

Título do capítulo	CAPÍTULO 4 INFLAÇÃO DE ALIMENTOS NO BRASIL
Autor(es)	Leonardo Chaves Borges Cardoso José Eustáquio Ribeiro Vieira Filho
DOI	DOI: http://dx.doi.org/10.38116/9786556350820cap4

Título do livro	Agricultura Brasileira: da porteira para dentro e de fora para o mundo
Organizadores	José Eustáquio Ribeiro Vieira Filho Zenaide Rodrigues Ferreira
Volume	1
Série	-
Cidade	Rio de Janeiro
Editora	Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea)
Ano	2025
Edição	1a
ISBN	9786556350820
DOI	DOI: http://dx.doi.org/10.38116/9786556350820

© Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – Ipea 2025

© Nações Unidas 2025

LC/BRS/TS.2025/1

As publicações do Ipea estão disponíveis para *download* gratuito nos formatos PDF (todas) e EPUB (livros e periódicos).

Acesse: <https://repositorio.ipea.gov.br/> e <https://www.cepal.org/es/publications>

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e inteira responsabilidade dos autores, não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou do Ministério do Planejamento e Orçamento e da Comissão Econômica para a América Latina e o Caribe (CEPAL) ou as dos países que representa.

Os limites e os nomes que figuram nos mapas desta publicação não implicam seu apoio ou aceitação oficial pelas Nações Unidas.

É permitida a reprodução deste texto e dos dados nele contidos, desde que citada a fonte. Reproduções para fins comerciais são proibidas. Os Estados-membros das Nações Unidas e suas instituições governamentais podem reproduzir este estudo sem autorização prévia. É solicitado, apenas, que mencionem a fonte e informem à CEPAL sobre essa reprodução.

Este estudo foi elaborado no âmbito do Programa Executivo de Cooperação entre a CEPAL e o Ipea.

INFLAÇÃO DE ALIMENTOS NO BRASIL¹

Leonardo Chaves Borges Cardoso²

José Eustáquio Ribeiro Vieira Filho³

1 INTRODUÇÃO

Preços elevados dos alimentos têm sido associados a uma série de impactos, abrangendo desde o aumento de greves (Bellemare, 2015) e instabilidade política (Arezki e Bruckner, 2011) até um aumento na prevalência de obesidade entre as mulheres em países em desenvolvimento (Conklin *et al.*, 2019). No entanto, a maior ênfase da literatura recai sobre os efeitos desses preços mais altos na ampliação da pobreza e insegurança alimentar (Headey, 2018; Ivanic e Martin, 2008). Por isso, a inflação de alimentos se mantém relevante nos debates públicos, na formulação de políticas e na literatura econômica. Artigos que abordam esse tema frequentemente seguem um padrão familiar em seus primeiros parágrafos, mencionando um episódio de subida repentina nos preços seguida por um fórum internacional onde os desafios decorrentes desses aumentos são discutidos. Este capítulo não é exceção, e informa que, entre janeiro de 2020 e janeiro de 2023, os preços dos alimentos aumentaram 29% globalmente (FAO, 2023) e 38% no mercado brasileiro (IBGE, 2023). Estes preços maiores geram preocupações em relação ao alcance de boa parte dos Objetivos de Desenvolvimento Sustentável da Agenda 2030 da Organização das Nações Unidas, principalmente os dois primeiros: erradicação da pobreza e fome zero.

Além de mostrar o panorama da inflação de alimentos no Brasil, este capítulo dará um passo adiante investigando os determinantes da inflação de alimentos no país, com ênfase no papel dos preços internacionais. Usando diversos modelos estruturais de vetores autorregressivos (*structural vector autorregression* – SVAR), observou-se como os preços domésticos de alimentos respondem a choques

1. Os códigos e as rotinas utilizados neste trabalho estão disponíveis em: <http://www.leonardocbcardoso.com/precoalimentos>.

2. Professor adjunto no Departamento de Economia Rural do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada e pesquisador no Instituto de Políticas Públicas e Desenvolvimento Sustentável (IPPDs), ambos da Universidade Federal de Viçosa (UFV); e consultor da Comissão Econômica para a América Latina e o Caribe (CEPAL). E-mail: leonardocardoso@ufv.br.

3. Técnico de planejamento e pesquisa na Diretoria de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Dirur/Ipea); e professor do Programa de Pós-Graduação em Políticas Públicas e Desenvolvimento do Ipea. E-mail: jose.vieira@ipea.gov.br.

internacionais. Os preços internacionais escolhidos foram: i) o petróleo, por conta de este ser um importante balizador dos custos de produção de alimentos, já que fertilizantes são intensivos em petróleo (Baumeister e Kilian, 2014; Alexander *et al.*, 2022); ii) o preço internacional dos alimentos, devido ao fato de parte da cadeia de suprimentos e dos mercados serem comuns aos alimentos em âmbito global (Peersman, 2022; De Gregorio, 2012); e iii) a taxa de câmbio, por esta ser um importante canal pelo qual choques internacionais afetam o mercado doméstico (Davidson *et al.*, 2016).

Em relação aos preços domésticos de alimentos, a base do Índice de Preços ao Consumidor Amplo do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IPCA/IBGE) é bastante rica, contendo médias mensais de preços de alimentos para o Brasil para nove regiões metropolitanas (RMs), além de preços médios ainda mais desagregados por produto tanto para o Brasil quanto para as RMs observadas. Isto gera a oportunidade de se observarem diversas heterogeneidades na resposta aos choques internacionais. Por exemplo, é possível responder se os choques internacionais são transmitidos de forma semelhante em todas as RMs e como é a resposta individual de cada alimento aos preços do mercado internacional.

Uma transmissão significativa dos choques globais nos preços dos alimentos pode ameaçar a segurança alimentar dos consumidores de baixa renda, especialmente em situações de acentuado aumento dos preços mundiais. A explicação tradicional para as variações na transmissão de preços dos alimentos baseia-se nas diferenças no grau de integração dos mercados. Esse grau de integração é influenciado pelo tamanho dos custos comerciais e outras heterogeneidades particulares a cada alimento (Wodon e Zaman, 2010).

No contexto brasileiro, a maioria dos trabalhos realiza análises produto a produto – isto é, observa como os preços internacionais de determinado produto são transmitidos para o mercado doméstico. Adami e Miranda (2011) para os preços internacional e doméstico do arroz, Palazzi, Meira e Klotzle (2022) para preço internacional de açúcar e preço doméstico de combustível e Margarido, Turolla e Bueno (2007) para os preços internacionais e domésticos da soja são exemplos deste tipo de análise. Há também trabalhos relevantes que avaliam como a inflação de alimentos doméstica afeta outras variáveis de interesse – por exemplo, Ferreira *et al.* (2013) mostram como a elevação do preço dos alimentos no Brasil durante a crise de alimentos de 2007-2008 teve impactos significativos nas famílias, com aumento da pobreza em nível nacional, mas com alguma melhora para as famílias residentes nas áreas rurais. Outro exemplo é Pimentel e Modenesi (2023), que utilizaram os modelos SVAR para verificar como a dinâmica inflacionária impacta distintos grupos de produtos do IPCA – alimentos e bebidas, industrializados, serviços e preços monitorados.

Diferentemente, aqui será usado um SVAR para cada subitem do grupo de alimentos do IPCA. Cada subitem (n) fará parte do SVAR (n) com o preço do subitem (n) e as quatro outras variáveis – preço do petróleo, dólar, preço internacional de alimentos e produto interno bruto (PIB). Apesar de o número de defasagens ser escolhido individualmente, todos os SVAR (n) possuem as mesmas restrições, o que facilita a comparabilidade entre os modelos, mostrando um panorama geral em relação aos mercados mais expostos às variações nos preços internacionais.

A primeira análise feita usa os preços de alimentos no Brasil de forma agregada. Os resultados indicam que, após doze meses do choque inicial de 10% a mais nos preços internacionais de alimentos, há um aumento nos preços domésticos de alimentos em quase 3%. A resposta a uma subida equivalente na taxa de câmbio, também de 10%, eleva os preços domésticos de alimentos em pouco mais de 2% ao fim de doze meses. Entretanto, após esse período, os efeitos líquidos dos choques do petróleo e do produto interno são nulos.

Estes resultados são robustos à análise por RM. Como estão disponíveis as médias dos preços de alimentos também para as RMs de Belém (Pará), Fortaleza (Ceará), Recife (Pernambuco), Salvador (Bahia), Belo Horizonte (Minas Gerais), Rio de Janeiro (Rio de Janeiro), São Paulo (São Paulo), Curitiba (Paraná) e Porto Alegre (Rio Grande do Sul), foram estimados modelos SVAR para cada uma das RMs. As variáveis usadas nesta segunda análise foram exatamente as mesmas aplicadas no modelo para os preços médios de alimentos no Brasil (preços do petróleo, taxa de câmbio, preços internacionais de alimentos e PIB). Há algumas diferenças na magnitude dos efeitos. Entretanto, a história contada é essencialmente a mesma da primeira análise: preços domésticos de alimentos aumentam após choques positivos nos preços internacionais de alimentos e da taxa de câmbio; e têm respostas nulas, ou muito modestas, ao preço internacional do petróleo e ao produto interno.

A análise final envolveu a realização de um modelo SVAR individual para cada subitem no grupo de alimentos do IPCA, totalizando 120 séries examinadas. Em síntese, os resultados revelam que as respostas aos preços internacionais variam entre os diferentes itens, no entanto, alguns padrões distintos emergem. Nenhuma série apresentou uma resposta negativa e estatisticamente significativa em relação às variações na taxa de câmbio e ao índice da Organização das Nações Unidas para a Alimentação e a Agricultura (Food and Agriculture Organization – FAO/ONU), sendo possível afirmar que estes dois determinantes ou não possuem relação ou possuem relação positiva com os preços domésticos de alimentos. No que se refere aos preços do petróleo, os resultados foram diversos: em 83% das séries as variações não demonstraram significância estatística, em 8% das séries tiveram impacto positivo e em 9% delas apresentaram impacto negativo.

Além desta introdução, este capítulo tem outras quatro seções. A segunda seção fornece contexto ao tema de pesquisa, indicando como a expressão *preço de alimentos* ganha e perde espaço na literatura econômica, cita alguns achados importantes da literatura e sumariza as variações mais recentes na inflação de alimentos. A terceira seção explica a metodologia do SVAR, as fontes e o tratamento de dados feitos neste trabalho. A quarta seção aborda os resultados e a quinta mostra as conclusões e recomendações de políticas públicas.

2 CONTEXTO: PREÇOS DE ALIMENTOS NA LITERATURA ECONÔMICA E SUAS VARIAÇÕES RECENTES

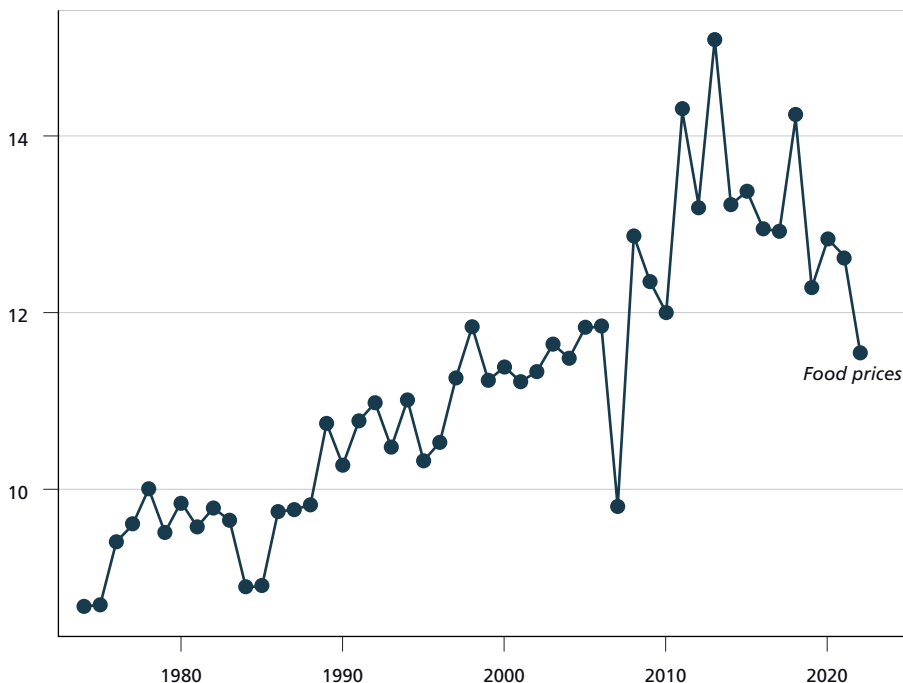
Commodities agrícolas têm preço final derivado do equilíbrio entre oferta e demanda (Kilian e Zhou, 2018). Pelo lado da demanda, considerando que as pessoas estão alimentadas, variações na demanda por *commodities* agrícolas ocorreriam majoritariamente por conta de mudanças no número de pessoas ou em suas dietas. E tanto o número de pessoas quanto suas dietas não variam por saltos – estas mudanças são graduais. Isto torna a demanda por *commodities* agrícolas relativamente estável, fácil de ser predita e respondendo apenas marginalmente a variações nos preços e na renda. Logo, a demanda por alimentos é conhecida por ser inelástica a preços – variações nos preços estão relacionadas a respostas menos do que proporcionais na quantidade demandada.

A respeito da inflação de alimentos, Bigman e Reutlinger (1979) alertavam para os problemas potenciais decorrentes de preços excessivamente altos dos alimentos, tais como o consumo *per capita* em níveis insuficientes, pressões por aumentos salariais e desequilíbrios nas contas externas de países que são grandes importadores líquidos de alimentos. Por sua vez, preços muito baixos poderiam resultar na redução da renda dos produtores e desinvestimento no setor agrícola, sinalizando uma possível diminuição na produção no futuro. Esta queda na produção futura via desinvestimento no setor agrícola também pode ser originada de uma alta volatilidade dos preços agrícolas. Preços muito voláteis implicam receitas futuras ainda mais difíceis de serem previstas e, consequentemente, aumento do risco envolvido na produção. Dawe (2012), por exemplo, indica que a alta volatilidade nos preços agrícolas está relacionada a uma piora na segurança alimentar, baixo crescimento econômico e aumento da pobreza.

Conjuntamente ao interesse das políticas públicas, preços altos de alimentos desencadeiam também a atenção da literatura econômica. Por meio de uma rápida análise bibliométrica, é possível afirmar que picos de preços em produtos-chave geram um aumento de interesse da academia anos depois. Após a crise de alimentos de 2007-2008, os trabalhos que continham a expressão preço de alimentos (*food prices*) passaram de 10% das publicações na literatura econômica para índices acima de 14% (gráfico 1).

GRÁFICO 1

Total de artigos publicados na literatura econômica, em língua inglesa, que contêm a expressão *food prices*
(Em %)



Fonte: Digital Science – Dimensions, 2018. Disponível em: <https://app.dimensions.ai>. Acesso em: jan. 2023.

Elaboração dos autores.

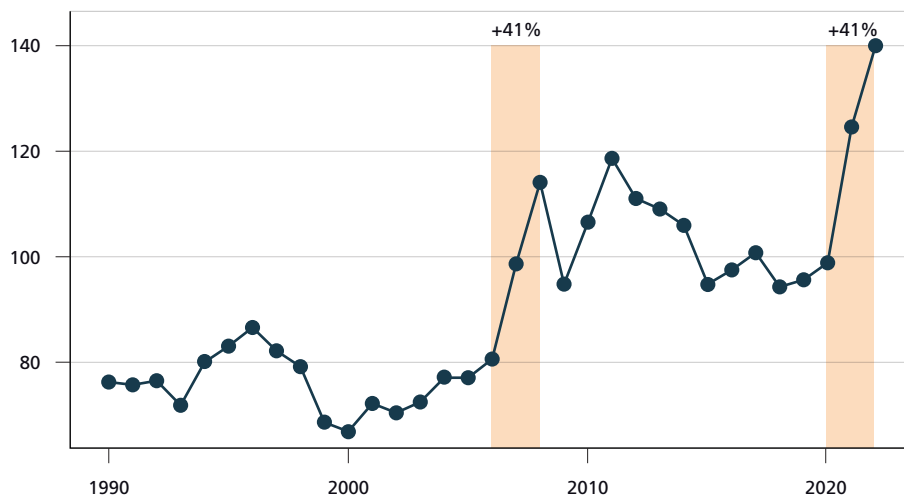
Obs.: A porcentagem refere-se aos trabalhos que citam, em qualquer lugar do texto, a expressão *food prices*.

A grande participação dos *preços dos alimentos* na literatura econômica na década de 2010 é totalmente justificada. No mundo, estes preços subiram aproximadamente 41% entre 2006 e 2008 e não voltaram mais aos patamares observados antes de 2006. Nos anos mais recentes é possível observar um movimento muito parecido com o da crise de alimentos de 2007-2008. Os preços mundiais de alimentos (índice da FAO) subiram os mesmos 41%, também em um espaço de apenas três anos, entre 2020 e 2022 (gráfico 2). Este aumento após 2019 é ainda mais preocupante porque os preços desse ano não eram considerados baixos, estando 18% acima dos observados em 2006.⁴ Além disso, a subida de preços ocorreu concomitantemente à crise sanitária desencadeada pela covid-19.⁵

4. Todas as comparações de preços feitas neste parágrafo usam os dados de FAO/ONU com os preços mundiais de alimentos medidos em termos reais (FAO, 2024). Os dados estão disponíveis em FAO (2023).

5. Conferir Laborde, Martin e Vos (2021) e Picchioni, Goulao e Roberfroid (2022) para mais detalhes.

GRÁFICO 2
Preços dos alimentos no mundo
(2014-2016 = 100)



Fonte: FAO (2024).

Elaboração dos autores.

Obs.: O índice é uma média ponderada dos índices de cereais, laticínios, carne, gordura e açúcar. Os valores são deflacionados pelo índice do Banco Mundial *manufactures unit value* (MUV) 2014-2016 = 100. A primeira área sombreada corresponde ao período entre 2006 e 2008, e a segunda área, ao período entre 2020 e 2022.

Olhando para os períodos mais recentes e para o mercado interno de alimentos, entre janeiro de 2020 e janeiro de 2023, os preços de alimentos subiram 38% no Brasil – grupo de alimentos no IPCA (IBGE, 2023).⁶ Esse aumento supera tanto a inflação média brasileira para o mesmo período, que foi de 22%, quanto a subida dos alimentos no mercado internacional, 29% (FAO *et al.*, 2022), conforme pode ser observado no gráfico 3.

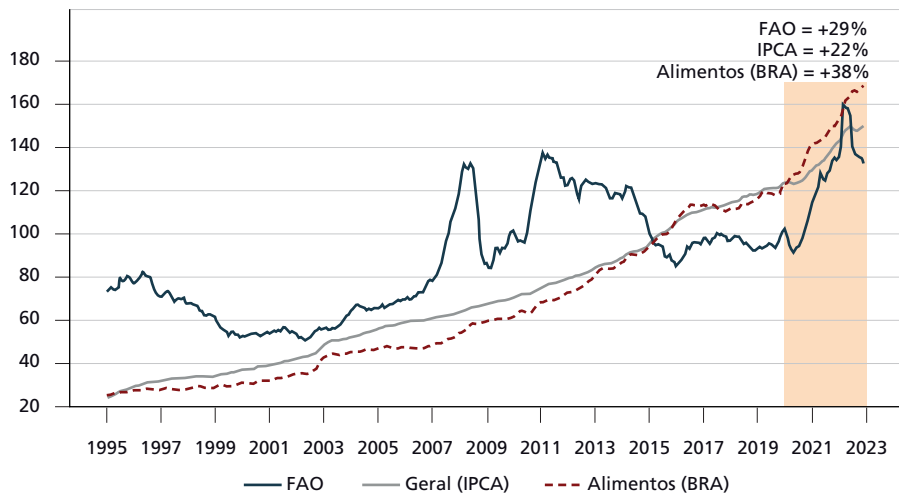
No período após o Plano Real, entre 1995 e 2023, os preços de alimentos aumentaram menos do que a média dos preços da economia.⁷ Entre janeiro de 1995 e janeiro de 2007, os preços dos alimentos subiram 91%, enquanto a média dos preços brasileiros medidos pelo IPCA subiu 151%.⁸ Porém, após a crise dos alimentos, os preços de alimentos passaram a ser um dos vilões da inflação – entre janeiro de 2007 e janeiro de 2023, os preços dos alimentos subiram 250% enquanto o IPCA (geral) subiu 157%.

6. Comparação feita a partir do IPCA/IBGE. Os dados foram acessados por meio do Sistema IBGE de Recuperação Automática. Disponível em: <https://cran.r-project.org/web/packages/sidrar/index.html>.

7. O índice usado quando se aborda a média dos preços da economia brasileira é o IPCA/IBGE. Há diversos outros índices para os preços brasileiros, mas o mais usado, difundido e noticiado é o IPCA. Inclusive este índice é o que baliza as metas de inflação do Banco Central do Brasil (BCB).

8. O IPCA tem nove grupos, sendo que o grupo de alimentos tem o maior peso na média ponderada, correspondendo a aproximadamente 20% do índice.

GRÁFICO 3
Preços dos alimentos e inflação
(2014-2016 = 100)



Fonte: FAO (2024) e IBGE (2023).

Elaboração dos autores.

Obs.: O índice da FAO é uma média ponderada dos índices de cereais, laticínios, carne, gordura e açúcar. O índice geral é o IPCA (sinalizado como *geral* no gráfico). O índice dos alimentos corresponde ao grupo alimentos e bebidas do IPCA (sinalizado como *alimentos* no gráfico). Todos os índices estão na mesma base (100 = 2014-2016). A área sombreada corresponde ao período entre janeiro de 2020 e janeiro de 2023. O gráfico foi feito com os índices em bases mensais. Os valores acima da área sombreada mostram a valorização de cada índice no período destacado.

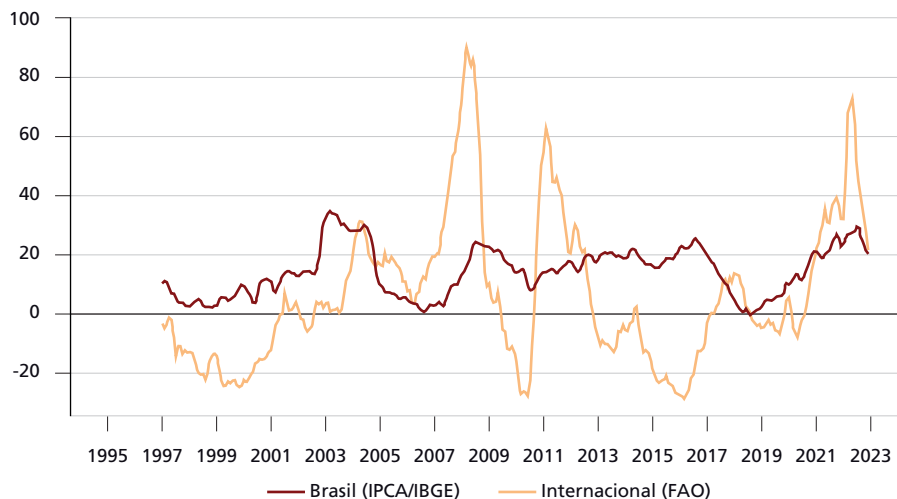
A inflação acumulada em 24 meses nos preços de alimentos superou os 60% no mercado internacional e os 20% no mercado doméstico tanto na crise de alimentos entre 2007 e 2008 quanto no período mais recente, entre 2021 e 2023 (gráfico 4). O gráfico 4 traz também outras duas informações interessantes. A primeira é a possibilidade de que os preços internacionais sejam repassados aos domésticos com alguma defasagem temporal. O pico da inflação acumulada nos preços internacionais ocorreu no primeiro trimestre de 2008, mas nos preços domésticos o pico se dá apenas no meio de 2009. A segunda é o fato de os preços internacionais serem mais voláteis do que os preços domésticos, o que levanta a possibilidade de os preços domésticos estarem sendo suavizados por algum mecanismo natural do mercado ou por políticas públicas.

O IPCA/IBGE é composto por nove grupos de produtos: i) alimentação e bebidas; ii) habitação; iii) artigos de residência; iv) vestuário; v) transportes; vi) saúde e cuidados pessoais; vii) despesas pessoais; viii) educação; e ix) comunicação. Entre janeiro de 2020 e fevereiro de 2023, o grupo de alimentos foi o que mais subiu de preço. O grupo de alimentação e bebidas teve aumento superior a 30% entre janeiro de 2020 e fevereiro de 2023 (gráfico A.1, no apêndice, para a inflação acumulada nos nove grupos). Considerando todos os subitens do IPCA,

os trinta subitens que tiveram maior subida de preços entre janeiro de 2020 e fevereiro de 2023 são do grupo de alimentos.

GRÁFICO 4

Varição acumulada nos preços dos alimentos no período de 24 meses
(Em %)



Fonte: FAO (2024) e IBGE (2023).

Elaboração dos autores.

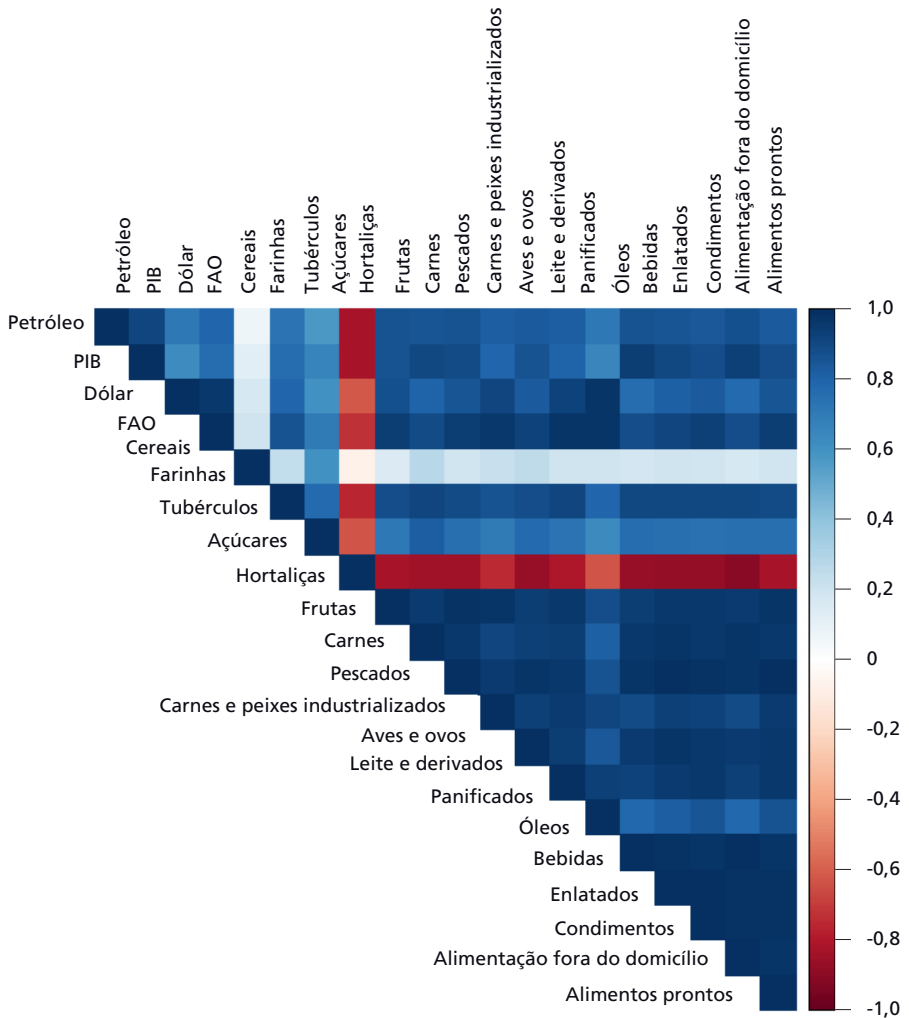
Obs.: O índice dos alimentos corresponde ao grupo alimentos e bebidas do IPCA. A variação acumulada plotada (y_t) é calculada com base na série original (X_t), utilizando a seguinte fórmula: $y_t = \frac{(x_t - x_{t-n})}{x_{t-24}}$, onde n é o número de períodos acumulados (24).

A transmissão dos preços internacionais para os preços domésticos pode ser explicada por uma série de fatores. Fricções de diversos tipos podem resultar em diferentes formas de transmissão entre os mercados. Políticas destinadas a estabilizar os preços em momentos de crise, como restrições à exportação e aumento da oferta em estoques públicos, podem atenuar a variação internacional, fazendo com que os preços internacionais não sejam totalmente repassados, diminuindo a volatilidade dos preços no mercado doméstico (Dawe, 2012). O grau de transmissão também depende da perecibilidade dos produtos. É natural supor que *commodities* como trigo, milho, arroz e açúcar estejam mais conectadas aos mercados internacionais do que hortaliças e leite cru, por exemplo. O primeiro grupo está conectado ao mercado internacional tanto pelo lado dos insumos quanto pelo lado da demanda, já o grupo de hortaliças e leite cru tem maior dificuldade em se conectar diretamente ao mercado internacional por meio da demanda (Kang *et al.*, 2019).

Uma primeira intuição deste comportamento das séries pode ser vista pela simples matriz de correlações entre os subgrupos do IPCA/IBGE (figura 1).

Justamente os produtos que são mais perecíveis e com produção majoritariamente voltada ao mercado interno são os que apresentam menores correlações com os preços internacionais – por exemplo, tubérculos e frutas (figura 1).

FIGURA 1
Matriz de correlações entre preços do petróleo, PIB, dólar, índice da FAO para preços de alimentos no mercado internacional e subgrupos de alimentos do IPCA/IBGE (jan./2000-ago./2023)



Fonte: IBGE (2023).
Elaboração dos autores.
Obs.: Uma melhor descrição das variáveis está na seção de metodologia. As cores indicam a correlação: azul escuro demonstra uma correlação mais próxima de 1, enquanto vermelho mais escuro indica uma correlação mais próxima de -1. Correlações próximas de zero são representadas pelos tons mais claros, mais próximos da cor branca.

3 METODOLOGIA

3.1 Dados

Primeiramente, foi realizado um esforço para coletar os preços domésticos dos alimentos incluídos na amostra do IPCA/IBGE por meio do Sistema IBGE de Recuperação Automática (Sidra). Os dados de preços foram obtidos a partir das seguintes tabelas:

- tabela 655: período de janeiro de 2000 a junho de 2006;
- tabela 2938: período de julho de 2006 a dezembro de 2011;
- tabela 1419: período de janeiro de 2012 a dezembro de 2019; e
- tabela 7060: período de janeiro de 2020 a agosto de 2023.

Este conjunto de dados será chamado de Preços Domésticos de Alimentos (Pd_n), onde o subscrito n indica três possibilidades para as séries observadas:

- a média dos preços de alimentos para o Brasil inteiro;
- a média dos preços de alimentos para cada RM amostrada: Belém (Pará), Fortaleza (Ceará), Recife (Pernambuco), Salvador (Bahia), Belo Horizonte (Minas Gerais), Rio de Janeiro (Rio de Janeiro), São Paulo (São Paulo), Curitiba (Paraná) e Porto Alegre (Rio Grande do Sul); e
- a média dos preços no Brasil de cada alimento incluído na amostra do IPCA, para os quais existem dados disponíveis no período de janeiro de 2000 a agosto de 2023.

O próximo conjunto de dados, Preços Internacionais de Alimentos (Pi), é o FAO Food Price Index. O índice foi estabelecido em 1996 para monitorar os mercados globais de *commodities* agrícolas. O Pi é um índice de preços de Laspeyres, que é calculado como a média ponderada pelo volume transacionado das *commodities* alimentares que abrangem os principais mercados agrícolas de cereais, óleos vegetais, açúcar, carne e produtos lácteos.⁹

Por último, são adicionadas à base mais três variáveis:

- taxa de câmbio (Dol): taxa de câmbio – livre; dólar americano (venda); e média de período – mensal. A série foi coletada pelo Sistema Gerenciador de Séries Temporais (SGS) do BCB (código 3698);

9. Para mais detalhes sobre o índice, conferir OECD (2022) e FAO (2024). Já os dados usados estão disponíveis em FAO (2023).

- Preços Internacionais do Petróleo (*PET*): os preços usados aqui são os preços do petróleo em dólar americano (US\$) por barril. A média e a publicação dos dados são feitas pelo Fundo Monetário Internacional (código 00176AAZZF); e
- PIB: os dados utilizados são do BCB. Para chegar aos dados mensais é feita uma interpolação dos valores trimestrais já divulgados ou dos projetados. A interpolação é realizada pelo próprio BCB. Os dados foram coletados pelo SGS-BCB (código 4380).

Finalmente, chega-se a um banco de dados em bases mensais que vai de janeiro de 2000 a agosto de 2023.

3.2 SVAR

Assim como o modelo VAR, o modelo SVAR explora o efeito de um choque unitário em outra variável, considerando todas as variáveis como endógenas. No entanto, um modelo VAR não impõe restrições às correlações contemporâneas entre as variáveis. Por isso, a estimativa do modelo SVAR é equivalente ao problema de rodar um modelo de equações simultâneas, mas com restrições de covariância (Sims *et al.*, 1986; Bernanke, 1986; Shapiro e Watson, 1988). Essas restrições impostas ao SVAR tornam o modelo melhor em comparação com o modelo VAR tradicional, pois permitem levar em conta a especificidade das relações entre as variáveis (El-Karimi e El-Ghini, 2020; Soliman *et al.*, 2023). Tais restrições precisam, obviamente, ter suporte na teoria econômica.

É possível afirmar, então, que um SVAR é um modelo recursivo, também chamado de modelo de cadeia causal, uma vez que abrange uma ordem específica, na qual as variáveis afetam umas às outras. Seguindo a especificação feita em Akram (2009), chega-se à forma estrutural de um VAR dada por:

$$Az_t = A_1z_{t-1} + A_2z_{t-2} + \dots + A_pz_{t-p} + B\varepsilon_t \quad (1)$$

Na equação (1), A é uma matriz $k \times k$ que estabelece os coeficientes das relações contemporâneas das variáveis contidas no vetor z . B também é uma matriz $k \times k$ e representa choques ou perturbações aleatórias (representadas por ε_t), mostrando como estes afetam as outras variáveis no sistema. Para recuperar os coeficientes estruturais, é possível multiplicar a equação (1) por A^{-1} , resultando em:

$$z_t = A_1^*z_{t-1} + A_2^*z_{t-2} + \dots + A_p^*z_{t-p} + u_t \quad (2)$$

Na equação (2), $A_i^* = A^{-1}A_i$ e $u_t = A^{-1}B\varepsilon_t$. Usando a identificação dos choques estruturais baseada em Blanchard e Perotti (2002) são impostas as seguintes restrições à matriz B e é possível estimar, então, o SVAR. A próxima equação mostra quais são as restrições usadas.

$$B\varepsilon = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ * & 1 & 0 & 0 & 0 \\ * & * & 1 & 0 & 0 \\ * & 0 & 0 & 1 & 0 \\ * & * & * & * & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{pdn} \\ \varepsilon_{pet} \\ \varepsilon_{pi} \\ \varepsilon_{dol} \\ \varepsilon_{pib} \end{bmatrix} \quad (3)$$

Na matriz, a diagonal principal tem valores iguais a 1 e os zeros indicam parâmetros que estão restritos, isto é, parâmetros que não serão estimados. O símbolo * indica parâmetros que serão estimados. Apenas explicitando o que já está na matriz apresentada na equação (3):

- o preço doméstico dos alimentos é afetado contemporaneamente por todas as outras variáveis: preço do petróleo, preço internacional dos alimentos, dólar e PIB. Mas estas variáveis só afetam os preços de alimentos domésticos com alguma defasagem temporal;
- o preço do petróleo afeta o preço internacional dos alimentos contemporaneamente, mas não afeta a cotação do dólar no Brasil nem o PIB. De forma similar, o preço do petróleo só é afetado pelo preço internacional de alimentos com alguma defasagem temporal;
- os preços internacionais dos alimentos não afetam a cotação do dólar contemporaneamente, mas afetam o PIB e os preços domésticos de alimentos contemporaneamente;
- a cotação do dólar afeta o PIB e os preços domésticos dos alimentos contemporaneamente. Mas dólar e PIB são afetados pelos preços domésticos de alimentos apenas com alguma defasagem temporal; e
- o PIB afeta a cotação do dólar e os preços dos alimentos contemporaneamente, mas são afetados apenas com alguma defasagem temporal.

Explicadas as restrições é importante destacar alguns procedimentos feitos nos dados antes de efetivamente serem estimados os modelos do tipo SVAR:

- para que as séries fossem estacionárias, foram usadas as taxas de crescimento de cada série: $g_t = \frac{p_t - p_{t-1}}{p_t}$, onde g_t é a taxa de crescimento da série inicial p_t ;
- não foram usadas séries com dados faltantes. Nas últimas tabelas do IPCA são observados mais de 240 subitens no grupo de alimentos, porém as bases mais antigas possuem menos alimentos amostrados. Preferiu-se incluir nas análises apenas os alimentos que possuem observações para todos os períodos analisados, de janeiro de 2000 a agosto de 2023; e

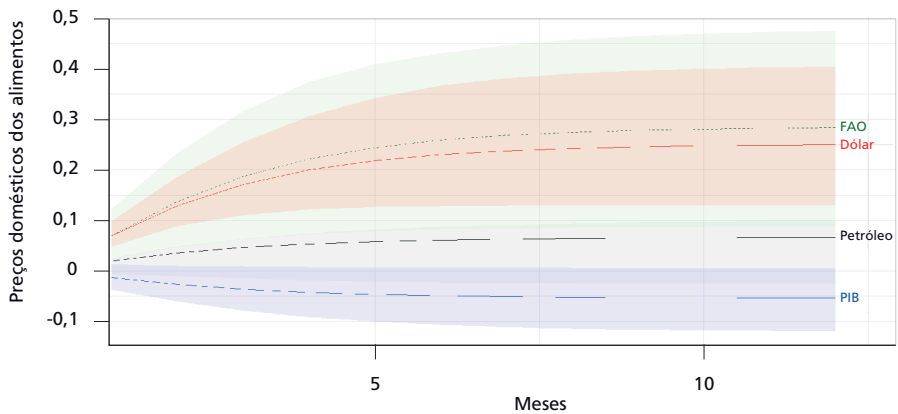
- em todas as análises, o número ótimo de defasagens foi escolhido pelo critério de informação de Akaike (AIC), método para avaliar o ajustamento do modelo aos dados, com um número máximo de defasagens de doze períodos.

4 RESULTADOS

Em um SVAR no qual $z_t = (Pd_t, Pet_t, Pi_t, Dol_t, PIB_t)$, onde Pd_t é a série de preços médios de alimentos no Brasil, e as demais variáveis são os preços do petróleo (Pet_t), preço internacional de alimentos (índice FAO, Pi_t), taxa de câmbio (Dol_t) e o PIB (PIB_t), os resultados para o efeito acumulado após doze meses estão apresentados no gráfico 5. A variável internacional que mais impacta o preço doméstico de alimentos é o índice da FAO (*proxy* para os preços internacionais de alimentos), seguido de perto da taxa de câmbio – sendo estes, no agregado, os fatores internacionais que realmente têm um impacto nos preços domésticos de alimentos no Brasil.

O preço do petróleo e o nível da atividade doméstica (PIB) não se mostraram relevantes para determinar os preços de alimentos domesticamente. Ao final dos doze períodos, o efeito líquido destas variáveis não é estatisticamente diferente de zero. O gráfico 5 mostra também que, para as quatro variáveis de interesse ($Pet_t, Pi_t, Dol_t, PIB_t$), o repasse está quase completado após sete meses do choque inicial, não sendo possível observar diferenças significativas nos impactos acumulados após o sétimo mês.

GRÁFICO 5
Funções de impulso-resposta (resultado cumulativo) resultantes de um choque de 1% nas variáveis de interesse¹



Elaboração dos autores.
Nota: ¹ As variáveis de interesse em questão são o índice da FAO, a taxa de câmbio do dólar, os preços do petróleo e o PIB.
Obs.: Os impactos, expressos em percentagem, estão representados no eixo vertical, enquanto os meses são exibidos no eixo horizontal. As áreas sombreadas delimitam os intervalos de confiança de 95%, calculados via Bootstrap ($n = 200$).

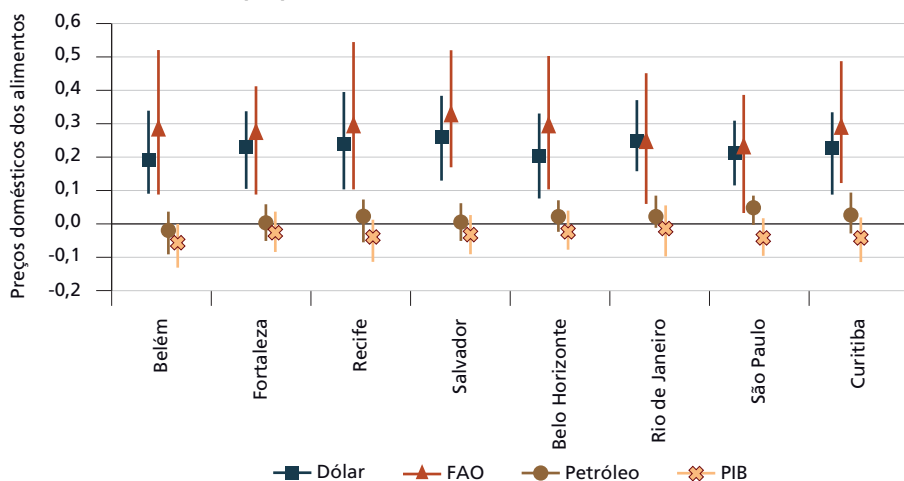
Com os dados disponíveis para cada RM,¹⁰ foram estimados nove modelos do tipo SVAR, um para cada RM. Estes modelos têm exatamente a mesma configuração do SVAR anterior, exceto que, em vez de ser usada a média dos preços nacionais (Pd_t), há uma média de preços domésticos para cada RM (Pd_{tn}).

Os resultados podem ser observados no gráfico 6, e mostram que os impactos são muito próximos dos observados no SVAR para a média dos preços de alimentos no Brasil. Obviamente, há diferenças pontuais. Nem sempre o preço internacional de alimentos é o principal determinante – na RM do Rio de Janeiro, por exemplo, o dólar tem um papel preponderante. Entretanto, quase todas as estimativas possuem efeitos nos preços domésticos de alimentos por volta de 0,2% e 0,3% após doze meses para cada 1,0% de choque dos preços internacionais ou da taxa de câmbio.

Já as variáveis preços do petróleo e nível de atividade da economia, assim como a amostra que usa preços médios para o Brasil inteiro, continuaram não significativas para todas as RMs. Em resumo, é possível afirmar que não há heterogeneidade substancial entre as diferentes RMs, todas elas respondendo aos choques estudados de forma bastante semelhante.

GRÁFICO 6

Funções de impulso-resposta por RM apresentando os resultados líquidos após doze meses de um choque positivo de 1% nas variáveis de interesse¹



Elaboração dos autores.

Nota: ¹ As variáveis de interesse em questão são o índice da FAO, a taxa de câmbio do dólar, os preços do petróleo e o PIB.

Obs.: Cada RM está indicada no eixo horizontal. Os pontos são as estimativas dos efeitos líquidos de choques de 1% nas variáveis de interesse. Já as barras são os valores máximos e mínimos dos intervalos de confiança de 95% construídos via Bootstrap ($n = 200$).

10. As RMs usadas foram as de Belém (Pará), Fortaleza (Ceará), Recife (Pernambuco), Salvador (Bahia), Belo Horizonte (Minas Gerais), Rio de Janeiro (Rio de Janeiro), São Paulo (São Paulo), Curitiba (Paraná) e Porto Alegre (Rio Grande do Sul).

Uma vez que as RMs têm desempenhos parecidos, o último exercício feito foi direcionado a observar heterogeneidades em relação aos diferentes produtos – os distintos subitens do IPCA/IBGE. Estes resultados usam a mesma ordem de restrição e variáveis explicativas dos dois exercícios anteriores. O resultado agregado está na tabela 1.

TABELA 1
Efeito líquido dos choques nos subitens do IPCA/IBGE

Variável	Positivo	Não significativo	Negativo
Dólar	55 (46%)	65 (54%)	0
FAO	46 (38%)	74 (61%)	0
Petróleo	10 (8%)	99 (83%)	11 (9%)
PIB	7 (6%)	86 (72%)	27 (22%)

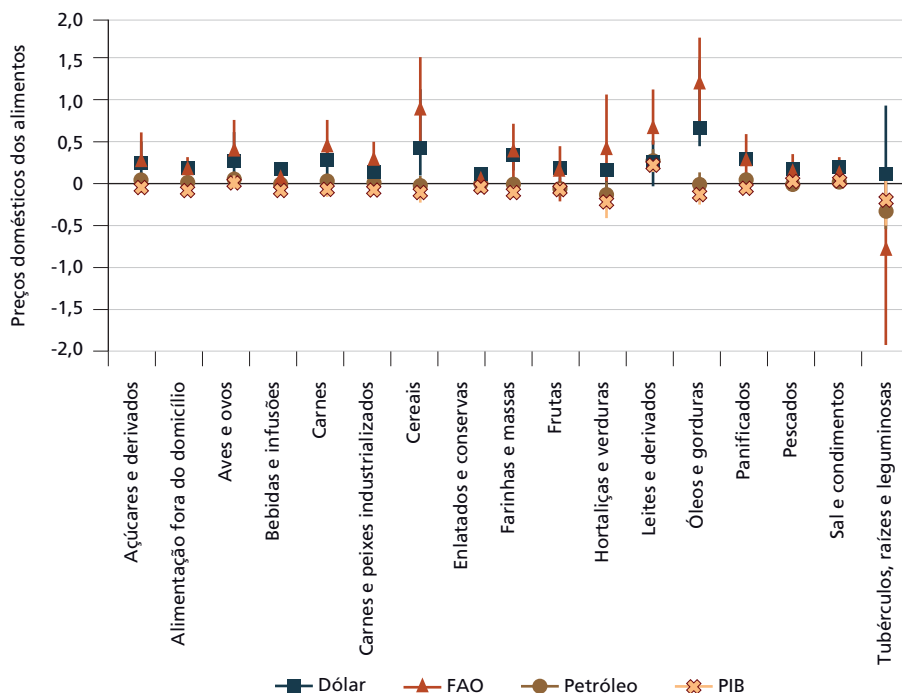
Elaboração dos autores.
Obs.: 1. Resultados obtidos de 120 modelos do tipo SVAR, um para cada série de preços dos subitens do IPCA/IBGE em comparação às variáveis de interesse índice FAO para preços de alimentos, taxa de câmbio do dólar, preços do petróleo e PIB.
2. Os resultados foram categorizados como positivos quando tanto o limite inferior quanto o superior da série estudada foram identificados como positivos. No caso de ambos os limites apresentarem valores negativos, o resultado foi classificado como negativo. Para todos os demais cenários, os resultados foram considerados inconclusivos, isto é, não significativos. A porcentagem correspondente a cada categoria está indicada entre parênteses.

Choques positivos na taxa de câmbio e nos preços internacionais de alimentos ou aumentam os preços domésticos ou o resultado é inconclusivo (tabela 1). Não há, entre todos os subitens estudados, um único no qual o preço responda negativamente a estes dois fatores – dólar e preços internacionais de alimentos. Já em relação aos preços do petróleo e o PIB, o padrão não é tão evidente, sendo que na maioria dos casos o resultado é não significativo. Em 83% das séries os choques nos preços do petróleo não têm um impacto significativo. Para o nível de atividade econômica, 72% das séries não têm impacto significativo.

Na impossibilidade de mostrar, em uma mesma ilustração, todos os alimentos estudados, optou-se por compilar os resultados em subgrupos. Por exemplo, em vez de mostrar os resultados dos subitens macarrão, fubá de milho, amido de milho, flocos de milho, farinha de trigo, farinha vitaminada e farinha de mandioca, apresenta-se o resultado do subgrupo farinhas, féculas e massas (gráfico 7).

GRÁFICO 7

Funções de impulso-resposta por subgrupo de alimentos apresentando os resultados líquidos após doze meses de um choque positivo de 1% nas variáveis de interesse¹



Elaboração dos autores.

Nota: ¹ As variáveis de interesse em questão são o índice da FAO, a taxa de câmbio do dólar, os preços do petróleo e o PIB.

Obs.: Cada subgrupo é indicado no eixo horizontal. Os pontos são as estimativas dos efeitos líquidos de choques de 1% nas variáveis de interesse, as barras são os valores máximos e mínimos dos intervalos de confiança de 95% construídos via Bootstrap ($n = 200$).

Em relação à transmissão dos preços internacionais de alimentos (índice da FAO) para os preços domésticos de alimentos, os subgrupos que tiveram resposta positiva a este choque foram, em ordem decrescente do impacto após doze meses: óleos e gorduras; cereais; leites e derivados; carnes; hortaliças e verduras; aves e ovos; farinhas, féculas e massas; panificados; carnes e peixes industrializados; e açúcares e derivados. Os demais subgrupos não representaram um efeito líquido significativo ao fim de doze meses do choque inicial no índice da FAO.

O subgrupo de óleos e gorduras também é o que sofre maior repasse para o mercado doméstico após um choque na taxa de câmbio, seguido dos grupos de farinhas e massas, panificados, cereais e carnes. Em relação ao choque do câmbio, os seguintes subgrupos não apresentaram resultado significativo: tubérculos, raízes e legumes; hortaliças e verduras; leites e derivados; e frutas.

Em relação aos choques no petróleo e no nível de atividade doméstica, quase todos os subgrupos apresentam resposta não significativa. Um padrão parece emergir, no qual alimentos processados têm uma conexão maior com o mercado internacional em relação aos alimentos *in natura*. Esta conexão é expressa principalmente via taxa de câmbio e preços internacionais de alimentos.

5 CONCLUSÃO

Este capítulo reúne os dados de preços de alimentos do IPCA/IBGE ao longo de mais de duas décadas, e investiga a transmissão de choques nos preços internacionais, como câmbio, petróleo e índice de preços de alimentos da FAO, para os preços domésticos de alimentos no Brasil. Para investigar esse fenômeno, foram empregados modelos do tipo SVAR, inicialmente considerando uma amostra para os preços médios de alimentos em todo o país, seguida por uma análise para nove RMs e, por fim, usando um SVAR para cada alimento do IPCA/IBGE. O fato de as mesmas restrições e variáveis explicativas serem utilizadas nos diferentes SVAR, mudando apenas o preço doméstico de alimento em questão, facilita a comparação entre os resultados.

Este trabalho entrega algumas informações importantes para direcionar políticas públicas. A primeira delas é que os preços do petróleo não importam para a determinação dos preços de alimentos domesticamente. O preço do petróleo não se mostrou relevante para determinar os preços domésticos de alimentos seja na amostra para o Brasil inteiro, seja na amostra por RMs. Apenas alguns poucos produtos responderam positivamente a este choque, a maioria deles ligados aos grupos de doces e de leites e derivados. De fato, a literatura diverge em relação ao impacto do preço do petróleo nos preços domésticos de alimentos. Enquanto Alghalith (2010) e Esmaeili e Shokoohi (2011) indicam que há uma relação positiva, Avalos (2014) e Baumeister e Kilian (2014) apontam que o impacto dos preços do petróleo em alimentos é nulo ou muito pequeno.

A segunda resposta relevante é sobre quais choques devem ser observados com mais atenção. Os dois choques internacionais que mais importam para os preços domésticos de alimentos são a taxa de câmbio e os preços internacionais de alimentos. Esta informação indica quais mercados internacionais devem ser monitorados e quais mercados predizem variações no mercado doméstico de alimentos. Como os preços de alimentos são determinantes para a segurança alimentar de populações mais vulneráveis, é possível ampliar as redes de proteção social em resposta a choques relevantes oriundos do mercado internacional.

A terceira informação é que não há necessidade de regionalizar políticas públicas endereçadas à suavização de transmissão de choques internacionais. Este é o resultado que pode ser concluído pelo fato de todas as nove RMs terem

desempenho muito semelhante em relação à transmissão dos choques internacionais. As nove RMs são capitais de estados e seus arredores. Seria interessante saber também como os preços internacionais são transmitidos para o interior do Brasil. Porém, não estão disponíveis informações de preços para estes mercados.

A quarta informação é que há heterogeneidade entre os produtos no que diz respeito a como eles respondem a estes choques internacionais. Este resultado é intuitivo, o que não é intuitivo é o ordenamento dos alimentos que sofrem mais ou menos com os choques internacionais. Combinando a informação de quais alimentos sofrem maiores repasses dos choques internacionais com a intensidade com a qual o alimento é consumido, e por qual classe de renda, é possível indicar quais produtos devem ser prioritários nos momentos de choques internacionais mais intensos.

REFERÊNCIAS

- ADAMI, A. C. D. O.; MIRANDA, S. H. G. D. Transmissão de preços e cointegração no mercado brasileiro de arroz. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 49, n. 1, p. 55-80, mar. 2011.
- AKRAM, Q. F. Commodity prices, interest rates and the dollar. **Energy Economics**, v. 31, n. 6, p. 838-851, 2009.
- ALEXANDER, P. *et al.* High energy and fertilizer prices are more damaging than food export curtailment from Ukraine and Russia for food prices, health and the environment. **Nature Food**, p. 1-12, 2022.
- ALGHALITH, M. The interaction between food prices and oil prices. **Energy Economics**, v. 32, n. 6, p. 1520-1522, Nov. 2010.
- AREZKI, M. R.; BRUCKNER, M. **Food prices and political instability**. Washington, D.C.: International Monetary Fund, 2011.
- AVALOS, F. Do oil prices drive food prices? The tale of a structural break. **Journal of International Money and Finance**, v. 42, p. 253-271, Apr. 2014.
- BAUMEISTER, C.; KILIAN, L. Do oil price increases cause higher food prices? **Economic Policy**, v. 29, n. 80, p. 691-747, Oct. 2014.
- BELLEMARE, M. F. Rising food prices, food price volatility, and social unrest. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 97, n. 1, p. 1-21, Jan. 2015.
- BERNANKE, B. S. Alternative explanations of the money-income correlation. **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**, v. 25, p. 49-99, Autumn 1986.

BIGMAN, D.; REUTLINGER, S. Food price and supply stabilization: national buffer stocks and trade policies. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 61, n. 4, p. 657-667, Nov. 1979.

BLANCHARD, O.; PEROTTI, R. An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 117, n. 4, p. 1329-1368, Nov. 2002.

CONKLIN, A. I. *et al.* The impact of rising food prices on obesity in women: a longitudinal analysis of 31 low-income and middle-income countries from 2000 to 2014. **International Journal of Obesity**, v. 43, n. 4, p. 774-781, Apr. 2019.

DAVIDSON, J. *et al.* World commodity prices and domestic retail food price inflation: some insights from the UK. **Journal of Agricultural Economics**, v. 67, n. 3, p. 566-583, Sept. 2016.

DAWE, D. (Ed.). **The rice crisis: markets, policies and food security**. Oxfordshire: Routledge, 2012.

DE GREGORIO, J. Commodity prices, monetary policy, and inflation. **IMF Economic Review**, v. 60, n. 4, p. 600-633, 2012.

EL-KARIMI, M.; EL-GHINI, A. Pass-through of global food commodity prices to food inflation in Morocco: a structural VAR approach. **New Medit**, v. 19, n. 3, p. 57-76, 2020.

ESMAEILI, A.; SHOKOOHI, Z. Assessing the effect of oil price on world food prices: application of principal component analysis. **Energy Policy**, v. 39, n. 2, p. 1022-1025, Feb. 2011.

FAO – FOOD AND AGRICULTURE ORGANIZATION. **World Food Situation**: FAO Food Price Index. Rome: FAO, 2023. Disponível em: <https://www.fao.org/worldfoodsituation/foodpricesindex/en/>. Acesso em: 15 nov. 2024.

_____. **Consumer Price Indices**. Rome: FAO, 2024. Disponível em: <https://www.fao.org/faostat/en/#data/CP>. Acesso em: 15 nov. 2024.

FAO – FOOD AND AGRICULTURE ORGANIZATION *et al.* **The State of Food Security and Nutrition in the World 2022: repurposing food and agricultural policies to make healthy diets more affordable**. Rome: FAO, 2022. Disponível em: <https://doi.org/10.4060/cc0639en>.

FERREIRA, F. H. *et al.* Rising food prices and household welfare: evidence from Brazil in 2008. **Journal of Agricultural Economics**, v. 64, n. 1, p. 151-176, 2013.

HEADEY, D. D. Food prices and poverty. **The World Bank Economic Review**, v. 32, n. 3, p. 676-691, 2018.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Sistema Nacional de Índices de Preços ao Consumidor – SNIPC**. Rio de Janeiro: IBGE, 2023. Disponível em: <https://sidra.ibge.gov.br/pesquisa/snipc>. Acesso em: 15 dez. 2024.

IVANIC, M.; MARTIN, W. Implications of higher global food prices for poverty in low-income countries. **Agricultural Economics**, v. 39, n. 3, p. 405-416, 2008.

KANG, S. H. *et al.* Exploring the time-frequency connectedness and network among crude oil and agriculture commodities V1. **Energy Economics**, v. 84, 104543, Oct. 2019.

KILIAN, L.; ZHOU, X. Modeling fluctuations in the global demand for commodities. **Journal of International Money and Finance**, v. 88, p. 54-78, Nov. 2018.

LABORDE, D.; MARTIN, W.; VOS, R. Impacts of covid-19 on global poverty, food security, and diets: insights from global model scenario analysis. **Agricultural Economics**, v. 52, n. 3, p. 375-390, May 2021.

MARGARIDO, M. A.; TUROLLA, F. A.; BUENO, C. R. The world market for soybeans: price transmission into Brazil and effects from the timing of crop and trade. **Nova Economia**, v. 17, n. 2, p. 241-270, May-Aug. 2007.

OECD – ORGANISATION FOR ECONOMIC COOPERATION AND DEVELOPMENT; FAO – FOOD AND AGRICULTURE ORGANIZATION. **OECD-FAO agricultural outlook 2022-2031**. Paris; Rome: OECD; FAO, 2022.

PALAZZI, R. B.; MEIRA, E.; KLOTZLE, M. C. The sugar-ethanol-oil nexus in Brazil: exploring the pass-through of international commodity prices to national fuel prices. **Journal of Commodity Markets**, v. 28, 100257, Dec. 2022.

PEERSMAN, G. International food commodity prices and missing (dis) inflation in the euro area. **Review of Economics and Statistics**, v. 104, n. 1, p. 85-100, Jan. 2022.

PICCHIONI, F.; GOULAO, L. F.; ROBERFROID, D. The impact of COVID-19 on diet quality, food security and nutrition in low and middle income countries: a systematic review of the evidence. **Clinical Nutrition**, v. 41, n. 12, p. 2955-2964, Dec. 2022.

PIMENTEL, D.; MODENESI, A. M. Transmissão assimétrica de choques de custos: uma análise SVAR para o Brasil durante as metas de inflação (1999-2016). **Revista de Economia Contemporânea**, v. 27, p. e232707, 2023.

SHAPIRO, M. D.; WATSON, M. W. Sources of business cycle fluctuations. **NBER Macroeconomics Annual**, v. 3, p. 111-148, 1988.

SIMS, C. A. *et al.* Are forecasting models usable for policy analysis? **Quarterly Review**, v. 10, n. 1, p. 2-16, Winter 1986.

SOLIMAN, A. M. *et al.* Asymmetric effects of energy inflation, agri-inflation and CPI on agricultural output: evidence from NARDL and SVAR models for the UK. **Energy Economics**, v. 126, 106920, Oct. 2023.

WODON, Q.; ZAMAN, H. Higher food prices in Sub-Saharan Africa: poverty impact and policy responses. **The World Bank Research Observer**, v. 25, n. 1, p. 157-176, Feb. 2010.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

BILGILI, F. *et al.* Estimation of the co-movements between biofuel production and food prices: a wavelet-based analysis. **Energy**, v. 213, 118777, Dec. 2020.

CARRER, M. J.; DE BRITTO, A. L. L.; DA SILVA, J. G. D. C. Assessing the effectiveness of rural credit policy on the adoption of integrated crop-livestock systems in Brazil. **Land Use Policy**, v. 92, 104468, Mar. 2020.

CARTER, C. A.; ZHONG, F.; ZHU, J. China's role in the 2007-2008 Global Food Price Boom 2007-2008. **EuroChoices**, v. 8, n. 2, p. 17-23, Aug. 2009.

DE HOYOS, R. E.; MEDVEDEV, D. Poverty effects of higher food prices: a global perspective. **Review of Development Economics**, v. 15, n. 3, p. 387-402, Aug. 2011.

DORWARD, A. *et al.* Institutions and policies for pro-poor agricultural growth. **Development Policy Review**, v. 22, n. 6, p. 611-622, 2004.

FEENSTRA, R. C.; INKLAAR, R.; TIMMER, M. P. The next generation of the Penn World Table. **American Economic Review**, v. 105, n. 10, p. 3150-3182, Oct. 2015.

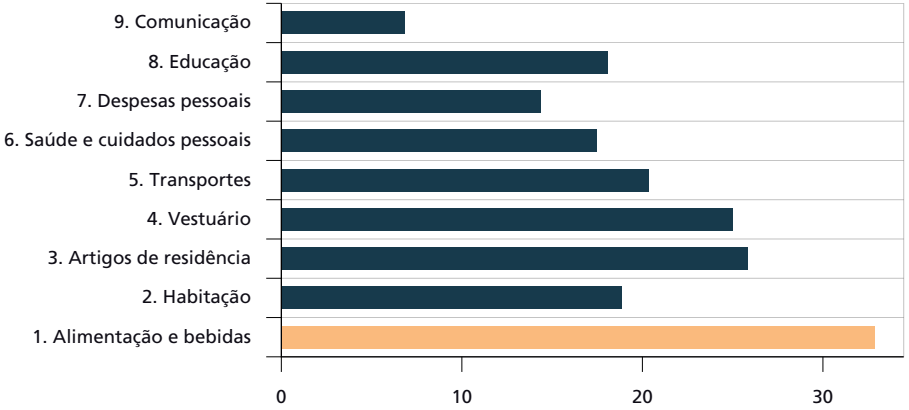
FUJII, T. Impact of food inflation on poverty in the Philippines. **Food Policy**, v. 39, p. 13-27, Apr. 2013.

LEE, A. *et al.* Monitoring the price and affordability of foods and diets globally. **Obesity Reviews**, v. 14, p. 82-95, Oct. 2013.

RITCHIE, H.; ROSADO, P.; ROSER, M. Hunger and undernourishment. **Our World in Data**, 2019. Disponível em: <https://ourworldindata.org/hunger-and-undernourishment>.

APÊNDICE

GRÁFICO A.1
Inflação acumulada no Brasil por grupo do IPCA (jan./2020-fev./2023)
(Em %)



Fonte: IBGE, 2023. Disponível em: <https://sidra.ibge.gov.br/pesquisa/snipc>.
Elaboração dos autores.
Obs.: IPCA – Índice de Preços ao Consumidor Amplo.

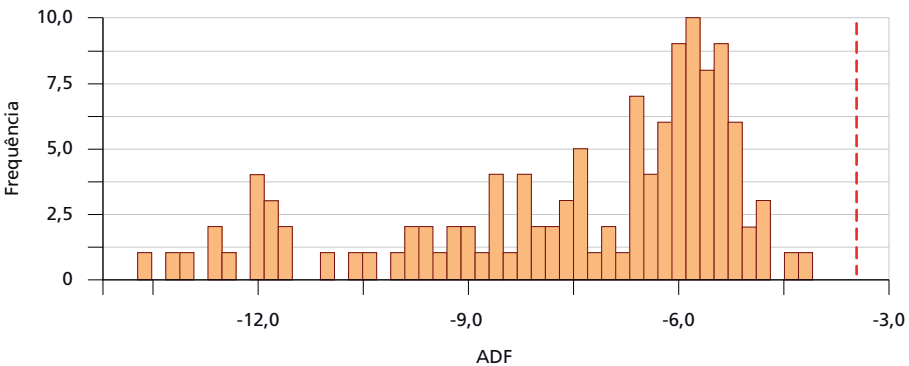
A tabela A.1 mostra o resultado para as séries usadas no gráfico 5. As séries do petróleo, PIB, dólar e preços da FAO são as mesmas para todas as regressões usadas neste capítulo. No entanto, as séries de preços variam. Por isto, mostraremos um gráfico com a distribuição dos resultados dos testes de estacionariedade para as séries de preços, uma vez que são mais de uma centena de séries.

TABELA A.1
Estacionariedade

Variável	ADF (estatística)	Lags
ΔPd_t	-5,65	6
ΔPet_t	-6,37	6
ΔPi_t	-5,91	6
ΔDol_t	-6,78	6
ΔPIB_t	-9,01	6

Elaboração dos autores.
Obs.: Os resultados foram obtidos a partir do teste ADF – Augmented Dickey-Fuller. Os valores de referência para rejeição são dados por $t = -3,45$ para o modelo com constante. Ou seja, em todos os casos, a hipótese alternativa de estacionariedade foi aceita.

GRÁFICO A.2
Histograma para os testes ADF
(Em %)



Elaboração dos autores.

Obs.: 1. A linha de referência, em vermelho, representa o valor de referência para a rejeição $t = -3,45$.

2. Todos os testes foram feitos com escolha automática do número de *lags*. Os resultados da estatística do ADF variam de -13,53 até -4,15.

