

**Made
centro de
pesquisa em
macroeconomia
das desigualdades**

Working Paper

12.03.2026 nº 038

**Qual o impacto de
variações cambiais na
dinâmica da inflação de
alimentos no Brasil?**

**Rafael S. M. Ribeiro,
Maria Luíza Cunha e
Clara Saliba**

Este estudo busca estimar o grau de repasse cambial para a inflação de alimentos no Brasil por meio de modelos lineares e não-lineares para o período entre 2003 e 2025. Os resultados obtidos a partir dos modelos lineares sugerem um baixo grau de repasse cambial, com efeitos estatisticamente significativos com defasagem de até seis meses. Já as estimativas não-lineares indicam uma assimetria no mecanismo de preços: enquanto depreciações cambiais pressionam os preços de alimentos para cima, apreciações não parecem resultar em queda na inflação. Em contraste, a inércia inflacionária e os choques de oferta decorrentes de eventos climáticos (especialmente o fenômeno *La Niña*) mostram-se fatores mais relevantes para a explicação da dinâmica da inflação de alimentos no Brasil.

PALAVRAS-CHAVE: inflação de alimentos e bebidas; taxa de câmbio; eventos climáticos; curva de Phillips.

CÓDIGO JEL: E31, F31, Q11, C32, C36.

This study seeks to estimate the degree of exchange rate pass-through to food inflation in Brazil using linear and non-linear models for the period between 2003 and 2025. The results obtained from the linear models suggest a low degree of pass-through, with statistically significant effects lagged up to six months. Non-linear estimates, however, indicate an asymmetry in the price mechanism: while currency depreciations push food prices upward, appreciations do not seem to result in lower inflation. In contrast, inflation inertia and supply shocks arising from climatic events (especially the *La Niña* phenomenon) prove to be more relevant factors in explaining the dynamics of food inflation in Brazil.

KEYWORDS: food and beverage inflation; exchange rate; climatic events; Phillips curve.

JEL CODES: E31, F31, Q11, C32, C36.

RIBEIRO, R. S. M.; CUNHA, M. L.; SALIBA, C. Qual o impacto de variações cambiais na dinâmica da inflação de alimentos no Brasil? São Paulo: Centro de Pesquisa em Macroeconomia das Desigualdades (Made/ FEA-USP), 2026. (Working Paper, n.38).

Rafael S. M. Ribeiro
CEDEPLAR/UFMG e Made/
FEA-USP

Maria Luíza Cunha
CEDEPLAR/UFMG e Made/
FEA-USP

Clara Saliba
IE/UNICAMP e Made/FEA-USP

Agradecemos aos pesquisadores do Made/FEA-USP pelos comentários e sugestões. Possíveis erros e omissões são de nossa exclusiva responsabilidade. Agradecemos também a Co-Impact, Open Society Foundations e Wellspring Philanthropic Fund por seu apoio.

made.feausp@gmail.com

1. Introdução

A inflação de alimentos voltou ao centro do debate público brasileiro nos últimos anos. Segundo dados do IBGE, entre 2020, primeiro ano da pandemia do Covid-19, e 2025, a inflação do grupo de “alimentação e bebidas” acumulou a maior alta entre os nove grupos que compõem o índice geral de inflação (IPCA): um aumento de aproximadamente 53%, seguido dos grupos de “vestuário” e “saúde e cuidados pessoais”, com altas de 43% e 40%, respectivamente. Assim, a alta dos preços de alimentos tornou-se um dos principais focos de preocupação do governo federal, sendo frequentemente mencionada por autoridades econômicas e lideranças políticas como um fator relevante para a deterioração do poder de compra das famílias e para a queda nos índices de aprovação do governo. Em 2025, a Organização das Nações Unidas para Agricultura e Alimentação (FAO) chamou atenção para a inflação de alimentos como um problema global, que tem se intensificado desde 2021 e que apresenta um risco grave à segurança alimentar, especialmente das populações de baixa renda (FAO, 2025).

A inflação de alimentação e bebidas refere-se à variação de preços do grupo que engloba tanto os alimentos consumidos no domicílio (como arroz, feijão, carnes, frutas, legumes e outros itens básicos) quanto aqueles consumidos fora do domicílio, incluindo refeições em restaurantes, lanchonetes e serviços similares. De acordo com os microdados da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF), alimentos e bebidas respondem por aproximadamente 19% da cesta média de consumo das famílias brasileiras com renda entre 1 e 40 salários mínimos. Movimentos persistentes nos preços de alimentos tendem, portanto, a afetar de forma significativa o bem-estar das famílias e a dinâmica inflacionária agregada.

O debate público e acadêmico tem apontado algumas explicações para a forte alta nos preços dos alimentos no período recente. Segundo a FAO, o aumento recente da inflação mundial no setor decorre principalmente de uma combinação de fortes estímulos pelo lado da demanda por meio de políticas fiscais expansionistas e choques adversos de oferta provocados pela ruptura das cadeias produtivas durante a pandemia; e da instabilidade geopolítica em países produtores de alimentos e fertilizantes, especialmente Rússia e Ucrânia.¹ (FAO, 2025). Ainda, um dos fatores mais frequentemente mencionados refere-se ao aumento da ocorrência de eventos climáticos extremos, como secas prolongadas e chuvas intensas, que afetam a oferta agrícola e pressionam os preços (Baccarin *et al.*, 2022; Flexor *et al.*, 2023; Algieri *et al.*, 2024; Oliveira *et al.*, 2025). Embora esse fator tenha se tornado mais relevante e, ao que tudo indica, tende a apresentar uma importância crescente na determinação dos preços nos próximos anos, os eventos climáticos extremos ocorrem pontualmente e dificilmente explicam, por si só, a tendência de alta observada no período recente.

Outro aspecto amplamente citado por economistas de diferentes correntes teóricas é a desvalorização cambial (Barros *et al.*, 2021; Baccarin *et al.*, 2022; Flexor *et al.*, 2023). Esse argumento ganhou força no debate público nacional a partir do final de 2024, após episódios de forte depreciação do Real frente às principais moedas internacionais. Nesse contexto, a elevação dos preços de alimentos passou a ser associada tanto ao encarecimento de insumos importados quanto ao aumento do incentivo à exportação de commodities agrícolas, reduzindo a oferta doméstica. A partir dessa leitura, consolidou-se no debate econômico a recomendação de conter a desvalorização cambial, sendo um ajuste fiscal crível frequentemente apontado como o principal instrumento para alcançar tal objetivo. Embora este argumento atribua uma grande importância à conexão entre a dinâmica fiscal, a desvalorização cambial e a inflação de alimentos, não há trabalhos investigando empiricamente esse mecanismo. Assim, torna-se fundamental investigar de forma sistemática sua efetiva influência sobre os preços.

Diante desse cenário, e sem a pretensão de esgotar todo o debate, o presente trabalho busca avaliar empiricamente a última etapa do mecanismo citado acima ao colocar a seguinte questão: qual o efeito de variações na taxa de câmbio sobre a inflação de alimentos no Brasil? Estudos prévios mediram esse impacto a partir de diferentes estimadores econométricos e especificações para a curva de Phillips para o Brasil. Carneiro *et al.* (2002) encontram um coeficiente de repasse cambial para a inflação geral de 0,06 em um modelo com expectativas adaptativas. Correa e Minella (2010) estimam modelos não lineares com expectativas híbridas e encontram coeficientes que variam entre 0,00 e 0,80, embora a maior parte das estimativas gere valores mais próximos do limite inferior deste intervalo, sinalizando um baixo grau de repasse cambial. Divino e da Silva (2024) estimam modelos lineares com expectativas híbridas e encontram coeficientes entre -0,05 e -0,01, embora não estatisticamente significativos. Em conjunto, os estudos apontam para um repasse cambial reduzido e pouco relevante para a dinâmica inflacionária brasileira.

¹ Em 2021, Rússia e Ucrânia responderam, em conjunto, por 12% das calorias comercializadas no mercado mundial. Para além dos impactos diretos nas cadeias de trigo, milho e óleo de girassol, impactos indiretos afetaram outras cadeias importantes, a partir da elevação do preço dos combustíveis e, principalmente, de fertilizantes agrícolas (FAO, 2025).

O presente estudo tem como objetivo atualizar essas estimativas incorporando dados mais recentes, além de aprofundar a análise empírica sobre o tema. Avançamos em relação à literatura existente por ser o primeiro trabalho, salvo melhor juízo, a avaliar empiricamente o repasse cambial especificamente para a inflação de alimentos para o Brasil. Além disso, exploramos diferentes especificações para a equação de inflação de alimentos em modelos lineares e não-lineares, com o objetivo de oferecer uma visão mais abrangente do mecanismo de transmissão cambial no Brasil. Nossos resultados, a partir dos modelos lineares, identificam um efeito pequeno, porém estatisticamente significativo, das variações cambiais sobre a inflação de alimentos, com uma defasagem de até 6 meses. Já os modelos não-lineares sugerem que depreciações cambiais superiores a 10% exercem efeitos marginalmente maiores em comparação com os identificados nos modelos lineares, enquanto depreciações inferiores a 10% ou apreciações cambiais não parecem afetar a inflação de alimentos. Por fim, levantamos algumas hipóteses que poderiam justificar esse resultado e discutimos os demais determinantes da inflação de alimentos no Brasil.

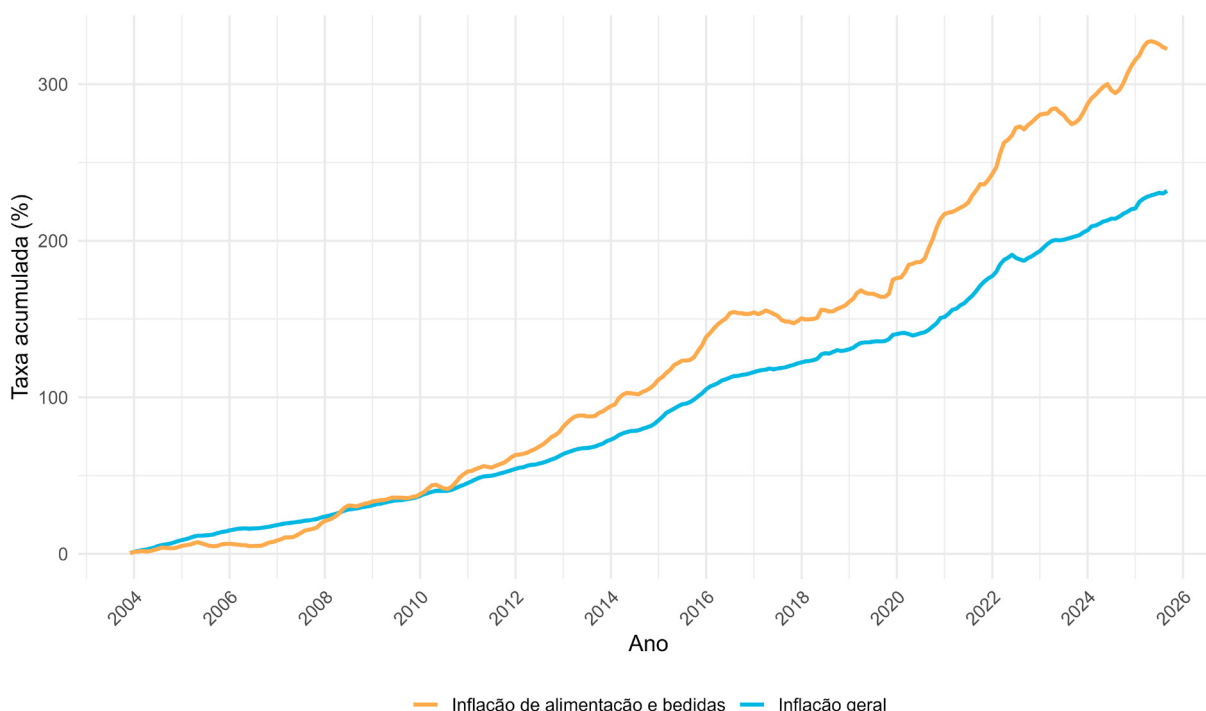
2. Câmbio e inflação de alimentos: alguns fatos estilizados para a economia brasileira no período recente

Esta seção tem o objetivo de oferecer um breve panorama, em caráter meramente exploratório, sobre a dinâmica dos preços dos alimentos, bem como a relação entre estes e as flutuações cambiais no caso brasileiro.

A Figura 1 ilustra a evolução da inflação acumulada entre dezembro de 2003 e setembro de 2025. No período, enquanto a inflação geral medida pelo índice de preços ao consumidor acumulou aproximadamente 231%, a inflação de alimentos e bebidas alcançou 322%. A trajetória revela um descolamento progressivo entre os dois índices, especialmente a partir do início da década de 2010, quando os preços de alimentos passam a crescer sistematicamente acima do índice geral.

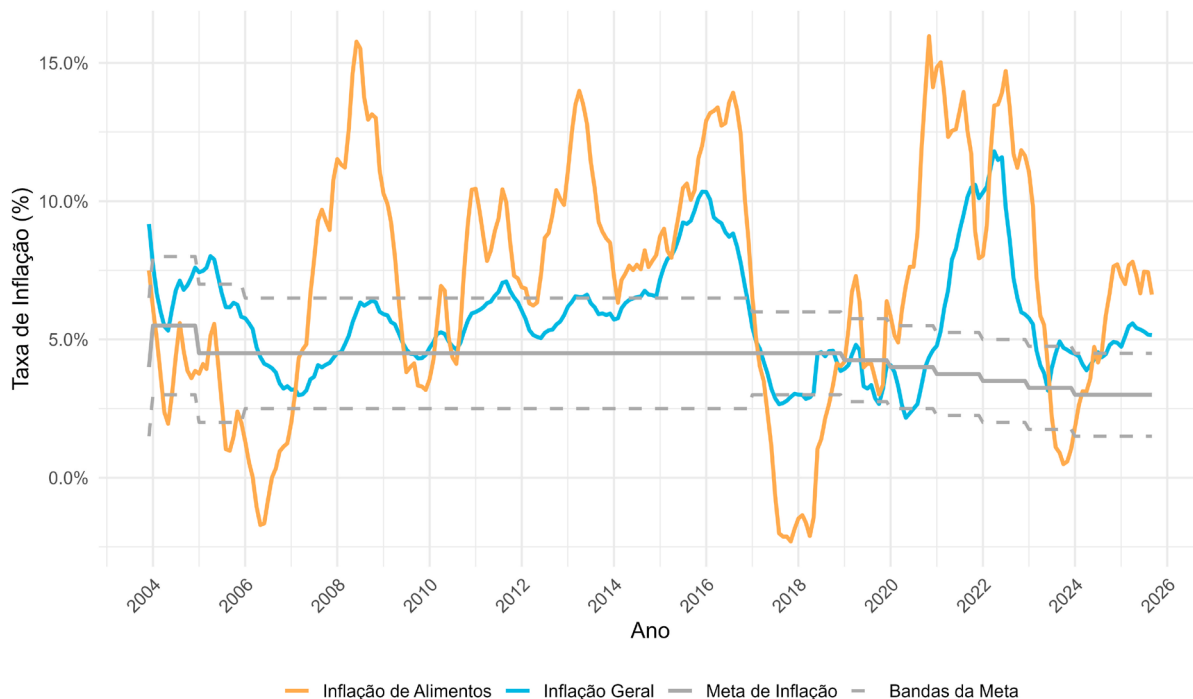
A manutenção de estoques públicos de alimentos pela Companhia Nacional de Abastecimento (CONAB) é frequentemente apontada como uma estratégia relevante para o controle da inflação de alimentos. Dados da instituição indicam que o estoque público de milho ultrapassou 5 milhões de toneladas em 2010, iniciando, a partir de então, uma trajetória de redução. Produtos como arroz, feijão, café e trigo registraram um pico em torno de 2012, seguido igualmente por uma forte queda. Entre 2018 e 2023, os estoques foram praticamente zerados, com sinais de uma tímida recomposição apenas a partir de 2024 (CONAB, 2026). Contudo, a reestruturação desses estoques em um contexto de preços elevados apresenta desafios, pois pode intensificar a escassez para os consumidores, além de gerar custos fiscais significativos. Observa-se, portanto, que a redução dos estoques públicos coincidiu com o momento em que os preços dos alimentos passaram a se descolar do índice geral de preços, sugerindo uma possível contribuição desse fator para a dinâmica apresentada na Figura 1.

Figura 1. Taxa de inflação acumulada para todo o período (Dez/2003 a Set/2025)



Fonte: Made/FEA-USP.

Figura 2. Taxa de inflação acumulada em 12 meses (Dez/2003 a Set/2025)

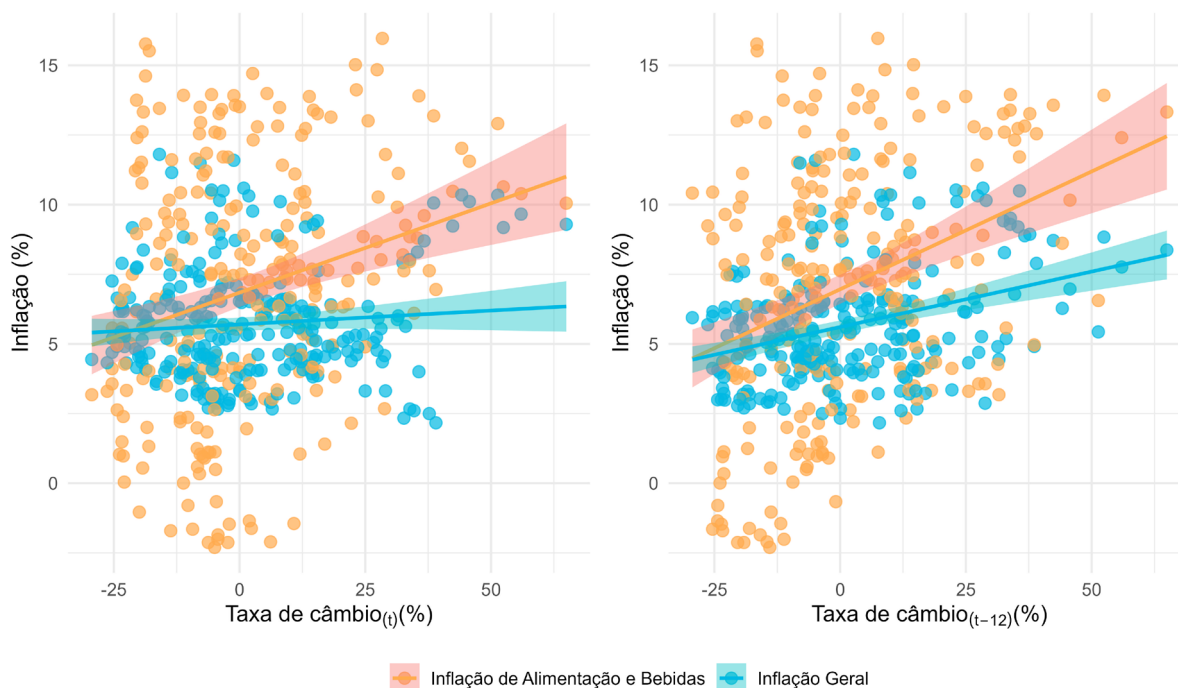


Fonte: Made/FEA-USP.

A Figura 2 apresenta a taxa de inflação acumulada em 12 meses, também para o período entre dezembro de 2003 e setembro de 2025. Observa-se que a inflação de alimentos exibe volatilidade significativamente maior do que a inflação geral, além de se posicionar de forma recorrente fora das bandas da meta de inflação estabelecida pelo regime de metas. Em diversos episódios, mesmo quando a inflação agregada permanece relativamente controlada, os preços de alimentos registram acelerações expressivas, reforçando o caráter assimétrico e instável desse componente inflacionário.

Como mencionado na introdução, além dos eventos climáticos extremos, muitos economistas têm dado ênfase ao papel do câmbio como um dos principais fatores explicativos para a alta nos preços dos alimentos. Mudanças na taxa de câmbio, contudo, podem não afetar contemporaneamente a inflação. A Figura 3 apresenta a correlação entre as taxas de inflação (geral e de alimentos e bebidas) e a variação do câmbio. No gráfico à esquerda, apresentamos esta correlação para o período contemporâneo (t), enquanto no gráfico à direita a correlação se dá entre as taxas de inflação e a variação do câmbio com uma defasagem de 12 meses ($t-12$).

Figura 3. Correlação entre as taxas de inflação e variação cambial - Período: Dez/2003 – Set/2025



Fonte: Made/FEA-USP.

Observa-se que as taxas de inflação, de alimentação e bebidas e geral, parecem ser marginalmente mais sensíveis às variações no câmbio com defasagem de 12 meses ($t-12$) do que no período contemporâneo (t), indicando que eventuais repasses de variações no câmbio para a inflação ocorrem apenas após algum tempo. Além disso, vale notar também que o intervalo de confiança em torno da inflação de alimentos e bebidas é maior do que para a inflação geral, sugerindo a existência de um maior grau de incerteza na relação entre câmbio e inflação de alimentos do que na relação entre câmbio e inflação geral.

Contudo, uma simples análise de correlação não nos permite isolar eventuais fatores de confusão que podem atravessar a relação entre ambas as variáveis analisadas. Para isso, precisamos estimar modelos que descontam o efeito dos demais determinantes das taxas de inflação de alimentos de modo a identificar a magnitude do repasse cambial.

Os modelos econométricos desenvolvidos neste trabalho são apresentados na seção a seguir.

3. O modelo

Nesta seção, apresentaremos os modelos lineares e não-lineares utilizados para a estimação do grau de repasse cambial para a inflação de alimentos. Para a estimação dos modelos lineares e não-lineares, optou-se por um estimador de Variáveis Instrumentais (VI), que é robusto ao viés associado a regressores considerados endógenos. Nos modelos estimados, as variáveis endógenas são os termos autorregressivos de cada equação, que foram instrumentalizados pela segunda defasagem da respectiva variável endógena. As especificações de cada modelo são apresentadas a seguir.

O modelo linear

Seguindo o modelo do Banco Central (2024) e Ribeiro e Cunha (2025), as equações estimadas foram:

$$\pi_t^{A\&B} = \gamma_1 \pi_{t-1}^{A\&B} + (1 - \gamma_1) \pi_t^e + \gamma_4 \hat{\pi}_t^* + \gamma_5 h_t + \gamma_6 d_t^{la} + \gamma_7 d_t^{el} + \sum_{i=0}^4 \delta_i e_{t-3i} + \epsilon_t^{A\&B} \quad (1)$$

onde t indica o período em meses; $\pi_t^{A\&B}$ indica a taxa de inflação mensal acumulada em 12 meses para a inflação de alimentação e bebidas; π_t^e indica a expectativa de mercado para 12 meses da inflação agregada; $\hat{\pi}_t^*$ indica o desvio da taxa de variação do preço das commodities em relação à meta de inflação doméstica; h_t é o hiato do produto; d_t^{la} é uma dummy de anomalia climática, que assume valor 1 em eventos *La Niña*; d_t^{el} é uma dummy de anomalia climática, que assume valor 1 em eventos *El Niño*; e_t é o desvio da taxa de variação mensal da taxa de câmbio nominal em relação a diferença entre a meta de inflação doméstica e a meta dos países avançados²; ϵ_t é o termo de erro. Também impusemos a restrição de verticalidade sobre a curva de Phillips ao garantir que a soma dos coeficientes da inflação passada e da expectativa de inflação seja igual a um.

Foram estimados 5 modelos. Todos possuem o mesmo conjunto de variáveis de controle. O primeiro contém apenas o câmbio corrente e aos demais foram sendo incluídas as defasagens 3, 6, 9 e 12 do câmbio, sequencialmente.

O modelo não-linear

É possível argumentar que os produtores de alimentos não tenham incentivos para repassar as flutuações cambiais para os preços finais de forma simétrica, ou seja, que possivelmente depreciações e apreciações são repassadas aos preços finais em graus distintos. Uma depreciação tende a elevar diretamente os custos de importação de insumos e bens finais, pressionando a estrutura de custos das firmas e reduzindo sua margem de lucro; nesse contexto, espera-se que os produtores tenham uma propensão maior a repassar esse aumento nos custos para os preços finais, recompondo, ainda que parcialmente, sua margem. Já em períodos de apreciação, parte da redução de custos pode ser retida pelas empresas, seja para recompor margens, seja devido à rigidez de preços para baixo ou estratégias de precificação.

² De acordo com o Banco Central (2024), essa medida de câmbio permite captar possíveis efeitos da taxa de câmbio que não passam pelo preço de commodities (p. 98). Ademais, a meta de inflação considerada para os países avançados foi de 2%.

Além disso, também é possível especular se a extensão do repasse cambial aos preços está associada à magnitude da desvalorização cambial. Depreciações mais acentuadas geram choques de custos mais fortes, sobretudo em setores como de alimentos e bebidas, que apresentam elevada dependência de insumos importados e forte integração nas cadeias globais de valor. Nessas circunstâncias, as empresas têm menor capacidade de absorver os aumentos de custos sem repassá-los aos preços finais. Já em períodos de depreciação moderada, há maior possibilidade de acomodação parcial desses choques, reduzindo o grau de repasse.

Para investigar tais possíveis cenários, propusemos o modelo não-linear abaixo:

$$\pi_t^{A\&B} = \gamma_1 \pi_{t-1}^{A\&B} + (1 - \gamma_1) \pi_t^e + \gamma_4 \pi_t^* + \gamma_5 h_t + \gamma_6 d_t^{la} + \gamma_7 d_t^{el} + \delta_1 [1 - (e_t \leq \tau)] e_t + \delta_2 (e_t \leq \tau) e_t + \epsilon_t^{A\&B} \quad (2)$$

onde τ é o nível da variação cambial que divide a dinâmica inflacionária em dois regimes. Testamos dois cenários.

No primeiro cenário definimos $\tau = 0$ e separamos o modelo nos seguintes regimes: (i) depreciação cambial; (ii) apreciação cambial. No regime de depreciação cambial, considera-se as variações percentuais do câmbio estritamente maiores do que zero em relação ao mês anterior ($e_t > 0$). Ou seja, se a taxa de variação do câmbio sair de 5p.p. para 6p.p. de um mês para outro, temos o aumento de 1p.p. e, portanto, o modelo encontra-se no regime de depreciação. No regime de apreciação cambial, considera-se o valor absoluto das variações percentuais do câmbio menores ou iguais a zero em relação ao mês anterior, ($e_t \leq 0$). Ou seja, se a taxa de variação do câmbio sair de -5p.p. para -6p.p. de um mês para outro, temos uma variação de -1p.p. e, portanto, o modelo encontra-se no regime de apreciação. Portanto, a interpretação correta do coeficiente de interesse no regime de apreciação exige que ele seja multiplicado por -1.

No segundo cenário, permitimos que o modelo encontre endogenamente o limiar da variação cambial que separa os regimes. Para isso, ordenamos as observações da variável taxa de variação cambial e definimos o conjunto t que exclui as 15% menores e as 15% maiores variações cambiais da série, com o objetivo de garantir que os regimes não serão definidos a partir de um limiar extremo que resulte em uma das amostras com um número muito reduzido de observações. Feito isso, estimamos uma versão da equação acima para cada valor da série de variação cambial restante como possível limiar e extraímos o total da Soma dos Quadrados dos Resíduos (SQRT) de ambos os regimes. A escolha de τ^* é dada pelo valor da série de variação cambial $\tau \in T$ que minimiza a SQRT, como segue: $\tau^* = \arg \arg SQRT(\tau)$. Neste cenário, portanto, o objetivo é avaliar empiricamente se depreciações cambiais em magnitude superior a τ^* pressionam mais ou menos a inflação de alimentos em relação a depreciações inferiores a τ^* . Foram estimados os coeficientes de cada regime para cada cenário, ou seja, quatro equações. A seguir, apresentamos a descrição da base de dados.

4. Base de dados

Segue abaixo o Quadro 1 com a descrição das variáveis utilizadas na estimação dos modelos.

Quadro 1. Descrição e fonte das variáveis - Período: Dez/2023 - Set/2025

Variável	Descrição	Fonte
IPCA agregado e para alimentação e bebidas	Variação mensal acumulada do índice de preços por grupo de bens e serviços	Sidra (Tabelas 7060/1419/2938)
Meta de inflação (com limites superior e inferior)	Meta de inflação definida pelo Conselho Monetário Nacional com periodicidade anual	Banco Central - série 13521
Expectativa de inflação	Expectativa de mercado do IPCA para 12 meses	Boletim Focus
$IC - Br$	Índice de Commodities do Brasil	Banco Central - série 27574
Taxa de câmbio	Variação acumulada mensal do Índice da taxa de câmbio efetiva nominal - Jun/1994 = 100	Banco Central - série 20360
Variação de longo prazo da taxa de câmbio	Diferença entre meta de inflação doméstica e meta de inflação dos países avançados	Elaboração própria
$IBC - Br$	Índice de Atividade Econômica do Banco Central	Banco Central - série 24363
$\overline{IBC - Br}$	Tendência do $IBC - Br$ calculado pelo filtro Hodrick-Prescott	Elaboração própria
Hiato do produto	$100 \left[\left(\frac{IBC - Br}{\overline{IBC - Br}} \right) - 1 \right]$	Elaboração própria
<i>Oceanic Niño Index (ONI)</i>	Índice que monitora a temperatura da superfície do mar no Pacífico centro leste. Valores acima de +0,5 graus Celsius indicam o fenômeno <i>El Niño</i> , enquanto valores abaixo de -0,5 graus Celsius indicam o fenômeno <i>La Niña</i> .	<i>National Oceanic and Atmospheric Administration (NOAA) Physical Sciences Laboratory</i>
<i>Dummy El Niño</i>	Períodos no qual ONI indicam <i>El Niño</i> = 1; caso contrário = 0	Elaboração própria
<i>Dummy La Niña</i>	Períodos no qual ONI indicam de <i>La Niña</i> = 1; caso contrário = 0	Elaboração própria

Fonte: MADE/FEA-USP.

Todas as variáveis, exceto a meta de inflação, o câmbio (utilizado como taxa de variação) e as *dummies* climáticas, foram dessazonalizadas pelo método X-13 ARIMA. Os dados cobrem o período de dezembro de 2003 a setembro de 2025.

Na seção seguinte, apresentamos os resultados dos modelos.

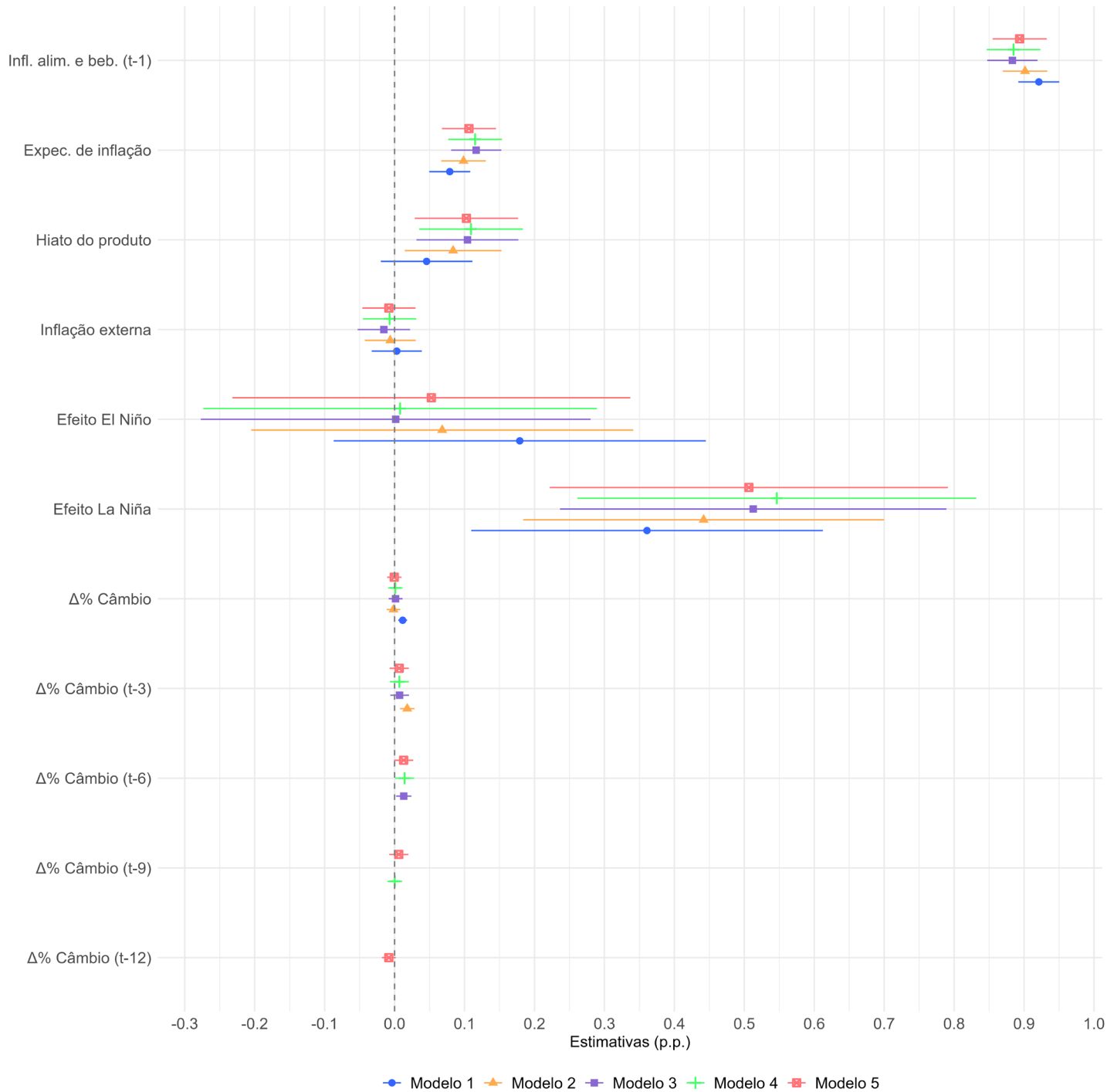
5. Resultados do modelo

Esta seção consiste na apresentação dos resultados para os modelos lineares e não-lineares avaliando o grau de repasse cambial para a inflação de alimentos.

5.1 Modelos lineares

A Figura 4 a seguir compara os resultados das estimações dos modelos lineares, a partir da Equação (1), que analisam os determinantes da inflação de alimentação e bebidas. Os símbolos representam os valores dos coeficientes, enquanto as linhas indicam seus intervalos de confiança. A tabela com os coeficientes e informações mais detalhadas de cada modelo pode ser vista no Apêndice I.

Figura 4. Modelos lineares de câmbio e inflação de alimentação e bebidas



Fonte: Made/FEA-USP. Coeficientes estimados com intervalos de confiança de 90%.

A análise comparativa revela dinâmicas distintas de formação de preços. Como podemos observar na Figura 4 e na Tabela de Resultados no Apêndice I, os coeficientes da Inflação Passada, *i.e.* Inflação de Alimentação e Bebidas $t-1$, são estatisticamente significativos e apresentam magnitude similar em todos os modelos ($\approx 0,9p.p.$), indicando um alto grau de inércia inflacionária. Os coeficientes das Expectativas de Inflação, analogamente, também são estatisticamente significativos e com magnitude complementar aos da Inflação Passada pela restrição de verticalidade ($\approx 0,1p.p.$), indicando um baixo grau de ancoragem das expectativas.

O aumento de 1p.p. no Hiato do Produto pressiona a Inflação de Alimentação e Bebidas, porém, com um efeito relativamente pequeno ($\approx 0,1$)³. Entretanto, a inflação externa não apresentou significância estatística em ambos os modelos.

³ Ribeiro e Cunha (2025) mostram por meio do método de *Instrumental Variables Two Stage Least Square (IV-2SLS)* que a resposta da inflação a variações no hiato do produto não é estatisticamente significativa para a maior parte dos grupos que formam o IPCA.

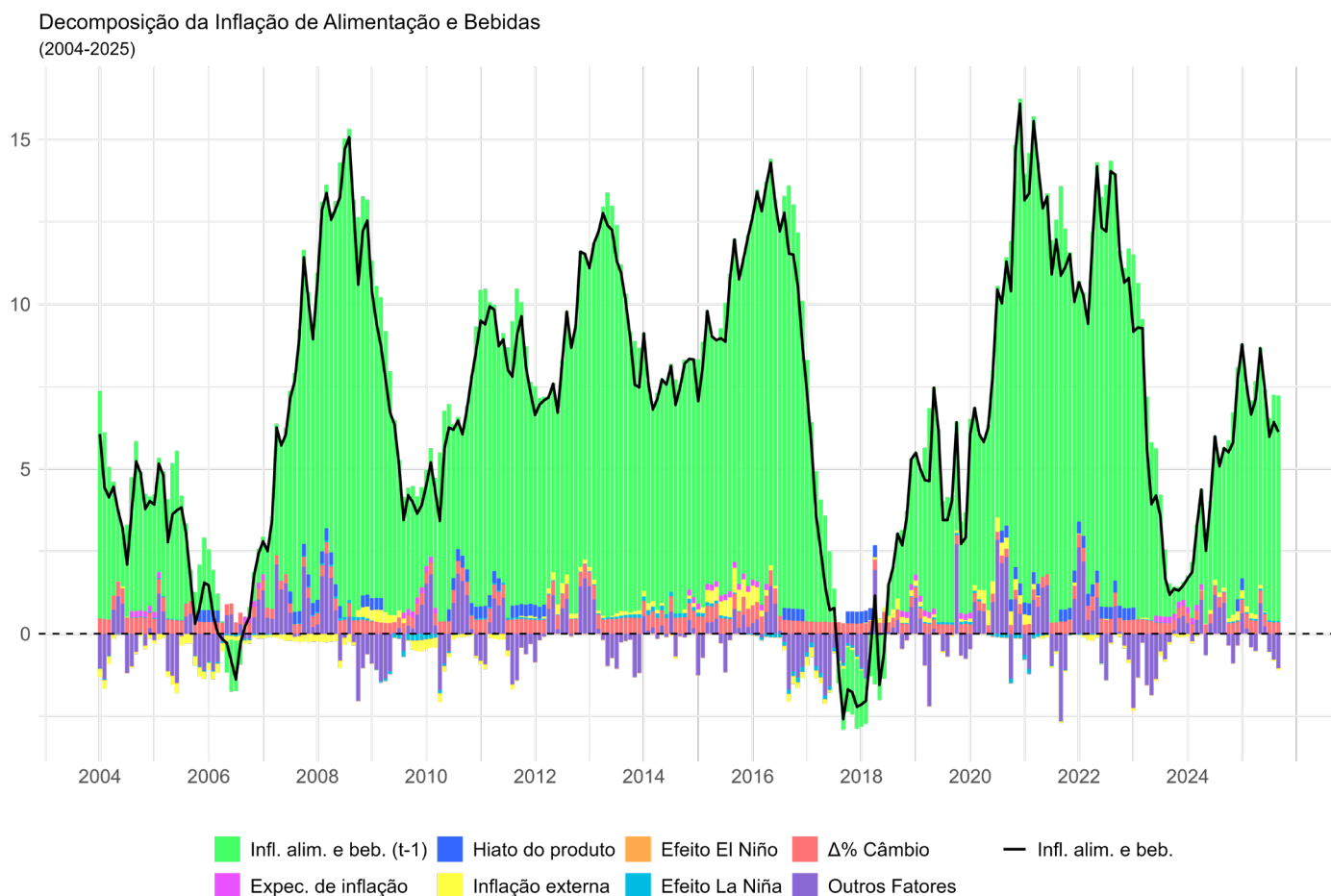
O Efeito *La Niña* possui um impacto alto sobre a Inflação de Alimentos ($\approx 0,4p.p.$), enquanto o Efeito *El Niño* não apresenta um impacto estatisticamente significativo. Contudo, é preciso destacar que o intervalo de confiança em torno das estimativas pontuais das variáveis climáticas no modelo para Inflação de Alimentos e Bebidas é bastante amplo, indicando um forte componente de incerteza sobre como a ocorrência de eventos climáticos extremos se refletem em elevações nos preços. Além disso, vale destacar que o baixo valor do coeficiente do hiato *vis-à-vis* das variáveis climáticas parece sugerir que este grupo responde predominantemente a choques de oferta e não à demanda agregada.

Quanto à Variação no Câmbio, todos os modelos de 1 a 4 capturam algum grau de repasse cambial, corrente ou defasado, estatisticamente significativo. Contudo, os coeficientes em todas as defasagens são bastante baixos ($\approx 0,01$). Isso significa que uma depreciação cambial de 10p.p. eleva a Inflação de Alimentação e Bebidas, em média, em 0,1p.p. aproximadamente.

A Figura 5 apresenta uma decomposição da inflação de alimentos e bebidas em termos de seus fatores explicativos. Para isso, utilizamos as estimativas do Modelo 1 apresentado na Figura 4 e a variabilidade mensal dos regressores listados.

A Figura 5 ilustra mais claramente a predominância do termo autorregressivo na explicação da inflação de alimentos e bebidas corrente, reforçando o argumento de que o grau de repasse cambial, embora estatisticamente significativo, é bastante limitado.

Figura 5. Decomposição da Inflação de Alimentos e Bebidas (2004 – 2025)



Fonte: Made/FEA-USP. Decomposição estimada a partir do Modelo 1 representado na Figura 4.

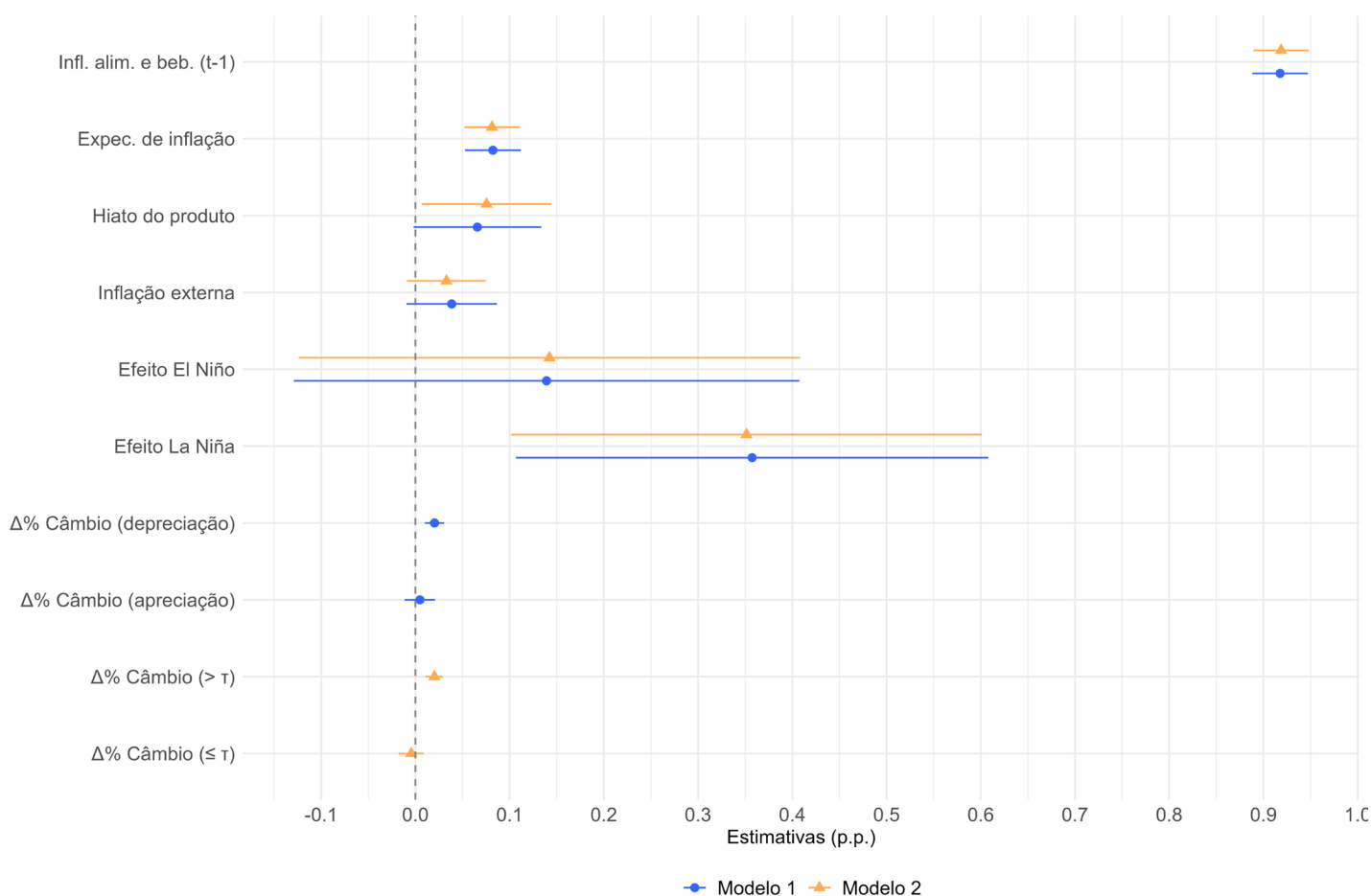
5.2 Modelos não-lineares

A seguir, discutimos os efeitos heterogêneos das flutuações cambiais sobre a inflação de alimentação e bebidas. A Figura 6 apresenta os resultados dos modelos não lineares estimados a partir da Equação (2). A tabela com os coeficientes e informações mais detalhadas de cada modelo pode ser vista no Apêndice II.

A análise dos resultados do Modelo 1, que separa as estimativas nos regimes de depreciação e apreciação, mostra que depreciações cambiais pressionam a inflação de alimentos, em média, em 0,02p.p., enquanto apreciações cambiais não afetam estatisticamente os preços desse grupo. O Modelo 1, portanto, sugere que os produtores dos setores de alimentação e bebidas têm uma maior probabilidade de repassar depreciações cambiais do que apreciações cambiais para os preços finais.

O modelo 2, que separa as estimativas em regimes de grandes depreciações e pequenas depreciações ou apreciações cambiais, vai na mesma direção. Os resultados sugerem que depreciações cambiais acima de $\tau = 10,03\text{p.p.}$ tendem a elevar a taxa de inflação de alimentos em 0,02p.p. em média, enquanto depreciações moderadas ou apreciações cambiais não afetam os preços dos alimentos. Por exemplo, uma depreciação na casa de 20p.p. eleva a inflação de alimentos em 0,4p.p. aproximadamente, mas uma depreciação de 8p.p. no mês não tende a ser repassada para os preços finais.

Figura 6. Modelos não-lineares de câmbio e inflação de alimentação e bebidas



Fonte: Made/FEA-USP. Coeficientes estimados com intervalos de confiança de 90%.

6. Discussão dos resultados

Como apontado acima, os resultados econométricos indicam um baixo grau de repasse cambial para a inflação de alimentos, tanto nos modelos lineares quanto nos não-lineares. Estes resultados, como mencionado na introdução, estão em linha com a evidência empírica para o Brasil (Carneiro *et al.*, 2002; Correa & Minella, 2010; Divino e da Silva, 2024). Nesse sentido, o modelo corrobora a literatura especializada, que aponta para o câmbio como um fator importante para a inflação de alimentos, mas não como o principal (Barros *et al.*, 2021; Santos & Carrara, 2025). Mas o que explicaria o impacto tão reduzido das variações cambiais sobre a inflação de alimentos?

Sem a pretensão de esgotar a discussão sobre o tema, apresentaremos a seguir algumas explicações para o baixo grau de repasse cambial comumente listadas na literatura. Um primeiro fator é a composição dos custos do bem final negociado no mercado interno. O produto alimentar que chega ao consumidor não é uma commodity pura, mas um produto transformado que incorpora uma vasta gama de custos de produção e distribuição não transacionáveis internacionalmente, como salários locais, aluguéis, eletricidade e logística interna. À medida que esses componentes domésticos, que não são afetados diretamente pela taxa de câmbio, ganham peso na composição do preço final, o coeficiente de repasse cambial tende a declinar significativamente. Por exemplo, se o trigo representa apenas 20% do custo de um pãozinho francês, aproximadamente, uma alta de 10% no dólar (que encarece o trigo em 10%) resultaria em um aumento de apenas 2% no preço final do pão, mantendo os outros custos constantes.

Deve-se também levar em consideração a estratégia de preservação de participação de mercado do setor varejista. Diante de uma desvalorização cambial que eleva o custo dos insumos, essas empresas podem optar por comprimir suas margens de lucro de forma temporária em vez de repassar integralmente o aumento de custos para os preços de prateleira (Lee, 1998).

Um outro fator que impacta o grau de repasse cambial citado na literatura é a credibilidade do Banco Central (Takhtamanova, 2010). Quanto maior a credibilidade dos agentes no compromisso do Banco Central em controlar a inflação, menor a propensão dos produtores e distribuidores a repassar uma desvalorização cambial para os preços imediatamente.

Ademais, a existência de estoques reguladores, contratos de fornecimento de longo prazo e mecanismos de proteção financeira, como o hedge, introduz defasagens temporais que tendem a mitigar a relação estatística entre o câmbio e a inflação de alimentos no curto prazo. Santos e Carrara (2025), por exemplo, encontram uma associação parcial entre a manutenção de estoques de arroz, feijão e trigo as variações no índice de preço destes alimentos.

Por outro lado, os resultados dos modelos destacam a importância dos fatores climáticos para a determinação dos preços dos alimentos. As estimativas mostram o *La Niña* como um fator inflacionário mais severo (que pode gerar aumento de preços entre 0,3 e 0,5p.p., considerando todas as estimativas) do que o *El Niño* para o grupo de alimentação. O *La Niña* é conhecido por provocar estiagens rigorosas na região Sul, que é vital para a produção nacional de grãos. A redução das chuvas afeta diretamente a produtividade agrícola, gerando choques de oferta que elevam os preços dos alimentos. Em contraste, o *El Niño* tende a aumentar a precipitação no Sul e reduzir no Norte/Nordeste. Embora as estimativas apontem o *La Niña* como um risco maior de pressão altista para os preços agrícolas no Brasil recente, é preciso notar que o modelo identifica um alto grau de incerteza associado aos efeitos do *El Niño* sobre os preços dos alimentos, de modo que é possível que em alguns momentos os efeitos adversos do *El Niño* sobre a produção agrícola superem os efeitos negativos do *La Niña*.

É importante destacar, ainda, o papel preponderante da inflação passada na determinação da inflação de alimentos corrente. O coeficiente próximo a 0,9 para a inflação de alimentos defasada, considerando todos os modelos, revela o grau elevado de inércia inflacionária da economia brasileira, que é explicado principalmente pela disseminada indexação de contratos. Muitos contratos de fornecimento entre produtores, indústrias de processamento e grandes redes varejistas são reajustados periodicamente com base em índices de inflação passados, como o IPCA ou o IGP-M.

Também vale notar que choques de oferta, como quebras de safra decorrentes de fenômenos climáticos, não apenas elevam os preços de imediato, mas podem afetar o ciclo de plantio e a disponibilidade de sementes e insumos para os períodos subsequentes. Ainda que a produção se recupere rapidamente após uma quebra de safra, muitos produtores sentem a necessidade de recompor os estoques, mantendo os preços elevados por um período mais prolongado. Esses fatores fazem com que o choque de preços se desloque no tempo,

gerando uma forte dependência em relação às observações passadas nas séries temporais de inflação de alimentos. É nesta direção que vai o diagnóstico da FAO (2025) sobre a inflação de alimentos em âmbito mundial. Como mencionado, organização atribui uma parte da elevação dos preços a resultados prolongados de choques ocorridos durante a pandemia, quando os estímulos fiscais elevaram a demanda, mas encontraram cadeias produtivas mais rígidas e com baixa capacidade de expandir a produção.

Por fim, é importante ponderar que a análise do grupo de alimentos de forma agregada esconde comportamentos específicos de alimentos de diferentes cadeias produtivas. É possível que determinados grupos de alimentos e bebidas tenham maior sensibilidade a mudanças cambiais do que outros, devido aos diferentes processos produtivos. Baccarin *et al.* (2022), por exemplo, encontram dinâmicas diferentes para produtos com alta comercialização no mercado externo, como cana de açúcar, café e soja, e aqueles consumidos com maior intensidade internamente, como arroz e feijão. Também o grau de processamento dos alimentos influencia a dinâmica de preços, com alimentos ultraprocessados apresentando comportamento mais estável, especialmente nos últimos cinco anos (FAO, 2025; Oliveira *et al.*, 2025).

7. Conclusão

Motivado pelo recente debate sobre o papel da desvalorização do Real na determinação dos preços dos alimentos, o presente estudo buscou investigar empiricamente o impacto das variações na taxa de câmbio sobre a inflação de alimentos no Brasil.

Os resultados econométricos a partir dos modelos lineares indicam que o repasse cambial para a inflação de alimentos é baixo e ocorre com defasagens de até seis meses. Os modelos não-lineares sugerem uma assimetria nesse repasse, na qual apenas depreciações acentuadas, superiores a 10%, exercem pressão marginalmente maior sobre os preços. Em contrapartida, o estudo identificou que fatores climáticos, especialmente o fenômeno *La Niña*, e a inércia inflacionária, com um coeficiente de persistência próximo a 0,9, exercem um papel mais preponderante na dinâmica de preços do setor do que o câmbio isoladamente.

Argumentamos que o baixo repasse cambial é possivelmente explicado por fatores como: (i) a relevante participação de custos não transacionáveis, como logística e mão de obra, na formação do preço final ao consumidor; (ii) a possível absorção de choques pelas margens de lucro do varejo; (iii) a credibilidade da autoridade monetária; e (iv) outros fatores como formação de estoques e marcação de preços no mercado futuro.

Além disso, discutimos que a forte inércia inflacionária observada no grupo dos alimentos reflete a ampla indexação de contratos na cadeia agroindustrial e os efeitos prolongados de quebras de safra, que estendem os choques de oferta para além do período inicial.

Por fim, para pesquisas futuras, recomenda-se a desagregação do grupo de alimentos para identificar se itens específicos de exportação apresentam repasse mais ou menos elevado do que produtos de consumo estritamente doméstico.

Referências bibliográficas

Algieri, B., Kornher, L., & von Braun, J. (2024). The changing drivers of food inflation—macroeconomics, inflation, and war.

Baccarin, J. G., Figueira, S. R. F., Magro, J. P. S., & Yakushiji, G. J. (2022). Disponibilidade interna e inflação de alimentos no Brasil face à internacionalização da agricultura. *Segurança Alimentar e Nutricional*, 29, e022029-e022029.

Banco Central do Brasil. (2024). *Relatório de Inflação – Setembro de 2024*. Banco Central do Brasil. https://www.bcb.gov.br/conteudo/home-ptbr/TextosApresentacoes/Apresentacao_RI_3T20.

Carneiro, D., Monteiro, A. M., & Wu, T. (2002). Mecanismos não-lineares de repasse cambial para o IPCA. Departamento de Economia PUC-Rio, Texto para Discussão 462.

- Correa, A. D. S., & Minella, A. (2010). Nonlinear mechanisms of the exchange rate pass-through: a Phillips curve model with threshold for Brazil. *Revista Brasileira de Economia*, 64, 231-243.
- CONAB - COMPANHIA NACIONAL DE ABASTECIMENTO. (2026). Série histórica de Estoques Públicos - Produto, Brasília, DF.
- de Camargo Barros, G. S. A., Carrara, A. F., Castro, N. R., & Silva, A. F. (2022). Agriculture and inflation: Expected and unexpected shocks. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 83, 178-188.
- de Oliveira, J. A., Baccarin, J. G., & Costa, E. P. V. D. S. (2025). Food Inflation in Brazil in the Last Decade—Comparing Evolution Trends Before and During the COVID-19 Pandemic. *Journal of Agricultural & Food Industrial Organization*, 23(2), 73-82.
- Divino, J. A., & da Silva, A. G. (2024). Cash transfers and the Phillips curve: The case of Brazil during the pandemic. *Structural Change and Economic Dynamics*, 71, 680-688.
- FAO, IFAD, UNICEF, WFP and WHO. (2025). The State of Food Security and Nutrition in the World 2025 – Addressing high food price inflation for food security and nutrition. Rome. <https://doi.org/10.4060/cd6008en>
- Flexor, G., Kato, K. Y., & Leite, S. P. (2024). Agri-food globalization and food security in Brazil: recent trends and contradictions. *The Journal of Peasant Studies*, 51(4), 1022-1045.
- Hansen, L. P., Heaton, J., & Yaron, A. (1996). Finite-sample properties of some alternative GMM estimators. *Journal of Business & Economic Statistics*, 14(3), 262-280.
- Hodrick, R. J., & Prescott, E. C. (1997). Postwar US business cycles: an empirical investigation. *Journal of Money, credit, and Banking*, 1-16.
- Lee, F. S. (1998). Post Keynesian price theory. Cambridge University Press.
- Long, J. S., & Ervin, L. H. (2000). Using heteroscedasticity consistent standard errors in the linear regression model. *The American Statistician*, 54(3), 217-224.
- Ribeiro, R. S. M., & Cunha, M. L. (2025). O aquecimento da economia explica a elevação dos preços? Uma análise desagregada da Curva de Phillips para a inflação por grupos do IPCA. São Paulo: Centro de Pesquisa em Macroeconomia das Desigualdades (Made/ USP). (Nota de Política Econômica, n.74).
- Takhtamanova, Y. F. (2010). Understanding changes in exchange rate pass-through. *Journal of Macroeconomics*, 32(4), 1118-1130.

APÊNDICE I

Modelos não-lineares

	Inflação Alimentação e Bebidas				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Infl. alim. e beb. ($t-1$)	0.9211*** (0.0178)	0.9014*** (0.0194)	0.8833*** (0.0218)	0.8849*** (0.0234)	0.8937*** (0.0235)
Expec. de inflação	0.0789*** (0.0178)	0.0986*** (0.0194)	0.1167*** (0.0218)	0.1151*** (0.0234)	0.1063*** (0.0235)
Hiato do produto	0.0458 (0.0398)	0.0837** (0.0420)	0.1042** (0.0443)	0.1093** (0.0451)	0.1027** (0.0449)
Inflação externa	0.0031 (0.0218)	-0.0062 (0.0221)	-0.0153 (0.0228)	-0.0072 (0.0232)	-0.0081 (0.0231)
Efeito <i>El Niño</i>	0.1790 (0.1617)	0.0681 (0.1660)	0.0016 (0.1694)	0.0079 (0.1711)	0.0526 (0.1729)
Efeito <i>La Niña</i>	0.3609** (0.1528)	0.4419*** (0.1568)	0.5128*** (0.1679)	0.5465*** (0.1734)	0.5065*** (0.1731)
$\Delta\%$ Câmbio	0.0116*** (0.0038)	-0.0015 (0.0058)	0.0014 (0.0060)	0.0010 (0.0062)	-0.0004 (0.0062)
$\Delta\%$ Câmbio ($t-3$)		0.0181*** (0.0063)	0.0072 (0.0081)	0.0069 (0.0082)	0.0066 (0.0083)
$\Delta\%$ Câmbio ($t-6$)			0.0131** (0.0066)	0.0144* (0.0082)	0.0130 (0.0083)
$\Delta\%$ Câmbio ($t-9$)				0.0003 (0.0064)	0.0060 (0.0083)
$\Delta\%$ Câmbio ($t-12$)					-0.0082 (0.0060)
Instrum. fracos (P-valor)	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
Núm. Obs.	260	259	256	253	250

Nota:

1. Foram consideradas endógenas apenas os termos autorregressivos de cada equação; usamos como instrumentos para as variáveis endógenas a segunda defasagem das próprias variáveis endógenas.

2. Para avaliar a especificação do modelo, calculamos o teste de instrumentos fracos (*Weak Instrument*) cuja hipótese nula é a de que os instrumentos não são apropriados para as variáveis endógenas dos modelos. A rejeição da hipótese nula, portanto, indica que a especificação do modelo é adequada.

3. *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$.

APÊNDICE II

Modelos não-lineares

	Inflação Alimentação e Bebidas	
	(1)	(2)
Infl. alim. e beb. ($t-1$)	0.9177*** (0.0180)	0.9187*** (0.0178)
Expec. de inflação	0.0823*** (0.0180)	0.0813*** (0.0178)
Hiato do produto	0.0658 (0.0412)	0.0755* (0.0418)
Inflação externa	0.0386 (0.0292)	0.0330 (0.0255)
Efeito <i>El Niño</i>	0.1392 (0.1631)	0.1423 (0.1618)
Efeito <i>La Niña</i>	0.3574** (0.1524)	0.3514** (0.1518)
$\Delta\%$ Câmbio ($\Delta\% > 0$)	0.0203*** (0.0062)	
$\Delta\%$ Câmbio ($\Delta\% \leq 0$) $\times (-1)$	0.0048 (0.0098)	
$\Delta\%$ Câmbio ($\Delta\% > \tau$)		0.0202*** (0.0055)
$\Delta\%$ Câmbio ($\Delta\% \leq \tau$)		-0.0044 (0.0081)
Instrum. fracos (P-valor)	0.0	0.0
Núm. Obs.	260	260

Nota:

- Foram consideradas endógenas apenas os termos autorregressivos de cada equação; usamos como instrumentos para as variáveis endógenas a segunda defasagem das próprias variáveis endógenas.
- Para avaliar a especificação do modelo, calculamos o teste de instrumentos fracos (*Weak Instrument*) cuja hipótese nula é a de que os instrumentos não são apropriados para as variáveis endógenas dos modelos. A rejeição da hipótese nula, portanto, indica que a especificação do modelo é adequada.
- No modelo 1, ($\Delta\% > 0$) equivale a uma depreciação, i.e. uma variação percentual cambial estritamente maior do que zero em relação ao mês anterior, enquanto ($\Delta\% \leq 0$) equivale a uma apreciação, entendida como o valor de uma variação percentual cambial menor ou igual a zero em relação ao mês anterior.
- No modelo 2, temos $\tau = 10,03$, o que equivale a uma desvalorização cambial de aproximadamente 10% em relação ao mês anterior.
- *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$.