
Demanda por carnes no Brasil: Uma análise do consumo das famílias brasileiras entre 1970 e 2022

Augusto Alves Neto¹ <https://orcid.org/0000-0002-4280-5988>Geraldo Costa Junior² <https://orcid.org/0000-0001-7684-3758>Recebido em: 03/01/2023
Aprovado em: 07/07/2023

Resumo

O consumo de carnes no Brasil passou por uma grande expansão nas últimas décadas, passando de 27kg para 97kg anuais per capita num espaço de pouco mais de 40 anos. A mudança da estrutura de produção ocorrida ao longo do tempo fez com que os preços das carnes diminuíssem, tendo com uma das consequências o aumento do consumo de carne por parte da população brasileira. O objetivo do presente trabalho é estimar a demanda familiar de carnes bovina, suína e de frango no Brasil. São utilizados dados de preços do Instituto de Economia Agrícola (IEA) e consumo do *United States Department of Agriculture* (USDA) no período de 1970 a 2022. Foram também estimadas as elasticidades-gasto, elasticidades-preço da demanda e elasticidades-preço cruzadas da demanda. A metodologia do trabalho baseia-se no sistema linear de demanda quase ideal (LA-AIDS). A evolução dos preços, assim como as elasticidades apresentadas mostram que as carnes bovina, suína e de frango são bens normais e que existe uma forte relação de substitutibilidade entre as carnes bovina e de frango e entre as carnes suína e de frango. Além disso, existe uma relação relativamente fraca de complementariedade entre as carnes bovina e suína.

Palavras-chave: consumo de carnes; demanda; elasticidades.

Código JEL: D01; D12; Q11

¹ Mestre em Economia Aplicada pela Universidade de São Paulo - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz (ESALQ- USP) E-mail augustoan@usp.br

² Professor Adjunto do Departamento de Empreendedorismo e Gestão – Universidade Federal Fluminense (STE – UFF) E-mail: geraldocjr@gmail.com

Demand for meat in Brazil: An analysis of the meat consumption of Brazilian families between 1970 and 2022

Meat consumption in Brazil underwent a major expansion in recent decades. Per capita consumption of meat went from 27kg to 97kg in a 40-year period. Changes in production over the last decades caused a decline in meat prices, increased production by farmers, and ultimately triggered an increase in meat consumption by the Brazilian population. The objective of this study is to estimate the household demand for meat in Brazil. We also sought to estimate the price elasticity of demand, cross-price elasticity of demand and income elasticity. The methodology is based on the Almost Ideal Demand System (LA-AIDS). Price data were obtained from the Agricultural Economics Institute (IEA, 2022) and the consumption data were obtained from the United States Department of Agriculture (USDA, 2022). The period of analysis is 53 years, from 1970 to 2022. The price and elasticities analysis shows that beef, pork and chicken are normal goods and that there is a strong substitutability relationship between beef and chicken and between pork and chicken. Furthermore, there is a relatively low ratio of complementarity between beef and pork.

Keywords: meat consumption; demand; elasticity.

JEL code: D01; D12; Q11

Introdução

De acordo com projeções feitas pela Companhia Brasileira de Abastecimento (CONAB), o consumidor brasileiro terá à sua disposição, em 2023, cerca de 51,2kg de carne de frango e 18,2kg de carne suína, que correspondem aos valores mais altos já estimados para o consumo per capita dessas carnes. Por outro lado, estarão disponíveis para este consumidor apenas 25,9kg de carne bovina, um dos menores valores já estimados.

Apesar de esses dados refletirem situações de oferta e demanda conjunturais, eles também trazem à luz mudanças estruturais no consumo de carnes por famílias brasileiras. Nos últimos 40 anos, o consumo de carnes no país cresceu cerca de 220% (USDA, 2016), o que mostra que a tendência do consumo de carnes no Brasil segue uma tendência ascendente. O aumento de consumo está relacionado com a diminuição de preços das carnes, aumento da produção e aumento de renda da população ocorridos no corte temporal apresentado.

Juntamente com o aumento do consumo de carnes no Brasil houve uma significativa mudança na composição do consumo. Entre os anos de 2004 e 2005, a carne de frango passou a ser a mais consumida pelas famílias brasileiras, deixando a carne bovina em segundo lugar, seguida da carne de porco (USDA, 2016; Travassos; Coelho, 2017). Existem alguns fatores que podem explicar tal mudança, como a dinâmica de preços e do poder de compra da população, o grau de substituíbilidade e complementariedade em relação às outras carnes disponíveis na economia, entre outros.

Compreender a dinâmica do consumo de carnes no Brasil é de grande importância para uma ampla gama de agentes públicos e privados. Na esfera da governamental, a correta compreensão do consumo de carnes é um componente de

fundamental importância para a formulação de políticas públicas que garantam a segurança alimentar no âmbito dos Objetivos de Desenvolvimento Sustentável (ODS) e previnam a ocorrência de desertos alimentares (Resende Filho; Souza; Lima, 2016). No âmbito privado, o correto entendimento da dinâmica e consumo de carnes é essencial para que a oferta deste bem seja otimizada, contribuindo assim para a elevação do bem-estar social.

Nesse sentido, o objetivo principal do presente trabalho é estimar a demanda pelas carnes bovina, suína e de frango no Brasil, bem como as elasticidades-preço da demanda, as elasticidades-preço cruzadas da demanda e as elasticidades gasto para cada tipo de carne. Este trabalho se diferencia dos demais por utilizar os dados mais recentes do consumo de carnes no Brasil e também por abranger o período da recente recessão econômica dos anos 2014-2022. Nesse sentido, busca-se também verificar se nossos resultados apontam na direção de alguma mudança significativa no consumo como consequência da recessão dos anos 2014-2015 e da crise da covid-19, sendo que tempos de crises afetam a renda do consumidor e os preços da economia de forma geral.

Revisão de Literatura

O Brasil figura entre os maiores produtores e consumidores mundiais de carne de boi, carne de frango e carne suína (USDA, 2022). Não obstante, os estudos acerca de demanda doméstica de carnes no Brasil são ainda escassos (Carvalho, 2007; Coelho, 2006; Coelho; Aguiar; Eales, 2010; Hoffmann, 2010; Pintos-Payeras, 2009; Resende Filho *et al.*, 2012; Travassos; Coelho, 2017).

O Quadro 1 a seguir sumariza os principais trabalhos sobre demanda por carnes no Brasil. Sendo um assunto já consolidado na literatura, os principais componentes da análise da demanda de carnes são a elasticidade-preço da demanda, a elasticidade-preço cruzada da demanda e a elasticidade renda da demanda. Esta revisão busca abranger o que os trabalhos mais recentes e relevantes trazem sobre cada um destes componentes da demanda de carnes no Brasil.

Em seu trabalho sobre demanda de alimentos, Coelho (2006) utilizou uma cesta de produtos escolhidos a partir da Pesquisa de Orçamento Familiar (IBGE, [2003]). Dentre estes produtos, analisou-se a carne bovina de primeira, a carne bovina de segunda, a carne de frango e a carne suína. A metodologia apresentada pelo autor foi o modelo quadrático AIDS (QUAIDS), com dois estágios de estimação. Entre os resultados encontrados, o autor concluiu que apenas a carne bovina de primeira é inelástica ao preço. As demandas por carne bovina de segunda e a carne suína mostraram-se elásticas a variações nos seus respectivos preços.

Posteriormente, Coelho, Aguiar e Eales (2010) apresentam uma cesta de alimentos baseada na POF de 2002-2003, e entre esses produtos, a categoria carnes foi a escolhida, como carne bovina de primeira, carne bovina de segunda, porco e frango. A metodologia utilizada para a estimativa é a mesma apresentada por Coelho (2006), ou seja, modelo AIDS em dois estágios.

Quadro 1 – Quadro-resumo dos principais trabalho sobre demanda de carnes no Brasil

Autores	Dados	Modelo	Tipos de Carnes	Período Analisado
Coelho (2006)	POF 2002-2003	QUAIDS	Carne bovina (de primeira e de segunda), carne de frango e carne suína	2002-2003
Carvalho (2007)	POF 1987-1988; POF 1995-1996; POF 2003-2003	Modelo poligonal	Carne bovina (de primeira e de segunda), carne de frango e carne suína	1987-1988; 1995-1996; 2002-2003.
Pintos-Payeras (2009)	POF 2002-2003	NL-AIDS	Carne bovina (de primeira e de segunda), carne de frango e outras carnes (agregadas)	2002-2003
Hoffmann (2010)	POF 2008-2009	Modelo poligonal	Carne bovina (de primeira e de segunda), carne de frango, carne suína e “carnes, vísceras e pescado”	2008-2009
Coelho <i>et al.</i> (2010)	POF 2002-2003	QUAIDS	Carne bovina (de primeira e de segunda), carne de frango e carne suína	2002-2003
Resende Filho <i>et al.</i> (2012)	USDA; IEA-SP	AIDS	Carne bovina, carne de frango e carne suína	1975-2008
Travassos e Coelho (2017)	POF 2008-2009	QUAIDS	Carne bovina, carne de frango e carne suína e suas subcategorias	2008-2009

Fonte: elaboração dos autores

Quanto às elasticidades-preço da demanda, os resultados foram similares aos encontrados por Coelho (2006). A carne mais sensível ao preço foi a carne suína, e a menos sensível foi a carne bovina de primeira. Tal resultado pode ser explicado pelo fato de a carne suína ter alto grau de substitutibilidade com outras carnes, como com a carne de frango e com a carne bovina de segunda. A elasticidade-preço da demanda por carne bovina de primeira chega próximo ao valor unitário, ou seja, o menor valor dentre todas as elasticidades-preço encontradas. Este resultado mostra que a variação de quantidade consumida deste tipo de carne varia aproximadamente na mesma proporção inversa ao seu preço.

Pintos-Payeras (2009) estimou um sistema de demanda para uma cesta ampliada de produtos, contando com 27 produtos agregados conforme seu grau de identidade. O modelo utilizado pelo trabalho é o modelo AIDS com modificações do tipo não linear (NL-AIDS), utilizando regressões aparentemente não relacionadas para a estimativa dos valores obtidos. Entre os produtos apresentados pelo trabalho estão a carne bovina de primeira, a carne bovina de segunda, o frango e a categoria outras carnes, sendo essa última o agregado de todas as carnes disponível na POF, incluindo a carne de porco, não separada em categoria própria. Existe a separação de estratos conforme a renda do indivíduo, sendo essa os primeiros 50% mais pobres, os 35% seguintes e os 15% mais ricos. Entre os resultados encontrados, concluiu-se que, de modo geral, conforme aumenta-se o estrato, ou seja, quanto maior a renda, menor é a sensibilidade do consumidor com relação aos produtos. Dentre todas as carnes analisadas, a carne bovina de primeira mostrou-se a mais sensível ao preço, enquanto a carne de frango foi a menos sensível ao preço.

Resende Filho *et al.* (2012) buscaram estimar a demanda de carnes no Brasil, usando as carnes conhecidas, como carne bovina, suína e de frango. Os autores adicionam ainda uma outra variável representando os outros bens da economia, fazendo uma análise completa do nível de renda do consumidor. A metodologia proposta é o modelo AIDS quadrático e os resultados encontrados mostram que as demandas das carnes analisadas são inelásticas em relação aos seus respectivos preços, enquanto a categoria agregada “outros produtos da economia” é levemente elástica, próxima ao valor unitário. A carne cuja demanda é mais sensível em relação a variações no preço é a carne de frango. Os autores justificam este resultado argumentando que a carne de frango é facilmente substituída por outras carnes, como carnes bovinas de primeira e segunda. Tal resultado ainda difere do encontrado por Coelho (2006) e Coelho, Aguiar e Eales (2010), que concluem ser a carne suína a que apresenta maior sensibilidade da demanda em relação a variações no preço.

Sobre a relação de substitutibilidade das carnes, até os anos 1990, as carnes bovina, suína e de frango foram apresentadas como substitutas entre si pelos trabalhos desenvolvidos na época, como Brandt (1980) no período de 1947 a 1970, Silva, Toyama e Nyoshii (1977) no período de 1969 a 1974 e Fernandes, Paniago e Lima (1989) de 1964 a 1985.

No entanto, as literaturas contemporâneas apresentam certo grau de complementariedade entre algumas carnes. No ano de 1997, Park *et al.* (1997) apresentam certo nível de complementariedade entre alimentos processados e outros alimentos, que aqui remete principalmente a carne de frango.

Em estudo sobre o sistema de demanda de carnes no Brasil, Santana e Ribeiro (2008) apresentam uma análise baseada no corte temporal de 1980 a 2006, utilizando o modelo *Almost Ideal Demand System* (AIDS). O objetivo principal do trabalho foi

estimar as elasticidades cruzadas da demanda, com o intuito de mostrar as relações de complementariedade e substituíbilidade entre as carnes bovina, suína, frango e pescados no país.

Santana e Ribeiro (2008) concluíram que o pescado é complementar à carne de frango e à carne bovina e substituta à carne suína. A carne suína é complementar à carne de frango e independente das demais carnes. A carne de frango é substituta para o pescado e indiferente às outras carnes. Por fim, a carne bovina é indiferente ao pescado e substituta para as outras carnes analisadas.

Sobre as elasticidades cruzadas da demanda, Coelho (2006) concluiu que a carne bovina de segunda se mostrou substituta da carne bovina de primeira. Além disso, a carne de frango e a carne suína se apresentaram como complementares, o que posteriormente foi confirmado por Santana e Ribeiro (2008). Segundo Coelho (2006), existe também uma relação de complementariedade entre carne de frango e a carne bovina de segunda e entre a carne suína e a carne bovina de segunda.

Sobre a substituíbilidade das carnes, Pintos-Payeras (2009), apresentou que as carnes bovina de primeira, bovina de segunda e de frango são substitutos entre si, enquanto a categoria “outras carnes” se apresentou complementar as carnes apresentadas anteriormente.

Resende Filho *et al.* (2012) concluíram que todas as carnes bovina, de frango e suína são substitutas entre si e que não houve complementariedade em nenhuma interação cruzada. Tal constatação de certa forma contradiz os resultados encontrados por Coelho (2006) e Santana e Ribeiro (2008) e Pintos-Payeras (2009).

Em estudo mais recente, Travassos e Coelho (2017) analisaram as relações de complementariedade e substituíbilidade entre os subgrupos de carnes bovina, suína e de frango. De acordo com os autores, a subcategoria frango inteiro é substituta bruta e líquida da subcategoria partes processadas do frango. Ou seja, os consumidores transitam entre ambas as categorias, optando por aquela em que não houve aumento de preço. Os autores também apontam uma relação de substituíbilidade entre as carnes suínas e bovinas, sendo que quando há aumento de preço nas carnes suínas de maior qualidade, há uma tendência de mudança de consumo para carnes suínas de menor qualidade. O mesmo ocorre quando há aumento de preço nas carnes bovinas de maior qualidade, ou seja, o consumo tende a permanecer no mesmo grupo.

Carvalho (2007), em estudo sobre elasticidade renda das carnes bovina, suína e de frango, argumenta que é grande a importância do potencial do consumo de carnes no Brasil e que esse potencial varia conforme os preços e a renda dos consumidores. O autor estimou as elasticidades a partir do modelo poligonal, dividido por estratos de despesa e renda e utilizou como base de dados a Pesquisa de Orçamento Familiar (POF) em sua versão de 2002-2003.

De acordo com Carvalho (2007), todos os tipos de carne analisados são bens normais, isto é, com um aumento da renda, espera-se que haja um aumento no consumo de todos os tipos de carnes. Neste contexto, a maior variação do consumo a partir de um aumento na renda é esperada para a carne bovina de primeira, seguida da carne suína, de frango e por último a carne bovina de segunda.

Hoffmann (2010) mostra de maneira detalhada as elasticidades utilizando a POF 2008-2009. A metodologia utilizada foi a mesma empregada por Carvalho (2007), ou seja, o ajuste poligonal do consumo dos alimentos. Os alimentos na categoria de carnes apresentadas foram a carne bovina de primeira, carne bovina de segunda, carne de frango, carne suína e pescados. As elasticidades médias mostram que todos

as carnes são bens normais, ou seja, o consumo aumenta com o aumento da renda. Apenas o pescado apresenta valor próximo a zero, mostrando que existe pouca variação de consumo com o aumento da renda. Tal resultado está em conformidade com o encontrado por Carvalho (2007).

Hoffmann (2010) mostra ainda que a carne que tem maior variação de consumo em função da variação da renda é a carne bovina de primeira, seguida da carne bovina de segunda e da carne de frango. Tal resultado ratifica a importância da carne bovina de primeira quando há aumento de renda e do maior consumo da carne de porco frente a carne de frango.

Segundo Coelho, Aguiar e Eales (2010), a carne bovina de primeira apresentou o maior valor de elasticidade renda da demanda, seguida da carne bovina de segunda, carne de porco e carne de frango. Tal ordenamento se assemelha ao encontrado por Hoffmann (2010), porém os valores das elasticidades-renda encontrados se diferenciam dos encontrados por Carvalho (2007).

Por outro lado, Coelho (2006) concluiu que todas as carnes são bens superiores, mostrando que com o aumento de 1% da renda, aumenta-se o consumo de carnes em mais de 1% (1,57% para a carne de primeira, 1,12% para carne de segunda, 1,10% para frango e 1,21% para carne suína). Mais recentemente, resultado semelhante foi encontrado por Travassos e Coelho (2017). Os autores analisaram as elasticidades-dispêndio das carnes bovina, suína e de frango, tendo concluído que nenhuma das carnes podem ser consideradas bem inferiores e, além disso, que todas as carnes são bens superiores, pois tiveram as elasticidades-dispêndio superiores à unidade.

Os resultados encontrados por Resende Filho *et al.* (2012) permitem concluir que apenas a carne suína é um bem inferior, pois quando aumenta-se a renda do consumidor, o consumo de carne de porco decresce, podendo ser explicado pelo consumo de outras carnes ou mesmo de outros produtos da economia. A variável “outros bens da economia” se apresenta como bem superior, ultrapassando o valor de 1, e a carne que mais aumenta sua variação de consumo a partir da variação da renda é a carne de frango, o que contraria o encontrado pelos outros autores (Carvalho, 2007; Coelho; Aguiar; Eales, 2010; Hoffmann, 2010), que foram unânimes em dizer que a demanda por carne bovina de primeira é a mais sensível a variações no preço.

Em relação a estudos sobre demanda de carnes em outros países, Wong, Selvanathan e Selvanathan (2015) estudam a demanda por carnes na Austrália, um país que, assim como o Brasil, é um grande produtor e consumidor de carnes. Os autores mostram que carne bovina pode ser considerada um bem de luxo, enquanto carnes de carneiro, ovelha, frango e porco são bens necessários. Em estudo semelhante, porém com um número maior de subcategorias de carnes, Ulubasoglu *et al.* (2016) observaram que as elasticidades-preço da demanda para as carnes bovina, vitela, carneiro, ovelha e frango são aproximadamente iguais (a -1,4). A carne suína teve a maior elasticidade-preço da demanda, em torno de -2,2, enquanto outras categorias de carne, como salsichas, carnes enlatadas, presunto e bacon tiveram menor elasticidade-preço da demanda (de aproximadamente -0,85).

Chen *et al.* (2016) investigam a elasticidade-preço e a elasticidade-renda para uma cesta de produtos na China, entre estes, um agregado de carnes. Os resultados encontrados pelos autores mostram que a elasticidade-renda da demanda por carne diminuiu à medida que a renda per capita chinesa aumentou, porém, a redução foi bastante modesta. Ao se tratar da elasticidade-preço da demanda, observa-se que

esta se torna mais negativa à medida que a renda per capita aumenta. Apesar de o resultado parecer contraintuitivo, os autores argumentam que a migração de muitos chineses do campo para as cidades aumenta a exposição dessa população a novidades como cadeias de restaurantes e semelhante, o que induz uma mudança no comportamento de consumo da população.

Metodologia

Dados

Os dados do presente trabalho compreendem as séries de preços e de consumo das carnes bovina, suína e de frango no Brasil entre 1970 e 2022. Sobre os preços das carnes, trata-se dos preços mensais no varejo, obtidos no Instituto de Economia Agrícola (IEA, 2022), deflacionados pelo índice IGP-DI para dezembro de 2022 como mês base. A anualização dos preços se deu por média aritmética simples. Os dados de consumo familiar das carnes foram obtidos no Departamento de Agricultura do Estados Unidos (USDA, 2022).

Para o consumo de carnes per capita, foi necessário a utilização da população do país, disponibilizado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 2022), sendo o consumo per capita de carnes a razão entre os valores de consumo familiar bruto de carne pela população brasileira.

O Modelo Almost Ideal Demand System (AIDS)

A fim de se obter as estimativas da elasticidade-preço da demanda, elasticidade-preço cruzada da demanda e elasticidade renda da demanda, optou-se por utilizar o *Almost Ideal Demand System* (AIDS), desenvolvido por Deaton e Muelbauer (1980) em sua versão linear. O modelo linear foi escolhido pela simplificação do índice de preços. Devido à possibilidade de existência de correlação contemporânea nos dados, optou-se por o modelo pelo método de sistema de equações SUR.

O modelo AIDS para a estimativa da demanda de carnes é dado por:

$$w_{it} = \alpha_i + \sum_{j=1}^N \gamma_{ij} \log p_{jt} + \beta_i \log(x_t/p) + u_{it} \quad (1)$$

$$\log P = \alpha_0 + \sum_{i=1}^N \alpha_i \log p_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N \gamma_{ij} \log p_i \log p_j \quad (2)$$

onde:

O subscrito i e j correspondem ao índice das variedades de carnes ($i = 1, 2, \dots, N$), e ($j = 1, 2, \dots, N$). No trabalho, os valores máximos desses índices para as carnes de corte foram: $N = 3$ (carne bovina, carne de frango e carne suína), $T = 53$ (dados anuais 1970 a 2022).

Assim, w_{it} é a parcela do orçamento gasto com a carne i no ano t ; x_t é o total gasto com carnes no ano t ; P é o índice de preços agregados das carnes; p é o preço de cada tipo de carne; α, β, γ são parâmetros a serem estimados; e u é o termo distúrbio. A elasticidade-preço *marshalliana* (η_{ij}), a elasticidade-gasto (η_{ix}) e a elasticidade-preço *hicksiana* (ε_{ij}) do modelo AIDS apresentado, foram calculadas com base nas seguintes equações:

$$\eta_{ij} = \frac{\gamma_{ij} - \beta_i(\alpha_j + \sum_{k=1}^N \gamma_{jk} \log p_k)}{w_i} - \delta_{ij} \quad \forall i, j \quad (3)$$

$$\eta_{ix} = \frac{\beta_i}{w_i} + 1 \quad \forall i \quad (4)$$

$$\varepsilon_{ij} = \eta_{ij} + w_j \eta_{ix} \quad \forall i, j \quad (5)$$

onde:

η_{ij} é a elasticidade *marshalliana*; η_{ix} é a elasticidade gasto; ε_{ij} é a elasticidade *hicksiana*; p é o preço de cada tipo de carne; w é a parcela do orçamento gasto em carnes; α, β, γ são parâmetros a serem estimados e δ é o delta de Kronecker, tal que: $\delta_{ij} = 1$ para $i = j$, caso contrário $\delta_{ij} = 0$.

As restrições empregadas impostas ao modelo AIDS foram as seguintes: Aditividade, $\sum \alpha_i = 1, \sum \gamma_{ij} = 0$ e $\sum \beta_i = 1$, que garante que as demandas *marshallianas* satisfazem a restrição orçamentária; Homogeneidade, $\sum \gamma_{ij} = 0$, que assegura a não existência da “ilusão monetária”, ou seja, se todos os preços e renda mudam na mesma taxa, as quantidades consumidas não mudam; Simetria, $\gamma_{ij} = \gamma_{ji}, \forall i$ e j resultado da aplicação do Lema de Shephard.

Em que α_i, β_i , e γ_{ij} são parâmetros. O parâmetro α_i é a parcela do orçamento estimada para o bem i . O parâmetro β_i representa o coeficiente de despesas do bem i , ou seja, determina a variação das despesas do bem i quando ocorre mudanças de renda real. E γ_{ij} são os coeficientes de preços, que determinam como a parcela do orçamento de bem i se modifica devido a uma alteração percentual do preço do bem j , mantido os gastos reais constantes (Tshikala; Fonsah, 2012).

Resultados e Discussão

Análise Descritiva

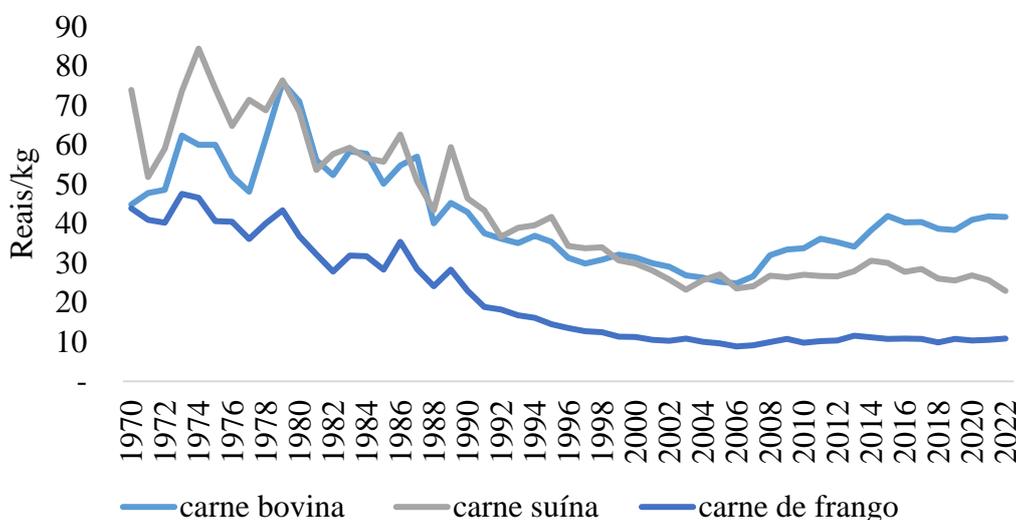
A Tabela 1 traz as estatísticas descritivas das séries de preços dos tipos de carne analisadas. Os preços médios mais altos são o da carne suína e bovina, respectivamente. A carne de frango tem o preço médio mais baixo dentre todas as carnes, sendo este aproximadamente metade do preço médio da carne suína. Observa-se que a série de preços da carne suína foi a mais volátil no período de análise, o que pode ser constatado pelo desvio padrão e amplitude. Ao mesmo tempo, a série de preços da carne de frango foi a que se mostrou mais estável ao longo do período. O comportamento das séries de preço das carnes bovina, suína e de frango, de 1970 a 2022 está disposto na Figura 1.

Tabela 1 – Estatísticas descritivas das séries de preços das carnes bovina, suína e de frango, de 1970 a 2022.

	Média	Mediana	Mínimo	Máximo	Amplitude	DP
Carne Bovina	42,28	40,11	24,86	75,85	50,98	12,19
Carne Suína	42,62	34,30	22,95	84,44	61,49	18,08
Carne de Frango	21,16	13,55	8,85	47,57	38,71	12,81

Fonte: resultados obtidos a partir dos dados do IEA (2022).

Figura 1 – Séries de preço das carnes bovina, suína e de frango, de 1970 a 2022, em R\$ de dezembro de 2022.

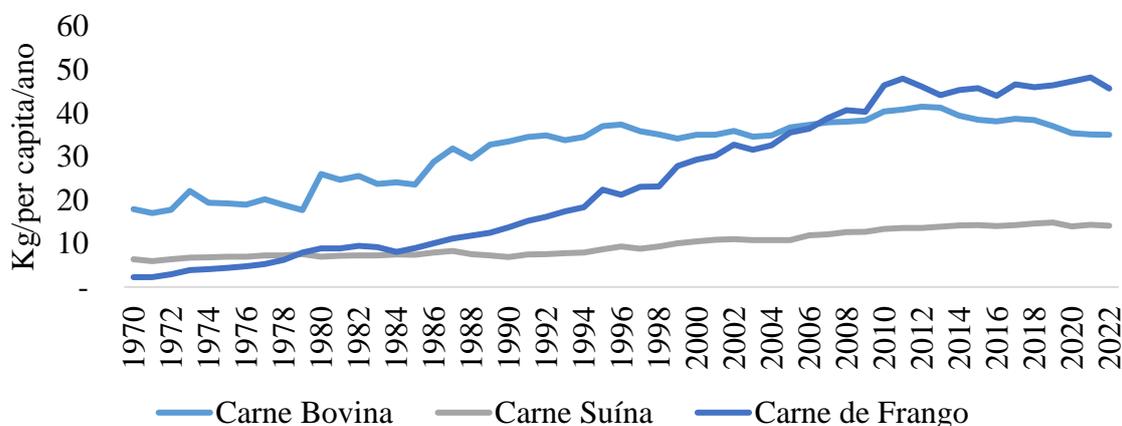


Fonte: Resultados obtidos a partir dos dados do IEA (2022).

Sobre a série deflacionada dos preços das carnes no período de 1970 a 2022 (Figura 1), pode-se perceber, como constatado anteriormente, que inicialmente a carne suína foi a carne de maior preço, seguida da carne bovina e da carne de frango. Após 1998, a carne bovina iniciou a tendência de liderança entre os preços das carnes, permanecendo como a carne de maior preço até o último ano da análise. A carne de frango, tendo o menor preço ao longo de todo o período analisado, se destoa muito em valor das outras carnes analisadas, e mostra que, dentre as carnes analisadas, ela é a mais acessível ao consumidor.

Percebe-se ainda que, ao longo do tempo, os valores reais dos preços tiveram tendência declinante. Além disso, observa-se que os preços se estabilizaram após meados de 1992, o que pode ser explicado pelos ajustes da moeda da época, controlando o processo inflacionário do país (Resende Filho; Souza; Lima, 2012).

Figura 2 – Consumo per capita anual das carnes bovina, suína e de frango, de 1970 a 2022.



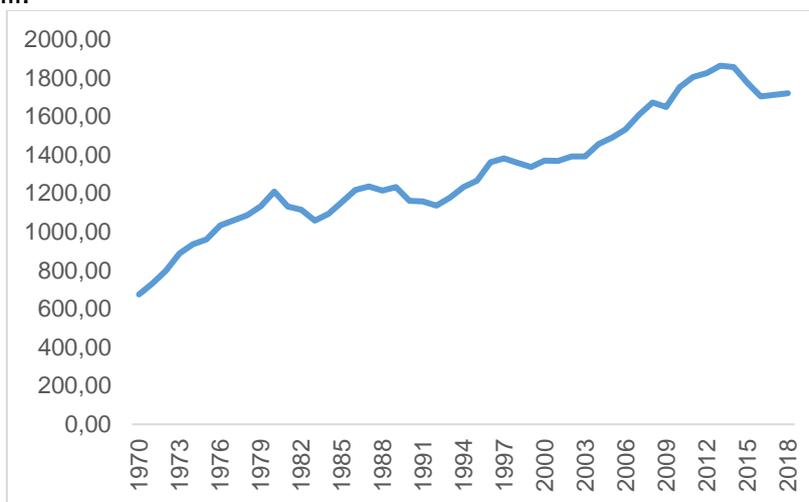
Fonte: Resultados obtidos a partir dos dados do USDA (2022).

Sobre o consumo de carnes no Brasil, apresentado na Figura 2, observa-se uma tendência de aumento para todos os tipos de carnes analisados ao longo dos últimos 52 anos. É possível afirmar, portanto, que houve uma significativa mudança na composição do consumo de carnes no país da década de 1970 para os dias atuais. Ou seja, o país foi de uma conjuntura onde se consumia em torno de 20 kg/per capita/ano de carne bovina, e menos de 10 kg/per capita/ano de carnes suína e de frango para uma conjuntura onde se consome cerca de 40kg/per capita/ano de carne de frango, 30kg/per capita/ano de carne bovina e 10kg/per capita/ano de carne suína.

Segundo Roppa (2008), entre os anos de 2000 e 2007, o crescimento no consumo de carnes no Brasil foi maior que o crescimento populacional e tal fato significou melhora tanto do poder aquisitivo das famílias brasileiras quanto da qualidade da alimentação. O autor destaca também que a produção neste período foi maior que o consumo interno, sendo aquela fortemente influenciada pelo aumento das exportações.

A Figura 3 reporta a evolução da renda per capita no Brasil entre os anos de 1970 e 2018. É possível observar que o PIB per capita tem uma trajetória ascendente desde a década de 1970, o que contribuiu fortemente para o aumento do poder de compra da população brasileira e, por consequência, para o aumento do consumo de carnes.

Figura 3 – Evolução do PIB nominal per capita do Brasil entre 1970 e 2018, em R\$ mil.



Fonte: Resultados obtidos a partir dos dados da Barbosa (2020).

A carne de frango foi a que teve maior aumento de consumo nos anos analisados, de aproximadamente 1920%. Além disso, Segundo Roppa (2008), foi apenas na década de 2000, mais precisamente em 2007, que a carne de frango passou a ser o tipo de carne mais consumida no país. Segundo o autor, contribuíram para essa mudança o expressivo aumento da produção deste tipo de carne, sustentado pelas exportações, e também o preço mais acessível, os vários tipos de corte e as diferentes formas de apresentação que facilitam o preparo.

A carne bovina teve aumento de consumo em 95% entre 1970 e 2022, mostrando que o consumo de carne mais que duplicou. Na última década, porém, o consumo de carne bovina aumentou ao mesmo passo que o crescimento populacional (Roppa, 2008).

O consumo de carne suína foi o que apresentou menor variação física de consumo, permanecendo entre os 5 e 15 kg per capita anual. Foi também o único tipo de carne, dentre as analisadas, cujo crescimento do consumo per capita foi inferior ao crescimento populacional. Não obstante, o crescimento das exportações de carne suína foi superior ao das carnes bovina e de frango durante a maior parte da década de 2000.

É possível observar uma sensível diminuição no consumo de carne bovina e aumento no consumo de carne de frango a partir de 2014, ano em que o Brasil começou a sofrer significativos impactos da recessão econômica iniciada neste ano. Neste mesmo período, o consumo de carne suína permaneceu estável.

Testes de raiz unitária e cointegração

Para testar a estacionariedade das séries de preço utilizou-se um teste de Phillip Perron (PP). Na Tabela 8 (anexo) estão os resultados do teste em nível e na Tabela 9 (anexo) os resultados para as séries em primeira diferença. Constatou-se que as séries de preço de todos os tipos de carne analisados contêm raiz unitária, ou seja, são integradas de ordem 1. Após a primeira diferenciação essas mesmas séries se tornam estacionárias, ou seja, integradas de ordem zero.

A existência de uma relação de longo prazo entre as séries de preço analisadas é de fundamental importância para a estimação do modelo *Almost Ideal Demand System* (AIDS) linear. Para este fim, aplicou-se o teste de cointegração de Engle-Granger (Engle; Granger, 1987), segundo os quais, variáveis em modelos lineares são cointegradas apenas se o resíduo da regressão for estacionário. No primeiro estágio do teste, estimou-se as equações pelo método OLS para os pares preço da carne bovina (P_b) e preço da carne suína (P_s); preço da carne bovina e preço da carne de frango (P_f); e por fim, preço da carne suína e preço da carne de frango:

$$P_b = P_s + e_1 \quad (6)$$

$$P_b = P_f + e_2 \quad (7)$$

$$P_s = P_f + e_3 \quad (8)$$

Onde e_1 , e_2 e e_3 são os termos de erro das equações.

No segundo estágio aplicou-se o teste de raiz unitária de Phillip-Perron (PP) para verificar se os resíduos das equações (6), (7) e (8) são estacionários. Os resultados dos testes se encontram na Tabela 2.

Tabela 2 – Resultados dos testes de cointegração.

Equação	PP	Ordem de Integração
Equação (6)	-3,593 ***	I(0)
Equação (7)	-3,077 **	I(0)
Equação (8)	-5,086 ***	I(0)

*** significativo a 1%, ** significativo a 5%

Fonte: resultados obtidos a partir dos dados do IEA (2022).

A partir dos resultados encontrados, pode-se concluir que todos os resíduos das equações são estacionários I(0) e os três pares de preços são cointegrados. Logo, as séries de preço das carnes bovina, suína e de frango apresentam relação de longo prazo.

Resultados do Modelo Almost Ideal Demand System (AIDS)

Os parâmetros estimados da equação (1) são apresentados na Tabela 3 e na Tabela 4. A maior parte dos coeficientes estimados é estatisticamente significativa. O coeficiente α corresponde à parcela do orçamento estimada aos tipos de carne. Observa-se que a carne de frango tem a maior parcela do orçamento, enquanto as carnes suína e bovina têm parcelas menores.

O coeficiente β mede a variação das despesas com cada tipo de carne quando ocorre mudanças de renda real. O coeficiente β associado à carne bovina é negativo, o que indica que a carne bovina é um bem essencial e o coeficiente β associado à carne de frango sugere que esta seja um bem superior, pois pela restrição de aditividade, a soma de todos os β deve ser igual a zero (Deaton; Muellbauer, 1980).

Tabela 3 – Resultados da estimação do modelo – parâmetros α_i e β_i .

	Carne Bovina	Carne Suína	Carne de Frango
α	0,2874 ^{***}	0,02941 ^{**}	0,6831 ^{***}
β	-0,0243 ^{***}	-0,0010	0,0254 ^{***}

*** significativo a 1%, ** significativo a 5%

Fonte: resultados obtidos a partir dos dados do IEA (2022), USDA (2022) e IBGE (2022)

Tabela 4 – Resultados da estimação do modelo – parâmetros γ_{ij}

γ_{ij}	Carne Bovina	Carne Suína	Carne de Frango
Carne Bovina	0,0063 ^{***}	-0,0049 ^{***}	0,0013
Carne Suína	-0,0049 ^{***}	-0,0021	0,0071 ^{***}
Carne de Frango	0,0013	0,0012 ^{***}	-0,0057

*** significativo a 1%

Fonte: resultados obtidos a partir dos dados do IEA (2022), USDA (2022) e IBGE (2022).

A Tabela 5 reporta os parâmetros estimados para a equação (4), que correspondem às elasticidades gasto da demanda para os três tipos de carne analisados. Todos os resultados são estatisticamente significativos a 1%. Os resultados indicam que as carnes bovina, suína e de frango são bens normais, o que está de acordo com o encontrado por Carvalho (2007) e Hoffmann (2010) e Coelho, Aguiar e Eales (2010), sendo que os valores de elasticidade-renda encontrados neste trabalho são próximos aos encontrados pelos últimos. Dentre todas as carnes, a carne de frango se aproxima da elasticidade renda unitária, ou seja, a demanda por carne de frango varia na mesma proporção que as mudanças de renda. Após a carne de frango, a carne suína e depois a carne bovina são as que têm menor elasticidade gasto da demanda. Um aumento de 10% na renda do consumidor brasileiro faz com que o consumo de carne suína aumente cerca de 9,4% e que o consumo de carne bovina aumente cerca de 7,8%. É importante notar que se mede aqui a elasticidade gasto para o agregado carne bovina, e, ao contrário de outros autores, não se fez a separação da carne bovina em carne de primeira e se de segunda. Portanto, no agregado e em comparação com outras carnes, a carne bovina tem um comportamento mais inelástico em relação a variações na renda. Resultado similar foi encontrado por Resende Filho *et al.* (2012). Sendo assim, frente a variações na renda, o consumidor brasileiro varia mais o consumo da carne de frango e menos o consumo da carne bovina.

Tabela 5 – Estimativa da elasticidade gasto da demanda para o modelo AIDS.

	Elasticidade renda da demanda	Estatística t
Carne bovina	0,7868 ***	15,65
Carne suína	0,9402 ***	11,91
Carne de frango	1,0292 ***	140,11

*** significativo a 1%

Fonte: resultados obtidos a partir dos dados do IEA (2022), USDA (2022) e IBGE (2022).

As estimativas dos parâmetros da equação (3), que correspondem às elasticidades-preço da demanda (marshallianas), estão dispostas na Tabela 6. Todos os valores encontrados são significativos a 1% e tem sinal negativo, conforme esperado. A carne de frango e a carne suína apresentam elasticidade-preço da demanda próximas à unidade. Um aumento de 10% no preço da carne suína leva a uma redução na demanda por esta carne de cerca de 11,26% e um aumento de 10% no preço da carne de frango faz com que o consumo dela diminua aproximadamente de 10,26%. Em relação à carne bovina, observou-se uma inelasticidade relativamente maior: um aumento de 10% no preço da mesma leva a uma diminuição de cerca de 8,8% na demanda.

Os resultados apontam que o tipo de carne com maior elasticidade-preço da demanda preço é a carne suína. Por outro lado, a carne de menor elasticidade-preço da demanda é a carne bovina, o que está de acordo com o resultado de Pintos-Payeras (2009), que apresentam a carne bovina como o produto menos sensível entre a categoria carnes. A elasticidade-preço da demanda próxima à unidade para a carne suína não foi encontrada em nenhum dos trabalhos analisados.

Tabela 6 – Estimativa da elasticidade-preço da demanda (marshaliana) para o modelo AIDS.

	Carne Bovina	Carne Suína	Carne de Frango
Carne Bovina	-0,8833***		
Carne Suína		-1,1260***	
Carne de Frango			-1,0266***

*** significativo a 1%

Fonte: resultados obtidos a partir dos dados do IEA (2022), USDA (2022) e IBGE (2022).

A Tabela 7 traz as estimativas dos parâmetros da equação (5), que correspondem às elasticidades-preço cruzadas da demanda. Os resultados evidenciam as relações de substitutibilidade e complementariedade entre as carnes analisadas. Constatou-se que carne bovina e carne de frango são substitutas, bem como as carnes de frango e suína. A única relação de complementariedade encontrada foi entre a carne bovina e a carne suína, sendo que a relação de substitutibilidade entre as carnes suína e de frango é mais forte que a relação de complementariedade entre as carnes bovina e suína.

Quanto à magnitude dos coeficientes estimados, um aumento de 10% no preço da carne suína leva a uma diminuição de apenas 0,45% no consumo de carne bovina e um aumento de 10% no preço da carne bovina diminui a demanda por carne suína em cerca de 2,8%.

Assim sendo, o consumo da carne suína é mais dependente da carne bovina do que o contrário. Aumentos de preço da carne suína tem um impacto menor no

consumo das outras carnes. Um aumento de 10% no preço da carne suína, espera-se que o consumo de carne bovina diminua em 0,24% e que o consumo de carne de frango aumente em 0,25%.

Em contrapartida, um aumento de 10% no preço da carne de frango leva a um aumento no consumo da carne bovina em cerca de 8,1% e também um aumento de cerca de 12,7% no consumo de carne suína. Portanto, quando se trata de relações de substitutibilidade, o preço da carne de frango é a variável de maior impacto no consumo das carnes bovina e suína. Face a um aumento de preço da carne de frango, o consumidor brasileiro tenderá a substituí-la mais por carne suína do que por carne bovina.

Tabela 7 – Estimativa da elasticidade-preço cruzada da demanda (*hicksiana*) para o modelo AIDS.

	Carne Bovina	Carne Suína	Carne de Frango
Carne Bovina		-0,1632**	0,1077***
Carne Suína	-0,024**		0,025***
Carne de Frango	0,8177***	1,2732***	

*** significativo a 1%, * significativo a 5%

Fonte: resultados obtidos a partir dos dados do IEA (2022), USDA (2022) e IBGE (2022).

Em análise comparativa com outros trabalhos, a relação de complementariedade entre as carnes suína e de frango também foi encontrada por Resende Filho *et al.* (2012). Entretanto, Santana e Ribeiro (2008), considerando além dos três tipos de carne o pescado e Coelho (2006), utilizando dados para uma cesta de bens que não incluía apenas carnes, concluíram que as carnes de frango e suína são complementares.

Conclusão

O mercado de carnes do país passou por significativas transformações nas últimas décadas. O aumento do consumo de carnes ocorreu concomitantemente às modificações de variáveis que afetam o consumo, como o preço e a renda, visto que o preço real das carnes no país diminuiu ao longo dos últimos anos, assim como a renda dos brasileiros aumentou. A mudança do cenário das carnes no país fez-se responsável pela triplicação do consumo de carne dos anos 1970 aos anos 2015.

Este trabalho buscou estimar a demanda pelas carnes bovina, suína e de frango no Brasil entre 1970 e 2015 e suas respectivas elasticidades-preço da demanda, elasticidades renda e elasticidades-preço cruzadas da demanda.

As estimativas das elasticidades gasto indicam que as carnes bovina, suína e de frango são bens normais, sendo que a carne de frango é a mais elástica em relação ao gasto e o consumo de carne bovina é menos elástico em resposta a variações no gasto. Quanto à elasticidade-preço da demanda, conclui-se que as carnes suína e de frango tem elasticidade-preço da demanda próximas à unidade e que a demanda por carne bovina é a menos sensível a variações no próprio preço. Estes resultados estão em conformidade com o que vem sendo encontrado na literatura, como por Resende Filho *et al.* (2012) e Pintos-Payeras (2009), por exemplo.

As elasticidades-preços cruzadas da demanda indicam que a carne de frango é substituta para a carne suína e para a carne bovina. Variações no preço da carne

de frango impactam significativamente o consumo das carnes bovina e suína. Por outro lado, as carnes bovina e suína são complementares, porém essa relação é relativamente mais fraca que a anterior. Ainda assim, variações no preço da carne bovina afetam mais o consumo de carne suína do que o contrário. Estes resultados estão de acordo com o encontrado por Resende Filho *et al.* (2012) e por Travassos e Coelho (2017), mas em alguns pontos contrastam com os resultados encontrados por Coelho (2006) e Santana e Ribeiro (2008).

Os resultados aqui apresentados de nenhuma forma exaurem o tema relacionado à demanda por carnes no país, e, como sugestão para pesquisas futuras, indica-se uma investigação mais aprofundada sobre os efeitos da retração econômica dos anos 2014 e 2015 e do período da pandemia de covid-19 sobre o consumo de carnes no Brasil.

Referências

BARBOSA, N. Evolução do PIB per capita e situação política. In: Fundação Getúlio Vargas – Instituto Brasileiro de Economia (FGV IBRE). **Blog do IBRE**. Rio de Janeiro, 6 de janeiro de 2020. Disponível em: <https://blogdoibre.fgv.br/posts/evolucao-do-pib-capita-e-situacao-politica>. Acesso em: abril de 2023.

BRANDT, S. A. **Comercialização agrícola**. Piracicaba: Livroceres, 1980.

CARVALHO, T. B. **Estudo da elasticidade-renda da demanda de carne bovina, suína e de frango no Brasil**. 2007. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2007. Disponível em: <https://teses.usp.br/teses/disponiveis/11/11132/tde-05062007-130618/pt-br.php>. Acesso em: março de 2023.

CHEN, D.; ABLER, D.; ZHOU, D.; YU, X.; THOMPSON, W. A meta-analysis of food demand elasticities for China. **Applied Economic Perspectives and Policy**, Athens, v. 38, n. 1, p. 50-72, 2016. DOI: <https://doi.org/10.1093/aep/ppv006>

COELHO, A. B. **A demanda de alimentos no Brasil, 2002/2003**. 2006. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2006. Disponível em: <https://www.locus.ufv.br/handle/123456789/136>. Acesso em: março de 2016.

COELHO, A. B.; AGUIAR, D. R. D.; EALES, J. S. Food demand in Brazil: an application of shonkwiler & yen two-step estimation method. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 40, n. 1, p. 185-211, jan./mar. 2010. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0101-41612010000100007>.

DEATON, A. S.; MUELLBAUER, J. An almost ideal demand system. **American Economic Review**, Pittsburgh, n. 70, p. 312-326, 1980. Disponível em: <https://www.aeaweb.org/aer/top20/70.3.312-326.pdf>. Acesso em: março de 2023.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Cointegration and error correction: representation, estimation, and testing. **Econometrica**, New York, v. 55, n. 2, p. 251-176, 1978. DOI: <https://doi.org/10.2307/1913236>

FERNANDES, S. A.; PANIAGO, E.; LIMA, J. E. Análises de políticas relacionadas com a demanda e a oferta de carnes no Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 27, n. 4, p. 556-561, 1989. Disponível em: <https://www.revistasober.org/article/5da5a0e20e88257d60ba68e2/pdf/resr-27-4-437.pdf>. Acesso em: março de 2016.

HOFFMANN, R. Estimativa das elasticidade-renda de várias categorias de despesa e de consumo, especialmente alimentos, no Brasil, com base na POF de 2008 – 2009. **Revista de Economia Agrícola**, São Paulo, v. 57, n. 2, p. 49-62, 2010. Disponível em: <http://www.iea.sp.gov.br/ftpiea/publicacoes/rea/2010/rea2-4-2010.pdf>. Acesso em: abril de 2016.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA -IBGE. População. Rio de Janeiro: IBGE, 2022. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/populacao/9103-estimativas-de-populacao.html?edicao=17283>. Acesso em: março de 2023.

INSTITUTO DE ECONOMIA AGRÍCOLA - IEA. **Preços de varejo de carnes em São Paulo**. São Paulo: IEA, 2022. Disponível em: <http://www.iea.sp.gov.br/out/bancodedados.html>. Acesso em: abril de 2023.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA - IPEA. **Consumo das famílias**. Rio de Janeiro: IPEADATA, 2022. Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br/>. Acesso em: abril de 2023.

PARK, J. L.; HOLCOMB, R. B.; RAPER, K. C.; CAPPS JUNIOR, O. A demand system analysis of food commodities by U.S: household segmented by income. **American Journal of Agricultural Economics**, Milwaukee, v. 79, n. 3, p. 814-824, 1997. DOI: <https://doi.org/10.2307/1243703>

PINTOS-PAYERAS, J. A. Estimação do sistema quase ideal de demanda para uma cesta ampliada de produtos empregando dados da POF de 2002-2003. **Economia Aplicada**, Ribeirão Preto, v. 13, n. 2, p. 231-255, 2009. DOI: <https://doi.org/10.1590/S1413-80502009000200003>

RESENDE FILHO, M. A. R.; BRESSAN, V. G. F.; BRAGA, M. J.; BRESSAN, A. A. Sistemas de equação de demanda por carnes no Brasil: especificação e estimação. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Piracicaba, v. 50, n. 1, 2012. Disponível em: <https://www.scielo.br/j/resr/a/wD6TVRrgbJQCRWH4HvDvrqSC/?format=pdf&lang=pt>. Acesso em: março de 2016

RESENDE FILHO, M. A. R.; SOUZA, K. J.; LIMA, L. C. F. Crises de segurança do alimento e a demanda por carnes no Brasil. **Revista de Economia e Sociologia**

Rural, Piracicaba, v. 54, n. 3, 2016. DOI: <https://doi.org/10.1590/1234-56781806-94790540304>.

ROPPA, L. **Brasil**: consumo de carnes passado a limpo!. **AveWorld**, [s. l.], p. 10-14, fev./mar. 2008.

SANTANA, A. C.; RIBEIRO, D. T. **Sistema de demanda de carnes no Brasil**: modelo de equação aparentemente não-relacionada. *In*: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL - SOBER, 46., 2008, Acre. **Anais** [...]. Acre: SOBER, 2008. Disponível em: <https://ideas.repec.org/p/ags/sbrfsr/109115.html>. Acesso em: abril de 2023

SILVA, G. L. S. P.; TOYAMA, N. K.; YOSHII, R. J. Oferta e demanda de frango no Estado de São Paulo. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Piracicaba, v. 15, n. 1, p. 193-207, 1977. Disponível em: <http://www.resr.periodikos.com.br/journal/resr/article/61bce147a953954fc3715b24>. Acesso em: abril de 2023.

TRAVASSOS, G. F.; COELHO, A. B. Padrão de substituição entre carnes no consumo domiciliar do Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Piracicaba, v. 2, n. 55, p. 285-304, abr./jun. 2017. DOI: <https://doi.org/10.1590/1234-56781806-94790550205>.

TSHIKALA, S. K.; FONSAH, E. G. Estimating the U.S. demand for melons: a dynamic analysis approach. **Journal of International Food & Agribusiness Marketing**, London, v. 24, n. 4, p. 306-320, 2012. DOI: <https://doi.org/10.1080/08974438.2012.716332>.

ULUBASOGLU, M.; MALLICK, D.; WADUD, M.; HONE, P.; HASZLER, H. Food demanda elasticity for Australia. **Australian Journal of Agricultural and Resource Economics**, Adelaide, v. 60, n. 2, p. 177-195, 2016. DOI: <https://doi.org/10.1111/1467-8489.12111>.

UNITED STATES DEPARTMENT OF AGRICULTURE – USDA. **Consumo de carne bovina, suína e frango**. Washington, D.C.: USDA, 2022. Disponível em: <http://apps.fas.usda.gov/psdonline/> Acesso em: abril de 2023

WONG, L.; SELVANATHAN, E. A.; SELVANATHAN, S. Modelling the meat consumption patterns in Australia. **Economic Modelling**, Brisbane, v. 49, p. 1-10, 2015. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2015.03.002> . Acesso em: abril de 2023

ANEXO

Tabela 8 – Teste de raiz unitária para as séries em nível.

	PP	Ordem de Integração
Carne Bovina	-1,439	I(1)
Carne Suína	-1,513	I(1)
Carne de Frango	-1,697	I(1)

Fonte: resultados obtidos a partir dos dados do IEA (2022).

Tabela 9 - Teste de raiz unitária para as séries em primeira diferença.

	PP	Ordem de Integração
Carne Bovina	-6.793	I(0)
Carne Suína	-9,770	I(0)
Carne de Frango	-8,662	I(0)

Fonte: resultados obtidos a partir dos dados do IEA (2022).