



*The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library*

**This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.**

**Help ensure our sustainability.**

Give to AgEcon Search

AgEcon Search

<http://ageconsearch.umn.edu>

[aesearch@umn.edu](mailto:aesearch@umn.edu)

*Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.*

*No endorsement of AgEcon Search or its fundraising activities by the author(s) of the following work or their employer(s) is intended or implied.*

## A demanda domiciliar por arroz no Brasil: abordagem por meio do sistema Quaid's em 2008/2009

### *The household demand for rice in Brazil: through the Quaid's system in 2008/2009*

Vancelei Zanin<sup>1</sup> , Mirian Rumenos Piedade Bacchi<sup>2</sup> , e Aléssio Tony Cavalcanti de Almeida<sup>3</sup> 

**Resumo:** O arroz é um alimento básico na dieta do brasileiro; contudo, o lento crescimento de seu consumo tem impactos diretos na expansão do setor. Para compreender os fatores que afetam esse consumo e suas inter-relações com outros alimentos foram estimadas, neste estudo, as elasticidades da demanda por dez alimentos nos domicílios brasileiros, utilizando dados da Pesquisa de Orçamentos Familiares 2008-2009. Para tanto, foi aplicado o modelo *Quadratic Almost Ideal Demand System* (Quaid's) ajustado para o problema do consumo censurado e da endogeneidade das despesas. Os resultados gerais indicam que o arroz apresenta elasticidade-dispêndio menor que a unidade. A elasticidade-renda da demanda reforça esse comportamento de bem necessário, sendo mais elevada em regiões como o Centro-Oeste e o Sudeste. O feijão é um bem complementar ao arroz, ao passo que pão e farinha de mandioca se mostraram como importantes substitutos. Por fim, os resultados encontrados podem ser úteis para dinamizar o consumo domiciliar desse produto, por meio de estratégias que reduzam o preço, com o aumento da produtividade ou alterações tributárias, ou, ainda, estratégias focadas em mercados regionais e que promovam a substituição de outros alimentos pelo cereal.

**Palavras-chaves:** Modelo Quaid's, arroz, demanda domiciliar, elasticidades.

---

Data de submissão: 10 de novembro de 2016. Data de aceite: 27 de maio de 2018.

1. Departamento de Economia e Estatística (DEE-RS), Secretaria de Planejamento, Orçamento e Gestão, Porto Alegre (RS), Brasil. E-mail: vanceleizanin@gmail.com
2. Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz (Esalq), Universidade de São Paulo (USP), Piracicaba (SP), Brasil. E-mail: bacchimarian@gmail.com
3. Universidade Federal da Paraíba (UFPB), João Pessoa (PB), Brasil. E-mail: alessio@ccsa.ufpb.br

**Abstract:** *Rice is a staple food in the Brazilian diet, but the slow consumption growth has a direct impact on the sector's expansion. In order to understand the factors affecting this consumption and their interrelationships with other food, this paper estimated the elasticities of demand for ten types of food in Brazilian households using microdata of the Household Budget Survey 2008-2009. Therefore, we applied the Quadratic Almost Ideal Demand System model (Quaids) adjusted for censored consumption and endogeneity of total expenditures. The overall results indicate that the rice has elasticity expenditure less than the unity. The income elasticity of demand reinforces this necessary good behavior, being higher in regions like the Midwest and Southeast. It also indicates that beans are complementary to rice, while bread and cassava flour are important substitutes. Finally, these results may be useful to boost household consumption of this product, through strategies that reduce its price, with the productivity increase or tax changes, or strategies focused on regional markets and to promote the substitution of other foods by rice.*

**Key-words:** Quaids model, rice, household demand, elasticities.

**Classificação JEL:** D12, R21.

## 1 Introdução

O arroz está presente na alimentação de bilhões de pessoas ao redor do globo. De acordo com a Organização das Nações Unidas para a Alimentação e a Agricultura (Food and Agriculture Organization of The United Nations, 2004), o arroz está profundamente enraizado na herança cultural de muitas sociedades, sendo alimento básico para mais da metade da população mundial. Além disso, esse cereal apresenta-se como uma fonte de nutrientes de relevância crescente em diversos países de baixa renda, sobretudo na África, o que denota sua importância para a segurança alimentar.

No Brasil, a importância do arroz também se faz notar, sendo o principal mercado fora do continente asiático, com produção e consumo em torno de 12 milhões de toneladas em 2014. Os dados da Pesquisa de Orçamento Familiar (POF) de 2008, do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, podem ser utilizados para ressaltar a significância do arroz no total das calorias ingeridas no domicílio em diferentes unidades da federação, como São Paulo (15%) e Maranhão (39%) (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, 2015a). Cumpre mencionar ainda que essa participação ganha relevância devido às suas características nutricionais, pois o arroz tem efeito positivo na prevenção de diversas doenças crônicas, como: diabetes e doenças cardiovasculares (Walter et al., 2008). Apesar disso, o consumo segue relativamente estagnado nas últimas duas décadas (Companhia Nacional de Abastecimento, 2015), o que tende a afetar negativamente a rentabilidade da cadeia produtiva desse

cereal em momentos de forte crescimento da produção. Assim, o setor, recorrentemente, mostra-se como grande demandante de recursos públicos. No período de 2003 a 2011, foram destinados R\$ 7,4 bilhões para suporte à produção, estoques e comercialização do grão, que perdeu em recursos recebidos apenas para o milho e para o trigo, conforme aponta Capitani (2013).

Apesar da estabilidade do consumo nacional total, os dados da POF de 2008 mostram significativa variação do consumo regional e maior importância do cereal na dieta das famílias de renda mais baixa (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, 2015a). Ademais, trabalhos como os de Schlindwein & Kassouf (2007) e Gameiro & Gameiro (2008) apontam o impacto da urbanização e a maior participação da mulher no mercado de trabalho como fatores importantes para a queda do consumo domiciliar do alimento. Por sua vez, a distribuição de renda também afeta a demanda de alimentos, conforme mostrado por Ferrario (2013), havendo um efeito positivo de programas sociais (Bolsa Família e Benefício de Prestação Continuada) no consumo de cereais e de outros componentes da dieta do povo brasileiro.

Neste contexto, a estimação de sistemas de demanda para os alimentos, que considere o arroz e seus potenciais bens substitutos e complementares, se mostra útil para a formulação de políticas públicas ou estratégias setoriais privadas. Através desse método pode-se obter as elasticidades-preço própria e cruzada, bem como a elasticidade-renda por meio de uma estimação conjunta e que considera as restrições advindas da maximização da utilidade sujeita a uma restrição orçamentária,

conforme a teoria econômica da escolha do consumidor (Mittal, 2010).

Para obter essas elasticidades que auxiliam na compreensão do comportamento do consumidor, um modelo amplamente utilizado na literatura é o modelo Quaid's (*Quadratic Almost Ideal Demand System*), de Banks et al. (1997), que é uma versão quadrática do modelo Aids (*Almost Ideal Demand System*) de Deaton & Muellbauer (1980a). Diversos trabalhos internacionais utilizaram esses modelos para estimação da demanda de alimentos (Alfonzo & Peterson, 2006; Tafere et al., 2010; Alviola et al., 2010; Mittal, 2010). Na literatura nacional, também há exemplos da aplicação do modelo Aids na estimação da demanda por pescados (Sonoda, 2006), alimentos proteicos (Alves et al., 2007), vinho (Almeida et al., 2015) e na análise do padrão de consumo nacional de nutrientes (Rodrigues et al., 2012). Na sua versão quadrática, podem-se citar a estimação da demanda por alimentos com dados da POF 2002 (Coelho et al., 2010) e com dados da POF 2008 por grupos específicos de alimentos (Silva, 2013; Travassos, 2014), por nutrientes (Pereda & Alves, 2012) e por bebidas e cigarros (Almeida & Araújo Junior, 2017), dentre outros.

Dessa forma, o presente ensaio tem por objetivo estimar as elasticidades (renda, preço-própria e preço-cruzada) de um sistema de demanda de alimentos para o Brasil. O arroz figura como produto principal desta investigação, com destaque também para os alimentos que apresentam potencial relação de substituição ou complementariedade com esse cereal. Assim sendo, no presente trabalho lança-se mão dos microdados de consumo domiciliar da POF 2008-2009 do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (2015b) e estima-se um sistema de demanda alimentar através do modelo Quaid's. Considera-se que o presente estudo é inédito no que diz respeito ao foco em uma investigação direcionada para o consumo de arroz no Brasil, um dos principais itens que compõe a dieta básica dos brasileiros e, ainda, detém peso relevante no campo produtivo (o cereal ocupa a sexta posição em termos de valor bruto da produção entre as culturas temporárias, perdendo apenas para a soja, a cana-de-açúcar, o milho, mandioca e o feijão, em 2016, de acordo com o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (2010).

Cabe ressaltar que características sociodemográficas, já relatadas como importantes para o consumo do cereal, são incorporadas ao modelo em conformidade com Ray (1983) e Poi (2012). Ademais, busca-se contornar

dois problemas amplamente relatados na literatura especializada de estimação de sistema de demanda, quais sejam: o problema da potencial endogeneidade da despesa total (Blundell & Robin, 1999) e o problema do consumo zero, isto é, da ausência do consumo de diversos bens do sistema analisado (Shonkwiler & Yen, 1999). Assim, o presente trabalho investiga quais os fatores que mais impactam a demanda pelo cereal por meio da pesquisa orçamentária mais recente existente no País, buscando tratar os potenciais problemas econométricos existentes nesses tipos de dados, algo não realizado até então em trabalhos nacionais que trabalharam com a demanda por arroz no domicílio<sup>1</sup>.

O presente artigo está dividido em quatro partes, além desta introdução. A seção dois apresenta o modelo teórico de sistemas de demanda e os potenciais problemas econométricos que surgem na estimação dele. Na seção três, a base de dados e as variáveis utilizadas são explicitadas. A seção quatro expõe os resultados. Por fim, as considerações finais discutem as principais contribuições e limitações do trabalho.

## 2 Fundamentação teórica conceitual

### 2.1 Sistemas de demanda

O estudo de sistemas de demanda teve forte impulso por meio do modelo Aids (*Almost Ideal Demand System*), de Deaton & Muellbauer (1980a). Este modelo é uma aproximação de primeira ordem que relaciona a parcela de gasto com um determinado bem com os preços (preços próprios e dos demais bens do sistema) e com o dispêndio total. Na sequência, o modelo *Quadratic Almost Ideal Demand System* (Quaid's), desenvolvido por Banks et al. (1997) a partir do modelo Aids, representa um avanço sobre este, pois permite que a relação do logaritmo do dispêndio com o bem possua não linearidade ao incorporar seu termo quadrático na equação. Assim, o Quaid's permite considerar curvas de Engel não lineares, ou seja, possibilita que o mesmo bem seja um bem de luxo para alguns níveis de dispêndio (renda) e bem necessário para outros níveis de dispêndio (renda),

<sup>1</sup> A questão do consumo zero e endogeneidade do gasto foram tratadas, porém não conjuntamente em trabalhos sobre alimentação no domicílio no Brasil que estimaram a demanda para o arroz entre os alimentos selecionados.

comportamento bastante plausível para alimentos e não captado por outros modelos.

Especificamente, o modelo Quaid's parte da generalização das preferências do tipo Piglog (*Price-Independent Generalized Logarithmic*) que apresentam funções utilidades indiretas que são lineares no logaritmo da despesa, conforme a equação:

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

em que  $\ln V$  é o logaritmo neperiano da função utilidade indireta  $V$ ;  $\ln m$  é o logaritmo da despesa total,  $a(\mathbf{p})$  e  $b(\mathbf{p})$  são funções do vetor de preços  $\mathbf{p}$ , por sua vez, o termo  $\left( \frac{\ln m - \ln a(\mathbf{p})}{b(\mathbf{p})} \right)$  é a função utilidade indireta de um sistema de demanda Piglog;  $\lambda$  que é função diferenciável e homogênea de grau zero nos preços  $\mathbf{p}^2$ . O termo  $b(\mathbf{p})$  é um agregador de preço do tipo *Cobb-Douglas*:

$$b(\mathbf{p}) = \prod_{i=1}^n p_i^{\beta_i} \quad (2)$$

Por sua vez,  $\ln a(\mathbf{p})^3$  é dado por:

$$\ln a(\mathbf{p}) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i \ln p_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln p_i \ln p_j \quad (3)$$

O termo  $\lambda(\mathbf{p})$ , que no caso do modelo Aids é zero, no caso quadrático é definido como:

$$\lambda(\mathbf{p}) = \sum_{i=1}^n \lambda_i \ln p_i, \text{ Em que } \sum_{i=1}^n \lambda_i = 0 \quad (4)$$

A partir das substituições destas equações e pela aplicação da identidade de Roy<sup>4</sup> na função utilidade indireta, obtém-se a parcela de dispêndio com o  $i$ -ésimo bem do sistema:

$$w_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \ln \left[ \frac{m}{a(\mathbf{p})} \right] + \frac{\lambda_i}{b(\mathbf{p})} \left\{ \ln \left[ \frac{m}{a(\mathbf{p})} \right] \right\}^2 \quad (5)$$

2. A função utilidade indireta do Quaid's é:

$$u^* = \left\{ \left( \frac{\ln(y) - \alpha_0 - \sum_k \alpha_k \ln(p_k) - \frac{1}{2} \sum_k \sum_j \gamma_{kj}^* \ln(p_k) \ln(p_j)}{\beta_0 \prod_k p_k^{\beta_k}} \right)^{-1} + \lambda(\mathbf{p}) \right\}^{-1}$$

Em que  $\lambda(\mathbf{p}) = \sum_{i=1}^M \lambda_i \ln(p_i)$  e  $\sum_{i=1}^M \lambda_i = 0$ . Sendo diferente do modelo Aids, apenas pela função  $\lambda(\mathbf{p})$ . Quando  $\lambda(\mathbf{p})$  é independente dos preços, esta é equivalente à classe Piglog, que inclui o modelo Aids (Banks et al., 1997).

<sup>3</sup> O termo  $\alpha_0$ , segundo Banks et al. (1997), é definido pelo valor mínimo da despesa total ( $\ln m$ ).

<sup>4</sup> A identidade de Roy mostra que a demanda Marshalliana para o bem  $i$  é o negativo da razão entre as derivadas parciais desta em relação a preço e dispêndio (Deaton & Muellbauer, 1980a, p. 41).

em que  $i=1...n$  são os bens considerados no sistema de demanda;  $w_i$  é a parcela de gasto da  $i$ -ésima família com o bem  $i$ , sendo função dos preços (preço próprio e preços dos demais bens do sistema) e da renda total (representada pela despesa deflacionada pelo índice de preços) tanto em nível quanto ao quadrado. Os parâmetros estimados a partir desta equação são utilizados para se obter os cálculos das elasticidades da demanda em relação aos preços e à renda.

Para garantir a consistência com a teoria da demanda, algumas condições são impostas (e testadas) sob os coeficientes do modelo Quaid's (aditividade, homogeneidade, simetria e negatividade). A aditividade ( $\sum_{i=1}^n w_i = 1$ ) é garantida se:

$$\sum_{i=1}^n \alpha_i = 1; \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} = 0 \quad \sum_{i=1}^n \beta_i = 0 \quad \sum_{i=1}^n \lambda_i = 0 \quad (6)$$

A homogeneidade:

$$\sum_{j=1}^n \gamma_{ij} = 0 \quad (7)$$

A simetria:

$$\gamma_{ij} = \gamma_{ji} \quad (8)$$

## 2.2 Quaid's com ajustamento para fatores sociodemográficos

A demanda por alimentos não é influenciada apenas por mudanças na renda e nos preços, mas também por fatores sociodemográficos como nível de escolaridade, localização do domicílio rural/urbano, composição etária, mudanças nos gostos e preferências, dentre outros. Diversos trabalhos nacionais (Schlindwein & Kassouf, 2007; Coelho et al., 2010; Silva, 2013; Travassos, 2014) e internacionais (Pollak et al., 1981; Ray, 1983) reforçam a importância dessas variáveis e apontam que a omissão dessas variáveis pode gerar estimativas dos sistemas de demanda com vies.

Poi (2012) incorpora fatores sociodemográficos ao modelo Quaid's. Para tanto, utiliza o método proposto por Ray (1983) em que  $\mathbf{Z}$  representa um vetor de características sociodemográficas. Assim, admite-se que a função dispêndio ajustada para o vetor  $\mathbf{Z}$  é dada por:

$$e(\mathbf{p}, \mathbf{Z}, u) = m_0(\mathbf{p}, \mathbf{Z}, u) \times e^R(\mathbf{p}, u) \quad (9)$$

em que  $e^R(\mathbf{p}, u)$  é a função dispêndio do domicílio de referência e,  $m_0(\mathbf{p}, \mathbf{Z}, u) = \bar{m}_0(\mathbf{Z}) \times \phi(\mathbf{p}, \mathbf{Z}, u)$  é um fator de escala das características sociodemográficas



do domicílio. O primeiro termo do fator de escala dimensiona a resposta do dispêndio a mudanças no vetor  $Z$ , independentemente de mudanças no padrão de consumo. O segundo termo controla mudanças nos preços relativos e no padrão de consumo corrente. Ao se introduzir essas variáveis demográficas no modelo Quaid, a equação (5) é alterada para:

$$w_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln(p_j) + (\beta_i + \eta_i' Z) \ln \left[ \frac{m}{\bar{m}_0(Z)a(p)} \right] + \frac{\lambda_i}{b(p)c(p,Z)} \left\{ \ln \left[ \frac{m}{\bar{m}_0(Z)a(p)} \right] \right\}^2 \quad (10)$$

em que:  $c(p, Z) = \prod_{i=1}^n p_i^{\eta_i' Z}$  é um agregador de preços com ponderação do vetor de variáveis sociodemográficas;  $\bar{m}_0(Z) = 1 + \rho' Z$ , é o fator de escala sociodemográfico, com  $\rho$  sendo o vetor de parâmetros dos efeitos das características sociodemográficas sobre o dispêndio total a ser estimado;  $\eta$  é o ajuste para mudanças relativas nas despesas com cada bem  $i$ ; a condição de aditividade requer que  $\sum_{i=1}^n \eta_i = 0$ ;

Para calcular as elasticidades-preço e dispêndio com base no modelo Quaid deve-se derivar o sistema de equações expresso em (10) em relação ao dispêndio (renda) e aos preços, isto é, em relação a  $\ln m$  e  $\ln p_j$ . Obtém-se, assim:

$$\mu_i \equiv \frac{\partial w_i}{\partial \ln m} = \beta_i + \eta_i' Z + \frac{2\lambda_i}{b(p)c(p,Z)} \left\{ \ln \left[ \frac{m}{\bar{m}_0(Z)a(p)} \right] \right\} \quad (11)$$

$$\mu_{ij} \equiv \frac{\partial w_i}{\partial \ln p_j} = \gamma_{ij} - \mu_i \left( \alpha_j + \sum_k \gamma_{jk} \ln p_k \right) - \frac{\lambda_i (\beta_j + \eta_j' Z)}{b(p)c(p,Z)} \left\{ \ln \left[ \frac{m}{\bar{m}_0(Z)a(p)} \right] \right\}^2 \quad (12)$$

Resultando em:

- elasticidade-dispêndio:  $\epsilon_i = \left( \frac{\mu_i}{w_i} \right) + 1$ ;
- elasticidade-preço não compensada (Marshalliana):  $e_{ij}^u = \mu_{ij} / w_i - \delta_{ij}$ ;

em que  $\delta_{ij}$  é o delta de Kronecker, que toma o valor igual à unidade quando  $i=j$  e zero caso contrário. Utiliza-se a equação de Slutsky  $e_{ij}^c = e_{ij}^u + \epsilon_i w_j$  para calcular o conjunto de elasticidades compensadas ( $e_{ij}^c$ ).

### 2.3 O problema do Consumo Zero

Em pesquisas de orçamentos familiares é muito frequente a presença do consumo zero (*zero expenditure*) de alguns produtos, isto é, não há consumo de alguns dos

bens analisados no período investigado. Este consumo zero se deve a três causas principais: i) consumo zero permanente, a família não consome o bem por causas não econômicas, podendo-se citar, por exemplo, os grupos religiosos que não ingerem bebidas alcóolicas independentemente dos preços ou da sua renda; ii) consumo zero como solução ótima, que é um caso típico de solução de canto, isto é, devido a uma escolha da família, dadas suas preferências, preços dos bens e sua restrição orçamentária, ela opta por não adquirir o bem, caso comum para gastos desagregados em alimentos; iii) o consumo zero durante o período analisado, ou seja, a família não comprou o produto no período da pesquisa, podendo adquiri-lo em outro momento, problema comum com alimentos estocáveis, como o arroz (Tafere et al., 2010).

A presença do consumo zero restringe os tipos de métodos econométricos utilizáveis para a correta estimação da demanda, pois a negligência do problema acarreta estimativas viesadas e inconsistentes dos sistemas de demanda. Um procedimento amplamente utilizado para lidar com este problema foi proposto por Shonkwiler & Yen (1999), que consiste em uma estimação em dois estágios do conjunto completo das observações amostrais<sup>5</sup>. No primeiro estágio estima-se a probabilidade de compra para cada produto do sistema de demanda através de um modelo probit que engloba as características sociodemográficas que afetam a decisão de compra da família. Utiliza-se uma abordagem multivariada para estimação do modelo probit no primeiro estágio, conforme sugerido por Zheng & Henneberry (2010) e empregado no Brasil por Almeida & Araújo Junior (2017). No segundo estágio, a informação da probabilidade de compra, através da função de densidade de probabilidade (FDP), e a função de distribuição acumulada (FDA), são incorporadas ao modelo Quaid, corrigindo, assim, a estimativa para o problema do consumo zero.

Portanto, no primeiro estágio estima-se um modelo de escolha binária (probit) para todos os bens do sistema de demanda simultaneamente. A variável dependente é o indicador de consumo domiciliar familiar para cada

<sup>5</sup> O processo de correção aplicado corrige apenas a existência do consumo zero como solução de canto, ou seja, para os potenciais consumidores. O arroz, apesar de ser um alimento estocável, conforme dados da POF está entre os mais consumidos pelos domicílios entrevistados, minimizando o problema da baixa frequência das compras.

produto,  $(d_{ih})$ , em que assume o valor da unidade ( $d_{ih} = 1$ ) se o domicílio apresentou despesa positiva com o  $i$ -ésimo bem ( $w_{ih} > 0$ ) e zero caso contrário ( $d_{ih} = 0$ , se  $w_{ih} = 0$ ). Assim, a decisão de consumo é dada pelo probit multivariado, representado por:

$$d_{hi}^* = \theta_i' G_{hi} + \varepsilon_{hi} \quad (13)$$

$d_{hi} = 1$  se  $d_{hi}^* > 0$ ;  $d_{hi} = 0$  caso contrário.

$$\begin{pmatrix} \varepsilon_{h1} \\ \vdots \\ \varepsilon_{hn} \end{pmatrix} \sim N \left[ \begin{pmatrix} 0 \\ \vdots \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 1 & r_{12} \cdots & r_{1n} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ r_{n1} & r_{n2} \cdots & 1 \end{pmatrix} \right]$$

Em que o  $G$  é o vetor das variáveis explicativas, composto por: despesa total com alimentos ( $\ln m$ ), vetor dos preços dos bens ( $\ln p$ ), o vetor das características sociodemográficas  $Z$ , que podem impactar na decisão de consumo domiciliar;  $\theta$  é o vetor de parâmetros estimados por meio do probit multivariado. O termo de erro padronizado,  $\varepsilon_{hi}$ , assume forma funcional normal multivariada, e  $r$  é o coeficiente de correlação entre os termos de erros estocásticos das equações de demanda, o qual será estatisticamente significativo no caso de as decisões de consumo de cada bem não serem independentes do consumo dos demais bens.

Conforme já relatado, a partir das estimativas do probit multivariado calcula-se, para cada bem ( $i$ ) e cada para cada família ( $h$ ), a FDA,  $\Phi_{hi} = \Phi(\theta_i' G_{hi})$ , e a FDP,  $\phi_{hi} = \phi(\theta_i' G_{hi})$ , as quais são incorporadas ao modelo Quaidis corrigido para o consumo zero, como mostrado a seguir:

$$W_{hi} = \Phi(\hat{\theta}_i' G_{hi}) \hat{w}_{hi} + \tau_i \phi(\hat{\theta}_i' G_{hi}) \quad (14)$$

em que  $W_{hi}$  é o valor observado do dispêndio domiciliar no bem  $i$ ,  $w_{hi}$  é valor latente desse dispêndio, que é determinado pelo modelo Quaidis (equação 10). O parâmetro  $\tau_i$  capta a covariância entre o termo de erro no modelo Quaidis e o termo de erro do probit multivariado para as decisões de consumo.

## 2.4 O problema da endogeneidade das despesas totais

No presente trabalho estima-se um sistema de demanda para os alimentos consumidos no domicílio. Essa abordagem parte da suposição de que o dispêndio com os alimentos considerados seja fracamente separável dos demais gastos das famílias. Isto cria a possibilidade da endogeneidade das despesas totais com alimentos, isto é, pode ser que esse dispêndio total seja determinado ao

mesmo tempo que suas parcelas (*shares*) orçamentárias dos bens específicos no modelo de demanda, o que pode induzir a estimativas inconsistentes dos parâmetros. Para corrigir este problema, Blundell & Robin (1999) propõem a estimação de uma equação na forma reduzida para a despesa total domiciliar com alimentos:

$$\ln m_h = a_0 + \Lambda' Z_h + \Lambda' \ln p_h + e_y \ln Y_h + v_h \quad (15)$$

em que:  $Z$  e  $p$  são, respectivamente, os vetores de variáveis sociodemográficas e de preços (dos bens do sistema);  $Y_h$  é a renda total domiciliar e  $e_y$  é a elasticidade renda da despesa restrita (ou despesa total domiciliar) com alimentos ( $m_h$ ).

O resíduo ( $v_h$ ) desta forma reduzida é adicionado como variável explanatória nas equações de parcelas orçamentárias junto ao dispêndio total, contornando o problema de endogeneidade e servindo como teste de exogeneidade do dispêndio domiciliar total nas equações de parcelas orçamentárias (Blundell & Robin, 1999).

## 2.5 Estimação das equações de parcelas de gastos e das elasticidades no modelo Quaidis ajustado

As equações das parcelas de gastos do modelo Quaidis ajustado para fatores sociodemográficos, conforme Poi (2012), são adaptadas para levar em consideração as correções para contornar o problema do consumo zero e da endogeneidade do dispêndio total, descritos nas subseções anteriores. Contudo, essas correções fazem com que a condição de aditividade, preconizada pela teoria da demanda, não seja assegurada. Assim, a alternativa proposta por Yen et al. (2003) é tratar o  $n$ -ésimo bem do sistema como um bem residual, com  $W_{hn} = 1 - \sum_{i=1}^{n-1} W_{hi}$ . O bem de menor interesse na pesquisa foi escolhido como o bem residual (grupo demais bens). A partir dessa restrição, e das demais impostas ao modelo Quaidis, estimam-se os parâmetros e pode-se calcular as elasticidades de interesse para o bem residual. Assim, as equações adaptadas, a serem estimadas, são descritas por:

$$w_{hi} = \Phi_{hi} \left\{ \alpha_i + \sum_{j=1}^{10} \gamma_{ij} \ln(p_{hj}) + (\beta_i + \eta_i' Z_h) \ln \left( \frac{m_h}{\zeta(p, Z)} \right) + \left( \frac{\lambda_i}{b(p)c(p, Z)} \right) \left[ \ln \left( \frac{m_h}{\zeta(p, Z)} \right) \right]^2 + \tau_{hi} \phi_{hi} + J_{hi} \right\} \quad (16)$$

com  $i = n-1$ , isto é 1..9, o número total de bens menos um. Por sua vez,  $\zeta(p, Z) = \bar{m}_0(Z) \times a_h(p)$ ;  $\varepsilon_{hi} = \vartheta_i v_h + v_{hi}$ .

Devido à não linearidade do modelo Quaid's, as equações são estimadas por um sistema não linear de regressão aparentemente não relacionada (SUR) utilizando o comando NLSUR do Software Stata. Para tanto, aplica-se o método *interated feasible generalized non linear least squares* (IFGNLS), que é semelhante às estimações de máxima verossimilhança. A programação desses ajustes para a obtenção dos parâmetros foi feita através da adaptação da *function evaluator program*, proposta por Poi (2002) e Poi (2008) e empregada por Almeida & Araújo Junior (2017) para o caso da POF<sup>6</sup>.

A partir dos parâmetros estimados, compatibilizam-se as elasticidades (apresentadas nas equações 11 e 12) às adaptações do modelo, conforme Zheng & Henneberry (2010). Assim, tem-se:

Elasticidade-dispêndio:  $E_i = e_i \times \Phi_i$ ;

Elasticidade-preço da demanda não-compensada:  $E_{ij}^u = \frac{\mu_{ij}}{W_i} \times \Phi_i + \varphi_i \times \pi_{ij} \left( 1 - \frac{\tau_i}{W_i} \right) - \delta_{ij}$ . O parâmetro  $\pi_{ij}$  é associado ao preço do  $j$ -ésimo bem no primeiro estágio (probit multivariado); elasticidade-preço da demanda compensada, pela equação de Slutsky:  $E_{ij}^c = E_{ij}^u + W_j \times E_i$ .

### 3 Base de dados

O presente trabalho lança mão dos microdados da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) de 2008-2009, cujo período de referência inicia-se em 19 de maio de 2008 e termina no dia 18 de maio de 2009. A POF é uma pesquisa realizada por amostragem, na qual são investigados os domicílios particulares permanentes. No domicílio, por sua vez, identifica-se a unidade básica da pesquisa – unidade de consumo – que compreende um único morador ou conjunto de moradores que compartilham da mesma fonte de alimentação ou compartilham as despesas com moradia. As informações concernentes aos alimentos destinados ao consumo domiciliar adquiridos pelas famílias encontram-se na Caderneta de Aquisição Coletiva – POF 3, sendo registradas informações como: produto, valor de despesa em Reais, a quantidade e a unidade de medida, o local

de compra e a forma de aquisição do produto para um período de sete dias consecutivos<sup>7</sup> (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, 2015b).

A partir dessa base, são escolhidos os produtos que fazem parte do sistema de demanda tendo por base a relação teórica esperada de complementariedade e substituíbilidade com o arroz e a importância dos bens no orçamento das famílias. Assim, os produtos escolhidos foram: arroz, feijão, macarrão, farinha de mandioca, batata, carne de primeira, carne de segunda, frango, pão. Além destes, constituiu-se um agregado chamado “demais produtos”, que contempla todos os demais produtos consumidos nos domicílios. Destaca-se, ainda, que a escolha dos itens alimentares supramencionados, em regra geral, foi feita tendo por base os alimentos identificados na literatura que apresentaram relação significativa estatisticamente com o consumo de arroz no Brasil, como Payeras-Pintos (2009), Coelho & Aguiar (2007) e Coelho et al. (2010).

Para consolidação do banco de dados foram excluídas as unidades de consumo com gasto nulo com alimentos no domicílio, bem como aquelas com renda total nula. Na sequência foram excluídos os *outliers*<sup>8</sup>, identificados tanto para a parcela de gasto (*share*), como para os preços (*unit value*)<sup>9</sup>. Assim, o total de domicílios considerados na base de 2008-2009 foi de 44.504. Além dos dados sobre gastos (quantidade e preços) com os alimentos, informações sobre as características sociodemográficas, que potencialmente afetam o consumo alimentar do domicílio, também foram utilizadas para compor o banco de dados.

<sup>7</sup> É válido sublinhar que o valor das despesas considerado nesta pesquisa é dado pela soma das despesas não monetárias e das despesas monetárias. Muito embora o peso da despesa não monetária seja maior para os domicílios rurais do que os domicílios situados na área urbana, a estimação de um modelo desconsiderando esse tipo de gasto poderia amplificar o problema do consumo zero na base e, assim, gerar menor robustez para as estimativas obtidas.

<sup>8</sup> *Outlier* é o *share* (ou preço) de cada bem que ficou acima de dois desvios-padrão e meio da sua média.

<sup>9</sup> O presente trabalho considerou o valor unitário como proxy dos preços (preço=valor/quantidade) e optou por não realizar tratamento de efeito qualidade, isto é, não se corrigiu o potencial problema de endogeneidade dos preços. Isso porque aqui busca-se mensurar as elasticidades para alimentos em nível bastante desagregado e com enfoque no arroz, produto com baixa diferenciação (homogêneo), em que esse potencial problema seria de menor importância conforme trabalhos como: Tafere et al. (2010), Barbosa, Menezes e Andrade (2013), dentre outros.

<sup>6</sup> A *function evaluator program* considera ajustes no desenho amostral, na despesa censurada e na endogeneidade das despesas totais foi disponibilizada por Almeida e Araújo Jr. (2017).



A Tabela 1 apresenta as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas na pesquisa. Há informações sobre a localização do domicílio, com variáveis para as grandes regiões geográficas brasileiras e se o

domicílio é urbano ou rural. Completa-se o conjunto de variáveis sociodemográficas com aquelas que se referem às características de cada família. A renda total familiar foi utilizada apenas na regressão que tratou da

**Tabela 1.** Estatística descritiva das variáveis utilizadas na pesquisa, POF 2008/2009

Descrição	Variável	Média	Desvio padrão	Taxa de gastos zero
Parcela do gasto com arroz	w1	0,038	0,075	63,50%
Parcela do gasto com feijão	w2	0,022	0,048	71,10%
Parcela do gasto com macarrão	w3	0,01	0,023	76,60%
Parcela do gasto com farinha de mandioca	w4	0,006	0,025	84,30%
Parcela do gasto com batata	w5	0,005	0,016	84,30%
Parcela do gasto com carne de 1 <sup>a</sup>	w6	0,046	0,108	79,70%
Parcela do gasto com carne de 2 <sup>a</sup>	w7	0,041	0,097	77,50%
Parcela do gasto com frango	w8	0,054	0,098	62,90%
Parcela do gasto com pão	w9	0,077	0,109	38,00%
Parcela do gasto com demais alimentos	w10	0,701	0,213	0,20%
Preço do arroz (R\$/kg)	lnp1	0,647	0,141	
Preço do feijão (R\$/kg)	lnp2	1,178	0,184	
Preço do macarrão (R\$/kg)	lnp3	1,215	0,155	
Preço da farinha de mandioca (R\$/kg)	lnp4	0,498	0,124	
Preço da batata (R\$/kg)	lnp5	0,424	0,192	
Preço da carne de 1 <sup>a</sup> (R\$/kg)	lnp6	2,362	0,145	
Preço da carne de 2 <sup>a</sup> (R\$/kg)	lnp7	1,97	0,162	
Preço da carne de frango (R\$/kg)	lnp8	1,52	0,193	
Preço do pão (R\$/kg)	lnp9	1,447	0,205	
Preço dos demais alimentos (R\$/kg)	lnp10	1,15	0,554	
Gasto total (R\$/kg)	ln_despesa	7,83	0,98	
<b>Características do morador de referência</b>				
Sexo (se mulher = 1)	sex_chefe	0,3	0,46	
Idade	idade_c	48,05	15,54	
Idade <sup>2</sup> (dividido por 100)	idade2_c	25,5	16,16	
Escolaridade	Escolaridade	6,84	4,64	
<b>Localização do domicílio</b>				
Zona Urbana	Urbano	0,85	0,36	
Região Norte	Norte	0,07	0,26	
Região Nordeste	Nordeste	0,27	0,45	
Região Sul	Sul	0,16	0,36	
Região Sudeste (base do modelo)	Sudeste	0,43	0,49	
Região Centro-Oeste	Centro-Oeste	0,07	0,25	
<b>Atributos do domicílio</b>				
Número de Crianças	Crianças	0,66	0,95	
Número de Adolescentes	Adolescentes	0,37	0,67	
Número de Idosos	Idosos	0,37	0,65	
Renda Total Mensal	Renda	2.751,06	3.990,28	

Fonte: A partir dos microdados da POF 2008-2009. Total de 44.504 observações, ou 46.655.540 com expansão amostral.

endogeneidade do dispêndio total. As demais variáveis sociodemográficas foram empregadas tanto no primeiro estágio (probit multivariado) quanto no modelo Quaid's propriamente dito.

Na última coluna da Tabela 1 apresenta-se, para cada um dos produtos escolhidos, o percentual de domicílios cujo consumo do referido alimento foi zero. Pode-se notar que é bastante comum a presença de aquisição zero dentre os produtos analisados. No caso do arroz, 63,5% dos domicílios não relataram o consumo do cereal nos dias da pesquisa. Assim sendo, fica patente a importância de se lidar com o problema do consumo zero.

## 4 Resultados

Na Tabela 2 são apresentados os coeficientes estimados dos parâmetros do modelo Quaid's ajustado para o caso do consumo censurado (consumo zero) e da endogeneidade da despesa total com alimentos no domicílio (doravante despesa total restrita). Esses coeficientes são utilizados para se obter as elasticidades de interesse. Cabe reforçar que a interpretação dos resultados do modelo Quaid's através das elasticidades é aconselhada pela literatura especializada (Blundell et al., 1993).

Feita essa ressalva, passa-se a analisar a adequação geral dos resultados. De um total de 210 coeficientes diretamente estimados, 119 são estatisticamente significativos, ou seja, quase 57% do total. Além disso, observou-se que o parâmetro que representa o termo quadrático da despesa total com alimentos ( $\lambda_i$ ) foi significativo para quase todas as equações do sistema (com exceção da carne de segunda), o que mostra que a utilização do modelo Quaid's é adequada, sendo que ele permite que se capte a não linearidade entre o gasto total com alimentos no domicílio e o consumo desses alimentos. O coeficiente de ajuste das regressões ( $R^2$ ), que mostra o quanto as variáveis independentes de cada equação explicam a dependente, variou de 0,12 no caso da demanda de batata a 0,45 para a demanda de pão. Para o arroz, o coeficiente de determinação foi de 0,28, o terceiro maior dentre as equações dos produtos analisados, superado por alimentos com menor taxa de consumo zero (pão e frango).

O resultado obtido para o parâmetro associado com a correção para o consumo censurado ( $\tau_i$ ) foi significativo

em todas as equações do sistema. Por sua vez, o parâmetro referente à correção da endogeneidade da despesa total restrita ( $\theta_i$ ) também se mostrou significativo para a maioria das equações (exceções foram as equações da farinha de mandioca, da batata e da carne de primeira). Assim, fica patente que a estratégia de controle desses possíveis vieses se mostra adequada<sup>10</sup>.

Cumprir mencionar que as variáveis geográficas e socioeconômicas apresentaram expressivo número de coeficientes estatisticamente não nulos, sobretudo na equação da demanda pelo arroz. Por fim, as variáveis relativas a preço, seja próprio, seja dos outros alimentos, bem como a relativa à despesa total, também apresentaram alta frequência de coeficientes diferentes de zero no sistema de demanda. Assim, observa-se que a parcela de gasto domiciliar com cada um desses alimentos está associada a fatores econômicos (preços e despesa total), bem como a fatores sociodemográficos, de maneira que a consideração deste conjunto de variáveis é relevante para uma estimação mais robusta do sistema de demanda.

Na sequência são apresentadas as elasticidades (renda, dispêndio e preço) para todos os alimentos do sistema de demanda. Porém, como o objeto de investigação deste trabalho é o arroz, a análise, nesse caso, será mais detalhada.

### 4.1 Elasticidades

Apresentam-se, a seguir, as elasticidades (dispêndio restrita, renda e preços da demanda) calculadas na mediana da amostra para minimizar o efeito de valores atípicos. As elasticidades-dispêndio restritas foram estimadas para um intervalo de confiança de 95% do valor da mediana, sendo representados entre parênteses os limites mínimos e entre colchetes os limites máximos para cada bem – as tabelas estão em anexo. Apresentam-se os valores por dez estratos de renda domiciliar *per capita* e por região geográfica brasileira.

Os resultados da Tabela 3 indicam que o arroz está entre os alimentos consumidos no domicílio com maior elasticidade-dispêndio. Uma elevação de 1% no gasto com alimentos no domicílio faria com que o dispêndio com arroz aumentasse 0,91%. Esse efeito total é similar ao da carne de primeira e maior que para os outros alimentos desagradados, com exceção do grupo “demais bens”.

<sup>10</sup> As estimativas dos estágios prévios ao sistema de demanda estão disponíveis sob demanda aos autores.

**Tabela 2.** Parâmetros do Sistema de Demanda (Quaids) ajustado aos valores censurados e endogeneidade dos gastos totais

Parâmetros	Arroz (1)	Feijão (2)	Macarrão (3)	Farinha de Mandioca (4)	Batata (5)	Carne de 1ª (6)	Carne de 2ª (7)	Frango (8)	Pão (9)
$\alpha_i$	0,231821***	0,301877***	0,109965***	0,277737***	0,088837***	0,046636	0,260861***	0,265609***	0,342386***
$\beta_i$	-0,059179***	-0,074698***	-0,030811***	-0,058252***	-0,028465***	0,025058	-0,057341***	-0,093728***	-0,027338**
$\gamma_{i1}$	-0,034516***	-0,027786***	-0,003892	0,015483***	0,006926**	0,012792	-0,022440***	-0,011322**	0,022529***
$\gamma_{i2}$	-0,027786***	0,006468	-0,015507***	-0,018242***	-0,004123	0,014930**	-0,004219	-0,012040***	-0,009541***
$\gamma_{i3}$	-0,003892	-0,015507***	0,002399	-0,010105***	-0,000558	0,012485***	-0,00021	-0,009087***	-0,004435**
$\gamma_{i4}$	0,015483***	-0,018242***	-0,010105***	-0,038536***	0,001108	0,002048	0,007933	-0,011348**	-0,007709**
$\gamma_{i5}$	0,006926**	-0,004123	-0,000558	0,001108	-0,007018**	0,002798	-0,007174*	-0,006962***	-0,002883
$\gamma_{i6}$	0,012792	0,014930**	0,012485***	0,002048	0,002798	-0,027328*	0,037377***	0,026073***	0,011221*
$\gamma_{i7}$	-0,022440***	-0,004219	-0,00021	0,007933	-0,007174*	0,037377***	-0,027422**	-0,001477	-0,003745
$\gamma_{i8}$	-0,011322**	-0,012040***	-0,009087***	-0,011348**	-0,006962***	0,026073***	-0,001477	-0,035303***	-0,007892*
$\gamma_{i9}$	0,022529***	-0,009541***	-0,004435**	-0,007709**	-0,002883	0,011221*	-0,003745	-0,007892*	-0,010160*
$\lambda_i$	0,006423***	0,004950***	0,002292***	0,002377***	0,001695***	-0,007457***	-0,000774	0,005074***	-0,005282***
$\eta_i(\text{sexo\_c})$	0,00037	0,000328	0,000026	-0,000738**	-0,000076	-0,002366**	-0,001292	0,000614	0,001793***
$\eta_i(\text{idade\_c})$	-0,000015	-0,000088	-0,000037	0,00001	0,00004	0,00023	0,000164	0,000154*	0,000105
$\eta_i(\text{idade\_c2})$	-0,000071	0,000065	0,000026	0,000001	-0,000029	-0,000158	-0,000219	-0,000137	-0,000026
$\eta_i(\text{escolaridade})$	-0,000812***	0,000089	0,000006	0,000412***	0,000147***	0,000925***	0,000163	-0,000003	0,001320***
$\eta_i(\text{urbano})$	-0,002136***	0,000486	0,000122	-0,000396	0,000725**	0,004923***	0,006731***	0,003934***	0,000204
$\eta_i(\text{norte})$	-0,002321**	-0,002318***	-0,000717**	0,000947	-0,002314***	0,000367	0,00177	0,011715***	-0,002632**
$\eta_i(\text{nordeste})$	-0,002203**	-0,000396	0,000042	-0,002056*	-0,000314	-0,000717	-0,000709	0,009630***	-0,004227***
$\eta_i(\text{sul})$	-0,006569***	-0,002658***	0,000436	0,000289	0,000436**	-0,000935	0,004708***	0,000586	-0,000346
$\eta_i(\text{centro-oeste})$	0,006690***	-0,000271	-0,001044***	-0,000411	-0,000065	0,003037**	0,002929**	-0,000769	-0,001144
$\eta_i(\text{crianças})$	0,000412*	0,000144	0,000052	0,000579**	0,000079	-0,001840***	-0,00062	0,000645**	0,000947**
$\eta_i(\text{adolescentes})$	0,001341***	0,000601**	0,00006	0,000557**	-0,000033	-0,000767	0,000198	0,001108***	0,001991***
$\eta_i(\text{idosos})$	0,000389	0,000564	0,000056	0,001047**	0,000163	0,000376	0,000965	0,000716	0,001137**
$\rho_i(\text{sexo\_c})$	-0,045489***	-0,045489***	-0,045489***	-0,045489***	-0,045489***	-0,045489***	-0,045489***	-0,045489***	-0,045489***
$\rho_i(\text{idade\_c})$	0,002346	0,002346	0,002346	0,002346	0,002346	0,002346	0,002346	0,002346	0,002346
$\rho_i(\text{idade\_c2})$	-0,002225	-0,002225	-0,002225	-0,002225	-0,002225	-0,002225	-0,002225	-0,002225	-0,002225
$\rho_i(\text{escolaridade})$	-0,042022***	-0,042022***	-0,042022***	-0,042022***	-0,042022***	-0,042022***	-0,042022***	-0,042022***	-0,042022***
$\rho_i(\text{urbano})$	-0,326430***	-0,326430***	-0,326430***	-0,326430***	-0,326430***	-0,326430***	-0,326430***	-0,326430***	-0,326430***
$\rho_i(\text{norte})$	0,104421***	0,104421***	0,104421***	0,104421***	0,104421***	0,104421***	0,104421***	0,104421***	0,104421***
$\rho_i(\text{nordeste})$	0,079702***	0,079702***	0,079702***	0,079702***	0,079702***	0,079702***	0,079702***	0,079702***	0,079702***
$\rho_i(\text{sul})$	0,022749	0,022749	0,022749	0,022749	0,022749	0,022749	0,022749	0,022749	0,022749
$\rho_i(\text{centro-oeste})$	0,080834***	0,080834***	0,080834***	0,080834***	0,080834***	0,080834***	0,080834***	0,080834***	0,080834***
$\rho_i(\text{crianças})$	0,014917	0,014917	0,014917	0,014917	0,014917	0,014917	0,014917	0,014917	0,014917
$\rho_i(\text{adolescentes})$	0,017176	0,017176	0,017176	0,017176	0,017176	0,017176	0,017176	0,017176	0,017176
$\rho_i(\text{idosos})$	-0,009351	-0,009351	-0,009351	-0,009351	-0,009351	-0,009351	-0,009351	-0,009351	-0,009351
$\tau_i$	0,083822***	0,012386*	0,016150***	-0,018932**	0,028020***	0,125498***	0,124422***	0,159708***	-0,091139***
$\theta_i$	0,004257***	0,001013***	0,000433***	0,000192	-0,000068	-0,000846	0,004574***	0,004619***	-0,017059***
$\alpha_0$	260,417	260,417	260,417	260,417	260,417	260,417	260,417	260,417	260,417
R <sup>2</sup>	0,28	0,24	0,19	0,19	0,12	0,2	0,19	0,28	0,45
Peso	46.632.929	46.632.929	46.632.929	46.632.929	46.632.929	46.632.929	46.632.929	46.632.929	46.632.929

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da POF 2008-2009. Número de observações 44.504. Nível de significância \* p<0.1; \*\* p<0.05; \*\*\* p<0.01. A equação omitida, “Demais Alimentos” e seus parâmetros são obtidos por meio das condições de aditividade, simetria e homogeneidade.

**Tabela 3.** Elasticidade-dispêndio da demanda por alimentos no domicílio por estrato de renda familiar no Brasil, 2008-2009

Por	Arroz (1)	Feijão (2)	Macarrão (3)	Farinha de Mandioca (4)	Batata (5)	Carne de 1ª (6)	Carne de 2ª (7)	Frango (8)	Pão (9)	Demais Alimentos (10)
1º	0,89556	0,68779	0,76536	0,50768	0,73713	0,91423	0,76751	0,83176	0,55460	1,11689
1º	(0,89552)	(0,68775)	(0,76534)	(0,50729)	(0,73706)	(0,91414)	(0,76736)	(0,83172)	(0,55413)	1,11683)
1º	[0,89557]	[0,68779]	[0,76539]	[0,50787]	[0,73721]	[0,91433]	[0,76766]	[0,83177]	[0,55503]	[1,11692]
2º	0,90101	0,68316	0,76925	0,45745	0,73747	0,90872	0,75929	0,82560	0,53507	1,16148
2º	(0,90098)	(0,68309)	(0,76919)	(0,45702)	(0,73738)	(0,90859)	(0,75925)	(0,82558)	(0,53491)	116132)
2º	[0,90101]	[0,68319]	[0,76928]	[0,45786]	[0,73747]	[0,90886]	[0,75929]	[0,82569]	[0,53532]	[1,16153]
3º	0,90638	0,68338	0,77334	0,40469	0,74569	0,90756	0,75895	0,82415	0,52953	1,18269
3º	(0,90633)	(0,68328)	(0,77330)	(0,40463)	(0,74549)	(0,90755)	(0,75881)	(0,82410)	(0,52953)	1,18261)
3º	[0,90650]	[0,68348]	[0,77335]	[0,40531]	[0,74577]	[0,90768]	[0,75915]	[0,82423]	[0,52974]	[1,18286]
4º	0,91010	0,68084	0,77393	0,37098	0,74343	0,90496	0,75722	0,81791	0,51556	1,10406
4º	(0,91003)	(0,68084)	(0,77391)	(0,37079)	(0,74343)	(0,90494)	(0,75712)	(0,81774)	(0,51542)	1,10397)
4º	[0,91016]	[0,68084]	[0,77400]	[0,37155]	[0,74345]	[0,90504]	[0,75741]	[0,81793]	[0,51603]	[1,10420]
5º	0,91012	0,68187	0,77913	0,34474	0,74995	0,90494	0,75566	0,81655	0,51468	1,10931
5º	(0,91012)	(0,68164)	(0,77909)	(0,34439)	(0,74976)	(0,90494)	(0,75559)	(0,81650)	(0,51447)	1,10931)
5º	[0,91012]	[0,68191]	[0,77916]	[0,34514]	[0,75001]	[0,90499]	[0,75598]	[0,81665]	[0,51468]	[1,10933]
6º	0,90767	0,68017	0,77830	0,33576	0,75559	0,91065	0,76186	0,81741	0,52096	1,12879
6º	(0,90752)	(0,68002)	(0,77829)	(0,33561)	(0,75526)	(0,91065)	(0,76186)	(0,81731)	(0,52058)	1,12875)
6º	[0,90767]	[0,68034]	[0,77830]	[0,33576]	[0,75589]	[0,91065]	[0,76186]	[0,81741]	[0,52124]	[1,12880]
7º	0,91017	0,67875	0,78217	0,28204	0,75847	0,90482	0,75486	0,81194	0,49964	1,12639
7º	(0,91017)	(0,67871)	(0,78215)	(0,28185)	(0,75842)	(0,90472)	(0,75481)	(0,81184)	(0,49964)	1,12639)
7º	[0,91017]	[0,67891]	[0,78218]	[0,28232]	[0,75852]	[0,90485]	[0,75486]	[0,81194]	[0,50031]	[1,12642]
8º	0,91478	0,68043	0,78813	0,24163	0,76770	0,90232	0,75387	0,81002	0,49517	1,11936
8º	(0,91476)	(0,68039)	(0,78813)	(0,24117)	(0,76768)	(0,90228)	(0,75386)	(0,81000)	(0,49502)	1,11910)
8º	[0,91485]	[0,68043]	[0,78814]	[0,24205]	[0,76772]	[0,90241]	[0,75394]	[0,81013]	[0,49554]	[1,11969]
9º	0,92199	0,67683	0,79004	0,17343	0,76815	0,88761	0,73522	0,80720	0,44148	1,12151
9º	(0,92199)	(0,67675)	(0,78999)	(0,17220)	(0,76803)	(0,88743)	(0,73509)	(0,80718)	(0,44114)	1,1215)
9º	[0,92208]	[0,67700]	[0,79007]	[0,17343]	[0,76871]	[0,88777]	[0,73522]	[0,80729]	[0,44175]	[1,12160]
10º	0,93887	0,66963	0,80812	0,11011	0,79406	0,86092	0,69482	0,80923	0,35457	1,11390
10º	(0,93868)	(0,66956)	(0,80810)	(0,11011)	(0,79402)	(0,86082)	(0,69482)	(0,80916)	(0,35419)	1,11390)
10º	[0,93913]	[0,66980]	[0,80819]	[0,11194]	[0,79411]	[0,86137]	[0,69507]	[0,80930]	[0,35460]	[1,11390]
Total	0,91188	0,68061	0,78094	0,33314	0,75758	0,89986	0,74963	0,81738	0,49513	1,12883
Total	(0,91185)	(0,68061)	(0,78092)	(0,33284)	(0,75757)	(0,89980)	(0,74953)	(0,81736)	(0,49505)	1,12881)
Total	[0,91189]	[0,68065]	[0,78096]	[0,33335]	[0,75763]	[0,89989]	[0,74966]	[0,81739]	[0,49519]	[1,12886]

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da POF 2008-2009. Valores calculados para mediana, com intervalo de 95%, com limite mínimo (entre parênteses) e máximo (entre colchetes).

Esses valores são mais elevados do que encontrados em trabalhos nacionais como: Hoffmann (2006, 2007, 2010) e Menezes et al. (2006). Duas possíveis causas para a elevada elasticidade-dispêndio (renda) de alimentos como o arroz são aventadas por Coelho & Aguiar

(2007) e Coelho et al. (2010). A primeira seria o nível de agregação, pois agrupar os consumidores por nível de renda e não fazer a estimação para cada domicílio pode gerar diferenças nas elasticidades encontradas. A segunda causa seria a inclusão de variáveis categóricas para a

educação nos dois estágios de estimação, o que poderia gerar estimações de elasticidades-dispêndio (renda) maiores. A hipótese é que há uma relação negativa entre escolaridade e consumo de alimentos básicos e, com a omissão das variáveis educacionais, sua influência seria captada pelas elasticidades-dispêndio (renda), diminuindo as estimativas.

Em trabalhos com metodologia similar (em termos de agregação e variáveis utilizadas), seja no plano nacional ou internacional, as estimativas para a elasticidade-dispêndio de arroz são condizentes às encontradas no presente estudo. No Brasil podem ser citados: Payeras-Pintos (2009), 0,46; Barbosa et al. (2013) 1,03; e Coelho & Aguiar (2007) 1,26. Em termos internacionais, as elasticidades-dispêndio do arroz da Etiópia (0,88), da China (1,02) e do Japão (entre 1,06 e 1,42) - segundo Erhabor & Ojogho (2011), Zheng & Henneberry (2010) e Chern et al. (2003), respectivamente - reforçam essa similaridade.

Quando se observa a elasticidade-dispêndio restrita para o arroz entre as faixas de renda, nota-se que passa

de 0,895 para 0,938 entre os extremos da distribuição, ou seja, há um crescimento no gasto com o produto de 4,84%. Apenas o arroz, a batata e o macarrão têm elasticidade-dispêndio restrita que cresce com a renda. Esse é um resultado não esperado e uma possível explicação seria a diminuição dos preços relativos desses alimentos para as classes de renda mais elevadas que pode se dever às suas características de relativa homogeneidade e não perecibilidade. Assim, seria possível que o preço relativo menor possibilitasse uma elasticidade-dispêndio maior para as classes mais abastadas, pois o aumento do gasto nesses produtos devido ao crescimento da renda é contrabalançado por um preço unitário menor. Contudo, estudos são necessários para compreender como esse preço relativo menor afeta a elasticidade-dispêndio (renda).

A Tabela 4 exibe a elasticidade-dispêndio do arroz por macrorregiões. A partir dela, nota-se que a região Centro-Oeste apresenta a maior elasticidade (0,96), seguida da região Sudeste (0,93). Na sequência, aparecem o Nordeste (0,88), o Norte (0,88) e o Sul com a menor (0,86). Esses resultados são interessantes para o setor

**Tabela 4.** Elasticidade-dispêndio da demanda por alimentos no domicílio para as macrorregiões brasileiras, 2008-2009

Por	Arroz (1)	Feijão (2)	Macarrão (3)	Farinha de Mandioca (4)	Batata (5)	Carne de 1ª (6)	Carne de 2ª (7)	Frango (8)	Pão (9)	Demais Alimentos (10)
Sudeste	0,93506	0,70267	0,79281	0,26092	0,77495	0,89769	0,74212	0,79987	0,53501	1,11689
Sudeste	(0,93505)	(0,70264)	(0,79280)	(0,26067)	(0,77494)	(0,89768)	(0,74184)	(0,79985)	(0,53445)	1,11683)
Sudeste	[0,93512]	[0,70269]	[0,79282]	[0,26103]	[0,77502]	[0,89782]	[0,74212]	[0,79988]	[0,53501]	[1,11692]
Nordeste	0,88112	0,67424	0,76776	0,41495	0,72269	0,90486	0,74982	0,83915	0,47474	1,16148
Nordeste	(0,88111)	(0,67421)	(0,76774)	(0,41485)	(0,72266)	(0,90482)	(0,74977)	(0,83912)	(0,47467)	1,16132)
Nordeste	[0,88115]	[0,67426]	[0,76779]	[0,41503]	[0,72272]	[0,90499]	[0,74991]	[0,83916]	[0,47501]	[1,16153]
Norte	0,88060	0,61155	0,71259	0,55289	0,67440	0,87948	0,70576	0,85016	0,42432	1,18269
Norte	(0,88060)	(0,61143)	(0,71253)	(0,55272)	(0,67426)	(0,87932)	(0,70565)	(0,85015)	(0,42410)	1,18261)
Norte	[0,88066]	[0,61160]	[0,71262]	[0,55311]	[0,67455]	[0,87958]	[0,70617]	[0,85020]	[0,42467]	[1,18286]
Centro-Oeste	0,96510	0,69181	0,75182	0,28136	0,78164	0,92753	0,78261	0,79695	0,52451	1,10406
Centro-Oeste	(0,96510)	(0,69175)	(0,75178)	(0,28119)	(0,78157)	(0,92731)	(0,78230)	(0,79682)	(0,52441)	1,10397)
Centro-Oeste	[0,96517]	[0,69184]	[0,75187]	[0,28228]	[0,78165]	[0,92757]	[0,78286]	[0,79699]	[0,52529]	[1,10420]
Sul	0,86446	0,63927	0,79558	0,15729	0,77539	0,88918	0,77218	0,79208	0,42675	1,10931
Sul	(0,86443)	(0,63922)	(0,79554)	(0,15597)	(0,77536)	(0,88905)	(0,77218)	(0,79207)	(0,42665)	1,10931)
Sul	[0,86449]	[0,63932]	[0,79560]	[0,15751]	[0,77546]	[0,88922]	[0,77225]	[0,79225]	[0,42710]	[1,10933]
Total	0,91188	0,68061	0,78094	0,33314	0,75758	0,89986	0,74963	0,81738	0,49513	1,12883
Total	(0,91185)	(0,68061)	(0,78092)	(0,33284)	(0,75757)	(0,89980)	(0,74953)	(0,81736)	(0,49505)	1,12881)
Total	[0,91189]	[0,68065]	[0,78096]	[0,33335]	[0,75763]	[0,89989]	[0,74966]	[0,81739]	[0,49519]	[1,12886]

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da POF 2008-2009. Valores calculados para mediana, com intervalo de 95%, com limite mínimo (entre parênteses) e máximo (entre colchetes).



produtivo, uma vez que a região Sudeste é a maior do País, abrigando 42% da população brasileira segundo o Censo Populacional de 2010 (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, 2016). O mercado nordestino também é considerável, pois representa 28% da população nacional. Assim, o foco nesses mercados (Sudeste e Nordeste) pode ser benéfico em termos de retorno da propaganda de estímulo ao consumo. Outro ponto interessante é a pequena variabilidade das elasticidades-dispêndio restritas para o arroz entre as macrorregiões, o que indica que seu consumo é disperso em todo o País.

A elasticidade-renda indica a sensibilidade do gasto com cada alimento devido a uma variação na renda familiar total, sendo obtida a partir da relação do dispêndio com alimentação domiciliar e da renda familiar total da regressão de endogeneidade do gasto total. Nesta equação, o coeficiente da renda domiciliar total (0,35) indica que uma variação de 1% da renda familiar total eleva o gasto com alimentação no domicílio em 0,35%. A partir dessa relação, a elasticidade-dispêndio é transformada em elasticidade-renda. Os resultados apontam que o arroz é um bem normal, sendo a elasticidade-renda para o Brasil de 0,32, ou seja, um aumento de 1% na renda produz elevação de 0,32% no gasto com o cereal.

A Tabela 5 apresenta a elasticidade-preço da demanda não compensada (Marshalliana) para os dez grupos de alimentos. A diagonal principal representa a elasticidade-preço própria da demanda para cada bem investigado. Os elementos fora da diagonal principal se referem às elasticidades-preço cruzadas, ou seja, a partir desses elementos pode-se identificar como a demanda de *i*-ésimo bem (arroz, por exemplo) é afetada pela variação no preço do *j*-ésimo bem (lê-se o efeito dos preços (colunas) sobre a quantidade demandada do bem (linha)). Isto posto, assinala-se que, por meio da elasticidade-preço cruzada Marshalliana, os bens são classificados como substitutos brutos, quando o aumento do preço de *j*-ésimo bem aumenta a quantidade demandada do *i*-ésimo bem, ou complementares brutos, quando o aumento do preço de *j*-ésimo bem reduz a quantidade demandada do *i*-ésimo bem.

Os resultados da Tabela 5 mostram que todos os alimentos investigados apresentaram elasticidade-preço próprio negativa, o que indica relação inversa entre a demanda do bem e seu respectivo preço, como postulado pela teoria econômica. A elasticidade-preço da demanda Marshalliana do arroz revela que a sua demanda é elástica,

isto é, a variação de 1% no preço do cereal impacta sua demanda de maneira mais do que proporcional (-1,03%). Dentre os alimentos analisados, esse valor só é maior para a farinha de mandioca (-1,49) e para o pão (-1,14).

A elasticidade-preço da demanda do arroz é inferior à encontrada em trabalhos nacionais similares, como: Coelho & Aguiar (2007), Coelho et al. (2010) e Barbosa et al. (2013) (-1,66; -1,65 e -1,71 respectivamente). Cumpre reforçar que essas comparações devem ser feitas com cautela, haja vista as diferentes metodologias, bases de dados, agregações e períodos em que os trabalhos foram realizados. Contudo, o resultado apresentado parece ser plausível, pois esses próprios autores não esperavam resultados tão elevados para um alimento essencial como o arroz.

A partir das elasticidades-preço cruzadas pôde-se verificar as relações com os demais grupos de alimentos. Nota-se que o arroz apresentou relações de complementariedade (bruta) com o feijão ( $E_{12}^U = -0,08$ ). As relações com os outros alimentos é de substituição (bruta) ( $E_{1i}^U > 0$ ), dentre as quais destacam-se a relação com o pão ( $E_{19}^U = 0,28$ ), com a farinha de mandioca ( $E_{14}^U = 0,16$ ), com a batata ( $E_{15}^U = 0,08$ ) e com o macarrão ( $E_{13}^U = 0,08$ ), fontes alternativas de carboidratos, conforme identificaram Coelho & Aguiar (2007) e Coelho et al. (2010). Essa relação de substituição (bruta) também se verifica com os grupos de carnes, sobretudo com a carne de primeira ( $E_{16}^U = 0,22$ ) e com o frango ( $E_{17}^U = 0,16$ ); a relação com a carne de segunda ficou próxima de zero ( $E_{18}^U = 0,05$ ). A forte relação de substituição com a carne de primeira é um resultado não esperado. Trabalhos como o de Coelho & Aguiar (2007) e de Coelho et al. (2010) encontraram relação de complementariedade entre arroz e carnes. Assim sendo, esse resultado e seus desdobramentos, apresentados na sequência, devem ser interpretados com cautela, e novos trabalhos devem ser realizados para investigar mais detidamente essa relação.

Quando se investiga essa relação cruzada na equação de cada um dos bens em confronto com o arroz, ou seja, como a variação no preço do arroz afetaria os demais bens, identifica-se que o arroz se mantém como bem complementar ao feijão ( $E_{21}^U = -0,17$ ). Já entre os bens substitutos, a elasticidade cruzada com o arroz se intensifica, principalmente para a farinha de mandioca ( $E_{41}^U = 0,44$ ) e para o pão ( $E_{91}^U = 0,33$ ). Desta forma, há indícios de que políticas de aumento da competitividade,

**Tabela 5.** Elasticidades-preços das demandas não compensadas (Marshallianas) para os 10 alimentos avaliados, Brasil, 2008-2009

↓Grupo/Preço →	Arroz (1)	Feijão (2)	Macarrão (3)	Farinha de Mandioca (4)	Batata (5)	Carne de 1ª (6)	Carne de 2ª (7)	Frango (8)	Pão (9)	Demais Alimentos (10)
Arroz (1)	-1,02815	-0,08998	0,08297	0,16431	0,08220	0,22454	0,05183	0,16485	0,28248	-0,07720
	(-1,02824)	(-0,08999)	(0,08297)	(0,16428)	(0,08219)	(0,22448)	(0,05180)	(0,16485)	(0,28242)	(-0,07725)
	[-1,02813]	[-0,08997]	[0,08298]	[0,16436]	[0,08222]	[0,22461]	[0,05188]	[0,16487]	[0,28250]	[-0,07718]
Feijão (2)	-0,17821	-0,77713	-0,11306	-0,01013	0,01396	0,13123	0,09268	0,05922	0,02544	-0,10464
	(-0,17823)	(-0,77719)	(-0,11306)	(-0,01013)	(0,01396)	(0,13120)	(0,09263)	(0,05921)	(0,02543)	(-0,10468)
	[-0,17821]	[-0,77710]	[-0,11304]	[-0,01013]	[0,01396]	[0,13124]	[0,09272]	[0,05923]	[0,02546]	[-0,10456]
Macarrão (3)	0,03763	-0,13735	-0,83279	-0,02826	0,05683	0,24140	0,13216	0,05175	0,05891	-0,02480
	(0,03762)	(-0,13735)	(-0,83280)	(-0,02828)	(0,05681)	(0,24136)	(0,13213)	(0,05171)	(0,05888)	(-0,02483)
	[0,03764]	[-0,13734]	[-0,83278]	[-0,02824]	[0,05684]	[0,24140]	[0,13220]	[0,05178]	[0,05892]	[-0,02477]
Farinha de Mandioca (4)	0,42167	-0,03939	-0,19875	-1,49266	0,05186	-0,14983	0,27753	-0,14323	-0,17470	-0,02946
	(0,42162)	(-0,03939)	(-0,19881)	(-1,49268)	(0,05184)	(-0,14985)	(0,27746)	(-0,14324)	(-0,17477)	(-0,02953)
	[0,42187]	[-0,03937]	[-0,19875]	[-1,49249]	[0,05187]	[-0,14978]	[0,27762]	[-0,14321]	[-0,17467]	[-0,02937]
Batata (5)	0,17698	-0,08097	0,09230	-0,01880	-0,72655	-0,03604	0,05268	0,06859	0,17042	0,15027
	(0,17693)	(-0,08097)	(0,09229)	(-0,01882)	(-0,72657)	(-0,03605)	(0,05266)	(0,06859)	(0,17041)	(0,15024)
	[0,17708]	[-0,08096]	[0,09231]	[-0,01876]	[-0,72653]	[-0,03601]	[0,05269]	[0,06862]	[0,17044]	[0,15030]
Carne de 1ª (6)	-0,05948	0,08238	0,00581	0,00615	-0,00092	-0,65853	0,21701	-0,06984	-0,02764	-0,07695
	(-0,05950)	(0,08238)	(0,00580)	(0,00614)	(-0,00093)	(-0,65863)	(0,21699)	(-0,06986)	(-0,02767)	(-0,07703)
	[-0,05946]	[0,08238]	[0,00583]	[0,00615]	[-0,00092]	[-0,65848]	[0,21704]	[-0,06984]	[-0,02763]	[-0,07692]
Carne de 2ª (7)	0,08175	0,05047	0,00034	-0,13881	-0,00534	0,17321	-0,78928	0,11011	0,13934	-0,00424
	(0,08173)	(0,05047)	(0,00034)	(-0,13882)	(-0,00534)	(0,17319)	(-0,78935)	(0,11009)	(0,13931)	(-0,00427)
	[0,08178]	[0,05048]	[0,00034]	[-0,13878]	[-0,00533]	[0,17327]	[-0,78925]	[0,11014]	[0,13936]	[-0,00418]
Frango (8)	0,05112	-0,01151	-0,01524	-0,03369	-0,07057	0,14661	0,14344	-0,83427	0,12689	0,01608
	(0,05110)	(-0,01152)	(-0,01525)	(-0,03370)	(-0,07059)	(0,14657)	(0,14342)	(-0,83431)	(0,12688)	(0,01604)
	[0,05112]	[-0,01151]	[-0,01524]	[-0,03368]	[-0,07057]	[0,14663]	[0,14344]	[-0,83419]	[0,12691]	[0,01609]
Pão (9)	0,33025	-0,04959	-0,03433	-0,04571	-0,25409	0,16979	0,15560	-0,06080	-1,14287	-0,10631
	(0,33017)	(-0,04959)	(-0,03433)	(-0,04571)	(-0,25411)	(0,16976)	(0,15557)	(-0,06080)	(-1,14292)	(-0,10634)
	[0,33032]	[-0,04957]	[-0,03432]	[-0,04571]	[-0,25405]	[0,16985]	[0,15563]	[-0,06079]	[-1,14282]	[-0,10628]
Demais Alimentos (10)	-0,04038	0,00007	0,00309	0,00883	0,02602	-0,08401	-0,06705	-0,01554	-0,02131	-0,97545
	(-0,04038)	(0,00007)	(0,00309)	(0,00883)	(0,02601)	(-0,08403)	(-0,06705)	(-0,01554)	(-0,02132)	(-0,97545)
	[-0,04037]	[0,00008]	[0,00309]	[0,00883]	[0,02602]	[-0,08400]	[-0,06703]	[-0,01554]	[-0,02130]	[-0,97543]

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da POF 2008-2009. Valores calculados para mediana, com intervalo de 95%, com limite mínimo (entre parênteses) e máximo (entre colchetes).

através da redução do preço do arroz, impactariam mais fortemente a demanda por esses alimentos.

Em suma, observando os impactos dos preços sobre a demanda de arroz, parece claro que o feijão, a farinha de mandioca e o pão figuram como importantes produtos relacionados ao consumo do arroz. Por isso, o setor arrozeiro poderia desenvolver estratégias de expansão do consumo que levassem em conta essas inter-relações. Neste caso, poder-se-ia delinear uma política de incentivo ao consumo de feijão, ou, ainda, políticas de geração de

novas formas de consumo do arroz que focassem na substituição do pão, produto amplamente consumido nos domicílios brasileiros (Tabela 1) e/ou da farinha de mandioca, produto com consumo mais regionalizado no Nordeste do País e, sobretudo, no caso de famílias de renda mais baixa.

As elasticidades-preço Marshallianas calculadas, na mediana, para dez estratos de renda *per capita* familiar, para o caso do arroz, são apresentados em forma de duas figuras a seguir. A partir da Figura 1 depreende-se

que o arroz é um bem com demanda mais elástica para as famílias de menor renda do País (-1,11). Percebe-se, claramente, que a elasticidade-preço própria vai diminuindo (em módulo), com a demanda de arroz se tornando preço-inelástica (-0,92) no estrato mais elevado de renda. Assim, fica evidente que a demanda do arroz é elástica em relação ao próprio-preço, para a maior parte da população brasileira (mediana de -1,03), exceto para os estratos de renda mais elevados.

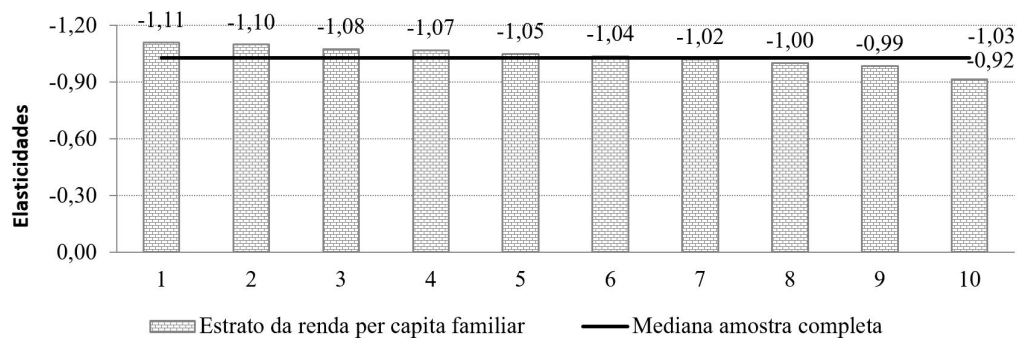
Quando se analisa a elasticidade preço-cruzada dos outros alimentos em relação ao arroz, algumas informações interessantes emergem (Figura 2). Observa-se, por exemplo, que a relação de complementariedade entre feijão e o arroz mantém-se em todas as faixas de renda, sendo maior, porém, no caso das famílias de menor renda. A carne de segunda, diferentemente do que ocorre para a amostra como um todo, é complementar ao arroz

para os dois primeiros estratos de renda, alternando essa situação para o terceiro estrato de renda *per capita*.

Dentre os outros produtos, o macarrão, a batata e o frango apresentam baixo grau de substituição com relação ao arroz para os menores estratos de renda. A elasticidade se eleva para as classes de renda mais alta. Esses alimentos têm seu grau de substituição ao arroz aumentado nos três últimos estratos de renda, em especial no caso da carne de frango, cuja elasticidade preço-cruzada passa de 0,17 no sétimo estrato de renda para 0,31 no décimo. Assim, variações no preço desses bens têm menor impacto na demanda de arroz para as famílias de baixa renda.

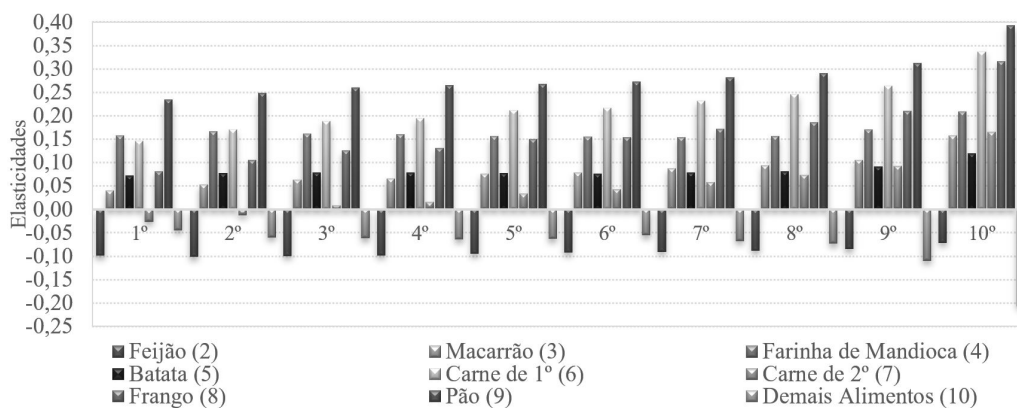
A elasticidade-preço cruzada do pão mostra que ele é o principal substituto do arroz para todas as faixas de renda, com elasticidade variando entre 0,23 a 0,39. A carne de primeira também é destaque em termos substitutivos

**Figura 1.** Elasticidade- preço própria da demanda não compensada (Marshalliana) para o arroz para dez estratos de renda familiar *per capita* no Brasil

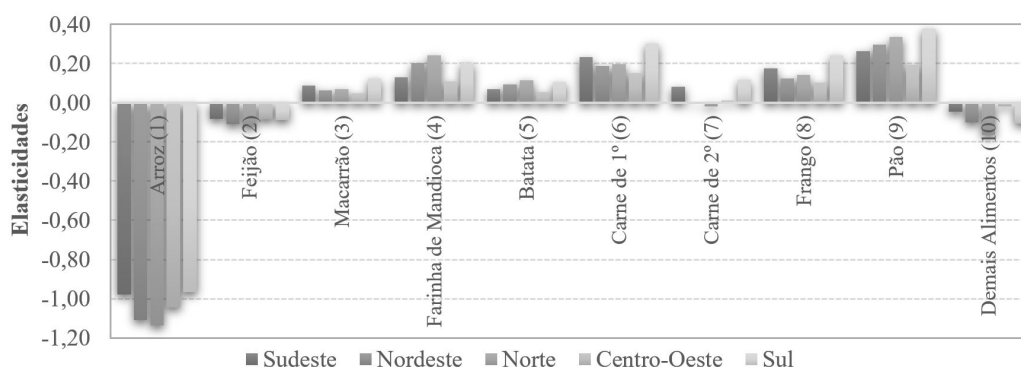


Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da POF 2008-2009.

**Figura 2.** Elasticidade-preço cruzada não compensada (Marshalliana) dos outros alimentos na demanda do arroz entre os dez estratos da renda familiar *per capita*



Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da POF 2008-2009.

**Figura 3.** Elasticidade-preço da demanda não compensada (Marshalliana) do arroz por macrorregião do Brasil

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da POF 2008-2009.

ao arroz, com elasticidade se elevando da menor (0,14) até a maior faixa de renda familiar *per capita* (0,33).

A farinha de mandioca é, dentre todos os alimentos, a que apresenta menor variação na elasticidade-preço cruzada com o arroz (0,15 a 0,20). Em suma, observa-se que, para as classes de renda mais baixas, a alta no preço de produtos como a farinha de mandioca, a carne de primeira e o pão têm considerável potencial de aumentarem a demanda pelo arroz. A medida que a renda se eleva, os diferentes alimentos aumentam seu grau de substituição ao arroz.

Por fim, as elasticidades-preço da demanda não compensada (Marshalliana) pelo arroz são calculadas, na mediana da amostra, para as macrorregiões do País (Figura 3). Constata-se que as relações de substituição e de complementariedade apresentadas para o País como um todo se mantêm nesse recorte, relativamente ao anterior, mas alguns pontos podem ser destacados. Em relação à elasticidade-preço própria, as regiões Norte e Nordeste apresentam valores mais elevados, indicando que eventos que reduzem os preços do cereal impactam mais na demanda dessas regiões.

No que tange à relação com os outros alimentos, verifica-se a maior complementariedade do feijão nas regiões Norte e Nordeste. Outro ponto interessante é que a carne bovina de segunda apresentou relação de complementariedade ao arroz no Norte e Nordeste. No caso da região Centro-Oeste, a elasticidade é próxima de zero, diferente do que ocorre nas regiões Sul e Sudeste, onde a relação de substituição é claramente identificada.

A farinha de mandioca apresenta o maior grau de substituíbilidade ao arroz nas regiões Norte e Nordeste, conforme era esperado. Já para os casos do pão e do

macarrão, o grau de substituição mais elevado em relação ao arroz foi encontrado na região Sul.

Resumindo: as carnes (de primeira, de segunda e de frango) e o macarrão apresentam maior grau de substituição relativamente ao arroz nas regiões Sul e Sudeste. Já nas regiões Norte e Nordeste, o arroz tem maior grau de substituíbilidade em relação à farinha de mandioca e de complementariedade em relação ao feijão e à carne de segunda. Esses resultados são importantes, pois facilitam a definição de estratégias de comercialização para os mercados regionais.

## 5 Considerações finais

Em termos gerais, pôde-se observar a adequação do modelo para estimar as demandas dos alimentos. Identificou-se que os parâmetros que captam a não linearidade do gasto total, bem como aqueles associados à correção do consumo censurado e da endogeneidade da despesa total restrita se mostraram significativos para a maioria das equações. Ademais, verificou-se que as variáveis associadas a fatores sociodemográficos (localização e características do chefe do domicílio) e a fatores econômicos (preços e despesa total restrita) são relevantes na explicação da parcela de gasto domiciliar com os alimentos considerados.

Especificamente para o arroz, a elasticidade-dispêndio, mesmo sendo elevada na comparação com os outros alimentos, denota um comportamento inelástico levando em conta o País como um todo. Na análise considerando a estratificação geográfica, observa-se

maior sensibilidade da demanda de arroz ao aumento da despesa com alimentos no domicílio (dispêndio restrito) para as regiões Centro-Oeste, Sudeste e Nordeste, respectivamente. A elasticidade-renda da demanda reforça esse comportamento de bem normal e inelástico para o arroz, sendo cerca de 1/3 da elasticidade-dispêndio restrita.

Na análise da demanda não compensada (Marshalliana) identifica-se que a elasticidade-preço própria do arroz é levemente elástica, sendo o principal componente que afeta a demanda do cereal. As elasticidades-preço cruzadas apontam o feijão como bem complementar ao arroz e os demais bens analisados como substitutos. Nesse contexto, o pão e a farinha de mandioca figuram como importantes substitutos do arroz no consumo domiciliar.

Os exercícios de decompor a demanda Marshalliana por arroz em dez estratos de renda *per capita* familiar e por macrorregião do País revelam alguns pontos interessantes. Primeiro, identifica-se maior sensibilidade das famílias de menor renda a variações do preço do arroz. Segundo, a relação de substituição com os outros bens se eleva à medida que a renda aumenta. Terceiro, as regiões Norte e Nordeste apresentam elasticidades-preço próprias mais elevadas para o arroz; maior relação de complementariedade do feijão e da carne de segunda e maior grau de substituição da farinha de mandioca. Quarto, para os casos das carnes, do pão e do macarrão, a região Sul apresentou grau de substituição mais elevado na demanda domiciliar pelo arroz.

A principal contribuição deste trabalho está no método com que se estimou as elasticidades da demanda por arroz com os dados da última POF disponível. Considerou-se um modelo que contorna os problemas econométricos inerentes a esse tipo de estudo e levou-se em conta a demanda por outros alimentos importantes na dieta da população brasileira. A análise foi feita controlando diferenças de consumo motivadas por características sociodemográficas das famílias. Os resultados obtidos podem auxiliar a definição de políticas públicas e a construção de estratégias setoriais.

Deve-se destacar que este trabalho contribuiu para o entendimento da demanda alimentar domiciliar no País e, em particular, da demanda por arroz, o que se traduz em um avanço qualitativo nessa literatura, mas alguns pontos merecem atenção. Cabe reforçar que as estimações realizadas se referem ao consumo domiciliar, não sendo incorporada a demanda originada fora do domicílio, que

vem crescendo recentemente nos centros urbanos. Além disso, estudos que englobem a demanda pelos diferentes tipos de arroz (integral, orgânico etc.) e questões como efeito-qualidade e desconto por quantidade comprada também podem contribuir para o entendimento mais completo da demanda alimentar no Brasil.

## Referências

- Alfonzo, L., & Peterson, H. H. (2006). Estimating food demand in Paraguay from household survey data. *Agricultural Economics*, 34(3), 243-257. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1574-0864.2006.00122.x>
- Almeida, A. N., Bragagnolo, C., & Chagas, S. A. L. (2015). A demanda por vinho no Brasil: elasticidades no consumo das famílias e determinantes da importação. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, 53(3), 1-11. <http://dx.doi.org/10.1590/1234-56781806-9479005303004>
- Almeida, A. T. C., & Araújo Junior, I. T. (2017). Demanda por bebidas alcoólicas e cigarro no Brasil: elasticidades, micro-simulação e variações no bem estar. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 47(2), 1-11.
- Alves, D., Menezes, T., & Bezerra, F. (2007). Estimação do sistema de demanda censurada para o Brasil: utilizando dados de pseudopainel. In G. F. Silveira, L. M. Servo, T. Menzes & S. F. Piola. (Orgs.), *Gasto e consumo das famílias brasileiras contemporâneas* (vol. 2, cap. 11, pp. 395-422). Brasília: Ipea.
- Alviola, P. A., Capps Junior, O., & Wu, X. (2010, July 25-27). Micro-demand system analysis of non-alcoholic beverages in the United States: an application of econometric techniques dealing with censoring. In *Proceedings of The Agricultural & Applied Economics Association*. Denver-Colorado: AAEA. Recuperado em 05 de fevereiro de 2014, de <http://ageconsearch.umn.edu/handle/60462>
- Banks, J., Blundell, R., & Lewbel, A. (1997). Quadratic Engel curves and consumer demand. *The Review of Economics and Statistics*, 79(4), 527-539. <http://dx.doi.org/10.1162/003465397557015>
- Barbosa, A. L. N. H., Menezes, T. A., & Andrade, B. C. (2013). *Demanda por produtos alimentares nas áreas rurais e urbanas do Brasil*. Brasília: Ipea. Recuperado em 25 de março 2014, de [http://www.ipea.gov.br/portal/index.php?option=com\\_content&view=article&id=18336](http://www.ipea.gov.br/portal/index.php?option=com_content&view=article&id=18336)
- Blundell, R., & Robin, J. M. (1999). Estimation in large and disaggregated demand systems: an estimator for conditionally linear systems. *Journal of Applied Econometrics*, 14(3), 209-232. [http://dx.doi.org/10.1002/\(SICI\)1099-1255\(199905/06\)14:3<209::AID-JAE532>3.0.CO;2-X](http://dx.doi.org/10.1002/(SICI)1099-1255(199905/06)14:3<209::AID-JAE532>3.0.CO;2-X)



- Blundell, R., Pashardes, P., & Weber, G. (1993). What do we learn about consumer demand patterns from micro data? *The American Economic Review*, 83(3), 570-597.
- Capitani, D. H. (2013). *Viabilidade de implantação de um contrato futuro de arroz no Brasil* (Tese de doutorado). Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba.
- Chern, W. S., Ishibashi, K., Taniguchi, K., & Tokoyama, Y. (2003). *Analysis of the food consumption of Japanese households* (FAO Economic and Social Development, Paper 152). Recuperado em 14 de outubro de 2015, de <ftp://ftp.fao.org/docrep/fao/007/ae025e/ae025e00.pdf>
- Coelho, A. B., & Aguiar, D. R. D. (2007). O modelo *Quadratic Almost Ideal Demand System* (QUAIDS): uma aplicação para o Brasil. In G. F. Silveira, L. M. Servo, T. Menezes, & S. F. Piola (Orgs.), *Gasto e consumo das famílias brasileiras contemporâneas* (vol. 2, cap. 14, pp. 485-514). Brasília: Ipea.
- Coelho, A. B., Aguiar, D. R. D., & Eales, J. S. (2010). Food demand in Brazil: an application of Shonkwiler & Yen two-step estimation method. *Revista Estudos Econômicos*, 40(1), 185-211.
- Companhia Nacional de Abastecimento – CONAB. (2015). *Quadro de suprimentos*. Recuperado em 10 de dezembro de 2015, de <http://www.conab.gov.br/conteudos.php?a=1470&t=2>
- Deaton, A., & Muellbauer, J. (1980a). An almost ideal demand system. *The American Economic Review*, 70(3), 312-326.
- Erhabor, P. O. I., & Ojogho, O. (2011). Demand analysis for rice in Nigeria. *Journal of Food Technology*, 9(2), 66-74. <http://dx.doi.org/10.3923/jftech.2011.66.74>
- Ferrario, N. M. (2013). *Análise do impacto dos programas de transferência de renda sobre as despesas familiares com o consumo* (Tese de doutorado). Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba.
- Food and Agriculture Organization of the United Nations – FAO. (2004). *Ano internacional do arroz*. Recuperado em 20 de maio de 2015, de <http://www.fao.org/rice2004/es/concept.htm>
- Gameiro, A. H., & Gameiro, M. B. P. (2008). O arroz no varejo e os fatores que influenciam o dispêndio das famílias consumidoras. *Revista de Economia e Sociologia Rural, Brasília*, 46(4), 1043-1066.
- Hoffmann, R. (2006). Elasticidades-renda das despesas e do consumo físico de alimentos no Brasil metropolitano 1995-1996. In G. F. Silveira, L. M. Servo, T. Menezes, & S. F. Piola (Orgs.), *Gasto e consumo das famílias brasileiras contemporâneas* (cap. 7, pp. 197-212). Brasília: Ipea.
- Hoffmann, R. (2007). Elasticidades-renda das despesas e do consumo de alimentos no Brasil em 2002-2003. In G. F. Silveira, L. M. Servo, T. Menezes, & S. F. Piola (Orgs.), *Gasto e consumo das famílias brasileiras contemporâneas* (vol. 2, cap. 13, pp. 463-484). Brasília: Ipea.
- Hoffmann, R. (2010). Estimativas das elasticidades-renda de várias categorias de despesa e de consumo, especialmente alimentos, no Brasil, com base na POF 2008-2009. *Revista de Economia Agrícola, São Paulo*, 57(2), 49-62.
- Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE. (2010). *Censo populacional 2010*. Rio de Janeiro: IBGE. Recuperado em 28 de abril de 2016, de <http://www.sidra.ibge.gov.br/bda/popul/default.asp?t=3&z=t&o=25&u1=1&u2=1&u3=1&u4=1&u5=1&u6=1>
- Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE. (2015a). *Pesquisa de orçamento familiar do IBGE – SIDRA*. Rio de Janeiro: IBGE. Recuperado em 20 de maio de 2015, de <http://www.sidra.ibge.gov.br/bda/acervo/acervo2.asp?e=v&p=OF&z=t&o=23>
- Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE. (2015b). *Microdados da POF 2008-2009* (Pesquisa de Orçamentos Familiares). Rio de Janeiro: IBGE. Recuperado em 03 de setembro de 2015, de [http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/condicaoodevida/pof/2008\\_2009/microdados.shtm](http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/condicaoodevida/pof/2008_2009/microdados.shtm)
- Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE. (2016). *PAM 2016 (Pesquisa Agrícola Municipal)*. Rio de Janeiro: IBGE. Recuperado em 18 de março de 2018, de <https://sidra.ibge.gov.br/tabela/1612>
- Menezes, T., Silveira, F. G., Magalhães, L. C. G., Tomich, F. A., Vianna, S. W. (2006). Gastos alimentares nas grandes regiões urbanas do Brasil: aplicação do modelo AID aos microdados da POF 1995/1996 IBGE. In G. F. Silveira, L. M. Servo, T. Menezes, & S. F. Piola (Orgs.), *Gasto e consumo das famílias brasileiras contemporâneas* (cap. 9, pp. 228-254). Brasília: Ipea.
- Mittal, S. (2010). Application of the QUAIDS model to the food sector in India. *Journal of Quantitative Economics*, 8(1), 42-55.
- Payeras-Pintos, J. A. (2009). Estimação do sistema quase ideal de demanda para uma cesta ampliada de produtos empregando dados da POF de 2002-2003. *Revista de Economia Aplicada*, 13(2), 231-255.
- Pereda, P. C., & Alves, D. C. D. O. (2012). Qualidade alimentar dos brasileiros: teoria e evidência usando demanda por nutrientes. *Revista Pesquisa e Planejamento Econômico*, 42(2), 239-260.
- Poi, B. P. (2002). From the help desk: demand-system estimation. *The Stata Journal*, 2(4), 403-410. <http://dx.doi.org/10.1177/1536867X0200200406>
- Poi, B. P. (2008). Demand-system estimation: update. *The Stata Journal*, 8(4), 554-556. <http://dx.doi.org/10.1177/1536867X0800800407>
- Poi, B. P. (2012). Easy demand-system estimation with quads. *The Stata Journal*, 12(3), 433-446. <http://dx.doi.org/10.1177/1536867X1201200306>

- Pollak, R. A., & Wales, T. J. (1981). Demographic variables in demand analysis. *Econometrica*, 49(6), 1533-1551. <http://dx.doi.org/10.2307/1911416>
- Ray, R. (1983). Measuring the costs of children: an alternative approach. *Journal of Public Economics*, 22(1), 89-102. [http://dx.doi.org/10.1016/0047-2727\(83\)90058-0](http://dx.doi.org/10.1016/0047-2727(83)90058-0)
- Rodrigues, C. T., Coelho, A. B., Braga, M. J., & Gomes, A. P. (2012). Demanda por nutrientes nas principais regiões metropolitanas do Brasil no período de 1005-2003. *Revista de Economía Aplicada*, 16(1), 5-30.
- Schlundwein, M., & Kassouf, A. L. A. (2007). Mudanças no padrão de consumo de alimentos tempo-intensivos e de alimentos poupadores de tempo, por regiões do Brasil. In G. F. Silveira, L. M. Servo, T. Menzes, & S. F. Piola (Orgs.), *Gasto e consumo das famílias brasileiras contemporâneas* (cap. 14, pp. 423-462). Brasília: Ipea.
- Shonkwiler, J. S., & Yen, S. T. (1999). Two-step estimation of a censored system of equations. *American Journal of Agricultural Economics*, 81(4), 972-982. <http://dx.doi.org/10.2307/1244339>
- Silva, M. M. D. C. (2013). *Demanda domiciliar por frutas e hortaliças no Brasil* (Dissertação de mestrado). Universidade Federal de Viçosa, Viçosa.
- Sonoda, D. Y. (2006). *Demanda por pescados no Brasil entre 2002 e 2003* (Tese de doutorado). Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba.
- Tafere, K., Taffesse, A. S., Tamru, S., Tefera, N., & Paulos, Z. (2010). *Food demand elasticities in Ethiopia: estimates using household income consumption expenditure (HICE) survey data* (Working Paper 11). Washington: International Food Policy Research Institute. Recuperado em 03 de fevereiro de 2015, de <http://www.ifpri.org/sites/default/files/publications/esspwp11.pdf>
- Travassos, G. F. (2014). *Demanda domiciliar por carnes no Brasil: a questão da separabilidade* (Dissertação de mestrado). Universidade Federal de Viçosa, Viçosa.
- Walter, M., Marchezan, E., & Avila, L. A. D. (2008). Arroz: composição e características nutricionais. *Ciência Rural*, 38(4), 1184-1192. <http://dx.doi.org/10.1590/S0103-84782008000400049>
- Yen, S. T., Lin, B. H., & Smallwood, D. M. (2003). 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(2), 458-478. <http://dx.doi.org/10.1111/1467-8276.00134>
- Zheng, Z., & Henneberry, S. R. (2010). An analysis of food grain consumption in urban Jiangsu Province of China. *Journal of Agricultural and Applied Economics*, 42(2), 337-355. <http://dx.doi.org/10.1017/S1074070800003497>