

Determinantes da demanda por importação de leite em pó no Brasil: 2012–2025

Determinants of Milk Powder Import Demand in Brazil: 2012 to 2025

Cláudio Silveira Brisolara

FAESP. São Paulo, SP, Brasil

Larissa Pereira do Amaral

FAESP. São Paulo, SP, Brasil

Cristiane Mitie Ogino

FAESP. São Paulo, SP, Brasil

GT 01 - Mercados agrícolas e comércio exterior

Resumo: As importações de leite em pó pelo Brasil registraram aumento expressivo entre 2023 e 2025, levantando questionamentos sobre seus determinantes e impactos nos preços pagos aos produtores. Este estudo investigou os fatores que influenciam as variações da quantidade importada por meio de modelos de séries temporais, considerando como variáveis explicativas a produção doméstica, o preço ao produtor, o preço FOB de importação, a renda per capita e a taxa de câmbio (R\$/US\$), no período de 2012 a 2025. Além disso, o preço pago ao produtor foi tratado como variável dependente, permitindo avaliar a influência das demais variáveis sobre ele. Os resultados indicam que variações inesperadas no preço ao produtor e na produção interna explicam conjuntamente até 17% das variações na quantidade importada, com efeito positivo do preço e negativo da produção. Para o preço ao produtor, variações no preço internacional do leite em pó e na taxa de câmbio explicam até 29% e 26% das flutuações, respectivamente, exercendo efeito positivo. Esses achados evidenciam a importância dos fatores internos e externos na dinâmica do mercado de leite, com implicações para políticas de regulação e apoio à produção nacional.

Palavras-chave: Leite; Importações; Mercado de lácteos; Preços ao produtor; Brasil.

Abstract: Brazil's powdered milk imports increased markedly between 2023 and 2025, raising questions about their determinants and their impact on producer prices. This study examines the determinants of variations in import volumes using time series models for the period 2012–2025, considering domestic production, producer prices, import FOB prices, per capita income, and the exchange rate (BRL/USD). Producer prices are also specified as a dependent variable to assess the influence of these factors. The results indicate that structural shocks to producer prices and domestic production jointly account for up to 17% of the variation in import volumes, with prices exerting a positive effect and production a negative effect. Producer price fluctuations are, in turn, significantly driven by shocks to international powdered milk prices and the exchange rate, which account for up to 29% and 26% of their variation, respectively, both exerting positive effects. These findings highlight the role of both domestic and external factors in shaping dairy market dynamics, with implications for regulatory policy and support for domestic production.

Keywords: Milk; Imports; Dairy market; Producer prices; Brazil.

1. Introdução

No Brasil, a produção de leite é insuficiente para atender plenamente à demanda interna, o que torna recorrente a importação de derivados lácteos, sobretudo de leite em pó. No período de 2023 a 2025, as compras externas desse produto atingiram níveis superiores aos observados nos anos anteriores, podendo ter contribuído para alterações na dinâmica do mercado brasileiro.

A produção nacional de leite apresentou trajetória de crescimento entre 1974 e 2014, com taxa média anual de 4,1% (PPM - IBGE, 2026). A partir de 2015, contudo, verificou-se relativa estabilização, com expansão média anual de apenas 0,4% até 2024. Ainda que o volume

produzido alcance cerca de 36 bilhões de litros anuais, o país segue dependente do mercado externo para complementar o consumo interno.

Os principais fornecedores de leite em pó para o Brasil são os países do Mercosul, notadamente Argentina e Uruguai, que respondem por mais de 80% do volume importado (AGROSTAT - MAPA, 2026). Entre 2012 e 2022, as importações desse produto registraram média anual de 97,7 mil toneladas, com pico de 161,5 mil toneladas em 2016. Já no triênio 2023–2025, os volumes superaram 180 mil toneladas anuais, evidenciando uma expansão significativa.

A literatura indica que a dinâmica das importações de leite em pó está associada a diversos fatores, entre eles o comportamento dos preços internacionais de lácteos. De acordo com análises de mercado da FAO (2024), em 2023, esses preços registraram queda expressiva, em decorrência da alta produção global de leite, com destaque para a maior oferta na Ásia, e da desaceleração da demanda internacional. Esse arrefecimento da demanda esteve relacionado, em parte, à redução do poder de compra e aos elevados níveis de estoques em importantes mercados importadores, como a China. Em 2024, os preços internacionais do leite em pó, tanto integral quanto desnatado, mantiveram-se em níveis deprimidos (FAO, 2025).

Tal cenário suscita preocupações quanto aos efeitos sobre o setor produtivo doméstico, caracterizado por elevada complexidade, com alta concorrência no segmento primário e concentração no setor industrial de processamento, o que aumenta a incerteza dos produtores, principalmente no que se refere à formação de preços (Chaves et al., 2022) e à capacidade de repasse dos custos de produção. A maior competitividade dos preços externos tende a estimular as compras internacionais, dificultando reajustes ao produtor no mercado interno, mesmo diante do aumento dos custos de produção. Como exemplo, em Patos de Minas, município de Minas Gerais — estado responsável por pouco mais de um quarto da produção nacional (PPM - IBGE, 2026) —, o custo variável real, deflacionado para 2025, atingiu R\$ 2,34 por litro em 2023 (CONAB, 2026), enquanto o preço médio pago ao produtor entre setembro e dezembro do mesmo ano foi de R\$ 2,14 no estado (CEPEA – ESALQ/USP, 2026), situando-se abaixo do custo de produção. Conforme Triatmojo et al. (2025), tornar os preços internos compatíveis com os custos de produção é fundamental para assegurar a sustentabilidade econômica dos produtores de leite.

Embora o aumento da concorrência externa possa favorecer o consumidor final, essa situação tende a comprimir as margens dos produtores domésticos. Tal efeito é preocupante em um país onde a atividade leiteira é majoritariamente conduzida por estabelecimentos familiares.

No Brasil, cerca de 80% dos pecuaristas leiteiros enquadram-se nessa categoria (Censo Agropecuário - IBGE, 2017), muitos dos quais dependem da atividade como principal fonte de renda (Mendes, 2022). Assim, períodos prolongados de preços abaixo do custo de produção podem comprometer a permanência desses produtores na atividade, com potenciais efeitos adversos não apenas sobre a produção nacional, mas também em aspectos socioeconômicos, como a geração de renda, a fixação da população no meio rural e a manutenção da estrutura produtiva local.

As evidências empíricas sobre os determinantes das importações de leite em pó e seus efeitos no mercado doméstico, abrangendo o período de 2023 a 2025, ainda são limitadas. Diante disso, o presente estudo tem como objetivo analisar os fatores que influenciam essas compras externas. Para tanto, adota-se uma abordagem quantitativa baseada em análise de séries temporais, com seleção de variáveis fundamentada na teoria do excesso de demanda, incorporando também aspectos de competitividade entre os mercados interno e externo. Especificamente, busca-se avaliar como o volume importado de leite em pó é influenciado pela produção nacional, pelo preço recebido pelos produtores, pela renda per capita, pelo preço FOB de importação e pela taxa de câmbio. O período analisado compreende janeiro de 2012 a dezembro de 2025, com vistas a examinar a evolução dessas relações ao longo do tempo.

Adicionalmente, investiga-se o comportamento do preço pago ao produtor de leite no Brasil, considerado como variável dependente em relação às variáveis explicativas adotadas. Essa análise insere-se no debate presente no setor, segundo o qual a ampliação das importações, associada a preços internacionais mais baixos, pode exercer pressão sobre os valores praticados no mercado interno. Entender essa dinâmica dos preços é fundamental, considerando o intenso debate público acerca da adoção de instrumentos de defesa comercial, como medidas antidumping sobre a importação de leite em pó.

2. Revisão da Literatura

O comércio internacional de produtos lácteos é influenciado por múltiplos fatores, com destaque para os preços domésticos e internacionais, que exercem papel central na determinação do volume importado (Santos e Barros, 2006; Nurmalina et al., 2023). Em economias integradas ao comércio global, a relação entre preços internos e externos funciona como um mecanismo de arbitragem entre mercados domésticos e internacionais.

No contexto brasileiro, as relações de preços refletem, em certa medida, as características estruturais do mercado de lácteos. Entre 1974 e 2015, a produção de leite

aumentou cerca de 494%, como resultado de expansão de rebanho leiteiro, avanços genéticos, manejo mais intensivo das pastagens, aprimoramento do controle nutricional e sanitário e mecanização de diversos processos produtivos (Vilela et al., 2017). Apesar desses avanços, o setor apresenta elevada heterogeneidade, e a produtividade ainda é inferior à de outros países, de modo que a produção interna não é suficiente para atender à demanda doméstica em sua totalidade, nem gera excedentes para exportação (Vilela et al., 2017; Mendes, 2022).

Para suprir a demanda interna, recorre-se à importação, sobretudo de leite em pó, provenientes, principalmente, da Argentina e do Uruguai. Segundo Pinha, Braga e Campos (2016), isso se deve ao padrão regionalizado do comércio de lácteos, além do fato de ambos os países fazerem parte do Mercosul. Conforme os autores, tais países detêm poder de barganha na negociação dos contratos, enquanto o Brasil depende fortemente dessas importações.

Santos e Barros (2006), ao analisarem as importações de produtos lácteos no mercado brasileiro entre 1991 e 2003, identificaram que essas eram influenciadas tanto pelos preços internacionais quanto pelos domésticos, além de outros fatores macroeconômicos como renda e taxa de câmbio. De maneira semelhante, Lima Filho (2017) verificou que, entre 2000 e 2016, o preço do leite em pó importado e o preço doméstico do leite constituem os principais determinantes das importações. Ademais, Santos e Barros (2006) destacam que os preços internacionais funcionam como referência para os valores internos, de modo que os preços de importação tendem a estabelecer um teto e os de exportação, um piso.

Além dos fatores de mercado, políticas comerciais influenciam a dinâmica das importações. Alterações em tarifas, barreiras não tarifárias e acordos comerciais afetam o grau de concorrência entre países e a estrutura de mercado (Biden, Ker e Duff, 2020). Nesse sentido, Mendes (2022) mostrou que a eliminação dessas barreiras poderia aumentar a competição no mercado brasileiro de leite em pó, considerando interações com países do Mercosul e da União Europeia, com potencial impacto negativo sobre a produção doméstica.

Estudos internacionais reforçam esses efeitos. Na Indonésia, Nurmalina et al. (2023) mostram que a imposição de tarifas de importação provoca elevação nos preços dos produtos lácteos, o que estimula a expansão da oferta por meio da produção doméstica, ao mesmo tempo em que reduz a demanda interna devido ao impacto desses preços sobre o poder de compra dos consumidores. Na Rússia, Krivko e Smutka (2020) verificaram que as sanções sobre a importação de produtos lácteos, decorrentes de conflitos geopolíticos, beneficiaram tanto os produtores quanto a indústria local, devido à redução da concorrência. Entretanto, os custos desse processo foram arcados pelos consumidores, e não por meio de subsídios estatais. No

Canadá, Biden, Ker e Duff (2020) evidenciam que acordos comerciais que estabelecem cotas de importação tendem a reduzir os preços dos produtos lácteos, tanto no varejo quanto ao nível do produtor. Esse movimento gera ganhos de bem-estar para os consumidores, embora implique uma leve redução no excedente dos produtores, resultando em aumento do bem-estar social.

Por outro lado, nem todos os instrumentos de política comercial apresentam efeitos significativos. Kondaridze e Luckstead (2023) observaram que, ao analisar os determinantes das negociações internacionais de produtos lácteos em 49 países, tarifas não apresentaram impacto relevante, enquanto fatores como subsídios internos, acordos comerciais, tamanho do mercado e qualidade das instituições governamentais mostraram-se determinantes para a expansão do comércio.

Apesar do papel das políticas comerciais, a literatura evidencia que medidas de proteção isoladas são insuficientes para assegurar a competitividade do setor no longo prazo e podem, inclusive, agravar a instabilidade dos preços globais (Giordani, Rocha e Ruta, 2016). A eficiência produtiva e o aprimoramento tecnológico se mostram mais relevantes para fortalecer a produção doméstica (Cortez-Arriola et al., 2016). Ao analisarem o mercado mexicano, Cortez-Arriola et al. (2016) identificam que avanços em gestão, processos produtivos e tecnologia aumentam a resiliência do setor frente a choques externos, como flutuações nos preços internacionais e riscos climáticos.

No Brasil, Silva Filho e Figueira (2019) observaram que o aumento das importações de leite reduz a captação de leite pelas indústrias, embora esse efeito seja menor em comparação à produtividade e ao crescimento econômico, representado pelo PIB, que apresenta impacto positivo entre 1999 e 2016. Esses resultados reforçam a interação entre fatores de mercado, políticas comerciais e condições estruturais da produção doméstica na determinação do comportamento das importações.

Além disso, compreender a dinâmica do setor lácteo em diferentes momentos de preços é essencial para a formulação de políticas eficazes. Estudos internacionais indicam que os ciclos de preços apresentam durações e persistência variadas, influenciando decisões de planejamento e mitigação de riscos. Hua et al. (2025), ao analisar o mercado chinês entre 2007 e 2024, observaram que os períodos de alta nos preços do leite cru tendem a durar mais que os de baixa, refletindo o longo ciclo produtivo da pecuária leiteira, embora ambos sejam mais persistentes que as fases de transição. Os autores também verificaram que choques externos intensificam essas flutuações, reforçando a necessidade de instrumentos de planejamento e políticas públicas para reduzir impactos negativos no setor.

3. Metodologia

3.1. Modelo empírico

A escolha das variáveis foi fundamentada na equação do excesso de demanda (ou escassez de oferta) por leite, conforme abordado no estudo de Santos e Barros (2006). Essa equação pode ser expressa da seguinte forma:

$$M_t^d = Q^d - Q^s \quad (1)$$

em que M_t^d , Q^d e Q^s representam, respectivamente, a função de excesso de demanda, a função demanda e a função oferta de leite. As duas últimas funções são definidas pelas seguintes expressões:

$$Q^d = f(P_{dt}, P_{mt}, E_t, Y) \quad (2)$$

$$Q^s = f(P_{dt}, W) \quad (3)$$

onde P_{dt} é o preço do leite no mercado interno em tempo t , P_{mt} é o preço do leite no mercado externo, E_t é a taxa de câmbio, Y representa variáveis deslocadoras da demanda, como renda interna e preços de bens substitutos e complementares, e W corresponde às variáveis deslocadoras da oferta, como tecnologia, sazonalidade (safra e entressafra) e nível de produção.

Ao substituir as expressões das equações (2) e (3) na equação (1), obtém-se a seguinte forma para a função excesso de demanda por leite:

$$M_t^d = f(P_{dt}, P_{mt}, E_t, Y, W) \quad (4)$$

Conforme Capitani, Miranda e Martines-Filho (2011), o excesso de demanda doméstica por um produto resulta em aumento da quantidade importada em uma economia aberta, na ausência de barreiras à entrada, especialmente quando o preço internacional, ajustado pela taxa de câmbio, é inferior ao preço doméstico. Nessa situação, as importações refletem não apenas desequilíbrios entre oferta e demanda internas, mas também condições de competitividade relativa entre os mercados doméstico e externo. Assim, assume-se que o excesso de demanda doméstica pode ser aproximado pela quantidade importada do produto.

Dessa forma, a quantidade importada é modelada como função de variáveis que capturam tanto o equilíbrio de mercado quanto a competitividade relativa entre os mercados interno e externo. Para a análise dos determinantes da quantidade importada de leite em pó no Brasil, foram utilizadas as seguintes variáveis: P_{dt} o preço pago ao produtor de leite no mercado interno; P_{mt} o preço FOB de importação do leite em pó; E_t a taxa de câmbio; Y a renda interna; e W a quantidade mensal de leite produzida no Brasil. Especificações adicionais dessas variáveis são apresentadas na próxima seção.

3.2. Dados e estatística descritiva

As séries temporais das variáveis utilizadas na estimação dos modelos incluem a quantidade importada de leite em pó pelo Brasil (qt_imp), obtida a partir do banco de dados AGROSTAT (MAPA, 2026), que também forneceu os dados para o preço FOB de importação (pr_fob), calculado como a razão entre o valor total importado em dólares e o peso total importado. A produção nacional de leite (qt_prod) corresponde à quantidade de leite cru adquirida pelos laticínios, segundo a Pesquisa Trimestral do Leite (PTL – IBGE, 2026). Considerando a sazonalidade da produção, com menores volumes entre maio e junho e maiores volumes entre outubro e janeiro, optou-se pela utilização da série dessazonalizada.

O preço pago ao produtor (pr_produto) refere-se ao preço líquido médio mensal em nível nacional, divulgado pelo CEPEA – ESALQ/USP (2026). A renda per capita (renda) foi construída a partir da razão entre o Produto Interno Bruto mensal do Brasil, disponibilizado pelo Banco Central do Brasil (BCB, 2026), e a população total estimada para cada mês, com base nos dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA, 2026).

As séries abrangem o período de janeiro de 2012 a dezembro de 2025, totalizando 168 observações mensais. O início do período de análise coincide com o primeiro mês para o qual existem dados populacionais mensais, necessários para o cálculo da renda per capita. Os preços e a renda foram considerados em termos nominais, preservando a dinâmica inflacionária e suas interações com as demais variáveis. As estatísticas descritivas estão apresentadas na Tabela 1.

Tabela 1. Estatística descritiva das variáveis

Variável	Unidade	Média	Máximo	Mínimo	Coef. de variação
qt_imp	Kg	9.769.689	20.559.948	1.647.570	49,7%
qt_prod	Mil l	2.045.985	2.484.612	1.720.676	7,7%
pr_produto	R\$/l	1,64	3,57	0,78	43,1%
pr_fob	US\$/Kg	3,42	4,90	2,22	18,3%
renda	R\$/habitante	3.169	5.181	1.868	29,0%
tx_cambio	R\$/US\$	4,00	6,19	1,71	32,0%

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Ademais, todas as variáveis foram transformadas em logaritmos de modo a estabilizar a variância. Para indicar essa transformação, foi adicionada a letra "l" antes do nome de cada variável.

3.3. Modelo Autorregressivo Vetorial Estrutural com Correção de Erro

A metodologia de séries temporais multivariada foi empregada para analisar as inter-relações dinâmicas entre as variáveis, dado que as observações se encontram ordenadas no

tempo. Mais especificamente, utilizou-se o modelo Vetorial Autorregressivo com Correção de Erros Estrutural (SVEC).

O modelo SVEC constitui uma extensão do modelo Vetorial Autorregressivo Estrutural (SVAR), cuja formulação teórica foi desenvolvida com base nas contribuições de Sims (1986) e Bernanke (1986). Esse modelo ajusta as relações de curto prazo a uma estrutura dinâmica de longo prazo, de modo a preservar informações relevantes contidas nas relações de cointegração entre as variáveis.

A seguir, apresenta-se uma descrição sucinta do modelo adotado, sendo que maiores detalhes podem ser consultados em Enders (2015).

Partindo da representação compacta do modelo SVAR, tem-se:

$$A_0 x_t = \alpha + \sum_{i=1}^p A_i x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

em que x_t e x_{t-1} são os vetores, $n \times 1$, das n variáveis no momento t e nas $t-1$ defasagens, respectivamente; ε_t são os erros estruturais, assumidos como ruídos brancos; A_0 , α e A_i são matrizes, $n \times n$, dos parâmetros estimados, com $i = 1, \dots, p$, onde p é a ordem de defasagem.

Ao pré-multiplicar a equação por A_0^{-1} , tem-se a seguinte equação na forma reduzida:

$$x_t = A_0^{-1} \alpha + \sum_{i=1}^p A_0^{-1} A_i x_{t-1} + e_t \quad (6)$$

com $e_t = A_0^{-1} \varepsilon_t$.

A matriz A_0^{-1} é responsável por impor as restrições teóricas à estrutura. Diferentemente da abordagem de autorregressão vetorial (VAR) de Sims (1980), em que as restrições sobre as relações contemporâneas são definidas por meio da decomposição de Cholesky, o modelo SVAR permite incorporar tais relações com base em fundamentos teóricos da economia. Desse modo, assume-se as seguintes relações contemporâneas entre as variáveis:

- A quantidade importada de leite em pó é impactada por variações no preço pago ao produtor doméstico de leite, na quantidade produzida de leite internamente, no preço FOB de importação de leite em pó, na renda interna e na taxa de câmbio;
- O preço pago ao produtor de leite é impactado por variações na quantidade de leite produzida internamente, no preço FOB de importação de leite em pó e na taxa de câmbio.

Assim, os erros estruturais podem ser decompostos nos seguintes componentes:

$$e_t \equiv \begin{bmatrix} e_t^{\Delta lqt_imp} \\ e_t^{\Delta lpr_produtor} \\ e_t^{\Delta lqt_prod} \\ e_t^{\Delta lpr_fob} \\ e_t^{\Delta lrenda} \\ e_t^{\Delta ltx_cambio} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & a_{1,2} & a_{1,3} & a_{1,4} & a_{1,5} & a_{1,6} \\ 0 & 1 & a_{2,1} & a_{2,4} & 0 & a_{2,6} \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 1 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_t^{\Delta lqt_imp} \\ \varepsilon_t^{\Delta lpr_produtor} \\ \varepsilon_t^{\Delta lqt_prod} \\ \varepsilon_t^{\Delta lpr_fob} \\ \varepsilon_t^{\Delta lrenda} \\ \varepsilon_t^{\Delta ltx_cambio} \end{bmatrix} \quad (7)$$

onde os elementos nulos da matriz indicam a ausência de relações contemporâneas entre as variáveis correspondentes.

Quando pelo menos um vetor de cointegração é identificado, procede-se à estimação do SVEC. Ao incorporar a relação de equilíbrio de longo prazo à equação (5), obtém-se a seguinte especificação do modelo SVEC:

$$\Delta x_t = \Pi x_{t-p} + \sum_{i=2}^p \Gamma_i \Delta x_{t-i+1} + u_t \quad (8)$$

sendo $\Gamma_i = -(A_{i+1} + \dots + A_p)$, com $i = 1, \dots, p-1$ e $\Pi = \alpha\beta^T = -(I - A_1 - \dots - A_p)$, em que α é a matriz de ajustamento; β é a matriz que contém os r vetores cointegrados; $\sum_{i=2}^p \Gamma_i \Delta x_{t-i+1}$ representa os termos de curto prazo; e Πx_{t-p} indica as relações de longo prazo.

Após a especificação do modelo, foram empregados dois instrumentos analíticos: a decomposição da variância dos erros de previsão, que quantifica a proporção da variância do erro atribuível a choques estruturais, e a função de resposta a impulsos, que descreve a trajetória dinâmica do efeito de choques não antecipados sobre as variáveis do sistema em diferentes horizontes temporais.

4. Resultados

4.1. Resultados dos pré-testes para especificação do modelo

Antes da estimação dos modelos de séries temporais, é necessário realizar procedimentos preliminares para garantir a adequada especificação. Inicialmente, aplicou-se o teste de raiz unitária para avaliar a estacionariedade das séries, considerando que modelos de séries temporais requerem séries estacionárias para evitar relações espúrias. Uma série é considerada estacionária quando apresenta média e variância constantes ao longo do tempo, e quando a covariância depende apenas do intervalo entre as observações.

O teste de raiz unitária adotado foi o DF-GLS, proposto por Elliott, Rothenberg e Stock (1996), cuja hipótese nula indica a presença de raiz unitária. Conforme os resultados apresentados na Tabela 2, nenhuma das séries em nível rejeitou essa hipótese nas diferentes especificações avaliadas, que incluíram tendência, constante e ausência de termos

determinísticos. Para verificar se a diferenciação tornava os dados estacionários, o mesmo teste foi aplicado às séries em primeira diferença. Os resultados indicaram que todas as séries rejeitaram a hipótese nula em pelo menos uma das especificações consideradas, permitindo concluir que todas as variáveis são integradas de ordem 1.

Tabela 2. Resultados do teste de DF-GLS para a hipótese nula de uma raiz unitária

Série	Componente determinista	Nível			Primeira diferença		
		Lag	Estatística	Conclusão	Lag	Estatística	Conclusão
lqt_imp_po	Tendência	9	-1,87	Não rejeita H_0	13	-1,57	Não rejeita H_0
	Constante	9	-1,73	Não rejeita H_0	0	-7,48	Rejeita H_0 ***
	Nenhum	8	0,19	Não rejeita H_0	7	-6,72	Rejeita H_0 ***
lqt_prod	Tendência	1	-2,72	Não rejeita H_0	11	-1,57	Não rejeita H_0
	Constante	1	-0,49	Não rejeita H_0	0	-5,19	Rejeita H_0 ***
	Nenhum	1	0,72	Não rejeita H_0	1	-10,01	Rejeita H_0 ***
lpr_produto	Tendência	4	-2,60	Não rejeita H_0	0	-6,64	Rejeita H_0 ***
	Constante	4	-0,04	Não rejeita H_0	0	-6,52	Rejeita H_0 ***
	Nenhum	4	-0,20	Não rejeita H_0	3	-7,08	Rejeita H_0 ***
lpr_fob_po	Tendência	1	-1,80	Não rejeita H_0	3	-4,45	Rejeita H_0 ***
	Constante	0	-1,16	Não rejeita H_0	2	-4,83	Rejeita H_0 ***
	Nenhum	3	-0,54	Não rejeita H_0	2	-5,06	Rejeita H_0 ***
lrenda	Tendência	12	-1,40	Não rejeita H_0	0	-15,72	Rejeita H_0 ***
	Constante	2	2,69	Não rejeita H_0	0	-15,43	Rejeita H_0 ***
	Nenhum	12	3,24	Não rejeita H_0	12	-1,70	Não rejeita H_0
ltx_cambio	Tendência	0	-1,54	Não rejeita H_0	13	-2,43	Não rejeita H_0
	Constante	4	0,73	Não rejeita H_0	1	-7,14	Rejeita H_0 ***
	Nenhum	1	1,50	Não rejeita H_0	1	-8,36	Rejeita H_0 ***

Notas: *** indica significância 1%; número de defasagens selecionado pelo critério MAIC; valores críticos: com constante e tendência (Elliott, Rothenberg e Stock, 1996): 5% = -2,93 e 1% = -3,46; com constante (MacKinnon, 1996): 5% = -1,94 e 1% = -2,58; sem termos determinísticos (Dickey e Fuller, 1981): 5% = -1,95; 1% = -2,58.

Fonte: Dados da pesquisa.

Dado que as séries apresentaram integração da mesma ordem, aplicou-se o teste de cointegração de Johansen, utilizando a estatística traço, para identificar a existência de relações de equilíbrio de longo prazo. Os resultados, considerando a matriz Π com componente de constante (Tabela 3), indicam a presença de pelo menos um vetor de cointegração.

Tabela 3. Resultados do teste de cointegração

Hipótese - teste do traço		Estatística do teste	Valores críticos ¹		Conclusão
Nula	Alternativa		5%	1%	
$r = 0$	$r > 0$	123,25	102,14	111,01	Rejeita H_0 ***
$r \leq 1$	$r > 1$	71,91	76,07	84,45	Não rejeita H_0
$r \leq 2$	$r > 2$	44,53	53,12	60,16	Não rejeita H_0
$r \leq 3$	$r > 3$	24,22	34,91	41,07	Não rejeita H_0
$r \leq 4$	$r > 4$	12,87	19,96	24,60	Não rejeita H_0
$r \leq 5$	$r > 5$	5,81	9,24	12,97	Não rejeita H_0

Notas: r é o rank de cointegração; ¹ são os valores críticos obtidos em Osterwald-Lenum (1992).

Fonte: Dados da pesquisa.

Dada a presença de relação de equilíbrio de longo prazo, utilizou-se o modelo Autorregressivo Vetorial Estrutural com Correção de Erro (SVEC). Os testes de diagnóstico indicaram ausência de autocorrelação e de heterocedasticidade condicional, mas rejeitaram a normalidade dos resíduos. Apesar disso, a consistência e a confiabilidade das estimativas não são comprometidas pela não normalidade dos resíduos, já que os estimadores permanecem consistentes e assintoticamente normais mesmo sem normalidade estrita dos erros (Enders, 2015).

4.2. Resultados e discussão do modelo SVEC

Estimado o modelo, foram conduzidos dois instrumentais analíticos, a decomposição histórica da variância dos erros e a função de resposta a impulsos para as variáveis quantidade importada de leite em pó e preço pago ao produtor de leite.

4.2.1. Quantidade importada de leite em pó

A Tabela 4 apresenta a decomposição histórica da variância dos erros da quantidade importada de leite em pó. Os resultados indicam que, no primeiro período, correspondente ao mês em que ocorre o choque não antecipado na quantidade importada, a maior parte da variação (91,3%) é explicada pela própria variável. O preço FOB de importação do leite em pó contribui com 4,7% da variância, enquanto a renda com 3,1%.

Ao longo do horizonte de previsão, observa-se um aumento na contribuição do preço pago ao produtor e da produção interna de leite para a explicação da variância do erro de previsão da quantidade importada, ao passo que a participação da própria variável importada diminui gradualmente. No sexto período após o choque, 9% da variação da quantidade importada é explicada pelo preço pago ao produtor e cerca de 7% pela produção doméstica de leite, enquanto 78,4% ainda permanecem associados à própria variável.

Além disso, o preço FOB de importação e a renda, que no período contemporâneo ao choque apresentavam participação superior a 3%, passam a apresentar redução relativa na explicação das variações não antecipadas da quantidade importada ao longo do horizonte de previsão, com participações de 3,8% e 1,3%, respectivamente. Por sua vez, a taxa de câmbio apresenta baixa relevância na explicação da variância da quantidade importada de leite em pó, com participação máxima na explicação de 1,1%.

Esses resultados sugerem que variáveis relacionadas à demanda e aos custos de importação, como a renda e o preço FOB, contribuem mais para explicar as flutuações da quantidade importada nos períodos iniciais, enquanto a produção doméstica e o preço ao

produtor refletem dinâmicas produtivas, com efeitos mais pronunciados nos períodos subsequentes.

Tabela 4. Decomposição histórica do erro de previsão da quantidade importada de leite em pó

Período	lqt_imp	lpr_producer	lqt_prod	lpr_fob	lrenda	ltx_cambio
1	91,3%	0,0%	0,3%	4,7%	3,1%	0,5%
2	87,2%	1,0%	0,5%	7,9%	2,0%	1,5%
3	83,0%	4,6%	2,9%	6,9%	1,5%	1,1%
4	80,3%	6,9%	5,1%	5,4%	1,4%	0,9%
5	79,1%	8,3%	6,0%	4,4%	1,4%	0,7%
6	78,4%	9,0%	6,8%	3,8%	1,3%	0,7%
7	78,2%	9,2%	7,4%	3,3%	1,3%	0,7%
8	78,2%	9,1%	7,7%	3,0%	1,3%	0,8%
9	78,3%	9,0%	7,9%	2,7%	1,3%	0,9%
10	78,4%	8,8%	8,0%	2,5%	1,3%	1,0%
11	78,5%	8,6%	8,2%	2,4%	1,3%	1,1%
12	78,6%	8,5%	8,3%	2,2%	1,3%	1,1%

Fonte: Dados da pesquisa.

A função de resposta a impulsos, que permite identificar o sinal e a magnitude dos efeitos de choques não antecipados sobre a quantidade importada de leite em pó, encontra-se apresentada na Figura 1. Nessa figura, são reportadas as respostas médias estimadas da quantidade importada de leite em pó a um choque de 1% na própria variável, bem como a choques nas demais variáveis consideradas no modelo.

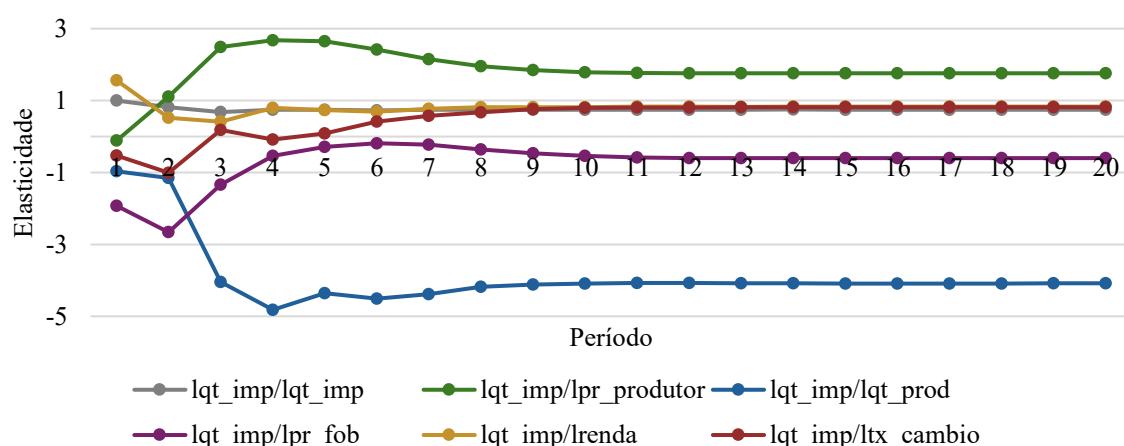


Figura 1. Respostas não cumulativas da quantidade importada de leite em pó a choques não antecipados na própria variável (lqt_imp_po), na quantidade produto de leite (lqt_prod), no preço pago ao produtor (lpr_producer), no preço FOB importação de leite em pó (lpr_fob_po), na renda per capita (lrenda) e na taxa de câmbio (ltx_cambio).

Fonte: Dados da pesquisa.

Os resultados indicam que um choque não antecipado de 1% na própria quantidade importada de leite em pó gera variações de magnitude próxima ao impacto inicial nos períodos

subsequentes, convergindo para um efeito positivo de 0,75% no quarto período após o choque. Esse comportamento sugere a presença de persistência na dinâmica das importações, indicando que choques nessa variável tendem a produzir efeitos que se propagam ao longo do tempo.

Ao considerar os efeitos provenientes das demais variáveis do modelo, observa-se que um choque não antecipado na quantidade produzida de leite exerce efeito negativo sobre as importações de leite em pó. No período contemporâneo ao choque, primeiro mês, verifica-se uma redução de cerca de 1% nas importações. No segundo mês, essa redução se amplia para 1,2%, e no terceiro mês ocorre uma queda mais acentuada, próxima de 4%, estabilizando-se posteriormente neste patamar. Esse resultado sugere que aumentos na oferta interna de leite tendem a reduzir a necessidade de aquisição de leite em pó no mercado internacional.

De maneira semelhante quanto ao sentido da resposta, um choque de 1% no preço FOB de importação de leite em pó resulta em efeito negativo sobre a quantidade importada. No mês do choque, observa-se uma redução de 1,9% nas importações, indicando uma resposta mais que proporcional à variação de preços. No segundo mês, essa redução se intensifica para 2,7%. A partir do terceiro mês, entretanto, a magnitude do efeito passa a diminuir gradualmente, estabilizando-se em torno de uma queda de 0,6% no décimo período após o choque. Esse comportamento é consistente com a teoria econômica, uma vez que o aumento do preço de importação eleva o custo de aquisição do produto no mercado externo, desestimulando as compras internacionais.

A taxa de câmbio, por sua vez, também apresenta efeito negativo sobre as importações, embora de menor magnitude. No mês em que ocorre o choque cambial, observa-se uma redução de 0,53% nas importações. Esse efeito se intensifica no segundo mês, alcançando aproximadamente -1%, o que sugere que a depreciação cambial encarece os produtos importados e reduz a demanda por leite em pó nos meses iniciais pós choque. No entanto, a partir do terceiro mês ocorre uma inversão no sinal da resposta, indicando possível ajuste ao longo do tempo. Santos e Barros (2006) ressaltam que a taxa de câmbio influencia as importações ao afetar diretamente o preço relativo entre produtos nacionais e importados.

Em contrapartida, choques no preço pago ao produtor e na renda per capita geram efeitos positivos sobre a quantidade importada de leite em pó. No caso do preço ao produtor, um choque de 1% praticamente não produz impacto contemporâneo sobre as importações. Contudo, no período subsequente observa-se um efeito positivo de 1,1%, que se intensifica nos meses seguintes, alcançando um pico de 2,7% entre o quarto e o quinto mês após o choque. A partir desse ponto, a magnitude do efeito se reduz gradualmente, estabilizando-se em torno de

1,8% no nono período. Esse resultado sugere que a elevação dos preços pagos ao produtor pode refletir pressões de demanda ou restrições na oferta interna, tornando as importações de leite em pó uma alternativa mais atrativa para complementar o abastecimento do mercado doméstico.

Por fim, um choque de 1% na renda per capita provoca um efeito positivo de 1,56% nas importações de leite em pó no mês do choque, seguido por uma desaceleração para 0,52% nos meses subsequentes, estabilizando-se em torno de 0,8% a partir do sétimo mês. Esses resultados evidenciam que o crescimento da renda exerce um efeito sustentado sobre a demanda por produtos lácteos, inclusive os importados.

Tais comportamentos estão em concordância com a literatura existente. Santos e Barros (2006) apontaram que aumentos na renda tendem a elevar as importações devido à dificuldade do mercado interno em atender o crescimento do consumo. De forma semelhante, Silva Filho e Figueira (2019), ao analisarem a captação doméstica de leite no Brasil, observaram que elevações na renda e nas importações aumentam a captação, evidenciando o papel da renda como determinante tanto da demanda quanto da oferta de leite.

4.2.2. Preço pago ao produtor de leite

Considerando que o modelo estimado permite tratar todas as variáveis como endógenas, procedeu-se também à decomposição da variância do erro de previsão do preço pago ao produtor de leite, dado que essa variável apresenta alta sensibilidade às demais variáveis do sistema, conforme evidenciado na Tabela 5.

Os resultados da decomposição indicam que, no período contemporâneo ao choque não antecipado no preço pago ao produtor, 91,7% da variação é explicada pela própria variável. Entretanto, ao longo dos períodos subsequentes, o preço FOB de importação do leite em pó, a taxa de câmbio e a quantidade importada de leite em pó passam a exercer maior influência, explicando conjuntamente mais de 60% da variação do preço pago ao produtor.

Especificamente, o preço FOB de importação do leite em pó explica 6,6% da variação do preço pago ao produtor no período contemporâneo ao choque. Com o passar do tempo, sua contribuição aumenta gradualmente, alcançando cerca de 29% da variância explicada a partir do sétimo mês. No caso da taxa de câmbio, sua participação na explicação da variação do preço pago ao produtor é praticamente nula no período do choque, mas cresce de forma gradual ao longo do horizonte de previsão, chegando a explicar até 26% das variações após doze meses.

Tabela 5. Decomposição histórica do erro de previsão do preço pago ao produtor de leite

Período	lpr_produto	lqt_imp	lqt_prod	lpr_fob	lrenda	ltx_cambio
1	91,7%	0,0%	1,8%	6,6%	0,0%	0,0%
2	80,3%	0,1%	7,2%	12,0%	0,1%	0,3%
3	69,2%	0,1%	10,5%	18,7%	0,1%	1,4%
4	60,7%	0,1%	11,9%	23,8%	0,1%	3,4%
5	54,0%	0,1%	12,4%	26,9%	0,2%	6,4%
6	48,8%	0,1%	12,5%	28,4%	0,2%	10,0%
7	44,6%	0,1%	12,4%	29,0%	0,3%	13,6%
8	41,3%	0,2%	12,3%	28,9%	0,4%	16,9%
9	38,7%	0,2%	12,2%	28,7%	0,5%	19,8%
10	36,5%	0,3%	12,1%	28,4%	0,5%	22,2%
11	34,7%	0,3%	12,1%	28,1%	0,6%	24,3%
12	33,2%	0,3%	12,0%	27,8%	0,6%	26,0%

Fonte: Dados da pesquisa.

Por sua vez, a variação na quantidade de leite produzida internamente explica 1,8% das variações no preço pago ao produtor no período em que ocorre o choque. No período subsequente, sua contribuição aumenta para 7,2%, até que sua influência se estabiliza em torno de 12% da variância do preço pago ao produtor a partir do quarto período.

Por outro lado, a quantidade importada de leite em pó e a renda per capita apresentaram influência marginal sobre o preço pago ao produtor, explicando, individualmente, menos de 1% da variância dessa variável ao longo do horizonte analisado.

A Figura 2 apresenta as funções de resposta ao impulso do preço pago ao produtor de leite a choques não antecipados, tanto da própria variável quanto das demais variáveis incluídas no modelo. A análise da resposta do preço pago ao produtor a um choque de 1% na própria variável indica a presença de persistência dinâmica. Observa-se que o impacto do choque se intensifica nos três períodos subsequentes, atingindo 1,6% no terceiro mês. Posteriormente, a magnitude do efeito diminui gradualmente, estabilizando-se em torno de 0,7% a partir do oitavo período.

No que concerne aos choques nas demais variáveis, os resultados indicam que o preço pago ao produtor reage negativamente a uma variação na quantidade produzida de leite. Especificamente, um aumento inesperado de 1% na produção resulta em uma redução contemporânea de 0,3% no preço pago ao produtor. Esse efeito negativo se intensifica nos períodos subsequentes, atingindo uma queda máxima de 1,6% no quarto período. A partir desse ponto, o impacto tende a se reduzir gradualmente, estabilizando-se em torno de -1,2% no oitavo mês. Esse resultado é consistente com a teoria econômica, segundo a qual aumentos inesperados na oferta tendem a exercer pressão negativa sobre os preços.

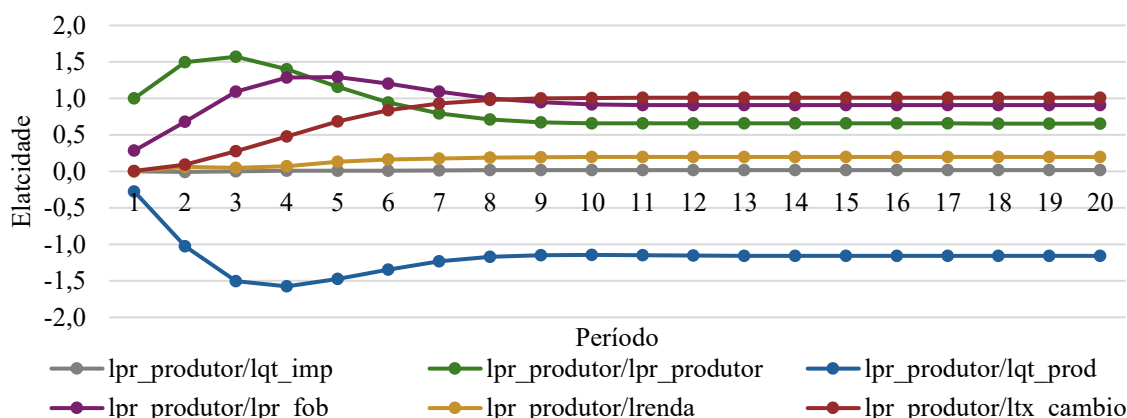


Figura 2. Respostas não cumulativas do preço pago ao produtor de leite a choques não antecipados na própria variável (lpr_produto), na quantidade importada de leite em pó (lqt_imp_po), na quantidade produto de leite (lqt_prod), no preço FOB importação de leite em pó (lpr_fob_po), na renda per capita (lrenda) e na taxa de câmbio (ltx_cambio).

Fonte: Dados da pesquisa.

Em contrapartida, choques no preço FOB de importação do leite em pó, na taxa de câmbio e na renda per capita produzem efeitos positivos sobre o preço recebido pelo produtor de leite. No caso do preço de importação, um choque de 1% resulta em uma variação contemporânea de 0,3% no preço ao produtor. Esse efeito se intensifica nos meses subsequentes, atingindo um pico de 1,3% entre o quarto e o quinto mês, antes de convergir para um patamar de 0,9% no nono período. Esses resultados indicam a presença de transmissão de preços do mercado internacional para o mercado doméstico, fenômeno esperado em economias abertas ao comércio.

No que se refere à taxa de câmbio, observa-se que um choque de 1% não gera impacto contemporâneo sobre o preço pago ao produtor. Contudo, a partir do segundo mês surge um efeito positivo de 0,1%, que se intensifica para 0,3% no terceiro período e aumenta gradualmente até atingir 1% no oitavo mês, quando se estabiliza. Esse resultado sugere a presença de transmissão cambial para os preços internos do leite. Tal comportamento pode ser explicado, em parte, pelo aumento do custo de insumos importados utilizados na cadeia produtiva, o que tende a ser repassado ao preço pago ao produtor. Além disso, a elevação do câmbio aumenta o preço relativo dos produtos lácteos importados, reduzindo sua competitividade no mercado doméstico e favorecendo a valorização do produto nacional.

Conforme evidenciado pela decomposição histórica da variância do erro de previsão, as variáveis quantidade importada de leite em pó e renda per capita apresentam contribuição baixa para explicar as variações do preço pago ao produtor. Esse resultado também é corroborado pela análise da função de resposta a impulsos. Especificamente, um choque de 1% na renda per capita não afeta contemporaneamente o preço ao produtor, no entanto, no período subsequente

observa-se um efeito positivo de 0,06%. Nos meses seguintes, esse impacto aumenta gradualmente até alcançar 0,2% por volta do sexto período, quando tende a se estabilizar. Tal evidência sugere que aumentos na renda podem elevar a demanda por produtos lácteos, o que, por sua vez, exerce pressão positiva sobre os preços pagos ao produtor, ainda que com magnitude reduzida.

Por outro lado, choques na quantidade importada de leite em pó praticamente não afetam o preço recebido pelo produtor doméstico ao longo do horizonte analisado. Esse resultado indica que as importações desse produto desempenham papel limitado na formação do preço interno do leite ao produtor.

5. Considerações finais

Este estudo analisou os determinantes das importações de leite em pó no Brasil, considerando como variáveis a produção nacional de leite, o preço ao produtor, o preço internacional (FOB importação) do leite em pó, a renda per capita e a taxa de câmbio, com base em séries temporais mensais de janeiro de 2012 a dezembro de 2025. Além disso, investigou-se a dinâmica do preço pago ao produtor em resposta a essas variáveis.

Os resultados indicam que, além da própria dinâmica das importações, o preço ao produtor e a produção doméstica contribuíram conjuntamente para explicar até 17% das variações não antecipadas da quantidade importada de leite em pó. A análise da função de resposta a impulsos revelou que choques inesperados no preço pago ao produtor tiveram efeito positivo sobre as importações, enquanto a produção interna gerou efeito negativo. Esses achados sugerem que o mercado externo atua como mecanismo de ajuste do mercado doméstico, de forma que a elevação (redução) dos preços internos aumenta (diminui) a quantidade importada, ao passo que a expansão (redução) da oferta doméstica tende a reduzir (aumentar) a necessidade de complementar o abastecimento por meio de importações.

Ao considerar o preço pago ao produtor como variável resposta, verificou-se que o preço internacional do leite em pó e a taxa de câmbio apresentaram elevada capacidade explicativa, respondendo por até 29% e 26% das variações não antecipadas, respectivamente. Em termos de resposta a choques, essas variáveis exerceram efeito positivo sobre o preço pago ao produtor, indicando que aumentos nos preços internacionais ou na taxa de câmbio tendem a se refletir em elevações no preço doméstico. Por outro lado, reduções nessas variáveis acarretam impactos negativos sobre a remuneração dos produtores. Ademais, a quantidade produzida explicou cerca de 12% das variações no preço ao produtor no decorrer dos períodos subsequentes. Choques

não antecipados na produção exercem efeito negativo sobre esse preço, ou seja, aumentos na quantidade produzida tendem a reduzir o preço pago ao produtor, e vice-versa.

A análise também revelou efeito negativo de choques não antecipados no preço internacional sobre a quantidade importada. Esses resultados evidenciam que o preço externo influencia o mercado doméstico tanto pela formação de preços internos como diretamente nas decisões de aquisição no mercado internacional.

Diante disso, políticas públicas voltadas ao fortalecimento da produção nacional e à redução da vulnerabilidade a condições adversas, inclusive externas, são importantes para assegurar a continuidade da produção e estabilidade, tanto econômica quanto do abastecimento. Essa questão é ainda mais relevante em um setor cujo segmento primário é altamente heterogêneo e que abastece um mercado industrial concentrado, no qual a oferta interna muitas vezes é complementada por importações.

Como limitação, o modelo adotado pressupõe estabilidade dos parâmetros ao longo do período analisado, não incorporando explicitamente a possibilidade de quebras estruturais decorrentes de mudanças no ambiente macroeconômico, institucional ou no mercado internacional de lácteos. Dessa forma, os resultados devem ser interpretados à luz dessas restrições, configurando uma oportunidade para pesquisas futuras explorarem abordagens que permitam capturar tais discontinuidades.

Referências

BANCO CENTRAL DO BRASIL (BCB). **Sistema Gerenciador de Séries Temporais**. Disponível em: <https://www3.bcb.gov.br/sgspub/>. Acesso em: 01 mar. 2025.

BERNANKE, B. S. Alternative explanations of the money-income correlation. **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**, v. 25, p. 49-100, 1986. DOI: <https://doi.org/10.3386/w1842>.

BIDEN, S.; KER, A. P.; DUFF, S. Impacts of trade liberalization in Canada's supply managed dairy industry. **Agricultural Economics**, v. 51, n. 4, p. 535-552, 2020. DOI: <https://doi.org/10.1111/agec.12570>.

CAPITANI, D. H. D.; MIRANDA, S. H. G. D.; MARTINES-FILHO, J. G. Determinantes da demanda brasileira por importação de arroz do Mercosul. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 49, n. 3, p. 545-572, 2011. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0103-20032011000300002>.

CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA (CEPEA/ESALQ/USP). **Séries de Preços**. Disponível em: <https://www.cepea.org.br/br/consultas-ao-banco-de-dados-do-site.aspx>. Acesso em: 23 fev. 2026.

CHAVES, D. O. et al. Oscilações e correlações no mercado de leite brasileiro. **Revista de Política Agrícola**, v. 31, n. 1, p. 9-18, 2022.000

COMPANHIA NACIONAL DE ABASTECIMENTO (CONAB). **Custo de Produção:** Planilhas de Custos de Produção – Bovinocultura de leite. Disponível em: <https://www.gov.br/conab/pt-br/atuacao/informacoes-agropecuarias/custos-de-producao/planilhas-de-custos-de-producao>. Acesso em: 20 fev. 2026.

CORTEZ-ARRIOLA, J. et al. Alternative options for sustainable intensification of smallholder dairy farms in North-West Michoacán, Mexico. **Agricultural Systems**, v. 144, p. 22-32, 2016. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.agsy.2016.02.001>.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica**, v. 49, p. 1057-1072, 1981. DOI: <https://doi.org/10.2307/1912517>.

ELLIOTT, G.; ROTHENBERG, T. J.; STOCK, J. H. Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root. **Econometrica**, v. 64, n. 4, p. 813-836, 1996. DOI: <https://doi.org/10.2307/2171846>.

ENDERS, W. **Applied Econometric Time Series**. 4. ed. Hoboken: John Wiley, 2015.

FOOD AND AGRICULTURE ORGANIZATION OF THE UNITED NATIONS (FAO). **Dairy Market Review: Overview of global market developments in 2023, April 2024**. Rome: FAO, 2024. 16 p. Disponível em: <https://openknowledge.fao.org/handle/20.500.14283/cd0443en>. Acesso em: 20 mar. 2026.

FOOD AND AGRICULTURE ORGANIZATION OF THE UNITED NATIONS (FAO). **Dairy Market Review: Overview of global market developments in 2024, May 2025**. Rome: FAO, 2025. 17 p. Disponível em: <https://openknowledge.fao.org/handle/20.500.14283/cd5441en>. Acesso em: 20 mar. 2026.

FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS (FGV). **Índice geral de preços – disponibilidade interna (IGP-DI)**. Disponível em: <https://extra-ibre.fgv.br/IBRE/sitefgvdados/visualizaconsulta.aspx>. Acesso em: 06 mar. 2026.

GIORDANI, P. E.; ROCHA, N.; RUTA, M. Food prices and the multiplier effect of trade policy. **Journal of International Economics**, v. 101, p. 102-122, 2016. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2016.04.001>.

HUA, J. et al. Why is dairy production so difficult to stabilize? Research on the micro-mechanism and transformation mechanism of cyclical fluctuations of raw milk prices in China. **Frontiers in Sustainable Food Systems**, v. 9, p. 1655741, 2025. DOI: <https://doi.org/10.3389/fsufs.2025.1655741>.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Censo Agropecuário 2017**. Disponível em: <https://sidra.ibge.gov.br/pesquisa/censo-agropecuario/censo-agropecuario-2017/resultados-definitivos>. Acesso em: 27 fev. 2026.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Pesquisa da Pecuária Municipal**. Disponível em: <https://sidra.ibge.gov.br/pesquisa/ppm>. Acesso em: 03 mar. 2026.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Pesquisa Trimestral do Leite**. Disponível em: <https://sidra.ibge.gov.br/pesquisa/leite>. Acesso em: 03 mar. 2026.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA). IPEADATA: **População total - mensalizada**. Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>. Acesso em: 07 abr. 2025.

KONDARIDZE, M.; LUCKSTEAD, J. Determinants of dairy-product trade: Do subsidies matter?. **Journal of Agricultural Economics**, v. 74, n. 3, p. 857-873, 2023. DOI: <https://doi.org/10.1111/1477-9552.12536>.

KRIVKO, M.; SMUTKA, L. Trade sanctions and agriculture support in milk and dairy industry: case of Russia. **Sustainability**, v. 12, n. 24, p. 10325, 2020. DOI: <https://doi.org/10.3390/su122410325>.

LIMA FILHO, R. R. **Fatores econômicos determinantes da importação brasileira de leite em pó proveniente da Argentina e do Uruguai entre 2000 e 2016**. 2017. 56 f. Dissertação (Mestrado) – Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias, Universidade Estadual Paulista, Jaboticabal, SP, Brasil, 2017.

MACKINNON, J. G. Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests. **Journal of Applied Econometrics**, v. 11, n. 6, p. 601-618, 1996. DOI: [https://doi.org/10.1002/\(SICI\)1099-1255\(199611\)11:6<601::AID-JAE417>3.0.CO;2-T](https://doi.org/10.1002/(SICI)1099-1255(199611)11:6<601::AID-JAE417>3.0.CO;2-T).

MENDES, K. **Efeitos da remoção de tarifas e barreiras não tarifárias na cadeia produtiva do leite em pó no Brasil**. Brasília, DF: Ipea, 2022. (Texto para Discussão, n. 2816). DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/td2816>.

MINISTÉRIO DA AGRICULTURA, PECUÁRIA E ABASTECIMENTO (MAPA). **AGROSTAT**: sistema de estatísticas de comércio exterior do agronegócio. Brasília, DF. Disponível em: <https://sistemasweb.agricultura.gov.br/pages/AGROSTAT.html>. Acesso em: 06 fev. 2026.

NURMALINA, R. et al. Impact of Import Restrictions Policy on Dairy Supply and Demand in Indonesia. **Tropical Animal Science Journal**, v. 46, n. 3, 2023. DOI: <https://doi.org/10.5398/tasj.2023.46.3.375>.

OSTERWALD-LENUM, M. A note with quantiles of the asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test statistics 1. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 54, n. 3, p. 461-472, 1992. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.1992.tb00013.x>.

PINHA, L. C.; BRAGA, M. J.; CAMPOS, A. C. Grau de concorrência e poder de mercado nas exportações de leite em pó para o Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 54, p. 393-412, 2016. DOI: <https://doi.org/10.1590/1234-56781806-94790540301>.

SANTOS, D. F.; BARROS, G. S. C. Importações brasileiras de leite: impactos micro e macroeconômicos. **Economia Aplicada**, v. 10, p. 541-559, 2006. DOI: <https://doi.org/10.1590/S1413-80502006000400004>.

SILVA FILHO, J. V. D.; FIGUEIRA, S. R. F. Impact of economic factors on formal milk collection by the dairy industry in the main producing states in Brazil: a cointegration analysis. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v. 48, p. e20180176, 2019. DOI: <https://doi.org/10.1590/rbz4820180176>.

SIMS, C. A. Macroeconomics and reality. **Econometrica**, v. 48, n. 1, p. 1-48, 1980. DOI: <https://doi.org/10.2307/1912017>.

SIMS, C. A. Are forecasting models usable for policy analysis? **Quarterly Review**, v. 10, n. 1, p. 2-16, 1986. DOI: <https://doi.org/10.21034/qv.1011>.

TRIATMOJO, A. et al. Exploring the Impact of Input Costs on Farmgate Milk Prices in EU Countries: an Empirical Analysis. In: **BIO Web of Conferences**. EDP Sciences, 2025. p. 05004. DOI: <https://doi.org/10.1051/bioconf/202519205004>.

VILELA, D. et al. A evolução do leite no Brasil em cinco décadas. **Revista de Política Agrícola**, v. 26, n. 1, p. 5-24, 2017.