

# ELASTICIDADES-PREÇO E DISPÊNDIO DOS ALIMENTOS ENTRE OS DOMICÍLIOS ECONOMICAMENTE VULNERÁVEIS NO BRASIL: UMA ANÁLISE A PARTIR DA PESQUISA DE ORÇAMENTOS FAMILIARES 2017-2018

Alberes Sousa Ferreira<sup>1</sup>

**Resumo:** O expressivo aumento do número de pessoas em situação de insegurança alimentar o Brasil revela o quanto esse problema é afetado pela conjuntura econômica do país. Assim, este artigo buscou analisar a sensibilidade da demanda de alimentos frente variações nos preços e no dispêndio entre os domicílios mais pobres do Brasil (com renda per capita inferior a US\$ 5,50 diários). Com esse propósito, estimou-se um sistema de demanda em dois estágios para quatorze categorias agregadas de alimentos utilizando-se os microdados da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) 2017-2018. Os resultados do primeiro estágio indicam que o sexo, a raça e a escolaridade da pessoa de referência têm efeitos significativos sobre o processo de decisão de aquisição de alimentos. No segundo estágio constatou-se que os consumidores brasileiros com menores níveis de rendimentos são mais sensíveis à variações nos preços do que nos dispêndios. De modo mais geral, verificou-se que variações nos preços relativos tendem a induzir os consumidores brasileiros de baixa renda a substituir os alimentos uns pelos outros.

**Palavras-chave:** segurança alimentar, demanda de alimentos, elasticidades, modelo *QUAIDS*

**Abstract:** *The significant increase in the number of people experiencing food insecurity in Brazil reveals how much this problem is affected by the country's economic situation. This paper seeks to analyse the demand's sensibility for food to variations in prices and expenditure in the poorest brazilian households (with a per capita income less than US\$ 5,50 a day). We estimated an aggregate demand system for fourteen categories using the microdata from Brazilian Household Budget Survey (POF/IBGE) 2017/2018. Results from the first step showed that sex, race and education level from reference person in household have significant effects on the food purchase decision process. Results from de second step showed the poorest brazilian consumers are more sensitive to variations in prices than expenditures. We found that variations in relative prices tend to induce low-income Brazilian consumers to substitute foods for one another.*

**Keywords:** *food security, food demand, elasticities, QUAIDS model*

**Classificação JEL:** C34; D12; R21

**Área ANPEC:** Área 8 – Microeconomia, Métodos Quantitativos e Finanças.

---

<sup>1</sup> Doutorando no Programa de Pós-graduação em Desenvolvimento Econômico - Núcleo de Economia Agrícola, Ambiental e Aplicada (NEA+), pela Universidade Estadual de Campinas (UNICAMP). E-mail: alberessouza@gmail.com.

## 1. INTRODUÇÃO

As severas crises de ordem social, econômica, jurídica, ambiental e política que se instauraram no Brasil desde 2014 foram aprofundadas com o advento da crise sanitária desencadeada pela pandemia de COVID-19 - cujos principais desdobramentos econômicos no país se fazem notar pelo recrudescimento da renda, aceleração inflacionária (na casa dos dois dígitos desde outubro de 2021), aumento da pobreza e da insegurança alimentar, queda no número de ocupações formais no mercado de trabalho, acentuada desvalorização cambial, ampliação das desigualdades sociais, dentre outras. É válido ressaltar que os reflexos adversos dessa conjuntura econômica impactam de forma assimétrica a população brasileira.

Reconhecido pela sua ímpar distribuição de renda entre países com níveis de desenvolvimento econômico semelhante, o Brasil ganhou no segundo ano de pandemia (2021), um total de 40 novos bilionários (FORBES, 2022); enquanto isso, a última edição do relatório “*State of Food and Nutrition in the World*” (O Estado de Segurança alimentar e Nutrição no Mundo) da *Food and Agriculture Organization of the United Nations* e outros parceiros (FAO et al., 2022) destaca que a fome voltou a ser um grave problema em diversas partes do mundo. Ao todo, 828 milhões de pessoas foram identificadas em situação de fome em 2021, verificando-se um aumento de 150 milhões de pessoas desde o início da pandemia de COVID-19, segundo aponta o relatório. Cerca de 10% desse acréscimo quantitativo de pessoas afetadas pela fome é formado por cidadãos brasileiros. O número de pessoas em situação de segurança alimentar grave no país aumentou de 3,9 milhões no biênio 2014-2016 para 15,4 milhões entre os anos de 2019 e 2021 (FAO et al., 2022); isto é, cerca de 7% da população brasileira está passando fome, segundo este relatório. Os números apresentados pela Rede Penssan são ainda mais superlativos. Segundo o “Inquérito Nacional sobre Insegurança Alimentar no Contexto da Pandemia de Covid-19 no Brasil – II VIGISAN”, entre 2020 e abril de 2022, o país passou a contar com 14 milhões de novos brasileiros convivendo com a situação de fome – somando 33,1 milhões de pessoas em situação de insegurança alimentar grave (PENSSAN, 2022) – pouco mais de 15% da população do país.

De acordo com Belik (2003), o conceito de segurança alimentar emergiu no contexto da 2ª Guerra Mundial - no qual a Europa encontrava-se assolada pelos conflitos bélicos dos quais fora palco e apresentava-se incapaz de produzir seus próprios alimentos. Segundo o autor, esse conceito considera três pontos centrais: quantidade, qualidade e regularidade no acesso aos alimentos. O primeiro relaciona-se ao acesso à comida; embora possa haver disponibilidade de alimentos “as populações pobres podem não ter acesso a eles, seja por problemas de renda, ou seja devido a outros fatores como conflitos internos, ação de monopólios ou mesmo desvios” (BELIK, 2003). O segundo aspecto salienta a dimensão qualitativa<sup>2</sup>: os alimentos disponibilizados à população devem ser isentos de contaminação e problemas de apodrecimento e estarem dentro do prazo de validade. O último ponto relaciona-se à frequência de acesso aos alimentos.

Um dos pontos centrais a se destacar é que a pobreza e a insegurança alimentar têm forte relação entre si e são profundamente afetadas por variáveis de ordem econômica, como a renda das famílias e o aumento geral no nível de preços dos bens e serviços (inflação). Os resultados do último relatório da Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD, 2022) sugerem que o aumento dos preços dos alimentos e da energia podem levar até 71 milhões de pessoas à pobreza nos países em desenvolvimento. Entre junho de 2021 e junho de 2022 o Brasil apresentou uma inflação acumulada de 11,89% (IBGE, 2022); além disso, o maior impacto sobre o IPCA (0,17 pontos percentuais) no referido mês foi atribuído à categoria Alimentação e bebidas, com alta de 0,80% em relação ao mês anterior.

O aumento geral no nível dos preços, especialmente dos alimentos, tende a reduzir ainda mais a parcela da renda domiciliar destinada ao provimento de refeições diárias entre as famílias mais pobres, escalonando sua situação de vulnerabilidade social. Hoffmann (2008), destaca que a baixa renda domiciliar per capita é o determinante mais importante da insegurança alimentar nos domicílios brasileiros. Vale

---

<sup>2</sup> Essa dimensão também integra componentes éticos. Belik (2003) destaca que elemento qualidade também se relaciona à capacidade de os indivíduos consumirem os alimentos de forma digna; ou seja, alimentarem-se com talheres e em um ambiente higienizado. Além disso, o autor adverte que práticas como ministrar rações, preparados energéticos ou outras combinações que visem enfrentar os efeitos da desnutrição são inadmissíveis para muitos estudiosos da área quando leva-se em consideração o componente qualitativo da insegurança alimentar.

ressaltar que, segundo um levantamento do DIEESE (2022) em junho de 2022, o salário mínimo necessário para a manutenção de uma família de São Paulo com quatro indivíduos deveria equivaler a R\$ 6.527,67 – valor 5,4 vezes superior ao salário mínimo em vigente. Uma conjuntura econômica perversa que combina alta dos preços e queda dos rendimentos tende a elevar sobremaneira a vulnerabilidade à pobreza e à insegurança alimentar no país.

Por esses motivos torna-se relevante investigar como o padrão de consumo alimentar nos domicílios mais pobres<sup>3</sup> no Brasil é afetado por variações nos preços dos alimentos e nos dispêndios. Uma análise detalhada do modo como essas variáveis impactam a demanda domiciliar de alimentos nessas unidades de consumo é de fundamental importância para a elaboração e/ou aperfeiçoamento de políticas públicas voltadas à minimizar a ascendente situação de insegurança alimentar no Brasil.

Há na literatura nacional sobre estudos de demanda uma gama de contribuições relevantes, dentre as quais algumas merecem ser destacadas. Coelho (2006), estimou um sistema de demanda desagregado para analisar os efeitos dos preços e dispêndios sobre 18 produtos que compõem a cesta básica de alimentos no Brasil. Silva (2013), Travassos (2014) e Ferreira e Coelho (2017), investigaram a demanda por frutas e hortaliças, carnes e alimentos orgânicos e suas contrapartes convencionais, respectivamente. Tais pesquisas tiveram como fonte de dados as edições anteriores da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) – que é o maior e mais completo inquérito sobre os hábitos de consumo alimentar a nível nacional. A disponibilização de uma nova POF (2017-2018), dez anos após a realização de sua edição anterior (2008-2009), torna possível a atualização da compreensão da dimensão dos padrões de consumo nacional; visto que, ao longo de 10 anos ocorrem mudanças importantes e estruturais, seja na composição etária da sociedade, na sua disposição geográfica, na distribuição dos postos de trabalho (por gênero e/ou raça), no nível de escolaridade, dentre outras. Logo, um entendimento contemporâneo sobre os padrões de consumo deve ser orientado à luz de informações mais recentes para fornecer subsídios ao delineamento de políticas públicas atuais e futuras seja mais eficaz.

O trabalho de Vaz e Hoffmann (2020) é o mais atual em termos de demanda por alimentos o Brasil. Em um amplo estudo desagregado ao nível de produto, os autores têm como principal variável de interesse a renda domiciliar - estimando assim, as elasticidades-renda por produto. Apesar de contribuir para o entendimento da relação primordial entre o consumo alimentar e o nível de rendimentos tal pesquisa não insere os preços como variável explicativa da demanda – lacuna que este trabalho busca preencher com estimações robustas e eficientes para um nível de agregação maior de alimentos. Assim, é possível conhecer as relações quantitativas que amplas categorias de alimentos guardam entre si quando os preços relativos se alteram – principalmente, quando eles se elevam de forma generalizada.

Este trabalho tem como objetivo precípuo analisar a sensibilidade do consumo de alimentos entre os consumidores brasileiros mais pobres frente variações nos preços e no dispêndio. A partir de uma análise das elasticidades-preço cruzadas, busca-se também investigar as relações de substituição e complementaridade que se estabelecem entre os distintos agregados alimentares que são analisados. Além disso, busca-se examinar como variáveis sociodemográficas como sexo, idade, raça e localização domiciliar influenciam no processo decisório de aquisição de alimentos entre os domicílios mais vulneráveis através da estimação de um modelo probabilístico na primeira etapa das estimações. Para atingir tais objetivos, este estudo utilizará os dados da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) 2017-2018, realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Os microdados disponibilizados em pesquisas como a POF possibilitam investigar, além do perfil de consumo da população brasileira, suas condições de vida, percepções subjetivas sobre a qualidade de vida, variação de patrimônio e rendimentos, dentre outras. Os resultados encontrados neste estudo mostram-se relevantes porque contribuem para uma compreensão mais ampla sobre o modo como variáveis de ordem econômica (preços e dispêndios) afetam a composição da cesta de alimentos consumida pelos brasileiros mais pobres através de uma metodologia robusta que tem aplicações em estudos nacionais e internacionais<sup>4</sup>. Adicionalmente, tais informações são de grande valia para o planejamento de políticas públicas que visem minimizar a insegurança alimentar entre as famílias

<sup>3</sup> Segundo a linha do Banco Mundial, são os domicílios com menos de US\$ 5,50 diários per capita em paridade de poder de compra (PPC), ou, aproximadamente R\$ 420 mensais, considerando-se os preços e salários de 2018.

<sup>4</sup> Dentre alguns estudos de demanda domiciliar de alimentos pode-se citar: Abdulai (2002), Bopape e Myers (2007) e Andreyeva, Long e Brownell (2010).

mais vulneráveis através de políticas de transferência de renda ou adotando a implementação de subsídios ao consumo de determinadas categorias de alimentos.

Além desta introdução este artigo conta com mais quatro seções. Na próxima é apresentado o referencial analítico deste estudo. Na seção subsequente (3), são apresentadas a base de dados e as variáveis utilizadas no trabalho. Nas seções 4 e 5 são discutidos os principais resultados dos dois estágios de estimação e as considerações finais, respectivamente.

## 2. REFERENCIAL ANALÍTICO

Pesquisadores que se dedicam a investigar os padrões de consumo aplicando sistemas de demanda como instrumental metodológico geralmente deparam-se com um revés frequente advindo da própria estrutura do banco de dados - o Problema do Consumo Zero (PCZ). O PCZ refere-se a uma quantidade considerável de unidades de consumo que não apresenta dispêndios (gasto nulo) com os produtos pesquisados dado o elevado grau de desagregação dos bens. Por esse motivo, o PCZ delimita condições específicas sobre quais procedimentos estatísticos e econométricos podem ser aplicados de forma adequada para que a estimação de sistemas de demanda produza estimativas mais acuradas e confiáveis. Para contornar esse problema, Shonkwiler e Yen (1999) desenvolveram um procedimento dividido em duas etapas que possibilita a inclusão de todas as observações da amostra. A primeira etapa consiste na estimação de um modelo de escolha binária, geralmente um modelo *Probit*, que possibilita determinar a probabilidade de aquisição das mercadorias que são objetos de análise entre as unidades de consumo amostrais em relação a um vetor de variáveis sociodemográficas. Já a etapa posterior leva em conta a estimação do sistema de demanda. As duas etapas do procedimento proposto pelos autores são descritas a seguir:

### 1ª etapa:

$$d_{ik}^* = z'_{ik}\alpha_i + \vartheta_{ik},$$

$$d_{ik} = \begin{cases} 1 & \text{se } d_{ik}^* > 0 \\ 0 & \text{se } d_{ik}^* \leq 0 \end{cases}$$

$$y_{ik} = d_{ik}y_{ik}^*, (i = 1, \dots, m; k = 1, \dots, K), \quad (1)$$

### 2ª etapa:

$$y_{ik}^* = f(x_{ik}, \beta_i) + \epsilon_{ik},$$

$$y_{ik} = d_{ik}y_{ik}^*, \quad (2)$$

onde:  $d_{ik}^*$  denota uma variável latente que retrata a diferença utilitária entre adquirir ou não o  $i$ -ésimo bem;  $d_{ik}$  é uma variável binária observada utilizada para representar a escolha do  $k$ -ésimo domicílio em consumir  $i$ -ésimo bem ( $d_{ik} = 1$ ) ou não ( $d_{ik} = 0$ );  $y_{ik}^*$  é uma variável latente que retrata a quantidade consumida do  $i$ -ésimo bem;  $y_{ik}$  simboliza uma variável dependente observada correspondente a quantidade adquirida do  $i$ -ésimo bem;  $f(x_{ik}, \beta_i)$  representa a função de demanda;  $x_{ik}$  e  $z_{ik}$ <sup>5</sup> correspondem aos vetores de variáveis exógenas do modelo;  $\beta_i$  e  $\alpha_i$  são vetores de parâmetros e  $\epsilon_{ik}$  e  $\vartheta_{ik}$  são os respectivos erros aleatórios.

Na primeira etapa do processo de estimação são obtidos os parâmetros  $\alpha_i$  através de um modelo *Probit*. Com bases nas estimativas da primeira etapa Shonkwiler e Yen assumem que os termos de erro [ $\epsilon_{ik} \vartheta_{ik}$ ] apresentam distribuição normal bivariada em que a  $\text{Cov}(\epsilon_{ik} \vartheta_{ik}) = \delta_i$ , para cada  $i$ . A partir daí

<sup>5</sup> As variáveis exógenas que compõem o vetor  $z_{ik}$  são apresentadas no Quadro 1. Ademais, o vetor  $x_{ik}$  reúne as variáveis que também integram o vetor  $D_{ik}$ , bem como os preços e o dispêndio total – sendo também retratadas no Quadro 1.

são estimadas tanto a função de densidade de probabilidade  $\phi(z'_{ik}\alpha_i)$  quanto a função de distribuição acumulada  $\Phi(z'_{ik}\alpha_i)$ . Por último,  $y_{ik}$  é estimado através de um *SUR* – *seemingly unrelated regression* – conforme apresentado na equação 3:

$$y_{ik} = \Phi(z'_{ik}\hat{\alpha}_i)f(x_{ik}, \beta_i) + \delta_i\phi(z'_{ik}\hat{\alpha}_i) + \xi_{ik} \quad (3)$$

Ferreira e Coelho (2017) destacam que a teoria econômica *mainstream* não define qual é a melhor forma funcional  $f(x_{ik}, \beta_i)$  para as equações de demanda que são estimadas em um *SUR*. Por esse motivo, diversos estudiosos vêm procurando ao longo das últimas décadas desenvolver formas funcionais que apresentem aderência aos axiomas definidos na teoria do consumidor fundamentada nos pilares do utilitarismo. A forma funcional utilizada neste estudo é conhecida como modelo *QUAIDS*<sup>6</sup> – *Quadratic almost ideal demand system*, e foi desenvolvida por Banks, Blundell e Lewbel (1997). As formas funcionais flexíveis como o modelo *QUAIDS* permitem que se imponham e que se testem as propriedades fundamentais das funções de demanda neoclássica - homogeneidade e simetria. Ademais, Banks, Blundell e Lewbel (1997) descrevem que essa forma funcional em específico possibilita que sejam incorporados os efeitos não-lineares do dispêndio, que por sua vez viabilizam a construção de Curvas de Engel não-lineares, muito comuns em estudos de demanda. A partir das informações supracitadas, o modelo econométrico a ser estimado é representado a seguir na equação 4:

$$w_{ik} = \Phi(z'_{ik}\hat{\alpha}_i)[\sum_k \theta_{ik}D_{ik} + \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \ln \left(\frac{x_r}{a(p)}\right) + \frac{\lambda_i}{b(p)} \left\{ \ln \left(\frac{x_r}{a(p)}\right) \right\}^2 + u_i \hat{v}_k] + \delta_i\phi(z'_{ik}\hat{\alpha}_i) + \xi_{ik}, \quad (4)$$

em que  $w_{ik}$  representa a parcela de gasto com o *i*-ésimo bem pela *k*-ésima unidade de consumo;  $\Phi(z'_{ik}\hat{\alpha}_i)$  e  $\phi(z'_{ik}\hat{\alpha}_i)$  denotam, respectivamente, a função de distribuição acumulada e a função de densidade de probabilidade - ambas calculadas na primeira etapa do procedimento proposto por Shonkwiler e Yen (1999);  $D_{ik}$  é um vetor de variáveis sociodemográficas que caracterizam o *k*-ésimo domicílio;  $a(p)$  é um índice de preços *translog*, dado pela expressão:  $\ln a(p) = \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \ln(p_i) + 1/2 \sum_i \sum_j \gamma_{ij} \ln(p_i) \ln(p_j)$ ;  $b(p)$  é um agregador de preços *Cobb-Douglas* dado pela expressão:  $b(p) = \prod_k p_k^{\beta_k}$ ; os parâmetros a serem estimados são representados por:  $\theta_{ik}, \alpha_i, \gamma_{ij}, \beta_i, \lambda_i, u_i$  e  $\delta_i$ . Por fim,  $\xi_{ik}$  é um termo de erro com média zero.

Antes de delimitar como as elasticidades são obtidas a partir do modelo *QUAIDS* torna-se necessário apontar alguns problemas corriqueiros que surgem na estimação desses modelos, bem como as suas correções. O primeiro deles é a endogeneidade do dispêndio. Quando a hipótese da separabilidade fraca é adotada assume-se que a quantidade consumida do *i*-ésimo bem ( $q_i$ ) seja uma função do dispêndio total com os demais produtos que compõem a cesta de consumo pesquisada ( $x_r$ ). Todavia, existe o risco de que haja um viés de simultaneidade por causa da determinação simultânea da quantidade consumida e seu dispêndio. Por essa razão, Lafrance (1991) observa que o dispêndio total não pode ser considerado estritamente exógeno. Para contornar esse problema, a abordagem proposta por Blundell e Robin (1999) é aplicada. Essa metodologia também decompõe-se em dois estágios: I) realiza-se uma estimação em que o dispêndio total é a variável dependente e um conjunto de variáveis exógenas assumem o papel de variáveis explicativas (vetor de variáveis sociodemográficas e um índice de preços como instrumento adicional<sup>7</sup>); II)

<sup>6</sup> Este modelo é derivado do modelo *AIDS* – *Almost ideal demand system*, desenvolvido por Deaton e Meullbauer (1980). Estes autores são considerados precursores na estimação de formas flexíveis de demanda, sendo o primeiro deles – Angus Deaton - laureado com o “Prêmio Nobel” de Economia no ano de 2015.

<sup>7</sup> As variáveis explicativas utilizadas foram: rural, norte, nordeste, sul, centro-oeste, sexo da pessoa de referência, escolaridade da pessoa de referência, total de pessoas no domicílio e um índice de preços logaritimizado que é composto pelo somatório dos preços em logaritimizados ponderados pela média das parcelas de dispêndio (*shares*).

os resíduos previstos dessa regressão ( $\widehat{v}_k$ ) são adicionados nas equações simultâneas do segundo estágio em conjunto com o dispêndio total, possibilitando assim, a correção e o teste de endogeneidade do dispêndio (BLUNDELL e ROBIN, 1999).

Os preços também merecem atenção e tratamento adequado nas estimações. Pesquisas como a POF não disponibilizam os preços explicitamente em seus inquéritos sobre o consumo. Por essa razão os preços são obtidos de forma indireta através do cálculo dos valores unitários dos bens consumidos. Os valores unitários são obtidos através da razão entre o dispêndio com *i-ésimo* bem pela *k-ésima* unidade de consumo (ou domicílio) ( $x_{ik}$ ) e a quantidade adquirida do *i-ésimo* bem pela *k-ésima* unidade de consumo ( $q_{ik}$ ). No entanto, a aplicação direta dos valores unitários não é recomendada. Deaton (1997) e Cox e Wohlgenant (1986) alertam que os valores unitários podem influenciados por alguns atributos como a qualidade do bem, por exemplo; dessa maneira, essa variável se tornaria endógena no processo de estimação da demanda. Para contornar esse problema, Cox e Wohlgenant (1986) desenvolveram um método econométrico que possibilita corrigir a endogeneidade dos preços. Tal metodologia consiste em ajustar o efeito qualidade regredindo-se a diferença entre os valores unitários e seus respectivos valores médios estaduais por um vetor de características sociodemográficas<sup>8</sup> das unidades de consumo. Esse procedimento assume que os desvios em relação aos valores médios estaduais denotam os efeitos-qualidade condicionados por características das unidades e consumo, como também elementos não-sistemáticos associados à oferta (FERREIRA e COELHO, 2017).

Corrigidos os problemas supracitados as elasticidades-preço *marshallianas* ( $e_{ij}^u$ ), as elasticidades-preço cruzadas ( $e_{ij}^u$ ) bem como as elasticidade-dispêndio ( $e_i$ ) são obtidas pela diferenciação da equação (4) em relação aos preços e ao logaritmo do dispêndio, respectivamente. Tais elasticidades são descritas nas equações (5) e (6) a seguir:

$$e_{ij}^u = \frac{\mu_{ij}}{w_i} - \delta_{ij}, \quad (5)$$

$$e_i = \frac{\mu_i}{w_i} + 1, \quad (6)$$

em que  $\delta_{ij}$ , é denominado *Delta Kronecker*, que pode assumir os seguintes valores:  $\delta_{ij} = 0 \forall i \neq j$ , e  $\delta_{ij} = 1 \forall i = j$ ;  $\mu_{ij}$  e  $\mu_i$  são as derivadas das parcelas de gastos com relação ao logaritmo dos preços e logaritmo do dispêndio, respectivamente. De acordo com as elasticidades-preço cruzadas *marshallianas*, os bens podem ser classificados como complementares brutos quando o aumento no preço do *j-ésimo* bem reduz a quantidade demandada do *i-ésimo* bem ( $e_{ij}^u < 0$ ), e substitutos brutos quando esse aumento eleva a quantidade demandada ( $e_{ij}^u > 0$ ).

As estimações dos parâmetros do modelo *QUAIDS* neste trabalho seguem a rotina de programação para o programa *Stata* descrita por Poi (2008). Essa abordagem possibilita a imposição das restrições de simetria e homogeneidade nos parâmetros estimados. De acordo com Yen, Lin e Smallwood (2003), a restrição de Aditividade que é imposta nas parcelas de gastos é assegurada pela estimação do sistema de demanda para *n-1* produtos, considerando-se uma das categorias de bens analisados como um bem residual. Neste estudo, a categoria utilizada como bem residual é a “Outros alimentos”, dado seu caráter mais heterogêneo de bens em relação às demais categorias analisadas. O sistema de demanda é estimado através de um *SUR* pelo comando *NLSUR* do pacote estatístico do programa *Stata*. Além disso, vale ressaltar que o procedimento adotado é o *Iterated Feasible Generalized Non-linear Least Squares* (IFGNLS), que é equivalente a estimações pelo mecanismo de Máxima Verossimilhança. O procedimento de inferência

<sup>8</sup> Estas variáveis são utilizadas como uma *proxy* das preferências do domicílio pelo efeito da qualidade do bem. As variáveis de controle selecionadas foram: rural, renda monetária per capita, norte, nordeste, sul, centro-oeste, sexo, idade, raça, escolaridade e total de pessoas no domicílio.

estatística dos resultados calculados para as elasticidades é dado pelo Método delta. Este procedimento possibilita a realização de testes de hipótese a partir da transformação da matriz de variância-covariância dos parâmetros estimados no modelo *QUAIDS* na matriz de variância-covariância das elasticidades<sup>9</sup>.

### 3. BASE DE DADOS E VARIÁVEIS SELECIONADAS

As informações e dados utilizados neste estudo foram extraídos dos microdados da última edição da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF), conduzida pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Essa pesquisa iniciou-se no dia 11 de julho de 2017 e terminou no dia 9 de julho de 2018 (IBGE, 2019), totalizando um universo amostral com 58.037 unidades de consumo que, ponderadas pelos seus respectivos fatores de expansão, correspondem a um total de 69.017.704 famílias e 207.103.790 indivíduos (VAZ e HOFFMAN, 2021). As Pesquisas de Orçamento Familiares são inquéritos que buscam levantar dados representativos para toda população brasileira. Para tornar esse objetivo factível essas pesquisas são caracterizadas por utilizarem um plano amostral complexo. Diferentemente da amostra aleatória simples, a amostragem complexa é segmentada por conglomerados, além de levar em consideração a estratificação socioeconômica e geográfica dos setores censitários do país.

Segundo o IBGE (2019a), a POF caracteriza-se por ser uma pesquisa realizada por amostragem, em que são analisados os domicílios particulares permanentes. Estes últimos, por conseguinte, são identificados como as unidades básicas da pesquisa (a unidade de consumo) que, por sua vez, podem ser compostos de um único morador ou de um conjunto deles que compartilham da mesma fonte de alimentação ou que partilham as despesas com moradia. Vale ressaltar que essa pesquisa visa ofertar informações detalhadas sobre os padrões e as estruturas de consumo, despesas, rendimentos, condições de vida da população, variação patrimonial e percepção subjetiva da qualidade de vida. Nesse sentido, as informações disponibilizadas pela POF possibilitam, dentre uma gama de análises, estudar a dimensão do mercado consumidor interno para diversas categorias de produtos e serviços (IBGE, 2010).

Os alimentos considerados nas estimações deste trabalho foram definidos a partir da classificação de grupos alimentares da POF 2017-2018. O IBGE (2019, p. 51) classifica os alimentos em 13 grupos: Cereais, leguminosas e oleaginosas; Farinhas, féculas e massas; Açúcares e derivados; Legumes e verduras; Frutas; Carnes, vísceras e pescados; Aves ovos; Leites e derivados; Panificados; Óleos e gorduras; Bebidas e infusões; Alimentos preparados e Outros alimentos. Com a finalidade de produzir estimativas mais precisas e levando-se em consideração a questão da separabilidade<sup>10</sup> dos bens – recorrente em estudos de demanda, o grupo “Carnes, vísceras e pescados” foi desagregado em dois grupos distintos: “Carnes vermelhas” e “Peixes e pescados”. Essa separação possibilita uma análise discriminada dos distintos tipos de proteína animal que são consumidos nos domicílios brasileiros. Dessa forma, este estudo busca analisar o padrão de consumo de 14 categorias, ou grupos, de alimentos entre os domicílios mais pobres no Brasil.

A Tabela 1 apresenta as respectivas categorias analisadas bem como a proporção de consumo zero entre elas. Conforme pode ser observado, por mais que as categorias estejam agregadas, há uma considerável parcela de domicílios que não realizaram dispêndios com as mesmas; por exemplo: durante o período da pesquisa 70,23% dos domicílios da amostra não compraram frutas. No caso dos alimentos preparados essa proporção chega a 91,26%. Esses níveis de consumo zero legitimam a aplicação do Procedimento de Shonkwiler e Yen (1999) descrito na sessão anterior.

**Tabela 1 – Proporção de domicílios classificados como pobres com consumo zero entre as categorias de alimentos analisadas, 2018**

<b>Categorias</b>	<b>Consumo zero dos domicílios (%)</b>
Cereais, Leguminosas e Oleaginosas	47,57

<sup>9</sup> Para maior aprofundamento acadêmico sobre este procedimento ver Deaton (1997).

<sup>10</sup> Segundo Blackorby, Primont e Russel (1978), as estimações de equações de demanda geralmente utilizam uma abordagem fundamentada na hipótese de que a função de utilidade é fracamente separável. Para maior detalhamento teórico e aplicado sobre a questão da separabilidade fraca ver Deaton e Muellbauer (1980) e Travassos e Coelho (2015).

Legumes e Verduras	57,96
Frutas	70,23
Óleos e Gorduras	75,63
Farinhas e Massas	56,39
Lácteos	47,24
Panificados	23,51
Carnes Vermelhas	53,74
Aves e Ovos	47,76
Peixes e Pescados	82,99
Doces e Açúcares	61,22
Bebidas e Infusões	49,53
Alimentos Preparados	91,26
Outros Alimentos	58,87

Fonte: resultados da pesquisa.

As variações no padrão de consumo entre os domicílios mais pobres do Brasil são controladas a partir de um conjunto de vetores de variáveis sociodemográficas que possibilitam compreender como a localização e a composição domiciliar influenciam tanto nas escolhas de aquisição como nas quantidades dos alimentos em análise; estes vetores de variáveis sociodemográficas são apresentados no Quadro 1.

No que tange às razões para a escolha dessas variáveis torna-se necessário apresentar uma breve explicação<sup>11</sup>. As variáveis que definem a localização domiciliar possibilitam investigar os diferentes perfis de consumo entre as regiões geográficas brasileiras e as zonas de residência, particularmente a rural. As variáveis *dummy* que definem as regiões geográficas do país têm na região Sudeste sua base de comparação – uma vez que essa região apresenta maior participação nas despesas monetárias e não monetárias com as categorias de alimentos em análise. Com a finalidade de analisar como o padrão de consumo alimentar dos domicílios mais vulneráveis economicamente responde ao efeito de sua localização em uma zona rural foi introduzida uma variável *dummy* que busca captar o efeito dessa zona de localização domiciliar. Estudos preliminares apontam que os domicílios rurais são mais vulneráveis à insegurança alimentar (ver Hofmann, 2008; TRIVELLATO et al., 2019).

Variáveis	Descrição
<b>Localização domiciliar</b>	
Rural	O domicílio localiza-se numa zona rural=1; caso contrário=0
Norte	O domicílio localiza-se na região Norte=1; caso contrário=0
Nordeste	O domicílio localiza-se na região Nordeste=1; caso contrário=0
Sul	O domicílio localiza-se na região Sul=1; caso contrário=0
Centro Oeste	O domicílio localiza-se na região Centro Oeste=1; caso contrário=0
<b>Composição domiciliar</b>	
Sexo	Pessoa de referência do sexo feminino=1; caso contrário=0
Raça	A pessoa de referência autodeclarou-se como preta ou parda=1; caso contrário=0
Escolaridade	Anos de estudo da pessoa de referência

<sup>11</sup> Por questão de espaço, alguns resultados do segundo estágio referentes a essas variáveis de controle não serão aqui apresentados. Tais resultados serão objeto de uma outra publicação que dará maior ênfase aos aspectos sociodemográficos do padrão de consumo dos brasileiros pertencentes à classe pobre no Brasil.



Idade	Idade da pessoa de referência
Idade ao quadrado	Idade da pessoa de referência elevada à potência 2
Total de pessoas no domicílio	Quantidade de pessoas que residem no domicílio
Avaliação alimentar	Avalia o padrão de vida de sua família como ruim em relação à alimentação=1; caso contrário=0

**Quadro 1 – Variáveis presentes nos vetores  $z_{ik}$  e  $D_{ik}$ .**

Estudos anteriores (COELHO, 2006; SILVA, 2013; TRAVASSOS, 2014) apontam que a aquisição de alimentos está intimamente associada aos elementos que compõem o perfil socioeconômico das unidades de consumo; por essa razão, tais variáveis compõem os vetores  $z_{ik}$  e  $D_{ik}$  em ambos os estágios de estimação. Naturalmente, a faixa de rendimento per capita é crucial para determinar as quantidades consumidas de bens e serviços, por isso optou-se por analisar exclusivamente os domicílios que se localizam na faixa de rendimento mais baixo – com menos de US\$ 5,50 diários per capita em paridade de poder de compra (PPC), ou, aproximadamente R\$ 420 mensais (esse valor é equivalente a cerca de 44% do salário mínimo vigente em 2018) (IBGE, 2018). Essa linha monetária de pobreza foi definida a partir dos critérios de classificação dos países do Banco Mundial (BM). De acordo com o órgão internacional, o Brasil classifica-se como um país com rendimento médio-alto<sup>12</sup>. Por esse motivo o BM aconselha a utilização da linha de US\$ 5,50 PPC para categorizar as pessoas na pobreza<sup>13</sup>.

Dentre as variáveis de composição domiciliar estão o sexo, a raça e a idade da pessoa de referência. A primeira delas busca captar os efeitos sobre o consumo naqueles domicílios que são “chefiados” por mulheres. Como o Brasil é um país que ainda apresenta fortes traços de cultura patriarcal geralmente cabe às mulheres a responsabilidade sobre as tarefas domésticas (especialmente fazer as compras de alimentos e prepará-los). A segunda variável de controle busca evidenciar como o padrão de consumo domiciliar é impactado pela raça autodeclarada da pessoa de referência. Mesmo entre os domicílios de rendimento mais baixo espera-se encontrar efeitos distintos (potencialmente negativos) sobre o consumo alimentar naqueles domicílios chefiados por pessoas negras (pretas e pardas), uma vez que, no Brasil, essas pessoas vivem em condições de vulnerabilidade mais acentuadas, principalmente as mulheres negras (FERREIRA e BRANCO, 2021). Em relação à idade, e o seu termo quadrático, sua inserção procura capturar os efeitos das mudanças do ciclo de vida sobre a decisão de aquisição e a demanda de alimentos. O quantitativo de pessoas residentes no domicílio e a avaliação subjetiva do padrão de alimentação familiar também são incorporadas como variáveis explicativas nos modelos estimados neste estudo. Espera-se que esta última variável apresente resultados significativos em ambos os estágios de estimação - tendo-se em conta que nos domicílios mais pobres tanto a variabilidade quanto a quantidade de alimentos adquiridos são menores do que nas faixas de rendimento superiores.

Os microdados extraídos da POF 2017-2018 foram retirados dos registros “Despesa Coletiva”, “Morador” e “Condições de Vida”. Após o tratamento estatístico das variáveis de despesas, quantidades e valores unitários a amostra final para os domicílios com rendimento domiciliar mensal inferior ou igual à R\$ 420 mensais foi igual a 11.203 observações, correspondente aos domicílios que declararam a aquisição de pelo menos um dos alimentos em análise.

## 4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

### Primeiro Estágio

A Tabela 2 apresenta os resultados dos efeitos marginais para todas as categorias de alimentos analisadas. Destaca-se que, tanto as estimativas dos efeitos marginais quanto seus intervalos de confiança

<sup>12</sup> Para ter acesso a um maior nível de detalhamento acadêmico sobre a questão do agrupamento dos países por nível de rendimento ver a página do Banco Mundial: <[World Bank Country and Lending Groups – World Bank Data Help Desk](#)>.

<sup>13</sup> Essa linha de pobreza também é adotada pelo IBGE nas Sínteses dos Indicadores Sociais publicadas pelo instituto desde 2017.

foram estimados por um modelo *Probit* e obtidos utilizando-se o pacote estatístico de análise *survey* – uma vez que, como mencionado na sessão anterior, a POF é classificada como uma amostra complexa.

As variáveis de controle podem ser separadas em dois grupos: o primeiro integra as variáveis relacionadas à localização domiciliar e o segundo reúne variáveis ligadas às características do domicílio. Quanto as variáveis do primeiro grupo, pode-se notar que o fato de o domicílio estar localizado numa zona rural possui efeito negativo sobre a probabilidade de aquisição de algumas categorias de alimentos, como Frutas, com 1,9 pontos percentuais (p.p.), Lácteos (5,6 p.p.), Panificados (15,8 p.p.), Carnes vermelhas (3,7 p.p.), Bebidas e infusões (4,9 p.p.), Alimentos preparados (4,5 p.p.) e Outros alimentos (3,4 p.p.). Por outro lado, essa mesma variável impacta positivamente a probabilidade de aquisição de Cereais, Leguminosas e Oleaginosas (3,6 p.p.), Legumes e verduras (2,1 p.p.), Óleos e gorduras (2,4 p.p.), Aves e ovos (2,4 p.p.), Peixes e pescados (5,9 p.p.) e Doces e açúcares (2,8 p.p.).

Os resultados apontam que as variáveis regionais também apresentam influência significativa sobre a probabilidade de consumo de boa parte dos grupos de alimentares considerados. Os domicílios pobres localizados nas regiões Norte e Nordeste apresentam maior probabilidade de adquirir Cereais, Leguminosas e Oleaginosas, Farinhas e Massas, Aves e Ovos, Peixes e pescados, Doces e açúcares e Bebidas e infusões do que os domicílios pobres localizados na região Sudeste (*dummy* base do modelo). No caso dos Alimentos preparados essa probabilidade é invertida. Ademais, os domicílios localizados na região Centro Oeste apresentaram poucos resultados significativos nas regressões; destaca-se que os mesmos têm menor probabilidade de consumir panificados (15,6 p.p.) e maior probabilidade de consumir Carnes vermelhas (5,7 p.p.) e Bebidas e infusões (6,5 p.p.) em relação à região base. Já as unidades de consumo situadas na região Sul destacam-se por apresentar uma probabilidade de aquisição de Legumes e verduras 9,7 p.p. superior aos domicílios estabelecidos na região Sudeste.

No grupo de variáveis que compõem as características do domicílio o sexo da pessoa de referência apresentou resultados significativos e negativos para uma gama de categorias de alimentos. O sinal negativo para estas estatísticas harmoniza-se com a expectativa inicial de que os domicílios referenciados por mulheres apresentem uma probabilidade menor de adquirir alimentos que demandam maior tempo de preparação, como apontam Schlindwein e Kassouf (2006). Essa hipótese pode ser confirmada nos efeitos marginais das categorias Cereais, Leguminosas e Oleaginosas (1,9 p.p.), Legumes e verduras (2,8 p.p.), Carnes vermelhas (2,1 p.p.) e Peixes e pescados (1,3 p.p.). A literatura aponta que as mulheres geralmente tendem a se preocupar mais com a saúde do que os homens, preocupando-se, desta forma, com uma dieta mais saudável (FIGUEIREDO et al., 2008; NEUTZLING et al., 2009). Os efeitos marginais negativos para Doces e açúcares e Bebidas<sup>14</sup> corroboram esta hipótese, e mostram que as probabilidades de consumo dessas categorias de alimentos são, respectivamente, cerca de 1,8 p.p. e 2,3 p.p. menores do que em domicílios referenciados por homens.

A partir dos parâmetros estimados nos modelos *Probit* para as variáveis Idade e Idade ao quadrado foi possível verificar a existência de uma relação de U invertido entre a idade (em anos) da pessoa de referência e a probabilidade de aquisição de quatro categorias de alimentos: Cereais, Leguminosas e Oleaginosas, Panificados e Aves ovos. Esses resultados indicam que a probabilidade de aquisição destes grupos de alimentos tende a aumentar até uma determinada idade, a partir da qual passa a cair. Considerando que as demais variáveis explicativas do modelo são mantidas constantes, a mudança de inclinação da função que relaciona a idade à probabilidade de aquisição de Cereais e leguminosas ocorre por volta dos 48 anos. No caso dos Panificados e Aves e ovos essa mudança acontece por volta dos 45 e 59 anos, respectivamente. Ferreira e Coelho (2020) descrevem que essas mudanças dessa natureza relacionam-se com o ciclo de vida das pessoas que habitam no domicílio, bem como as transformações pelas quais ele passa, tais como: nascimento e crescimento dos filhos, saída dos filhos para a formação de novas famílias e envelhecimento e morte de moradores daquela respectiva unidade de consumo.

---

<sup>14</sup> Essa categoria também é composta por refrigerantes, sucos e bebidas alcólicas, dentre outras.

**Tabela 2 – Resultados do Primeiro Estágio: Efeitos marginais para as categorias de alimentos, 2018**

VARIÁVEIS	CATEGORIAS DE ALIMENTOS													
	Cer/Leg	Leg/Ver	Fruta	Óle/Gor	Far/Ma	Lácteo	Panif.	Car/Ver	Ave/Ovo	Peix/Pes	Doc/Açú	Beb/Inf	Ali/prep	Out/ali
<b>Rural</b>	0,036***	0,021**	-0,019*	0,024*	0,003	-0,05***	-0,158***	-0,037***	0,024**	0,059***	0,028**	-0,05***	-0,045***	-0,034***
<b>Norte</b>	0,216***	-0,08***	-0,06***	0,021	0,222***	-0,036**	-0,033**	0,154***	0,130***	0,294***	0,105***	0,080***	-0,007	0,028*
<b>Nordeste</b>	0,158***	-0,021	0,011	-0,016	0,159***	-0,005	0,049***	0,047***	0,101***	0,139***	0,067***	0,052***	-0,020**	-0,012
<b>Sul</b>	0,012	0,097***	0,018	0,023	0,091***	0,045**	-0,116***	0,091***	0,074***	-0,052**	0,074***	0,103***	0,008	0,078***
<b>Centro Oeste</b>	0,012	0,014	0,020	-0,002	-0,010	-0,000	-0,156***	0,055**	0,020	-0,022	0,002	0,065**	-0,007	-0,035*
<b>Sexo</b>	-0,019**	-0,029**	-0,007	-0,022*	-0,008	-0,011	0,009	-0,021**	-0,003	-0,013**	-0,018**	-0,023**	-0,006	-0,019**
<b>Idade</b>	0,002	0,008***	0,005**	0,002	0,001	-0,002	0,003**	0,000	0,004**	0,000	0,000	0,003	-0,001	-0,000
<b>Idade quad.</b>	-0,000	-0,000**	-0,000	-0,000	-0,000	0,000	-0,000**	0,000	-0,000*	0,000	-0,001	-0,000	0,000	0,000
<b>Raça</b>	-0,002	0,014	-0,017*	-0,016*	-0,005	-0,05***	-0,029***	0,011	0,000	0,018**	-0,024**	-0,017	-0,013**	-0,021*
<b>Escolaridade</b>	-0,000	0,008***	0,010***	-0,002*	0,002*	0,011***	0,007***	0,004***	0,005***	0,000	0,001	0,004***	0,004***	0,003**
<b>Total pessoas</b>	0,024***	0,012***	0,001	0,019***	0,022***	0,025***	0,021***	0,026***	0,024***	0,015**	0,021***	0,020***	0,005***	0,031**
<b>Aval. alim</b>	0,035**	-0,043**	-0,032**	-0,015	0,029**	-0,06***	-0,025**	-0,022	0,019	-0,011	0,005	-0,026*	-0,004	-0,015

Fonte: resultados da pesquisa.

Nota: nível de significância: \*\*\* 1%, \*\* 5% e \* 10%.

O recorte de raça apresentou resultados significativos e alinhados com a premissa inicial de que nos domicílios com pessoas autodeclaradas negras (pretas e pardas) a propensão ao consumo diversificado de alimentos é menor do que nos domicílios com indivíduos brancos; visto que, em relação aos brancos, o contingente populacional negro no Brasil vive em condições de vulnerabilidade social mais acentuadas, conforme indicado anteriormente. Estes resultados reforçam as disparidades raciais no Brasil, colocando em evidência o fato de que as pessoas negras são mais vulneráveis à insegurança alimentar do que as brancas. Reitera-se que a amostra aqui analisada já leva em consideração todos os domicílios classificados como pobres (menos de R\$ 420 mensais), ou seja, mesmo entre os considerados mais pobres os negros têm menor probabilidade de comprar alimentos do que as demais raças. Exemplificando, um domicílio referenciado por uma pessoa negra tem 5 p.p. a menos de chances de consumir Lácteos do que um referenciado por uma pessoa autodeclarada de outra raça.

O nível de escolaridade da pessoa de referência também mostrou resultados coerentes e significativos sobre o processo decisório de aquisição de alimentos. Os efeitos marginais positivos para uma ampla quantidade de grupos de alimentos analisados denotam que nos domicílios mais vulneráveis que são referenciados por pessoas com maior nível de escolaridade a probabilidade de se encontrar uma cesta de alimentos mais diversificada é maior. Vale ressaltar que um ano adicional na escolaridade representa um acréscimo de 15,15% na escolaridade média das pessoas de referência considerados nesse recorte amostral (6,6 anos é a média de anos de estudo das pessoas de referência). Dessa forma, é possível estimar que - considerando-se a premissa *ceteris paribus* - a propensão ao consumo é acrescida de 12,12<sup>15</sup> p.p. para Legumes e verduras, 15,15 p.p. para Frutas, 3,03 p.p. para Farinhas e massas, 16,7 p.p. para Lácteos, 10,6 p.p. para Panificados, 6,06 p.p. para Carnes vermelhas, Aves e ovos, Bebidas e infusões e Alimentos preparados e 4,5 p.p. para a categoria Outros alimentos. No caso dos Óleos e gorduras a probabilidade de aquisição é reduzida em torno e,1,5 p.p. para cada ano de acréscimo na escolaridade. Estes resultados revelam que a educação tem um papel fundamental no planejamento de políticas voltadas à promoção da redução da insegurança alimentar no Brasil, uma vez que influencia diretamente a propensão por uma cesta de consumo alimentar mais variada e, conseqüentemente, mais saudável.

A quantidade de pessoas que habita na unidade de consumo foi uma das variáveis de controle com maior quantidade de resultados significativos. Os resultados apresentados na Tabela 2 indicam que quanto maior o quantitativo de pessoas no domicílio maior será a probabilidade de que a cesta de alimentos adquirida pela unidade de consumo seja mais diversificada. A única exceção foi para a categoria Frutas, que não apresentou efeito marginal significativo para esta variável.

A última variável de controle utilizada para explicar a propensão ao consumo de alimentos entre os domicílios mais pobres trata-se uma avaliação subjetiva da pessoa de referência quanto ao padrão alimentar de sua família. Assim, os resultados apontam que nos domicílios que classificaram seu padrão de vida como ruim em relação ao consumo de alimentos a probabilidade de aquisição de algumas categorias é menor do que entre os domicílios que avaliaram positivamente seu padrão de consumo alimentar. Entre os domicílios que não consideram seu padrão alimentar como satisfatório a probabilidade de consumo de Legumes e verduras (4,3 p.p.), Frutas (3,2 p.p.), Farinhas e Massas (2,9 p.p.), Lácteos (6 p.p.), Panificados (2,5 p.p.) e Bebidas e infusões (2,6 p.p.) é menor (exceto para Cereais e Leguminosas), evidenciando a coerência perceptiva da pessoa de referência em relação à vulnerabilidade do padrão alimentar domiciliar.

---

<sup>15</sup> De acordo com a Tabela 2, um aumento de 1% nos anos de estudo eleva a probabilidade de aquisição de Legumes e verduras em 0,8 p.p.; logo, um ano adicional de estudo aumentará a probabilidade em  $15,15 \times 0,8 = 12,12$  p.p. O mesmo raciocínio é aplicado para as demais categorias.

## Segundo Estágio

Foram obtidos 312 parâmetros na estimação do sistema de demanda. Desse total, 130 se relacionam com as categorias de alimentos selecionadas, 156 estão ligados às variáveis sociodemográficas descritas no Quadro 1, 13 foram obtidos pela aplicação do método de Shonkwiler e Yen (1999) e outros 13 foram estimados para a variável inserida para corrigir a endogeneidade do dispêndio. Desse conjunto de parâmetros, 62% foram significativos levando-se em consideração um nível de significância de 10%.

Resultados relevantes e que merecem atenção antes da apresentação dos resultados das elasticidades são as estimativas dos parâmetros  $\lambda$  e  $u$ ; a primeira referente à forma quadrática do dispêndio e a segunda utilizada para a correção da endogeneidade do dispêndio, respectivamente. Como mencionado anteriormente, tais estimativas são passíveis de realização de inferência estatística e a Tabela 3 apresenta o teste de significância conjunta de tais parâmetros. A partir da análise estatística  $\chi^2$  pode-se inferir que a hipótese de nulidade sobre a linearidade e a exogeneidade do dispêndio total são rejeitadas para a estimação do sistema de demanda como um todo ao nível de significância de 1%. Em outras palavras, isso quer dizer que a estimação das equações simultâneas com a especificação do modelo *QUAIDS* será estimada de forma apropriada desde que se considere a correção da endogeneidade do dispêndio

**Tabela 3 - Teste de Wald para a significância conjunta dos parâmetros  $\lambda$  e  $u$  no sistema de demanda, 2018**

Hipótese nula	$\chi^2$	Prob > $\chi^2$
$\lambda_1 = \lambda_2 = \dots = \lambda_{13} = 0$	897,18	0,000
$u_1 = u_2 = \dots = u_{13} = 0$	183,92	0,000

Fonte: Resultados da pesquisa.

## Elasticidades-preço próprias e elasticidades-dispêndio

Os parâmetros estimados no sistema de demanda são utilizados como instrumento para o cálculo das elasticidades-preço próprias e cruzadas e as elasticidades-dispêndio, conforme apresentado nas equações 5 e 6. As elasticidades-preço e dispêndio mensuram, respectivamente, o grau de sensibilidade dos consumidores da faixa de rendimento considerada às variações nos preços e no dispêndio total com a cesta de alimentos considerada na estimação. As elasticidades *marshallianas*<sup>16</sup> para as 14 categorias de alimentos consideradas foram calculadas considerando-se o ponto médio amostral e são apresentadas na Tabela 4. Verifica-se que todas as elasticidades encontradas são estatisticamente significativas – considerando-se um nível de significância de 1%.

Em aspectos mais gerais é válido ressaltar que os resultados obtidos para as elasticidades-preço próprias foram todos negativos, em consonância com a teoria econômica do consumidor. No caso das elasticidades-dispêndio, as estimativas apresentaram parâmetros positivos – exceto para a categoria Outros alimentos, que é tratada como bem residual nas estimações. Outro ponto importante a ser aqui destacado é que os consumidores brasileiros classificados como pobres são mais sensíveis às variações nos preços dos alimentos do que no dispêndio (exceto os Panificados e Carnes vermelhas). Estes dados evidenciam o grau de severidade com o qual os contingentes populacionais mais vulneráveis aos efeitos da pobreza são impactados pela escalada do processo inflacionário no Brasil. Em outras palavras, o aumento geral no nível dos preços de alimentos tende a reduzir a disponibilidade de alimentos nos domicílios brasileiros ampliando a insegurança alimentar entre o segmento socioeconômico mais frágil da população brasileira. Por outro lado, a aquisição de alimentos nessas unidades de consumo poderia ser ampliada através do sucesso de uma política monetária efetiva, isto é, que mantenha o nível geral de preços dentro da meta estabelecida, ou

<sup>16</sup> O método Delta também possibilita a estimação e inferência estatística das elasticidades *hicksianas*. Contudo, por questão de espaço, apenas as elasticidades *marshallianas* serão discutidas neste trabalho.

através de políticas de subsídio à aquisição de categorias consideradas mais relevantes para minimizar a insegurança alimentar entre os mais pobres. Um aumento quantitativo no consumo de alimentos pode ser reforçado pelo aumento da renda dessa população, deixando patente a importância das políticas públicas de complementação de renda como o Bolsa Família (renomeado como Auxílio Brasil em 2021).

**Tabela 4 – Elasticidades-dispêndio ( $e_i$ ) e elasticidades-preço próprias ( $e_{ii}^u$ ) marshallianas, 2018**

<b>Categorias de alimentos</b>	<b>Elasticidade-dispêndio (<math>e_i</math>)</b>	<b>Elasticidade-preço própria (<math>e_{ii}^u</math>)</b>
Cereais, Leguminosas e Oleaginosas	1,17***	-1,56***
Legumes e Verduras	0,86***	-1,63***
Frutas	0,96***	-1,78***
Óleos e Gorduras	1,08***	-1,39***
Farinhas e Massas	1,18***	-1,34***
Lácteos	1,09***	-1,50***
Panificados	0,34***	-1,14***
Carnes Vermelhas	1,38***	-0,87***
Aves e Ovos	1,20***	-1,53***
Peixes e Pescados	1,17***	-2,38***
Doces e Açúcares	1,11***	-1,22***
Bebidas e Infusões	0,97***	-1,62***
Alimentos Preparados	1,37***	-2,11***
Outros Alimentos	-0,45***	-1,53***

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: nível de significância \*\*\*1%.

Em relação às elasticidades-dispêndio, pode-se observar que 9 das 14 categorias analisadas apresentaram elasticidade superior à unidade em módulo, indicando que tais bens são considerados como bens superiores ou de luxo entre os domicílios analisados. Isso quer dizer que o aumento de 1 ponto percentual no dispêndio com as categorias de alimentos analisadas promove um aumento no consumo dessas categorias em uma magnitude superior à elevação do dispêndio. Dessa maneira, espera-se que aumentos no nível geral da renda da parcela da população mais empobrecida e, por conseguinte, no dispêndio, acarretem uma ampla elevação no consumo de alimentos, reduzindo a vulnerabilidade à fome e à insegurança alimentar. Dentre as categorias de alimentos com maior elasticidade-dispêndio destacam-se as Carnes vermelhas e os Alimentos preparados. Essas categorias, embora representadas num agregado, geralmente apresentam preços mais elevados que as demais; por essa razão espera-se que um aumento no nível de rendimentos da faixa social analisada promova um aumento mais que proporcional no consumo desses bens.

No que diz respeito aos preços observa-se que, com exceção da categoria Carnes vermelhas, a demanda apresenta-se elástica para todos os grupos de alimentos investigados. Isso significa que uma queda nos preços destes bens tende a elevar seu consumo em uma proporção significativamente maior, principalmente Peixes e pescados e Alimentos preparados. Algumas considerações sobre o resultado para a categoria Carnes vermelhas devem ser apresentadas. A primeira refere-se à composição deste agregado, que, além de ser composto por uma variedade de fontes animais (bovinos, suínos, caprinos, etc.), também incorpora uma diversidade de cortes de carnes (de primeira, de segunda, vísceras, dentre outros). É provável que os cortes menos nobres tenham tido maior peso nas aquisições deste agregado entre os domicílios pesquisados. A segunda observação sobre este resultado tem um aspecto mais sociológico e relaciona-se ao caráter simbólico do consumo<sup>17</sup> de carnes na cultura brasileira. O consumo de carnes vermelhas (geralmente mais caras que as demais) também pode ser interpretado como um ato de diferenciação social

<sup>17</sup> A questão do valor simbólico e do valor signo é desenvolvida em detalhes por Jean Baudrillard em sua tese de doutoramento chamada “O sistema dos objetos”. A tese de Palmieri Júnior (2017) intitulada “A gourmetização em uma sociedade desigual: notas sobre a diferenciação do consumo de alimentos industrializados no Brasil” também ajuda a compreender as relações sociais do consumo de alimentos no Brasil.

– uma vez que os alimentos (assim como os outros objetos) podem ser hierarquizados de forma estatutária e classificar seus consumidores de acordo com a respectiva escala social de apreciação.

### **Elasticidades-preço cruzadas**

Na Tabela 5 são apresentadas as relações de substituíbilidade e complementaridade bruta entre os grupos alimentares analisados. Ao nível de significância de 10% foram encontradas 126 relações significativas. Desse total, houve uma predominância de relações de substituição (71%) em relação às de complementaridade (29%). De modo mais geral, compreende-se que variações nos preços tendem a induzir os consumidores brasileiros de baixa renda a substituir os alimentos uns pelos outros, levando-se em consideração as classificações definidas a partir das elasticidades-preço cruzadas.

Tendo-se em conta as respectivas classificações, pôde-se observar a existência de relações simétricas, totais e parciais, entre os pares de categorias alimentares analisados (embora, deva-se advertir que as magnitudes sejam diferentes). A categoria Peixes e pescados apresenta relações de substituição e complementaridade idênticas com as demais categorias de alimentos (vide os sinais das elasticidades estatisticamente significativas). Por exemplo, essa categoria é classificada como substituta dos Alimentos preparados e vice-versa. No entanto, a magnitude com a qual a quantidade consumida da primeira (segunda) categoria é afetada por variações no preço segunda (primeira) é diferente. Ou seja, uma variação positiva de um ponto percentual nos preços dos Alimentos preparados tende a elevar a quantidade consumida de Peixes e pescados em torno de 0,25 p.p.; de outro modo, o mesmo efeito sobre a quantidade demandada de Alimentos preparados não é verificado quando os preços dos Peixes e pescados se elevam na mesma proporção (1 p.p.), nesse caso, a quantidade consumida de Alimentos preparados aumenta em cerca de 1,22 pontos percentuais. Relações de simetria parciais entre os pares de alimentos analisados foram verificadas em Cereais, Leguminosas e Oleaginosas (exceto com a categoria Outros alimentos), Alimentos preparados (exceto com Aves e ovos) e Doces e açúcares (exceto com Outros alimentos).

O agregado Cereais, Leguminosas e Oleaginosas merece ser destacado porque é majoritariamente composto por Arroz e Feijão – alimentos constituintes da base de refeições diárias no Brasil (SOUZA, et al., 2013). As informações apresentadas na Tabela 5 indicam que os consumidores brasileiros localizados nas menores faixas de rendimento tendem a ampliar o consumo destes bens quando os preços relativos das demais categorias aumenta (exceto Óleos e gorduras, Carnes vermelhas e Doces e açúcares que se apresentam como bens complementares a esta categoria). Esses resultados apontam que os consumidores procuram garantir a aquisição de alimentos básicos quando os preços dos demais alimentos aumenta. Considerando-se o evento inverso - isto é, um aumento nos preços de Cereais/Leguminosas e Oleaginosas – as categorias que tendem a apresentar uma maior magnitude no processo de substituição são Frutas e Peixes e pescados.

As categorias Legumes e verduras e Frutas – fontes de uma ampla variedade de macronutrientes e menos intensivas em açúcares e gorduras, também apresentaram resultados relevantes. Essas categorias formam as bases de dietas mais saudáveis e são objetos de estudos de demanda que procuram analisar, além dos impactos das variáveis econômicas, a formulação de políticas públicas voltadas à promoção de hábitos alimentares mais saudáveis, como fizeram Mutuc, Pan e Rejesus (2007) para vegetais nas Filipinas e Silva (2013) para frutas e hortaliças (em nível desagregado) no Brasil. As elasticidades-preço cruzadas indicam que uma elevação nos preços desses agregados faz com que tais alimentos tendam a ser substituídos por outros grupos de alimentares considerados menos saudáveis, como Doces e açúcares, Bebidas e infusões e Alimentos preparados, por exemplo. Em contrapartida, por serem pares simetricamente complementares, uma variação positiva nos níveis de preços dos Legumes e verduras tende a diminuir o consumo de Frutas, e vice-versa. Tais resultados mostram o quanto a elevação do nível de preços impacta negativamente a constituição de uma dieta mais diversificada e saudável entre os brasileiros mais pobres. Drewnowski, Darmon e Briend (2004) apontam que - principalmente entre famílias de renda mais baixa - os custos de alimentos tidos como mais saudáveis podem ser considerados como obstáculos à melhorias em suas dietas.

**Tabela 5 – Estaticidades-preço cruzadas ( $e_{ij}^u$ ) marshallianas entre as categorias de alimentos, 2018**

<b>Categorias de alimentos</b>	<b>Cer/Leg</b>	<b>Leg/Ver</b>	<b>Fruta</b>	<b>Óle/Gor</b>	<b>Far/Mas</b>	<b>Lácteo</b>	<b>Panif.</b>	<b>Car/Ver</b>	<b>Ave/Ovo</b>	<b>Peix/Pes</b>	<b>Doc/Açú</b>	<b>Beb/Inf</b>	<b>Ali/prep</b>	<b>Out/ali</b>
<b>Cer/Leg</b>	-	0,08***	0,09***	-0,09***	0,05***	0,09***	0,21***	-0,07**	0,02	0,10***	-0,13***	0,04***	0,00	-0,09***
<b>Leg/Ver</b>	0,19***	-	-0,12***	0,02	0,05**	0,05*	0,04	0,06	0,15**	0,04**	0,03**	0,16***	0,02***	0,01
<b>Fruta</b>	0,38***	-0,23***	-	0,06**	0,07	-0,01	0,14	-0,04	0,29**	0,01	0,06*	0,12**	0,06**	0,08
<b>Óle/Gor</b>	-1,19***	0,10	0,20**	-	-0,16	0,10	0,83***	-0,18	0,12	0,48***	-0,40***	0,11	0,10**	-0,56***
<b>Far/Mas</b>	0,13***	0,04	0,04	-0,03	-	0,11***	-0,06	-0,07	0,07	0,08***	-0,11***	0,00	-0,00	-0,12***
<b>Lácteo</b>	0,11***	0,01	-0,00	0,00	0,05***	-	0,05**	-0,07**	0,06**	0,05***	-0,00	0,04***	-0,00	-0,02
<b>Panif.</b>	0,13***	0,02**	0,02**	0,02***	0,01	0,07***	-	0,08***	0,12***	-0,04***	0,04***	0,05***	0,00	-0,01*
<b>Car/Ver</b>	-0,08***	-0,00	-0,02	-0,01	-0,03*	-0,09***	-0,03	-	-0,12***	-0,03**	0,03***	-0,01	-0,02***	0,06***
<b>Ave/Ovo</b>	0,01	0,03**	0,04**	0,00	0,02	0,03**	0,05	-0,07**	-	-0,01	0,02**	0,06***	-0,01	0,12***
<b>Peix/Pes</b>	0,77***	0,13*	0,01	0,31***	0,28***	0,39***	-1,22***	-0,31**	-0,21	-	0,19***	0,37***	0,25***	0,42***
<b>Doc/Açú</b>	-0,50***	0,05*	0,05*	-0,12***	-0,17***	-0,04	0,28***	0,20***	0,11**	0,09***	-	-0,13***	0,08***	-0,15***
<b>Beb/Inf</b>	0,08***	0,10***	0,04**	0,01*	0,01	0,07***	0,09***	0,04	0,16***	0,07***	-0,04***	-	-0,02***	-0,03*
<b>Alim/prep.</b>	0,00	0,41**	0,57**	0,31**	-0,12	-0,27	-0,27	-1,57***	-0,94**	1,22***	0,80***	-0,77***	-	1,17***
<b>Out/alim</b>	-0,06	0,09**	0,09**	-0,11***	-0,06**	0,12**	0,23***	0,46***	0,76***	0,17***	0,06**	0,06	0,08***	-

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: nível de significância \*\*\*1%, \*\*5% e \*10%.



O risco de desenvolvimento de doenças cardiovasculares e obesidade é intimamente associado à dietas com alto teor de lipídios (tais como óleos e gorduras) e açúcares (CASTRO et al., 2004; ENES e SLATER, 2010). Os dados apresentados na tabela abaixo indicam que estas duas categorias são consumidas conjuntamente nos domicílios brasileiros mais carentes, ou seja, são pares complementares. Em outras palavras, um aumento nos preços de uma dessas categorias tende a reduzir o consumo da outra; porém, em proporções distintas. Isto é, considerando-se constantes as demais variáveis, se ambas as categorias tiverem uma elevação equivalente em seus preços o consumo de óleos e gorduras reduzirá 3,4 vezes mais que o consumo de doces e açúcares. Assim, levando-se em consideração o fato de que essas duas categorias são elásticas em relação aos seus respectivos preços (ver Tabela 4), pode-se notar que os preços relativos de ambas as categorias podem ser considerados como potenciais instrumentos para a direcionamento de uma dieta mais saudável.

Os Panificados são uma importante fonte de carboidratos e, geralmente, são consumidos nas refeições matinais dos brasileiros. Considerando-se os resultados estatisticamente significativos, essa categoria tende a se comportar como substituta para a maioria dos alimentos pesquisados (exceto para Peixes e pescados e Outros alimentos). Isso evidencia que num cenário de alta generalizada no nível de preços do setor de alimentos os brasileiros mais pobres tendem procurar nos panificados uma fonte alternativa de reposição energética. Vale ressaltar que, dentre os agregados estudados, os panificados apresentam a maior frequência de aquisição na amostra (ver Tabela 1). Farinhas e massas também são outra importante fonte de aquisição de carboidratos e apresentam uma relação de substituição com Cereais, Leguminosas e Oleaginosas. De acordo com os resultados, um aumento de 10 p.p nos preços desta última tende a elevar o consumo de Farinhas e massas em 13 pontos percentuais. Considerando-se o sentido inverso, o agregado que integra arroz e feijão tem um aumento de 5 p.p. entre os domicílios analisados.

Quanto às fontes de proteína animal alguns resultados se mostraram surpreendentes; principalmente para as Carnes vermelhas (geralmente mais caras em relação às outras duas), cujas relações estatisticamente significativas são em sua maioria de complementaridade (com as categorias Cereais, Leguminosas e Oleaginosas, Lácteos, Aves e ovos, Peixes e pescados e Alimentos preparados). As relações de complementaridade entre as categorias de proteína animal surpreendem porque espera-se que os consumidores tendam à substituí-las entre si quando seus preços relativos variam. Tal incongruência pode ser reflexo do nível de agregação dos bens. Por exemplo, no agregado Carnes vermelhas há cortes bovinos e suínos de primeira e segunda, além de distintos tipos de carnes consideradas exóticas - como bode, por exemplo. Os resultados encontrados indicam que um maior nível de desagregação das proteínas animais pode descrever de forma mais fidedigna as relações de substituição/complementaridade entre esses alimentos, conforme demonstrado no trabalho de Travassos (2014).

Leites e seus derivados são fontes alternativas de proteínas de origem animal e, entre os domicílios mais vulneráveis, comportam-se como substitutos para os demais alimentos, exceto para Carnes vermelhas, com as quais estabelecem relações de complementaridade. Já Bebidas e infusões é uma categoria composta por uma enorme variedade de líquidos com elevado valor calórico como sucos e refrigerantes, além de bebidas alcólicas. Esse agrupamento também comporta-se majoritariamente como substituto para os demais; porém, as elasticidades-preço cruzadas indicam que o consumo de Doces e açúcares e Alimentos preparados segue a mesma direção que as variações nos preços das Bebidas – indicando que a aquisição de tais alimentos segue um padrão de complementaridade.

Por fim, os Alimentos preparados apresentaram relações de simetria com quase todas as demais categorias de alimentos (menos Aves e ovos). Conforme esperado, esse grupo mantém uma relação de complementaridade com Bebidas e infusões; com as demais há predominância de relações de substituição (exceto Carnes vermelhas). Vale ressaltar que de todos os agregados analisados este é o que apresentou a menor frequência de aquisição entre os domicílios pesquisados. Este resultado é reflexo de um maior nível de preços destes alimentos, uma vez que os mesmos incorporam o valor adicionado do trabalho em seu preparo.

## 5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este estudo contribui com a literatura nacional sobre demanda de alimentos ao realizar a estimação de um sistema de demanda para várias categorias de alimentos, apresentando não apenas as elasticidades-preço próprias, mas também as elasticidades-dispêndio e preço-cruzadas para o recorte de domicílios em situação de maior vulnerabilidade socioeconômica no Brasil. Essas estimativas permitem compreender (a um nível agregado) como as variáveis econômicas impactam as quantidades de alimentos consumidas entre os cidadãos classificados nas faixas de rendimento mais baixas. Nesse sentido, tais resultados têm ampla aplicação em estudos de economia aplicada e também servem como um farol para o desenho de políticas públicas que visem utilizar instrumentos de preços (*fat taxes* ou *thin subsidies*) ou de complementação de renda para minimizar a escalada da insegurança alimentar no Brasil.

As estimativas do primeiro estágio mostram que há uma menor probabilidade de aquisição de alimentos de maior valor adicionado entre os domicílios localizados na zona rural. Além disso, o custo de oportunidade do tempo de preparo de alimentos nos domicílios referenciados por mulheres foi significativo em algumas categorias analisadas. Vale destacar que o recorte de raça tem considerável relevância na determinação da aquisição de alimentos no Brasil. Os resultados mostram que pessoas autodeclaradas negras têm menor probabilidade de consumir uma gama de alimentos do que indivíduos de outras raças, mesmo que estejam inseridos na mesma faixa de rendimentos. Destaca-se que o estoque educacional da pessoa de referência no domicílio eleva a propensão ao consumo de alimentos, bem como sua diversificação.

As hipóteses iniciais sobre o comportamento do padrão de consumo nos domicílios mais vulneráveis foram, de modo geral confirmadas. Verificou-se que as referidas unidades de consumo são mais sensíveis à variações nos preços do que nos dispêndios (exceto duas categorias). Essas estimativas demonstram que nos extratos inferiores de rendimentos a vulnerabilidade de acesso aos alimentos torna-se mais acentuada quando os níveis de preços se elevam, mesmo que a renda domiciliar cresça na mesma magnitude. Tais resultados demonstram a relevância que uma política monetária eficiente tem sobre a demanda domiciliar de alimentos. Pôde-se observar também que a maioria das categorias de alimentos analisada são consideradas como bens de luxo entre as unidades amostrais pesquisadas. A partir das elasticidades-preço cruzadas pôde-se verificar a predominância de relações de substituição entre as categorias de alimentos pesquisadas. Isso indica que os consumidores brasileiros de baixa renda tendem a substituir os alimentos uns pelos outros quando os preços relativos mudam.

Embora os resultados encontrados possibilitem uma ampliação do entendimento de como as variáveis de ordem econômica afetam o consumo de alimentos algumas ressalvas devem ser feitas quanto à limitações deste estudo. A primeira delas refere-se à consideração do plano amostral complexo nas estimações do segundo estágio da demanda. Embora o pacote *survey* tenha sido utilizado no primeiro estágio do procedimento de Shonkwiler e Yen (modelo *Probit*) não foi possível considerá-lo nas estimações dos parâmetros do modelo *QUAIDS* porque a rotina adotada para tais estimações não comporta a inserção do plano amostral complexo. A segunda limitação deste estudo reside no grau de agregação adotado para diferenciar as respectivas categorias de alimentos. Sugere-se para futuros estudos de demanda a tentativa de estimar sistemas de demanda em níveis mais desagregados. Por exemplo, desagregar Cereais de Leguminosas e Oleaginosas, criando uma categoria de análise para cada alimento, ou desagregar as carnes pela sua origem animal, tipo, bovinos, suínos, ovinos, dentre outros. Embora um nível mais alto de desagregação eleve sobremaneira a complexidade de estimação ele possibilita uma compreensão mais pormenorizada sobre as relações de consumo de alimentos.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ABDULAI, A. Household demand for food in Switzerland. A quadratic almost ideal demand system. *Revue Suisse D Economie Et De Statistique*, v. 138, n. 1, p. 1-18, 2002.

ANDREYEVA, T.; LONG, M. W.; BROWNELL, K. D. The impact of food prices on consumption: a systematic review of research on the price elasticity of demand for food. **American journal of public health**, v. 100, n. 2, p. 216-222, 2010.

BANKS, J.; BLUNDELL, R.; LEWBEL, A. Quadratic Engel curves and consumer demand. **The Review of Economics and Statistics**, v. 79, n. 4, p. 527-539, 1997.

BELIK, W. Perspectivas para segurança alimentar e nutricional no Brasil. **Saúde e sociedade**, v. 12, n. 1, p. 12-20, 2003.

BLACKORBY, C.; PRIMONT, D.; RUSSEL, R. R. **Duality, Separability and Functional Structure**. New York, American Elsevier, 1978.

BLUNDELL, R.; ROBIN, J. M. Estimation in large and disaggregated demanda system: An estimator for conditionally linear systems. **Journal of Applied Economics**, 14, p. 209-32, 1999.

BOPAPE, L.; MYERS, R. Analysis of household demand for food in South Africa: Model selection, expenditure endogeneity, and the influence of socio-demographic effects. In: **Proceedings of the African Econometrics Society Annual Conference**. 2007. p. 4-6.

CASTRO, L. C. V.; FRANCESCHINI, S. C. C.; PRIORE, S. E.; PELÚZIO, M. C. G. Nutrição e doenças cardiovasculares: os marcadores de risco em adultos. **Revista de Nutrição**, v. 17, p. 369-377, 2004.

COELHO, A. B. A demanda de alimentos no Brasil 2002-2003. Viçosa, MG: UFV, 2006. 248 p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Universidade Federal de Viçosa, 2006.

DEATON, A. **The Analysis of household surveys. A Microeconomic Approach to Development Policy** (Baltimore: Johns Hopkins University Press), 1997.

DEPARTAMENTO INTERSINDICAL DE ESTATÍSTICA E ESTUDOS SOCIOECONÔMICOS – DIEESE. **Resultados mensais de 2022**. Disponível em: <https://www.dieese.org.br/analisecestabasica/analiseCestaBasica202206.html>. Acesso em: Julho de 2022.

DREWNOWSKI, A.; DARMON, N.; BRIEND, A. Replacing fats and sweets with vegetables and fruits: a question of cost. **American journal of public health**, v. 94, n. 9, p. 1555-1559, set., 2004.

ENES, C. C.; SLATER, B. Obesidade na adolescência e seus principais fatores determinantes. **Revista Brasileira de epidemiologia**, v. 13, p. 163-171, 2010.

FOOD AGRICULTURE ORGANIZATION OF THE UNITED NATIONS (FAO); UNICEF; WFP; WHO; IFAD. **The State of Food Security and Nutrition in the World 2022**. Roma, FAO, 2022. Disponível em: < <https://www.fao.org/publications/sofi/2022/en/>>. Acesso em: Julho de 2022.

\_\_\_\_\_.; MUELLBAUER, J. **Economics and consumer behavior**. Cambridge University press, 1980.

FERREIRA, L. S. S. M.; BRANCO, T. S. C. A vulnerabilidade social da mulher no Brasil: um recorte de gênero e raça. In: **Congresso Internacional de Direitos Humanos de Coimbra**. 2021.

FERREIRA, A. S.; COELHO, A. B. O papel dos preços e do dispêndio no consumo de alimentos orgânicos e convencionais no Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 55, p. 625-640, 2017.

\_\_\_\_\_. Determinantes da aquisição de alimentos orgânicos e convencionais nos domicílios brasileiros. **Revista de Política Agrícola**, v. 29, n. 2, p. 8, 2020.

FIGUEIREDO, I. C. R.; JAIME, P. C.; MONTEIRO, C. A. Fatores associados ao consumo de frutas, legumes e verduras em adultos da cidade de São Paulo. **Revista de Saúde Pública**, v. 42, p. 777-785, 2008.

FORBES, Revista. **Quem são os 40 novos bilionários brasileiros no ranking 2021**. Disponível em: < <https://forbes.com.br/forbes-money/2021/08/quem-sao-os-40-novos-bilionarios-brasileiros-no-ranking-2021/>>. Acesso em: julho de 2022.

HOFFMANN, R. Determinantes da insegurança alimentar no Brasil: análise dos dados da PNAD de 2004. **Segurança alimentar e nutricional**, v. 15, n. 1, p. 49-61, 2008.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. **Pesquisa de Orçamentos Familiares: Despesas, rendimentos e condições de vida**. Rio de Janeiro, 2010.

\_\_\_\_\_. **Síntese de Indicadores Sociais – Uma análise das condições de vida da população brasileira 2018**. Rio de Janeiro, 2018.

\_\_\_\_\_. **Pesquisa de Orçamentos Familiares 2017-2018 – Primeiros resultados**. Rio de Janeiro, 2019.

\_\_\_\_\_. **Indicadores IBGE – Sistema Nacional de índices de preço ao consumidor: IPCA e INPC, Junho de 2022.** Disponível em: <<https://biblioteca.ibge.gov.br/index.php/biblioteca-catalogo?view=detalhes&id=7236>>. Acesso em: Julho de 2022.

LAFRANCE, J. T. When is expenditure “exogenous” in separable demand models? **Western Journal of Agricultural Economics**, v. 16, n.1, p. 49-62, 1991.

MUTUC, M. E. M.; PAN, S.; REJESUS, R. M. Household vegetable demand in the Philippines: Is there an urban-rural divide? **Agribusiness**, v. 23, n. 4, p. 511-527, 2007.

NEUTZLING, M. B.; ROMBALDI, A. J.; AZEVEDO, M. R.; HALLAL, P. C. Fatores associados ao consumo de frutas, legumes e verduras em adultos de uma cidade no Sul do Brasil. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 25, p. 2365-2374, 2009.

PALMIEIR JÚNIOR, V. **A gourmetização em uma sociedade desigual: notas sobre a diferenciação do consumo de alimentos industrializados no Brasil.** Campinas, SP: UNICAMP, 2017. Tese (Doutorado em Desenvolvimento Econômico) – Universidade Estadual de Campinas, 2017.

PROGRAMA DAS NAÇÕES UNIDAS PARA O DESENVOLVIMENTO – PNUD. **Addressing the cost-of-living crisis in developing countries: Poverty and vulnerability projections and policy responses.** Disponível em: <<https://www.undp.org/publications/addressing-cost-living-crisis-developing-countries-poverty-and-vulnerability-projections-and-policy-responses>>. Acesso em: Julho 2022.

POI, B. P. Demand-system estimation: Update. **The Stata Journal**, v. 8, n. 4, p. 554-556, 2008.

REDE BRASILEIRA DE PESQUISA EM SOBERANIA E SEGURANÇA ALIMENTAR – PENSSAN. II VIGISAN: Inquérito nacional sobre segurança alimentar no contexto da pandemia da COVID-19 no Brasil. São Paulo, 2022.

SCHLINDWEIN, M. M., KASSOUF, A. L. Análise da influência de alguns fatores socioeconômicos e demográficos no consumo domiciliar de carnes no Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 44, p. 549-572, 2006.

SHONKWILER, J.; YEN, S. Two-step estimation of a censored system of equations. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 81, n. 4, p. 972-982, 1999.

SILVA, M. M. C. **Demanda domiciliar por frutas e hortaliças no Brasil.** Viçosa, MG: UFV, 2013. 125 p. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Universidade Federal de Viçosa, 2013.

SOUZA, A. de M., PEREIRA, R. A., YOKOO, E. M., LEVY, R. B., SICHIERI, R. Alimentos mais consumidos no Brasil: Inquérito nacional de alimentação 2008-2009. **Revista de Saúde Pública**, v. 47, p. 190-199, 2013.

TRAVASSOS, G. F. **Demanda domiciliar por frutas carnes no Brasil: a questão da separabilidade.** Viçosa, MG: UFV, 2014. 98 p. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Universidade Federal de Viçosa, 2014.

\_\_\_\_\_.; COELHO, A. B. A questão da separabilidade fraca na estimação de sistemas de demanda: Uma aplicação para a demanda de carnes no Brasil. **Economia Aplicada**, v. 19, p. 507-539, 2015.

TRIVELLATO, P. T.; MORAIS, D. C.; LOPES, S. O.; MIGUEL, E. S.; FRANCESCHINI, S. C. C.; PRIORI, S. E. Insegurança alimentar e nutricional em famílias do meio rural brasileiro: revisão sistemática. **Ciência & Saúde Coletiva**, v. 24, p. 865-874, 2019.

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.

\_\_\_\_\_. Evolução do padrão de consumo das famílias brasileiras entre 2008 e 2017. **Economia e Sociedade**, v. 30, p. 163-186, 2021.

YEN, S. T.; LIN, B.; SMALLWOOD, D. M. Quasi- and simulated-likelihood approaches to censored demand systems: food consumption by food stamp recipients in the United States, **American Journal of Agricultural Economics**, 85, pp. 458-478, 2003.

