

## **Segurança Alimentar e Volatilidade Cambial: Um Estudo Empírico sobre a Inflação de Alimentos no Brasil**

### ***Food Security and Exchange Rate Volatility: An Empirical Study on Food Inflation in Brazil***

**Abner Silvestre de Souza**

**Universidade de São Paulo/ESALQ, Piracicaba, São Paulo (SP), Brasil**

**Carlos Eduardo de Freitas Vian**

**Universidade de São Paulo/ESALQ, Piracicaba, São Paulo (SP), Brasil**

#### **GT 10 – Abastecimento, segurança alimentar e nutricional e dinâmicas de consumo**

**Resumo:** Este estudo analisa a relação entre a inflação de alimentos e variáveis macroeconômicas no Brasil (2012–2025), utilizando modelo VAR/VECM. Os resultados indicam cointegração entre as variáveis e destacam o câmbio como principal determinante da inflação alimentar, com efeito crescente ao longo do tempo. Observam-se diferenças na transmissão de choques entre os alimentos, enquanto o PIB apresenta impacto limitado. Conclui-se que fatores de custo predominam, reforçando a importância da estabilidade cambial para a segurança alimentar.

**Palavras-chave:** inflação de alimentos, taxa de câmbio, vecm, segurança alimentar, brasil.

**Abstract:** This study analyzes the relationship between food inflation and macroeconomic variables in Brazil (2012–2025) using a VAR/VECM model. The results indicate cointegration among the variables and highlight the exchange rate as the main determinant of food inflation, with a growing effect over time. Differences in shock transmission across food groups are observed, while GDP shows a limited impact. The findings suggest that cost factors dominate inflation dynamics, reinforcing the importance of exchange rate stability for food security.

**Keywords:** food inflation, Exchange rate, vecm, food security, brazil.

### **1. Introdução**

A dinâmica dos preços dos alimentos é central para a segurança alimentar e a estabilidade econômica, especialmente em economias emergentes, onde choques macroeconômicos e variações cambiais intensificam pressões inflacionárias. Nesse contexto, este estudo analisa empiricamente a interação entre a inflação de alimentos essenciais (carne, laticínios, cereais, óleos e açúcar) e variáveis macroeconômicas (PIB e câmbio) no Brasil, no período de dezembro de 2012 a abril de 2025, por meio de um modelo VAR/VECM.

### **2. Revisão da Literatura**

A literatura destaca que a segurança alimentar, conforme a FAO (2014), baseia-se nas dimensões de disponibilidade, acesso, utilização e estabilidade, sendo influenciada pela dinâmica dos preços dos alimentos. Estudos mostram que a volatilidade dos preços afeta especialmente populações de baixa renda (Ivanic e Martin, 2014; Headey e Hirvonen, 2016). Fatores como choques de oferta, integração aos mercados internacionais e variações cambiais

ampliam essa instabilidade (Gouel, 2016), reforçando a necessidade de políticas de estabilização (Timmer, 2022; IPEA, 2021).

### 3. Metodologia

A cointegração foi avaliada pelo teste de Johansen (1988). Identificada a presença de vetores de cointegração, estimou-se um modelo VECM, permitindo captar relações de curto e longo prazo, de acordo com Enders (2004). A identificação estrutural foi realizada via decomposição de Cholesky.

#### 3.1 Formulação do modelo e dados utilizados

O modelo deste estudo foi baseado na cesta de bens da FAO, sendo feitas adaptações para o Brasil. Portanto, este estudo adota o modelo seguindo a equação (1).

$$\pi_t = \sum_{j=1}^n \beta_{1j} \pi_{t-j} + \sum_{j=1}^n \beta_{2j} \text{Carne} + \sum_{j=1}^n \beta_{3j} \text{Laticinio} + \sum_{j=1}^n \beta_{4j} \text{Cereal} + \sum_{j=1}^n \beta_{5j} \text{Oleo} + \sum_{j=1}^n \beta_{6j} \text{Acucar} + \sum_{j=1}^n \beta_{7j} \text{GDP} + \sum_{j=1}^n \beta_{8j} e + \varepsilon \quad (1)$$

As variáveis incluem  $\pi_t$  (diferença entre IPCA e meta), preços de alimentos (carne, laticínios, cereais, óleos e açúcar), PIB (GDP), com filtro HP e taxa de câmbio (e).

### 4. Análise de Resultados

Com base nos resultados do teste de cointegração de Johansen, conforme a tabela 1, utilizando a estatística do traço, e considerando um nível de significância de 5%, não há evidências suficientes para rejeitar a hipótese de que existem pelo menos três vetores de cointegração. Isso sugere a presença de uma relação de longo prazo entre as variáveis do modelo. Portanto, na análise utilizando vetores autorregressivos, é apropriado estimar um modelo autorregressivo com correção de erros.

Tabela 1 – Teste de Cointegração de Johansen

| Hipótese Nula $H_0$ | Estatística do Traço | Valores Críticos a 5% |
|---------------------|----------------------|-----------------------|
| $r = 0$             | 212,47               | 165,58                |
| $r \leq 1$          | 128,40               | 131,70                |
| $r \leq 2$          | 90,48                | 102,14                |
| $r \leq 3$          | 58,84                | 76,04                 |

Fonte: Elaborada pelos autores

A ordenação das variáveis foi determinada usando a decomposição de Cholesky, seguindo uma ordem decrescente de importância, alinhada aos objetivos específicos do estudo.

Os resultados da decomposição da variância dos erros de previsão da inflação são apresentados na Tabela 2.

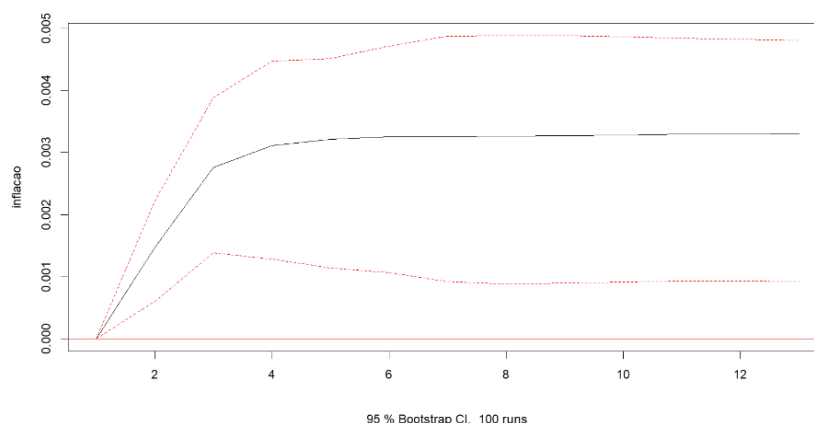
Tabela 2 – Resultado da Decomposição da Variância do Erro de Previsão da Inflação

| Período | $\pi_t$ | Carne | Laticínio | Cereal | Óleo  | Açúcar | GDP   | $e$   |
|---------|---------|-------|-----------|--------|-------|--------|-------|-------|
| 1       | 100,00  | 0,00  | 0,00      | 0,00   | 0,00  | 0,00   | 0,00  | 0,00  |
| 2       | 94,31   | 0,31  | 0,69      | 0,38   | 0,002 | 0,23   | 0,029 | 4,06  |
| 3       | 86,43   | 1,00  | 1,69      | 0,99   | 0,001 | 0,86   | 0,023 | 9,01  |
| 4       | 81,22   | 1,83  | 2,56      | 1,60   | 0,01  | 1,58   | 0,019 | 11,18 |
| 5       | 77,64   | 2,54  | 3,11      | 2,13   | 0,04  | 2,34   | 0,018 | 12,17 |
| 6       | 75,12   | 3,09  | 3,41      | 2,54   | 0,09  | 3,03   | 0,018 | 12,69 |
| 7       | 73,33   | 3,51  | 3,57      | 2,86   | 0,13  | 3,60   | 0,017 | 12,97 |
| 8       | 72,03   | 3,81  | 3,64      | 3,11   | 0,17  | 4,07   | 0,017 | 13,14 |
| 9       | 71,04   | 4,05  | 3,67      | 3,30   | 0,20  | 4,44   | 0,017 | 13,25 |
| 10      | 70,28   | 4,23  | 3,69      | 3,46   | 0,23  | 4,74   | 0,017 | 13,33 |
| 11      | 69,66   | 4,38  | 3,70      | 3,58   | 0,26  | 4,99   | 0,017 | 13,40 |
| 12      | 69,16   | 4,50  | 3,71      | 3,68   | 0,28  | 5,19   | 0,017 | 13,45 |

Fonte: Elaborada pelos autores

Os resultados indicam que, ao longo de doze períodos, a maior parte das variações de ( $\pi_t$ ) é explicada por ela própria. Entre as demais variáveis, a taxa de câmbio ( $e$ ) apresenta o maior poder explicativo, como esperado em modelos VEC, alcançando 13,45% no décimo segundo período e média de 10,72%, com crescimento ao longo do tempo. Esse resultado evidencia a relevância do câmbio para a inflação brasileira e reforça a importância de políticas voltadas à estabilização cambial e ao aumento da produtividade doméstica. Os insumos agrícolas, como fertilizantes, são essenciais para aumentar a produtividade no campo e garantir a estabilidade dos custos e da oferta de alimentos, influenciando diretamente a dinâmica da inflação. A figura 1 apresenta a função impulso resposta de  $\pi_t$  em relação a um choque em  $e$ .

Figura 1 – Função Impulso Resposta: Choque  $e$  e resposta  $\pi_t$



Fonte: Elaborada pelos autores

A figura 1 revela um padrão temporal característico: o efeito inflacionário atinge seu pico no quarto período, mantendo-se elevado até o décimo segundo período. Essa trajetória ascendente seguida de uma lenta dissipação indica que os choques cambiais têm efeitos duradouros na economia brasileira. Dois fatores principais explicam essa persistência: primeiro, o repasse direto para produtos importados; segundo, os efeitos indiretos sobre custos de produção e expectativas inflacionárias.

## 5. Considerações finais

Os resultados evidenciam a importância do canal cambial na inflação de alimentos no Brasil, com impacto relevante e crescente ao longo do tempo. Verificaram-se também diferenças na transmissão de choques entre os grupos de alimentos, enquanto o PIB apresentou influência mais limitada. Esses achados indicam a predominância de fatores de custo e reforçam a necessidade de políticas voltadas à estabilidade cambial e ao monitoramento da dinâmica inflacionária, visando conciliar controle de preços e segurança alimentar. Ademais, os insumos agrícolas desempenham papel fundamental na formação dos custos de produção, influenciando diretamente os preços dos alimentos.

## Referências

FAO. **The State of Food Insecurity in the World**. Rome: FAO, 2014.

ENDERS, Walter. **Applied Econometric Time Series**. 2. ed. New York: Wiley, 2004.

GOUEL, Christophe. Food price volatility and domestic stabilization policies. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 98, n. 3, p. 772–790, 2016.

HEADEY, Derek; HIRVONEN, Kalle. Food prices and household welfare. **Food Policy**, v. 58, p. 1–11, 2016.

IPEA. **Inflação de alimentos e segurança alimentar no Brasil**. Brasília: IPEA, 2021.

IVANIC, Maros; MARTIN, Will. Impacts of food price increases on poverty. **World Bank Policy Research Working Paper**, n. 7011, 2014.

JOHANSEN, Søren. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 12, n. 2–3, p. 231–254, 1988.

TIMMER, C. Peter. **Food security and economic policy**. Cambridge: Cambridge University Press, 2022.