

MERCADO DE CARNE BRASILEIRA: ANÁLISE DA DEMANDA DE 2012 A 2023 *BRAZILINA MEAT MARKET: DEMAND ANALYS FROM 2012 TO 2023*

Autor(es): Thiago Bernardinho de Carvalho; Cristiane Mitie Ogino

Filiação: Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada - CEPEA Esalq/USP

E-mail: tbcarval@cepea.org.br; cristiane.ogino@cepea.org.br

Grupo de Trabalho (GT): GT1. Mercados agrícolas e comércio exterior

Resumo

As carnes de frango, bovina e suína são as principais fontes de proteína animal consumidas no Brasil, e o país é um grande exportador dessas proteínas. Isso faz com que o preço interno seja influenciado por fatores tanto internos quanto externos. O preço desempenha um papel importante na dinâmica de consumo dessas carnes ao longo do tempo. Entre 2012 e 2023, a pandemia de Covid-19, o aumento das exportações e a alta dos custos de produção podem ter alterado a demanda por carnes no Brasil. O objetivo deste estudo foi estimar a demanda por carne bovina, suína e de frango, além de calcular a elasticidade de dispêndio, elasticidade-preço própria e elasticidade-preço cruzado. Para isso, foi utilizado o modelo QUAIDS, com dados sobre consumo aparente e preços dessas carnes. Os resultados mostraram que as carnes são bens normais, com elasticidade de dispêndio próxima a 1. As elasticidades-preço indicaram que essas carnes são bens inelásticos, característicos de bens essenciais. As elasticidades-preço cruzado revelaram que todas as carnes são substitutas entre si. Esses achados reforçam a importância dessas carnes na alimentação brasileira e destacam a necessidade de políticas públicas que promovam a acessibilidade e a segurança alimentar, especialmente em períodos de alta de preços.

Palavras-chave: Elasticidade; Preço; Consumo; Proteína Animal.

Abstract

Chicken, beef, and pork are the primary sources of animal protein consumed in Brazil, and the country is a major exporter of these proteins. As a result, domestic prices are influenced by both internal and external factors. Price plays a crucial role in the consumption dynamics of these meats over time. Between 2012 and 2023, the Covid-19 pandemic, increased exports, and rising production costs may have altered meat demand in Brazil. The objective of this study was to estimate the demand for beef, pork, and chicken, as well as to calculate expenditure elasticity, own-price elasticity, and cross-price elasticity. The QUAIDS model, using data on apparent consumption and prices of these meats, was employed. The results indicated that these meats are normal goods, with expenditure elasticity close to 1. Price elasticities revealed that these meats are inelastic, a characteristic of essential goods. Cross-price elasticities showed that all meats are substitutes for one another. These results emphasize the importance of these meats in the Brazilian diet and underscore the need for public policies that enhance accessibility and food security, particularly during periods of rising prices.

Key words: Elasticity; Price; Consumption; Animal Protein

1. Introdução

As carnes de frango, bovina e suína são as principais fontes de proteína animal na alimentação dos brasileiros. No entanto, o Brasil também se destaca como um grande exportador desses produtos. Dessa forma, alterações no cenário econômico, tanto interno quanto externo, influenciam o preço doméstico, o que pode resultar em mudanças no comportamento de consumo de carne pelos brasileiros ao longo do tempo. Compreender essas preferências é essencial para ajustar a dinâmica do mercado.

O Brasil é um dos maiores produtores e consumidores de carne no mundo, especialmente de carne bovina e de frango. De acordo com dados do Departamento de Agricultura dos Estados Unidos (USDA, 2025), o Brasil ocupa a segunda posição mundial na produção de carne bovina desde 2005, com sua produção cada vez mais próxima à dos Estados Unidos, o maior produtor global. No consumo doméstico, o Brasil é o terceiro maior demandador de carne bovina, com aproximadamente 8 milhões de toneladas consumidas

anualmente, ficando atrás apenas dos Estados Unidos e, desde 2018, da China, cujo consumo aumentou devido à substituição da carne suína, impactada pela Peste Suína Africana.

Em relação à carne de frango, o Brasil figura entre os três maiores produtores mundiais, alternando entre o segundo e o terceiro lugar com a China, sendo os Estados Unidos o líder do *ranking*. No consumo, o Brasil se mantém entre os três maiores, com uma média anual de 10 milhões de toneladas, posicionando-se ao lado da União Europeia, ficando atrás apenas dos Estados Unidos e da China.

No mercado de carne suína, o Brasil ocupa a quarta posição na produção, embora distante dos grandes produtores como China, União Europeia e Estados Unidos. Quanto ao consumo, o país é o quinto maior demandador, com 3 milhões de toneladas consumidas anualmente, atrás de China, União Europeia, Estados Unidos, Rússia e Vietnã.

Desde 2010, o consumo de carne de frango superou o de carne bovina no Brasil, consolidando-se como a carne mais consumida pelos brasileiros (USDA, 2024). Essa diferença de consumo se ampliou durante o período de 2020 a 2022, que corresponde ao auge da pandemia de Covid-19. Durante esse período, o consumo de carne bovina foi, em média, de 7,5 milhões de toneladas, enquanto nos anos anteriores e posteriores à pandemia, esse consumo ficou ligeiramente acima de 8 milhões de toneladas. O consumo de carne de frango, antes de 2019, era de aproximadamente 9,5 milhões de toneladas anuais, mas aumentou para 10,1 milhões de toneladas após esse ano. Já o consumo de carne suína, que vinha crescendo até 2019, quando alcançou 3,1 milhões de toneladas anuais, registrou uma leve queda em 2020, estabilizando-se em 3 milhões de toneladas a partir de então.

Um dos fatores que contribuiu para a redução no consumo de carne durante a pandemia foi o aumento nos preços, especialmente da carne bovina, que passou de R\$ 16,00 para mais de R\$ 19,00 entre o final de 2019 e julho de 2022 (CEPEA, 2024). Além das turbulências no mercado causadas pela Covid-19, uma série de outros fatores também contribuiu para o aumento nos preços, como a elevação das exportações devido à alta demanda internacional e o alto custo de produção. No caso da carne bovina, a redução no número de abates de bovinos no Brasil, decorrente do ciclo pecuário, também diminuiu a oferta dessa proteína.

Especificamente sobre as exportações, houve um aumento expressivo nas vendas de carne bovina, suína e de frango pelo Brasil por volta de 2020, em especial para a China, conforme dados do ComexStat (2024). As exportações de carne bovina começaram a crescer em 2015, impulsionadas pela demanda chinesa. Embora tenham diminuído em 2021 devido a embargos relacionados a suspeitas de vaca louca, essas exportações atingiram um pico em 2022, com o valor exportado para a China chegando a US\$ 8 bilhões, resultando em uma exportação total de US\$ 13 bilhões. A carne de frango experimentou um aumento nas exportações iniciado em 2021, com o valor total exportado passando de US\$ 7,2 bilhões para mais de US\$ 9 bilhões. A exportação de carne suína também teve crescimento a partir de 2020, passando de uma média de US\$ 1,4 bilhão entre 2010 e 2019 para mais de US\$ 2,3 bilhões. Essas altas exportações afetaram os preços internos, o que possivelmente influenciou a demanda dos consumidores brasileiros.

O preço das carnes é um dos principais fatores que influenciam a decisão de compra dos consumidores (CHEN e ABLER, 2013; HOBBS, 2021; HÖTZEL e VANDRESEN, 2022; LIU et al., 2023). No entanto, aspectos socioeconômicos também têm se mostrado muito influentes nas decisões de compra (ŽUREK e RUDY, 2024; LIU et al., 2023). Além disso, a crescente preocupação com a sustentabilidade e o bem-estar animal tem levado consumidores, especialmente os de maior poder aquisitivo, a redefinir suas decisões de compra com base nesses critérios.

Diante das mudanças no mercado de carnes, o objetivo deste estudo foi estimar a demanda por carnes no Brasil entre 2012 e 2023. Além disso, foram calculadas as elasticidades

de dispêndio, as elasticidades-preço da demanda e as elasticidades-preço cruzado para as carnes bovina, suína e de frango. O estudo utilizou como variáveis a quantidade consumida aparente per capita dos diferentes tipos de carne no mercado doméstico, os preços das carnes e o PIB per capita. O modelo empregado foi o *Quadratic Almost Ideal Demand System* (QUAIDS).

A análise foi realizada com dados mensais, abrangendo os períodos pré e pós-pandemia de Covid-19, bem como um momento em que o Brasil aumentou as exportações, permitindo uma compreensão detalhada do comportamento do mercado em um contexto alterado pela crise sanitária, que impactou significativamente diversos setores econômicos, e pelas questões externas que influenciaram a oferta interna, além de outras alterações no mercado.

Entender essas mudanças é essencial para decifrar as dinâmicas do mercado, fornecendo subsídios tanto para o planejamento estratégico da cadeia produtiva quanto para a formulação de políticas públicas que promovam a segurança alimentar e o desenvolvimento sustentável.

2. Revisão de Literatura

O consumo de proteínas de origem animal é fortemente influenciado por fatores como o crescimento populacional e mudanças nos hábitos alimentares ao longo do tempo. Após a pandemia de Covid-19, os aspectos socioeconômicos tornaram-se ainda mais determinantes na demanda por carnes, resultando em mudanças no padrão de consumo (ŽUREK e RUDY, 2024; LIU et al., 2023).

Uma revisão de literatura conduzida por Žurek e Rudy (2024) revelou que, em países economicamente menos desenvolvidos, houve um aumento na demanda por carnes mais baratas e uma redução na procura por carnes de maior custo, como a carne bovina, durante a pandemia de Covid-19. Liu et al. (2023) também verificaram que um preço acessível de carnes é um dos fatores que motivam a compra por carne bovina neste período.

De acordo com Hobbs (2021), além dos preços, a pandemia fez com que os consumidores pensarem mais sobre o sistema alimentar e as suas escolhas. Isto é, houve maior interesse em entender sobre produção, processamento, distribuição e consumo dos alimentos, uma vez, que a pandemia expôs algumas fraquezas da cadeia, como a dependência de fornecedores/consumidores globais, o que colocou em risco o abastecimento das nações e aumentando os custos. A título de exemplo, o estudo de Belarmino, Pabsdorf e Padula (2023) sobre o mercado brasileiro de carne de frango demonstrou que a pandemia aumentou substancialmente os custos de produção e reduziu a lucratividade da cadeia produtiva, impactando a competitividade do setor. As restrições sanitárias reduziram a circulação de mercadorias, o que, entre outras consequências, provocou um aumento na volatilidade dos preços das carnes e mudanças nos hábitos de consumo, como a maior demanda por alimentos mais seguros e sustentáveis.

Estudos anteriores a pandemia, como o de Mathijs (2015), exploraram os padrões de consumo de carne em diferentes países e não identificaram uma relação direta entre renda e consumo de carne, observando uma alta diversidade de comportamentos. Chen e Abler (2013), ao realizarem uma meta-regressão de estudos sobre elasticidade renda e preços de 1988 a 2011 nos países do BRIIC (Brasil, Rússia, Índia e China), concluíram que as demandas por carne eram mais sensíveis às variações de preços e menos sensíveis à renda. Esses autores destacaram que preços acessíveis foram os principais impulsionadores das compras de carne.

No Brasil, Hötzel e Vandresen (2022) identificaram que, entre os principais critérios para a compra de carnes, encontram-se tanto o preço quanto a qualidade dos produtos. Em relação a essa última, alguns consumidores estão dispostos a pagar um valor mais elevado para adquirir carnes provenientes de sistemas de produção que respeitam o bem-estar animal. Muitas vezes, esses consumidores associam a qualidade ao modo de produção, sendo, em sua maioria,

indivíduos de maior poder aquisitivo. Em estudo realizado por Tavares et al. (2023) sobre a influência dos preços na demanda de carne bovina entre 2017 e 2020 no Brasil, foi observado que o consumo diminui à medida que os preços aumentam, afetando principalmente a população de baixa renda.

Considerando as estimativas de demanda por carne no mercado brasileiro, são frequentemente realizados estudos sobre o assunto, uma vez que as carnes são alimentos centrais na dieta da maioria da população (VEIGA et al., 2023). Um exemplo disso é o estudo de Siqueira et al. (2022), que analisaram o impacto da renda na demanda por diferentes proteínas animais a partir das Pesquisas de Orçamentos Familiares (POF) de 2002-2003, 2008-2009 e 2017-2018. Utilizando o método dos mínimos quadrados, os autores observaram que a elasticidade-renda da carne aumentou ao longo do tempo. Especificamente para a POF de 2008-2009, Travassos e Coelho (2017) analisaram a demanda por diferentes subgrupos de carne bovina, suína e de frango, utilizando o modelo QUAIDS. Eles encontraram que a elasticidade do dispêndio foi superior a 1, indicando que o aumento nos gastos resultou em um aumento mais do que proporcional no consumo de carne, considerando as carnes como bens superiores.

Travassos e Coelho (2017) também analisaram a elasticidade-preço própria e a elasticidade-preço cruzado. Os resultados indicaram que as carnes bovina, suína e de frango possuem demanda elástica para os diferentes subgrupos dessas carnes, com exceção das “carnes suínas com e sem osso”, que se mostraram inelásticas. Quanto à elasticidade-preço cruzado, a maioria das relações analisadas indicou substituíbilidade entre as carnes, sendo que houve uma relação de substituição entre as carnes de frango, mas não foi observada essa relação entre os subgrupos de carne bovina e suína.

Utilizando as três POFs de 2002 a 2018, Vaz e Hoffmann (2020) observaram que, nesta última pesquisa, houve uma reversão na tendência de crescimento dos gastos com o grupo 'carnes, vísceras e pescados', embora esse grupo ainda represente a maior parcela das despesas das famílias. A redução desse grupo foi acompanhada pelo aumento dos gastos com proteínas mais acessíveis, como o ovo. A partir das curvas de concentração das despesas, observou-se que a carne bovina de segunda, por ser mais barata, passou a ser consumida por uma faixa mais ampla da população, incluindo pessoas com menor poder aquisitivo. Em contraste, a carne bovina de primeira, mais cara, foi consumida mais frequentemente por pessoas de maior poder aquisitivo.

Considerando o período que engloba a Covid-19, Alves Neto e Costa Júnior (2023) estimaram a demanda das famílias por carne bovina, suína e de frango entre 1970 e 2022, empregando no sistema linear de demanda quase ideal (LA-AIDS), dados de consumo de carnes do Departamento de Agricultura dos Estados Unidos (USDA) e preços do varejo. As elasticidades de gasto indicaram que todas essas carnes são bens normais, com a carne de frango apresentando elasticidade próxima de 1, a carne bovina com a elasticidade mais baixa e a carne suína com valor intermediário. Quanto à elasticidade-preço, todas apresentaram sinais negativos, com as carnes de frango e suína mostrando valores próximos de 1, enquanto a carne bovina teve um valor ligeiramente inferior, sugerindo que a variação de preço da carne de frango impacta menos a demanda em comparação com as outras carnes. A elasticidade-preço cruzado revelou que a carne bovina e a de frango, assim como a suína e a de frango, são bens substitutos, enquanto a carne bovina e suína se mostrou complementares.

Recorrentemente, são realizados estudos para estimar a demanda por carnes, pois o consumo pode variar significativamente dependendo do contexto em que a análise é realizada. Além disso, o surgimento de alternativas às carnes tradicionais, como as carnes cultivadas em laboratório, tem ganhado destaque. No entanto, o consumo de carnes convencionais permaneça sólido entre os brasileiros (FERNANDES et al., 2022; BISCARRA-BELLIO et al., 2023), as

carnes alternativas ainda precisam se tornar mais competitivas em termos de sabor e preço para alcançar uma adoção mais ampla, como destacado por Biscarra-Bellio et al. (2023).

3. Metodologia

3.1. Modelo

O modelo utilizado para a análise da demanda de carne bovina, suína e de frango foi o Modelo *Quadratic Almost Ideal Demand System* (QUAIDS) de Banks, Blundell e Lewbel (1997). Em relação ao modelo *Almost Ideal Demand System* (AIDS) de Deaton e Muellbauer (1980), QUAIDS tem como avanço a incorporação da Curva de Engel de forma não linear nos logaritmos dos gastos, ajustando as estimativas de forma mais precisa com o comportamento observado dos consumidores.

O modelo QUAIDS baseia-se na função de utilidade indireta (V), que pode ser representada por:

$$\ln V \left[\left\{ \frac{\ln m - \ln a(\mathbf{p})}{b(\mathbf{p})} \right\}^{-1} + \lambda(\mathbf{p}) \right]^{-1} \quad (1)$$

onde:

$\ln a(\mathbf{p})$ é a função logaritmo,

$$\ln a(\mathbf{p}) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \alpha_i \ln p_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^k \gamma_{ij} \ln p_i \ln p_j \quad (2)$$

sendo, p_i é o preço do bem i para $i = 1, \dots, k$;

$b(\mathbf{p})$ é o agregador de preços Cobb-Douglas:

$$b(\mathbf{p}) = \prod_{i=1}^k p_i^{\beta_i} \quad (3)$$

e com $\lambda(\mathbf{p})$ igual a:

$$\lambda(\mathbf{p}) = \sum_{i=1}^k \lambda_i \ln p_i \quad (4)$$

em que $\sum_{i=1}^k \lambda_i = 0$.

Além disso, para atender aos fundamentos da teoria da demanda, é necessário observar as restrições de aditividade, homogeneidade e simetria. A restrição de aditividade exige que $\sum_{i=1}^k \alpha_i = 1$, $\sum_{i=1}^k \beta_i = 0$ e $\sum_{j=1}^k \gamma_{ij} = 0$, garantindo que as demandas marshallianas satisfaçam a restrição orçamentária. A restrição de homogeneidade de grau zero estabelece que $\sum_{j=1}^k \gamma_{ji} = 0$, de forma que não haja ilusão monetária, ou seja, o problema do consumidor permanece inalterado se os preços e a renda variarem na mesma proporção. Por fim, a restrição de simetria de Slutsky, que é garantida quando $\gamma_{ij} = \gamma_{ji}$, assegura que os efeitos cruzados da variação de preços de um bem sobre a demanda de outros bens sejam iguais em ambas as direções.

As equações (1), (2), (3) e (4) estabelecem conjuntamente o modelo QUAIDS, que pode ser representada através da equação de parcela da despesa para o bem i (w_i) da seguinte forma:

$$w_{it} = \alpha_i + \sum_{j=1}^k \gamma_{ij} \ln p_{jt} + \beta_i \frac{m_t}{a(p)} + \frac{\lambda_i}{b(p)} \ln \left[\left\{ \frac{m_t}{a(p)} \right\} \right]^2 + u_{it} \quad (5)$$

onde os subscritos i e j representam os índices das variedades de carnes; w_{it} é a parcela da despesa gasta com o bem i no tempo t , dada por: $w_{it} = p_{it}q_{it}/m_t$, em que p_i é o preço do i -ésimo bem, q_i é a quantidade demandada do bem i e m é a renda gasta total. Além disso, p_j é o preço do j -ésimo bem; u_i é o termo de erro. Os parâmetros a serem estimado são α_i , γ_{ij} , β_i e λ_i . Um pressuposto adotado no modelo foi a separabilidade fraca entre as carnes e os demais produtos da cesta de consumo. Dessa forma, foi utilizada a renda total gasta, m_t , como sendo a soma dos gastos totais com carnes no tempo t . Neste estudo, foram consideradas três variedades de carne: carne bovina, carne suína e carne de frango.

Por meio dos coeficientes estimados do modelo QUAIDS, é possível calcular as elasticidades. A elasticidade do gasto para o i -ésimo bem é dada por:

$$\mu_{im} = 1 + \frac{1}{w_i} \left[\beta_i + \frac{2\lambda_i}{b(p)} \ln \left\{ \frac{m}{a(p)} \right\} \right] \quad (6)$$

A elasticidade-preço não compensado (Marshalliana), ϵ_{ij} , pode ser representada por:

$$\epsilon_{ij} = -\delta_{ij} + \frac{1}{w_i} \left(\gamma_{ij} - \left[\beta_i + \frac{2\lambda_i}{b(p)} \ln \left\{ \frac{m}{a(p)} \right\} \right] \left(\alpha_j + \sum_l \gamma_{jl} \ln p_l \right) - \frac{\beta_i \lambda_i}{b(p)} \left[\ln \left\{ \frac{m}{a(p)} \right\} \right]^2 \right) \quad (7)$$

E a elasticidade preço da demanda compensada (Hicksiana), ϵ_{ij}^C , obtidas a partir da equação de Slutsky:

$$\epsilon_{ij}^C = \epsilon_{ij} + \mu_i w_i \quad (8)$$

O modelo QUAIDS foi estimado utilizando o método de Regressões Aparentemente Não Relacionadas (*Seemingly Unrelated Regressions* - SUR).

3.2. Dados

Para estimar a quantidade demandada de carnes bovina (`consumo_bovino`), suína (`consumo_suino`) e de frango (`consumo_frango`) no Brasil, utilizou-se como *proxy* a quantidade consumida aparente *per capita*. Essa quantidade foi calculada pela soma da quantidade produzida com a quantidade importada de carne, subtraída da quantidade exportada, sendo o resultado dividido pela população total. A quantidade produzida de carne foi obtida a partir da Pesquisa Trimestral de Abate de Animais, divulgada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 2024a). As informações sobre as quantidades importada e exportada de carne foram extraídas do Sistema de Estatísticas do Comércio Exterior, disponibilizado pelo ComexStat (2024). A população total utilizada foi a estimada pela Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua, divulgada pelo IBGE (2024b).

Em relação aos preços, foram utilizados os preços das carnes bovina (`pr_bovino`), suína (`pr_suino`) e de frango (`pr_frango`) no atacado, fornecidos pelo Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA, 2024). A escolha do preço do atacado para estimar a demanda se deve à maior estabilidade dos preços no atacado, que tendem a variar menos do que o varejo. Ademais, os preços do atacado são mais representativos do mercado como um todo e permite uma visão mais agregada da demanda de carne em nível de Brasil, reduzindo a variabilidade regional nos preços. Essas séries de preços foram deflacionados pelo IGP-DI divulgado pela Fundação Getúlio Vargas (FGV, 2024) com mês base dezembro de 2025.

Os dados utilizados apresentaram frequência mensal, abrangendo o período de janeiro de 2012 a dezembro de 2023, totalizando 144 observações.

4. Resultados e Discussão

4.1. Estatísticas Descritivas

As estatísticas descritivas das variáveis utilizadas no presente estudo estão apresentadas na Tabela 1.

De acordo com a estatística descritiva, os maiores valores de consumo aparente *per capita* referem-se à carne de frango, seguida pela carne bovina e pela carne suína. No entanto, a carne suína apresenta o maior coeficiente de variação, o que indica que seu consumo é mais variável em comparação com as outras carnes. Quanto aos preços, os maiores valores foram observados para a carne bovina, enquanto a carne de frango teve o menor preço. A carne suína também apresenta o maior coeficiente de variação nos preços.

Tabela 1. Estatística descritiva para consumo aparente *per capita* e os preços no atacado de carnes.

Variável	Média	Mínimo	Máximo	Coef. Variação (%)
consumo_bovino	2,51	1,51	3,09	10,0
consumo_suíno	1,31	0,95	1,73	14,5
consumo_frango	2,90	1,94	3,80	10,9
pr_bovino	17,37	13,29	22,82	13,1
pr_suíno	10,74	7,78	16,52	15,5
pr_frango	6,87	4,85	8,60	9,8

Fonte: Dados da pesquisa.

Nas figuras 1 e 2, são apresentados o comportamento do consumo aparente *per capita* e os preços no atacado das carnes no Brasil, respectivamente.

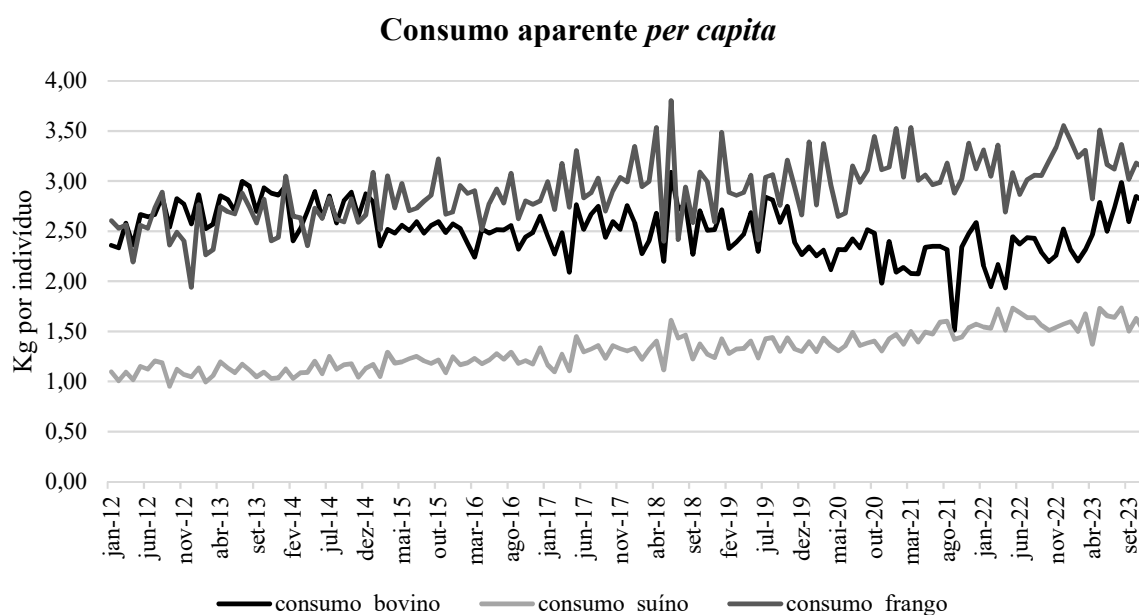


Figura 1. Consumo aparente *per capita* de carne de frango, bovina e suína no Brasil entre janeiro de 2012 e dezembro de 2023.

Fonte: Dados da pesquisa.

A análise gráfica da figura 1 mostra que, entre 2012 e 2014, o consumo de carne bovina e de frango era próximo. No entanto, a partir de 2015, o consumo de frango superou o de carne bovina. O distanciamento entre o consumo de carne de frango e o de carne bovina se acentuou entre o final de 2019 e o início de 2023, período em que houve uma redução no consumo de carne bovina, devido ao aumento de seu preço.

A figura 2 indica uma mudança no patamar de preços da carne bovina no final de 2019. De 2015 a 2019, o preço ficou em torno de R\$ 17 por quilo, mas, a partir de 2020 até meados de 2022, o preço subiu para aproximadamente R\$ 20 por quilo. Por outro lado, o preço da carne de frango permaneceu relativamente estável.

Quanto à carne suína, observou-se uma leve tendência de aumento no consumo entre 2015 e 2022, após esse período se estabilizou em 1,6kg por indivíduo. Em relação ao comportamento dos preços da carne suína, constatou-se maior instabilidade quando comparada às outras carnes. O pico de preço ocorreu em novembro de 2020, quando o quilo chegou a R\$ 16,52, o maior valor do período analisado.

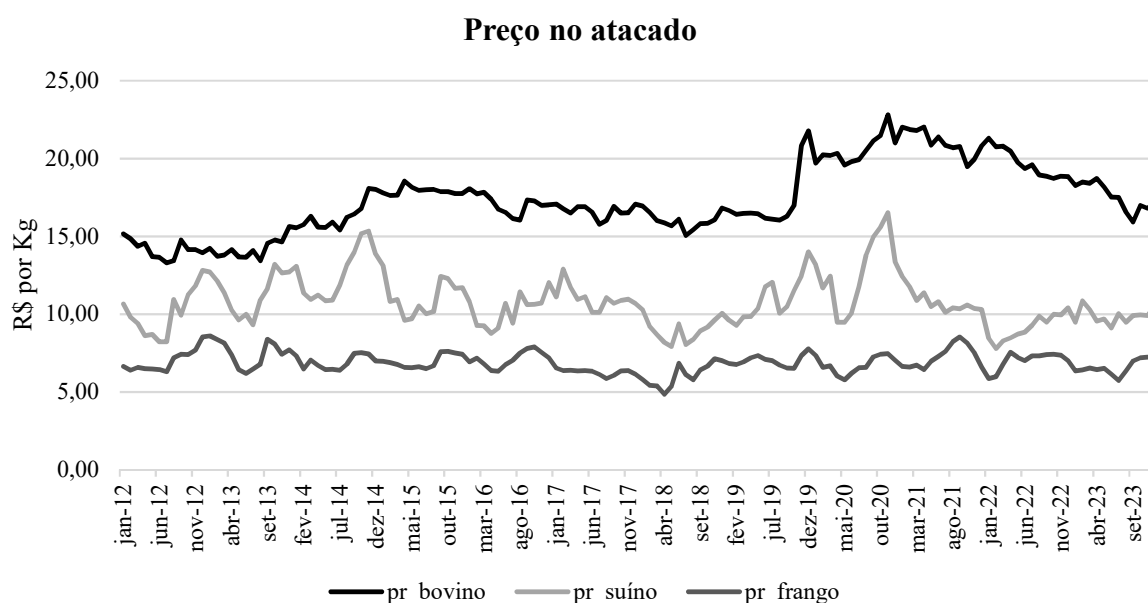


Figura 2. Preços de carne de frango, bovino e suíno no atacado brasileiro entre janeiro de 2012 e dezembro de 2023, deflacionado pelo IGP-DI com mês base dezembro de 2023.

Fonte: Dados da pesquisa.

Como os dados encontram-se indexados no tempo, primeiramente é necessário realizar alguns testes preliminares para avaliar as séries antes de aplicar o modelo QUAIDS para a adequada especificação. Dentre os testes, tem-se o teste de raiz unitária das séries para analisar a estacionariedade das séries. Uma série é dita estacionária, ou ausente de raiz unitária, quando a média ou constante ao longo do tempo.

O teste de raiz unitária empregado foi o teste DF-GLS de Elliott, Rothenberg e Stock (1996), cuja hipótese nula é igual a presença de raiz unitária ($H_0: \rho = 0$) e a hipótese alternativa a ausência ($H_0: \rho < 0$). No teste realizado nas séries em nível, os resultados mostram a não rejeição de raiz unitária para o preço, considerando tanto a presença e ausência de componentes determinísticos (tendência e constante).

Para verificar se na primeira diferença, as séries se tornam estacionária, realizou-se os mesmos testes com as séries transformadas. Os resultados dos testes indicaram a rejeição da hipótese nula para todos pelo menos para os testes sem nenhuns componentes determinísticos. Logo, considero que as séries de preços são integradas de ordem 1 - I(1).

Tabela 2. Resultado do teste de raiz unitária (DF-GLS)

Série	Componente determinista	Defasagens ¹	Estatística do teste	Valores críticos ²		Resultado da significância
				5%	1%	
pr_bovina	Tendência	0	-2,15	-2,93	-3,46	Não rejeita H ₀
	Constante	1	-1,22	-1,94	-2,58	Não rejeita H ₀
	Nenhum	4	0,53	-1,95	-2,58	Não rejeita H ₀
Δpr_bovina	Tendência	13	-1,18	-2,93	-3,46	Não rejeita H ₀
	Constante	13	-0,98	-1,94	-2,58	Não rejeita H ₀
	Nenhum	3	-6,63	-1,95	-2,58	Rejeita H ₀ ***
pr_frango	Tendência	9	-2,14	-2,93	-3,46	Não rejeita H ₀
	Constante	0	-3,93	-1,94	-2,58	Rejeita H ₀ ***
	Nenhum	9	-0,17	-1,95	-2,58	Não rejeita H ₀
Δpr_frango	Tendência	0	-9,09	-2,93	-3,46	Rejeita H ₀ ***
	Constante	0	-8,23	-1,94	-2,58	Rejeita H ₀ ***
	Nenhum	8	-7,03	-1,95	-2,58	Rejeita H ₀ ***
pr_suína	Tendência	7	-2,53	-2,89	-3,48	Não rejeita H ₀
	Constante	0	-3,69	-1,94	-2,57	Rejeita H ₀ ***
	Nenhum	5	0,06	-1,95	-2,58	Não rejeita H ₀
Δpr_suína	Tendência	13	-2,04	-2,89	-3,48	Não rejeita H ₀
	Constante	1	-4,93	-1,94	-2,57	Rejeita H ₀ ***
	Nenhum	4	-8,19	-1,95	-2,58	Rejeita H ₀ ***

Notas: O símbolo *** denota significância de 1%; na ausência de componentes deterministas, o teste DF-GLS corresponde ao teste ADF (Dickey e Fuller, 1981); Δ denota série na diferença; ¹ número de defasagens estabelecidos pelo critério MAIC; ² valores críticos obtidos em Mackinnon (1996).

Fonte: Dados da pesquisa.

Considerando que as séries temporais apresentaram o mesmo nível de integração (I(1)), foi realizado o teste de cointegração para verificar a existência de relações de longo prazo entre os preços analisados. A identificação de cointegração entre os preços é um requisito fundamental para a estimação do modelo QUAIDS, garantindo consistência teórica e econométrica ao modelo e prevenindo relações espúrias entre as variáveis.

Tabela 3. Resultados do Teste Johansen-Granger (λ-Traço)

Hipótese		Estatística do teste	Valores críticos		Resultado da significância
Nula	Alternativa		5%	1%	
r = 0	r > 0	53,85	8,18	11,65	Rejeita H ₀ ***
r ≤ 1	r > 1	20,8	17,95	23,52	Rejeita H ₀ *
r ≤ 2	r > 2	4,38	8,18	11,65	Não rejeita H ₀

Fonte: Dados da pesquisa.

O teste de cointegração Johansen-Granger, utilizando a estatística λ-traço, proposto por Johansen (1988), foi aplicado. Esse teste adota como hipótese nula que o número de vetores de cointegração é igual ou menor que r (rank de cointegração) e a hipótese alternativa considera a existência maior que r vetores cointegrados. Os resultados indicaram a presença de pelo menos dois vetores cointegrados ao nível de significância de 5%, conforme apresentado na Tabela 3.

4. Resultados do Modelo QUAIDS

Os resultados dos coeficientes estimados do modelo QUAIDS são apresentados na Tabela 4. Todos os coeficientes λ apresentaram significativos em nível de 1% de significância, que é uma das condições requeridas para a utilização do termo quadrático do dispêndio, e consequentemente a adoção do modelo QUAIDS.

Os coeficientes α , que representam a proporção do orçamento destinada a cada tipo de carne, mostraram-se significativos para as três categorias de carne analisadas. Observou-se que a maior parcela do orçamento é destinada à carne bovina, seguida pela carne de frango e, por último, pela carne suína.

Os coeficientes β , que indicam a influência da despesa total do consumidor sobre o orçamento alocado a cada bem, não apresentaram significância estatística. No entanto, verificou-se que a carne bovina e a carne de frango possuem valores positivos para β , o que sugere que a participação no orçamento dessas carnes tende a aumentar conforme a despesa total do consumidor cresce. Por outro lado, a carne suína apresentou um valor negativo para β , indicando que sua participação no orçamento diminui à medida que o total da despesa do consumidor aumenta.

Tabela 4. Resultados da estimativa do modelo QUAIDS (α_i , β_i , γ_{ij} e λ_i)

Coeficiente	Carne bovina (i)	Carne de frango (i)	Carne suína (i)
α	0,5872***	0,2986***	0,1142***
β	-0,0001	-0,0004	0,0005
γ carne bovina (j)	0,0021***	-0,0031***	0,0010***
γ carne de frango (j)	-0,0031***	0,0099***	-0,0068***
γ carne suína (j)	0,0010***	-0,0068***	0,0058***
λ	-1,11*10 ⁻⁵ ***	1,09*10 ⁻⁵ ***	2,49*10 ⁻⁷ ***

Notas: Os símbolos *, ** e *** denotam significância de 10%, 5% e 1% respectivamente.

Fonte: Dados da pesquisa.

Na tabela 5, encontram-se a elasticidade dispêndio das carnes. Os resultados indicam que as carnes bovinas, suínas e de frango apresentam elasticidades próximas de 1, com diferenças sutis, ou seja, são caracterizados como bens normais. Portanto, para essas carnes, mudanças na renda terão impactos quase proporcionais no consumo, com a carne bovina sendo menos elástica do que a carne suína e de frango.

Tal resultado foi semelhante ao encontrado por Alves Neto e Costa Junior (2023), em que encontraram que os três tipos de carnes são bens normais. Além disso, determinaram que a carne bovina foi mais inelástica a renda em relação a carne suína e de frango. Contudo esses resultados diferenciam do encontrado por Travassos e Coelho (2017), em que ao utilizarem dados da POF 2008-2009, encontraram elasticidades de dispêndio acima de 1 para todos os tipos de carne de frango, bovina e suína considerados, a exceção foi apenas para o subgrupo ‘carnes suínas com e sem osso’, cujo valor foi 0,938.

Tabela 5. Elasticidade-dispêndio da demanda

Variável	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
Carne bovina	0,9972	0,0003	0,9963	0,9982
Carne de Frango	1,0039	0,0007	1,0023	1,0057
Carne suína	1,0031	0,0003	1,0023	1,0038

Fonte: Dados da pesquisa.

Os resultados da elasticidade-preço da demanda não compensada estão apresentados na Tabela 6. De acordo com os resultados, os três tipos de carne analisados são bens inelásticos em relação ao preço, o que implica que variações nos preços provocam variações proporcionais menores na quantidade demandada de cada tipo de carne, o que é um comportamento comum para produtos essenciais. Especificamente, um aumento de 1% no preço da carne bovina resulta em uma redução de 0,9946% na quantidade demandada dessa carne, sendo a maior redução entre as carnes analisadas. Em relação à carne de frango, um aumento de 1% no preço leva a uma redução de 0,9623% na demanda, a menor redução quando comparada à carne bovina e à carne suína. Por fim, a carne suína apresenta um comportamento muito similar ao da carne de frango, com uma redução de 0,9685% na quantidade demandada em resposta a um aumento de 1% no preço.

Os resultados diferem dos encontrados por Travassos e Coelho (2017), em que os valores negativos foram maiores, em módulo, que 1 para os subgrupos de carnes bovina, suína e de frango, indicando que são bens elásticos. Alves Neto e Costa Junior (2023), apesar de constarem elasticidade-preço da demanda maior que 1 para a carne suína e de frango, os valores foram quase unitários, caracterizando como sendo inelástico em relação ao próprio preço, enquanto para a carne bovina o valor da elasticidade foi -0,8833. Além disso, de forma contrária aos resultados do presente estudo, Alves Neto e Costa Junior (2023) identificaram que a carne bovina é menos sensível a variação do próprio preço, seguido da carne de frango e carne suína.

Tabela 6. Elasticidade-preço da demanda não compensada (marshalliana)

	Carne bovina	Carne de Frango	Carne suína
Carne bovina	-0,9946	-	-
Carne de frango	-	-0,9623	-
Carne suína	-	-	-0,9685

Fonte: Dados da pesquisa.

Na Tabela 7, apresentam-se os resultados da elasticidade-preço cruzada da demanda compensada, que indicam como as variações de preço de uma determinada carne influenciam a demanda por outro tipo de carne, mantendo o nível de utilidade constante. Os resultados mostram elasticidade positiva para todas as relações, o que indica que as carnes são substitutas entre si.

Tabela 7. Elasticidade-preço cruzada da demanda compensada (hicksiana)

	Carne bovina	Carne de Frango	Carne suína
Carne bovina	-	0,2518	0,1822
Carne de Frango	0,5498	-	0,1540
Carne suína	0,5677	0,2199	-

Nota: Linha indicam a demanda e as coluna os preços.

Fonte: Dados da pesquisa.

A relação mais forte de elasticidade-preço cruzada da demanda foi observada quando houve variação no preço da carne bovina, pois um aumento de 1% no preço da carne bovina resultou em um aumento de 0,5677% na quantidade demandada de carne suína e de 0,5498% na quantidade demandada de carne de frango. Por outro lado, as relações mais fracas ocorreram nas variações no preço da carne suína. Nesse caso, um aumento de 1% no preço da carne suína levou a um aumento de 0,1822% na demanda por carne bovina e a um aumento de 0,1540% na

demanda por carne de frango. De forma intermediária, encontram-se as variações no preço da carne de frango, onde um aumento de 1% no preço do frango resultou em um aumento de 0,2518% na quantidade demandada de carne bovina e de 0,2199% na quantidade demandada de carne suína.

Os resultados obtidos entre as carnes suína e de frango diferem dos encontrados por Travassos e Coelho (2017), que identificaram uma relação de complementariedade entre essas duas carnes, embora esse resultado não fosse o esperado pelos autores. Por outro lado, Alves Neto e Costa Júnior (2023), embora também tenham constatado uma relação de substituição entre a carne bovina e a carne de frango, bem como entre a carne suína e a carne de frango, observaram uma relação de complementariedade entre a carne bovina e a carne suína.

5. Considerações Finais

O estudo analisou a demanda por carne bovina, suína e de frango no Brasil, além de calcular as elasticidades de dispêndio, preço próprio e preço cruzado da demanda, utilizando o Modelo Quadratic Almost Ideal Demand System (QUAIDS) durante o período de janeiro de 2012 a dezembro de 2023, período que compreende pré e pós Covid-19.

Os resultados das elasticidades de dispêndio indicaram que as carnes bovina, suína e de frango são bens normais, com valores próximos de 1. Quanto à elasticidade-preço da demanda não compensada, os três tipos de carne mostraram-se inelásticos em relação aos seus próprios preços, com valores muito semelhantes entre si. Esses achados sugerem que as carnes analisadas são itens essenciais na cesta de consumo dos brasileiros. Portanto, em períodos de alta nos preços das carnes, torna-se importante a implementação de políticas públicas que facilitem o acesso a esses produtos, especialmente para a população mais vulnerável, de modo a garantir a acessibilidade e promover a segurança alimentar. Adicionalmente, é importante incentivar o consumo de alternativas proteicas às carnes tradicionais. O estímulo a essas alternativas pode contribuir para uma dieta mais equilibrada e sustentável, além de reduzir a pressão sobre os preços das carnes.

A elasticidade-preço cruzado da demanda revelou que as carnes analisadas funcionam como substitutas entre si. Ao comparar os resultados deste estudo com a literatura existente, foram identificadas algumas discrepâncias, particularmente no que diz respeito a essa elasticidade. Enquanto em outros estudos algumas carnes foram classificadas como complementares, os resultados deste trabalho diferem, indicando possíveis mudanças nos hábitos de consumo.

Para a estimativa da demanda, foram utilizados dados mensais de quantidade consumida aparente *per capita*, como *proxy* do consumo, e os preços de atacado das respectivas carnes, abrangendo o período de 2012 a 2023. Embora o período analisado e a frequência dos dados diferem de outros estudos, permitindo uma análise mais detalhada das relações entre as variáveis ao longo do tempo, é importante ressaltar algumas limitações. Uma delas é que o consumo aparente pode não refletir com precisão o consumo efetivo dos consumidores finais, uma vez que não considera fatores como perdas durante o processamento, armazenamento e distribuição. Além disso, o preço de atacado pode não corresponder ao preço final pago pelos consumidores, o que pode impactar a precisão das estimativas de demanda.

Outra limitação é a ausência de consideração de fatores externos, como variações climáticas e políticas governamentais, que também podem influenciar a demanda por carne. Estudos futuros poderiam abordar essas limitações, ampliando a compreensão sobre os determinantes da demanda por carne no Brasil.

Referências

- ALVES NETO, A.; COSTA JUNIOR, G. Demanda por carnes no Brasil: Uma análise do consumo das famílias. **Economia & Região**, v. 11, n. 3, p. 405-423, 2023. DOI:<<https://doi.org/10.5433/2317-627X.2023.v11.n3.47297>>.
- BANKS, J.; BLUNDELL, R.; LEWBEL, A. Quadratic Engel curves and consumer demand. **Review of Economics and statistics**, v. 79, n. 4, p. 527-539, 1997. DOI:<<https://doi.org/10.1162/003465397557015>>.
- BELARMINO, L. C.; PABSDORF, M. N.; PADULA, A. D. Impacts of the COVID-19 pandemic on the production costs and competitiveness of the Brazilian chicken meat chain. **Economies**, v. 11, n. 9, p. 238, 2023. DOI:<<https://doi.org/10.3390/economies11090238>>.
- BISCARRA-BELLIO, J. C. et al. Demand changes meat as changing meat reshapes demand: the great meat revolution. **Meat Science**, v. 196, p. 109040, 2023. DOI: <<https://doi.org/10.1016/j.meatsci.2022.109040>>.
- CHEN, D.; ABLER, D. Demand growth for animal products in the BRIIC Countries. *Agribusiness*, v. 30, n. 1, p. 85-97, 2014. DOI:<<https://doi.org/10.1002/agr.21368>>.
- COMEXSTAT. **Sistema de Estatísticas do Comércio Exterior**. Disponível em: <<https://comexstat.mdic.gov.br/pt/geral>>. Acessado em 20 de setembro de 2024.
- DEATON, A. S.; MUELLBAUER, J. **Economics and consumer behavior**. Cambridge: Cambridge University Press, 1980.
- DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica**, Oxford, 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**, Oxford, v.64, n.4, p. 813-836, 1996. DOI: <<https://doi.org/10.2307/2171846>>.
- FERNANDES, A. M. et al. Beef as a socio-cultural identity: Rural and urban consumers' attitudes from Rio Grande do sul, Brazil, facing cultured beef. **Journal of Rural Studies**, v. 95, p. 438-448, 2022. DOI:<<https://doi.org/10.1016/j.jrurstud.2022.09.035>>.
- FGV - Fundação Getúlio Vargas. **Índice Geral de Preços - Disponibilidade Interna (IGP-DI)**. Disponível em: <<https://portalibre.fgv.br/>>. Acesso em: 25 de setembro de 2024.
- HOBBS, J. E. The Covid-19 pandemic and meat supply chains. **Meat science**, v. 181, p. 108459, 2021. DOI: <<https://doi.org/10.1016/j.meatsci.2021.108459>>.
- HÖTZEL, M. J.; VANDRESEN, B. Brazilians' attitudes to meat consumption and production: Present and future challenges to the sustainability of the meat industry. **Meat Science**, v. 192, p. 108893, 2022. DOI: <<https://doi.org/10.1016/j.meatsci.2022.108893>>.
- IBGE - Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Sistema IBGE de Recuperação Automática: **Pesquisa Trimestral do Abate de Animais**. Disponível em: <<https://sidra.ibge.gov.br/home/abate/brasil>>. Acessado em 20 de setembro de 2024a.
- IBGE - Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Sistema IBGE de Recuperação Automática: **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua Mensal**. Disponível em: <<https://sidra.ibge.gov.br/tabela/6022>>. Acessado em 20 de setembro de 2024b.
- JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, North-Holland, v. 12, p. 231-254, 1988. DOI:<[https://doi.org/10.1016/0165-1889\(88\)90041-3](https://doi.org/10.1016/0165-1889(88)90041-3)>.

LIU, J. et al. Consumer perception of the challenges facing livestock production and meat consumption. **Meat Science**, v. 200, p. 109144, 2023. DOI: <<https://doi.org/10.1016/j.meatsci.2023.109144>>.

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)>.

MATHIJS, E. Exploring future patterns of meat consumption. **Meat Science**, v. 109, p. 112-116, 2015. DOI: <<https://doi.org/10.1016/j.meatsci.2015.05.007>>.

TAVARES, Máira et al. The influence of pricing interventions in food choices on Brazil: An agent-based modelling approach. **Sustainable Production and Consumption**, v. 44, p. 250-262, 2024. DOI: <<https://doi.org/10.1016/j.spc.2023.12.015>>.

TRAVASSOS, G. F.; COELHO, A. B. Padrão de substituição entre carnes no consumo domiciliar do Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 55, p. 285-304, 2017. DOI: <<https://doi.org/10.1590/1234-56781806-94790550205>>.

USDA – United States Department of Agriculture. Foreign Agricultura Service: **Production, Supply and Distribution**. Disponível em: <<https://apps.fas.usda.gov/psdonline/app/index.html#/app/advQuery>>. Acessado em 31 de março de 2025.

VAZ, D. V.; HOFFMANN, R. Elasticidade-renda e concentração das despesas com alimentos no Brasil: uma análise dos dados das POF de 2002-2003, 2008-2009 e 2017-2018. **Revista de Economia**, v. 41, n. 75, 2020. DOI: <<https://doi.org/10.5380/re.v41i75.70940>>.

VEIGA, C. P. da et al. Consumer behavior concerning meat consumption: evidence from Brazil. **Foods**, v. 12, n. 1, p. 188, 2023. DOI: <<https://doi.org/10.3390/foods12010188>>.

ŽUREK, J.; RUDY, M. Impact of the COVID-19 pandemic on changes in consumer purchasing behavior in the food market with a focus on meat and meat products—A comprehensive literature review. **Foods**, v. 13, n. 6, p. 933, 2024. DOI: <<https://doi.org/10.3390/foods13060933>>.