilidade econômico-financeira dos negócios e das atividades produtivas e comerciais dos elos (produtor, indústria, atacado e varejo) e para a segurança alimentar dos consumidores de modo geral.

REFERÊNCIAS

ARNADE, C.; COOKE, B.; GALE, F. Agricultural price transmission: China relationships with world commodity markets. **Journal of Commodity Markets**, Elsevier, v. 7 (C), 2017, p. 28-40.

AVALOS, F.; HUANG, W. Commodity markets: shocks and spillovers. **BIS Quarterly Review**, sep. 2022.

BOLLERSLEV, T. Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. **Journal of Econometrics**, v. 31, n. 3, p. 307-327, 1986.

BRASIL. **Decreto-Lei nº 399, de 30 de abril de 1938**. Dispõe sobre a organização do Ministério da Educação e Saúde. Diário Oficial da União: seção 1, Brasília, DF, 30 abr. 1938.

BUENO, R. L. S. **Econometria de Séries Temporais**. 2. ed. São Paulo: Cengage Learning, 2018.

CARVALHO, J. C. DE; PAVAN, L. S.; HASEGAWA, M. M. Transmissões de volatilidade de preços entre commodities agrícolas brasileiras. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 58, n. 3, 2020.

CEBALLOS, F.; HERNANDEZ, M. A.; MINOT, N.; ROBLES, M. Grain price and volatility transmission from international to domestic markets in developing countries. **World Development**, v. 94, p. 305-320, jun. 2017.

CEPEA – Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada. **Agromensal soja: análise conjuntural**, dezembro de 2023. Disponível em: <<https://www.cepea.esalq.usp.br/upload/revista/pdf/0656653001704731347.pdf>>. Acesso em: 3 maio. 2024.

CONAB – Companhia Nacional de Abastecimento. Portal de informações agropecuárias. Disponível em: <<https://portaldeinformacoes.conab.gov.br/produtos-360.html>> Acesso em: 3 maio. 2024.

DÍAZ-BONILLA, E. Volatile volatility: conceptual and measurement issues related to price trends and volatility. In: MATTHIAS, K. M.; BRAUN, J. V.; TORERO, M. (Ed.). **Food price volatility and its implications for food security and policy**. Washington, DC: IFPRI, 2016. p. 3-31.

DEPARTAMENTO INTERSINDICAL DE ESTATÍSTICA E ESTUDOS SOCIOECONÔMICOS - DIEESE. **Metodologia da pesquisa nacional da cesta básica de alimentos**. São Paulo: DIEESE, 2016.

DEPARTAMENTO INTERSINDICAL DE ESTATÍSTICA E ESTUDOS SOCIOECONÔMICOS - DIEESE. **Pesquisa nacional da cesta básica de alimentos**. Disponível em: <<https://www.dieese.org.br/analisecestabasica/2024/202404cestabasica.pdf>>. Acesso em: 10 de maio de 2024.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive times series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association**, v. 74, n. 366, p. 427-431, jun. 1979.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica: journal of the Econometric Society**, v. 49, n. 4, p. 1057-1072, jul. 1981.

ENGLE, R. F.; KRONER, K. F. Multivariate simultaneous generalized ARCH. **Econometric theory**, v. 11, n. 1, p. 122-150, 1995.

FASANYA, I. O.; ODUDU, T. F. Modeling return and volatility spillovers among food prices in Nigeria. **Journal of Agriculture and Food Research**, v. 2, dec. 2020.

FIGUEIREDO, R. S.; OLIVEIRA NETO, O. J. Transmissão de risco entre os mercados do boi gordo sul-mato-grossense e paraguaio. **Desafio Online**, v. 9, n. 1, jan./abr. 2021.

FISZEDER, P.; ORZESZKO, W. Nonlinear Granger causality between grains and livestock. **Agricultural Economics (Czech)**, v. 64, n. 7, p. 328–336, 2018.

GILBERT, C. L.; MORGAN, C. W. Food price volatility. **Philosophical Transactions of The Royal Society**, v. 364, n. 1154, p. 3023-3034, sep. 2010.

GUJARATI, D. **Econometria: Princípios, teoria e aplicações práticas**. São Paulo: Saraiva, 2019.

HAMADI, H.; BASSIL, C.; NEHME, T. News surprises and volatility spillover among agricultural commodities The case of corn, wheat, soybean and soybean oil. **Research in International Business and Finance**, v. 41, p. 148-157, oct. 2017.

HIRAKURI, M. H.; LAZZAROTTO, J. J. **O agronegócio da soja nos contextos mundial e brasileiro**. Londrina: Embrapa Soja, 2014.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. **Pesquisa de orçamentos familiares 2017-2018: análise da segurança alimentar no Brasil**. Rio de Janeiro: IBGE, 2020.

JARQUE, C. M.; BERA, A. K. A test for normality of observations and regression residuals. **International Statistical Review**, v. 55, n. 2, p. 163-172, aug. 1987.

JATI, K.; PREMARATNE, G. Analysis of staple food price behaviour: multivariate BEKK-GARCH model. **Journal of Asian Finance, Economics and Business**, v. 4, n. 4, p. 27-37, 2017.

JAVADI, A.; GHAREMANZADEH, M.; SOUMEH, E. A. Investigating the price volatility spillover effects in the poultry industry inputs market and the egg market in Iran: using the multivariate DCC-GARCH model. **Agriculture & Food Security**, v. 13, n. 1, p. 23, 6 jun. 2024.

KALKUHL, M. How Strong Do Global Commodity Prices Influence Domestic Food Prices in Developing Countries? A Global Price Transmission and Vulnerability Mapping Analysis. In: MATTHIAS, K. M.; BRAUN, J. von; TORERO, M. (Ed.). **Food price volatility and its implications for food security and policy**. Washington, DC: IFPRI, 2016. p. 269-302.

KRONER, K. F.; NG, V. K. Modeling asymmetric comovements of asset returns. **The Review of Financial Studies**, v. 11, n. 4, p. 817-844, oct. 1998.

MALUF, R. S.; SPERANZA, J. S. **Preços dos alimentos, modelos de agricultura e abastecimento alimentar no Brasil: os casos da soja e do feijão**. Rio de Janeiro: Ceresan, 2014.

MONCARZ, P.; BARONE, S.; DESCALZI R. Shocks to the international prices of agricultural commodities and the effects on welfare and poverty. A simulation of the ex ante long-run effects for Uruguay, **International Economics**, v. 156, p. 136-155, 2018.

MORETTIN, P. A.; TOLOI, C. M. C. **Análise de séries temporais (volume 1): modelos lineares univariados**. 3. ed. São Paulo: Blucher, 2018.

MOTA, B. S.; FERNANDES, M. Desempenho de estimadores de volatilidade na bolsa de valores de São Paulo. **Revista Brasileira de Economia**, v. 58, n. 3, p. 429-448, set. 2004.

OLIVEIRA NETO, O. J. de; FIGUEIREDO, R. S.; WANDER, A. E. Mercados de bovinos de corte no Mercosul: dominância, assimetria e transmissão de risco de preços. **Brazilian Journal of Development**, v. 7, n. 1, p. 8325-8355, jan. 2021.

PINDYCK, R. S.; RUBINFELD, D. L. **Econometria: modelos e previsões**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2004.

SARRIS, A. Food commodity price volatility and food insecurity. **Bio-based and Applied Economics**, v. 2, n. 3, p. 213-236, 2013.

ŠMIECH, S.; PAPIEŽ, M.; FIJOREK, K.; DĄBROWSKI, M. A. What drives food price volatility? Evidence based on a generalized VAR approach applied to the food, financial and energy markets. **Economics**, v. 13, n. 1, feb. 2019.

URAK, F.; BILGIC, A. Food insecurity and sovereignty threat to uncontrolled price spillover effects in financialized agricultural products: The red meat case in Turkey. **Borsa Istanbul Review**, jan. 2023.

ZHANG, C.; TIAN, G.; TAO, Y. The Spillover effect of agricultural product market price fluctuation based on fourier analysis. **International Journal of Information Systems and Supply Chain Management**, v. 15, n. 5, p. 1-17, 2022.