

DEMANDA DOMICILIAR DE ALIMENTOS EM
DIFERENTES ARRANJOS FAMILIARES NO BRASIL*

Domiciliary Demand for Food in Different Family Arrangements in Brazil

Ana Beatriz Pereira Sette^a 

Alexandre Bragança Coelho^a 

Resumo: O tipo de arranjo familiar influencia na disponibilidade de tempo e na divisão de tarefas no preparo de alimentos dentro do domicílio. Nesse sentido, é importante determinar o padrão de demanda de alimentos no Brasil considerando-se a importância do tipo de arranjo familiar. Para isso, com base nos dados da *Pesquisa de Orçamentos Familiares 2008-2009*, foi estimado um sistema de demanda para 14 alimentos, utilizando o modelo Quaid's. Constata-se que, de fato, o tipo de arranjo familiar tem influência sobre a probabilidade de consumo domiciliar de alimentos pelas famílias. Por exemplo, as famílias do tipo casal com filhos têm maior probabilidade de consumir os alimentos da amostra, o que pode indicar que as famílias desse tipo realizam mais refeições dentro do domicílio. Ademais, encontra-se que as famílias são mais sensíveis a variações no dispêndio do que no preço dos alimentos. Esses resultados podem ser úteis para a decisão dos agentes privados e do governo. Produtores, varejistas e distribuidores de alimentos podem aprimorar suas políticas de preço, segmentando-as por produto, região e público-alvo (tipo de arranjo familiar). Ademais, políticas públicas de transferência de renda serão mais eficientes se o governo quiser estimular o consumo de algum dos alimentos analisados.

Palavras-chave: demanda de alimentos; arranjos familiares; Quaid's; POF 2008-2009.

Abstract: The type of family arrangement influences the availability of time and the division of tasks in the preparation of food within the household. Thus, it is important to determine the pattern of food demand in Brazil considering an importance of the type of family arrangement. Using data from the 2008-2009 POF, a system of demand for 14 foods was estimated using the Quaid's model. It was found that in fact the type of family arrangement has influence on the probability of at-home consumption by families. For example, "couple with children" families are more likely to consume food in our sample, which may indicate more family-like meals within the household. In addition, it has been found that households are more sensitive to changes in expenditure than to food prices. These results may be useful for the decision of the private agents and the government. Food producers, retailers and distributors can improve their food

^a Universidade Federal de Viçosa (UFV), Pós-graduação em Economia Aplicada, Departamento de Economia Aplicada. Viçosa, Minas Gerais, Brasil.

pricing policies, segmenting them by product, region, and target audience (type of family arrangement). In addition, public cash transfer policies will be more efficient if the government wants to encourage consumption of any of the analyzed foods.

Keywords: food demand; family arrangements; Quaidis; POF 2008-2009.

JEL Classification: D12; R21; R22; C34.

1 INTRODUÇÃO

Os gastos das famílias brasileiras com alimentos são afetados por alterações na renda, em sua distribuição, pelos preços relativos dos bens e por outras modificações que ocorreram na sociedade brasileira, como, por exemplo, urbanização, estilo de vida, mudanças demográficas (diminuição do número de filhos, envelhecimento, aumento do nível educacional, aumento da presença de mulheres como responsáveis pelo domicílio, etc.), e mudanças na composição das famílias (MENEZES *et al.*, 2002).

A estrutura, bem como a dinâmica e a influência da família, são alguns dos fatores determinantes¹ do consumo alimentar (ESTIMA; PHILIPPI; ALVARENGA, 2009). A alimentação é, em grande medida, uma atividade social, feita em conjunto e em função de outras pessoas. Os pais têm um papel extremamente importante na influência sobre os filhos quanto à sua alimentação, sendo a primeira referência da criança no estabelecimento de seus hábitos, costumes e preferências alimentares. Dessa forma, parece estar claro que o tipo de arranjo familiar pode afetar a demanda por alimentos. Por exemplo, o arranjo casal com filhos pode priorizar refeições em conjunto no domicílio, enquanto casais sem filhos podem preferir comer fora de casa. Além disso, os arranjos unipessoais² podem substituir alimentos tradicionais por alimentos preparados. Já os arranjos do tipo monoparental³, em que a mulher é a

¹ Para mais detalhes sobre os fatores determinantes do consumo alimentar, ver Estima *et al.* (2009), páginas 265 a 267.

² Unidade doméstica constituída somente por pessoa responsável pelo domicílio (IBGE, 2010a). Como, na POF, o termo “família” é equivalente à unidade de consumo, tem-se que o arranjo unipessoal é considerado como família.

³ Família constituída somente pela pessoa responsável pela unidade doméstica do sexo masculino ou feminino com pelo menos um(a) filho(a) ou enteado(a) (IBGE, 2010b).

responsável pelo domicílio, podem ter uma preferência por alimentos que demandem menos tempo em sua preparação.

Ressalta-se que as famílias brasileiras sofreram importantes modificações ao longo dos anos, tornando-se cada vez mais heterogêneas quanto à sua composição e cada vez menores. Essas mudanças ocorreram principalmente devido à diminuição da taxa de fecundidade das mulheres, redução da taxa de mortalidade, maior expectativa de vida e maior participação da mulher no mercado de trabalho. Assim, ainda que a família brasileira seja predominantemente constituída por casal com filhos, tem-se observado um aumento do número de famílias constituídas por casais sem filhos, mãe com filhos e pessoas que moram sozinhas (principalmente mulheres) (CIOFFI, 1998; BONGAARTS, 2001; GOLDANI, 2002; WOORTMANN; WOORTMANN, 2002; ARRIAGADA, 2007; BARROS; ALVES; CAVENAGHI, 2008; MEDEIROS; OSÓRIO, 2002; CARVALHO; ALVES, 2010; LEONE; MAIA; BALTAR, 2010; CARVALHO; ALVES, 2012). Essas mudanças nas famílias também modificaram o padrão alimentar⁴ das famílias. Por exemplo, Coelho (2006) encontra que domicílios chefiados por mulheres têm menor probabilidade de aquisição para o consumo domiciliar de alimentos importantes como arroz, feijão, carnes, batata, macarrão.

Diante desse quadro de mudanças, conhecer o novo padrão de consumo das famílias é relevante para as decisões do governo e dos agentes privados (agricultores e empresários do setor de processamento e distribuição de alimentos). Para que as políticas de transferência de renda e programas de segurança alimentar sejam formuladas corretamente, é preciso saber como as mudanças de renda afetarão o consumo de alimentos das famílias beneficiadas e como tem evoluído o consumo dos diversos produtos nos diferentes estratos de renda. Além disso, o conhecimento adequado das funções de demanda pode indicar quais produtos deveriam obter maior incentivo de produção de forma a garantir o abastecimento em diferentes cenários de mudança de renda. Para os produtores, varejistas e distribuidores de alimentos é importante o conhecimento de quais produtos serão mais atraentes em

⁴ Schlindwein e Kassouf (2006) destacam que, no período de 1974 a 2003, houve uma considerável redução no consumo de alimentos que demandam maior tempo para sua preparação, como o arroz, o feijão e as carnes. Por outro lado, houve um significativo aumento no consumo de alimentos preparados, iogurtes e refrigerantes, que são produtos práticos e que não exigem muito tempo para o seu preparo.

diferentes cenários de crescimento e distribuição de renda para a decisão correta do planejamento de investimentos. Ademais, através das funções de demanda dos alimentos regionais, é possível determinar quais mercados mostram-se mais promissores em termos de aumento de demanda. As políticas de preço também podem ser aprimoradas, segmentando-as por produto, região e público-alvo (tipo de arranjo familiar) (COELHO, 2006).

Em relação à literatura sobre demanda por alimentos, Ziol-Guest, Deleire e Kalil (2006) analisam as diferenças nos gastos com alimentação em famílias americanas de pai e mãe solteiros e de mãe e pai casados. Após controlar as características econômicas e demográficas das famílias, os autores verificaram que famílias com pais solteiros (monoparental masculino) dedicam uma parcela menor do seu orçamento aos alimentos em comparação às famílias constituídas por pais casados. Já para o Brasil,⁵ pode-se destacar o estudo de Queiroz (2015), que analisa o dispêndio com alimentação fora do domicílio utilizando dados da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) 2008/2009. Esse parece ser o único estudo de demanda nacional a incluir explicitamente na sua estimação variáveis que captam os diferentes arranjos familiares (casal com filhos, sozinho, mãe/pai solteiro, múltiplos adultos). De acordo com seus resultados, essas variáveis foram relevantes para explicar os gastos *per capita* com alimentação fora do domicílio. Por exemplo, a presença de crianças nos arranjos domiciliares possui uma relação negativa com a alimentação fora do lar. Entretanto, esse estudo faz uma análise do consumo de alimentos fora do domicílio, utilizando categorias mais agregadas, não analisando o consumo dentro do domicílio. Além disso, os arranjos não são separados por sexo do responsável pelo domicílio, como monoparental masculino, monoparental feminino, unipessoal masculino e unipessoal feminino.

Assim, a principal contribuição deste estudo é determinar a influência dos arranjos familiares na demanda de alimentos. Para isso, é estimado um sistema de funções demanda por alimentação considerando 14 produtos (açúcar, alimentos preparados, arroz, banana, carne bovina de primeira, carne bovina de segunda,

⁵ Em relação à literatura sobre demanda por alimentos no Brasil, pode-se destacar os seguintes estudos: Thomas, Strauss e Barbosa (1991), Menezes *et al.* (2002), Coelho (2006), Schlindwein e Kassouf (2006), Silveira *et al.* (2007), Pintos-Payeras (2009), Coelho, Aguiar e Eales (2010), Silva (2013), Travassos (2014) e Ferreira (2015).

carne de frango, carne suína, doces, feijão, leite de vaca, pão francês, refrigerante, tomate), utilizando como forma funcional o *quadratic almost ideal demand system* (Quaids), um modelo deduzido da estrutura de preferência do consumidor. Embora existam estudos⁶ que tenham como objetivo determinar a importância de variáveis como a renda, localização do domicílio, raça e composição da família no padrão de demanda de alimentos, não se conhece, até então, uma análise desse tipo com enfoque nos arranjos familiares. Devido às mudanças que ocorreram nas estruturas das famílias brasileiras, faz-se necessário também incluir uma variável na estimação do sistema de funções demanda por alimentação que capte o efeito do tipo de arranjo familiar, pois este pode determinar modificações na demanda dos alimentos analisados, já que o arranjo pode influenciar na disponibilidade de tempo e na divisão de tarefas no preparo de alimentos.

O objetivo geral do trabalho é determinar o padrão de demanda de alimentos no Brasil considerando a importância do tipo de arranjo familiar, utilizando dados da POF 2008-2009. Os objetivos específicos são os seguintes: a) verificar a importância da composição familiar e as características do responsável pelo domicílio na probabilidade de aquisição dos alimentos; b) analisar a sensibilidade do consumo de alimentos em relação ao dispêndio das famílias e aos preços enfrentados.

2 REFERENCIAL ANALÍTICO

Antes de ser apresentado o modelo a ser estimado, é necessário fazer algumas considerações quanto ao método de estimação do sistema de demanda, pois o uso de microdados não deixa de apresentar problemas que devem ser resolvidos pelo pesquisador. O maior desses problemas ocorre devido ao fato de o nível de desagregação geralmente resultar num grande número de famílias não consumindo um produto específico. Esse problema é conhecido como problema do consumo zero (PCZ),⁷ impondo várias restrições sobre quais métodos econométricos podem ser

⁶ Ver, por exemplo, Coelho (2006) e Schlindwein e Kassouf (2006).

⁷ O PCZ nas pesquisas de orçamento familiares pode surgir devido a dois fatores distintos: baixa frequência de aquisições e uma solução de canto (*corner solution*) para o problema de maximização de utilidade dos consumidores (COELHO, 2006). Dentre os alimentos analisados, destaca-se que apenas o pão francês teve baixa proporção de domicílios que não adquiriram esse produto (36,51%), já que sua compra geralmente é feita diariamente. Já a porcentagem de domicílios que não adquiriram arroz e feijão, alimentos bastante populares na dieta das famílias brasileiras, e tomate, na semana de referência da pesquisa, foi de 63,21%,

utilizados para se estimar de forma correta as equações de demanda. O PCZ, em termos econométricos, significa que a variável dependente é censurada em parte da amostra, ou seja, a informação é omissa para a variável dependente em parte da amostra, mas a informação para as variáveis explicativas está presente (CAMERON; TRIVEDI, 2005). Nesse caso, o uso de mínimos quadrados ordinários produz estimativas viesadas e inconsistentes (GREENE, 2012).

Para lidar com o PCZ, será utilizado o procedimento de Shonkwiler e Yen (1999), os quais propõem um método de estimação em dois estágios que possibilita englobar todas as observações disponíveis, independente se o bem é consumido ou não. No primeiro estágio (decisão de compra), estima-se um modelo de escolha binária (Probit) para determinar a probabilidade de determinado domicílio consumir o item, em função das características sociodemográficas (z_{ik}). Já o segundo estágio considera a estimação do sistema de demanda (decisão de quanto adquirir).

Primeiro estágio:

$$\begin{aligned} d_{ik}^* &= z_{ik}'\alpha_i + \vartheta_{ik}, \\ d_{ik} &= \begin{cases} 1 & \text{se } d_{ik}^* > 0 \\ 0 & \text{se } d_{ik}^* \leq 0 \end{cases} \quad y_{ik} = d_{ik}y_{ik}^* \quad (i = 1, \dots, m; k = 1, \dots, K), \end{aligned} \quad (1)$$

Segundo estágio:

$$\begin{aligned} y_{ik}^* &= f(x_{ik}, \beta_i) + \epsilon_{ik}, \\ y_{ik} &= d_{ik}y_{ik}^*, \end{aligned} \quad (2)$$

em que d_{ik}^* é a variável latente representando a diferença em utilidade entre comprar ou não o i -ésimo bem; d_{ik} é a variável binária observada para representar a escolha do k -ésimo domicílio em consumir i -ésimo bem ($d_{ik} = 1$) ou não ($d_{ik} = 0$); y_{ik}^* é a variável latente representando a quantidade consumida do i -ésimo produto; y_{ik} é a variável dependente observada representando a quantidade consumida com o i -ésimo produto; $f(x_{ik}, \beta_i)$ é a função de demanda; z_{ik} e x_{ik} são

75,55% e 71%, respectivamente. Isso não significa que as famílias realmente não consumiram os produtos analisados, mas que podem ter sido adquiridos antes da semana de referência da pesquisa, assim as famílias já possuíam certa quantidade em estoque. Dessa forma, o problema parece estar relacionado à baixa frequência de compras.

vetores de variáveis exógenas; α_i e β_i são vetores de parâmetros; e ϑ_{ik} e ϵ_{ik} são os erros aleatórios.

No primeiro estágio, obtêm-se as estimativas de α_i , por meio do modelo Probit. Calcula-se a função de densidade de probabilidade $\phi(z'_{ik} \hat{\alpha}_i)$ e a função de distribuição acumulada $\Phi(z'_{ik} \hat{\alpha}_i)$. Em seguida, estima-se y_{ik} por regressões aparentemente não correlacionadas (SUR) da seguinte forma:

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

Os vetores utilizados no primeiro e segundo estágios, z_{ik} e x_{ik} , respectivamente, são formados por variáveis que permitem captar as diferenças no padrão de consumo dos domicílios. As variáveis que compõem esses vetores estão presentes no Quadro 1. Ressalta-se que todas as variáveis utilizadas no primeiro estágio de estimação são utilizadas no segundo, com exceção das variáveis de renda⁸ (renda *per capita* do domicílio e renda *per capita* da mulher) e as interações entre tipo de arranjo e a renda. O motivo para a repetição é que as variáveis que impactam na decisão de consumir muitas vezes afetam também a decisão de quanto consumir. Nas equações de demanda do segundo estágio, optou-se por utilizar o dispêndio total com os n bens, em detrimento das variáveis de renda,⁹ por preservar a restrição de aditividade, além de permitir a hipótese de separabilidade do orçamento (COELHO, 2006).

A forma funcional assumida nas funções de demanda neste estudo é o Quaid, desenvolvido por Blundell, Pashardes e Weber (1993) e Banks, Blundell e Lewbel (1997). Os autores verificaram que quando se trabalha com um alto nível de desagregação de bens, como permitem geralmente as pesquisas de orçamento familiares, como a POF/IBGE, a não linearidade¹⁰ das curvas de Engel no logaritmo

⁸ Da mesma forma que nos estudos de Silva (2013), Travassos (2014) e Ferreira (2015), que também utilizam a variável renda apenas no primeiro estágio de estimação do procedimento de Shonkwiler e Yen.

⁹ Para mais detalhes sobre o uso da variável despesa total ou renda nas equações de demanda, ver Coelho (2006), páginas 70 a 71.

¹⁰ Isso ocorre devido ao fato de que, ao utilizar dados mais desagregados, há um nível de detalhamento maior, assim, há uma série de consumidores que não compram determinados bens e grande parte da resposta da demanda a um aumento do dispêndio total será dada pela entrada de novos compradores para o bem em questão, ou seja, a resposta será extensiva, além da resposta intensiva, representado pelo impacto dos consumidores que já consomem o bem (COELHO, 2006).

do dispêndio (ou renda) é bastante provável. Dessa forma, utiliza-se o modelo Quaid's, pois possui a flexibilidade de curvas de Engel não lineares e, ao mesmo tempo, é derivado de uma estrutura de preferências.

Assim, o sistema de demanda estimado pelo segundo estágio do procedimento de Shonkwiler e Yen, além de considerar os preços e o dispêndio, também deve considerar outras variáveis (D_{ik}) que captam a heterogeneidade dos consumidores, ou seja, essas variáveis são incorporadas no sistema por meio da translação demográfica linear (POLLAK; WALES, 1981). Dessa forma:

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

em que w_{ik} é a parcela do gasto total com o bem i (açúcar, alimentos preparados, arroz, banana, carne bovina de primeira, carne bovina de segunda, carne de frango, carne suína, doces, feijão, leite de vaca, pão francês, refrigerante, tomate) para o domicílio k ; p_j são os preços dos n bens; x_r é o dispêndio total com n bens; $\Phi(z'_{ik} \hat{\alpha}_i)$ e $\phi(z'_{ik} \hat{\alpha}_i)$ são a função de distribuição acumulada e a função de densidade de probabilidade, respectivamente, calculadas no primeiro estágio do procedimento de Shonkwiler e Yen; θ_{ik} é os parâmetros estimados para cada variável; D_{ik} é um vetor de variáveis (ver Quadro 1) que caracterizam o k -ésimo domicílio; $b(p) = \prod_k p_k^{\beta_k}$ é um agregador de preços Cobb-Douglas; $\phi(z'_{ik} \hat{\alpha}_i)$ é a função de densidade de probabilidade calculada também no primeiro estágio do procedimento de Shonkwiler e Yen; $a(p)$ é o índice de preços translog do modelo $\ln a(p) = \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \ln(p_i) + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \gamma_{ij} \ln(p_i) \ln(p_j)$; ϵ_{ik} é o erro aleatório com média zero; e $\theta_{ik}, \alpha_i, \gamma_{ij}, \beta_i, \pi_i, \delta_i, \lambda_i$ são os parâmetros a serem estimados, sendo o último o parâmetro requerido para o termo quadrático do dispêndio.

Os produtos considerados no sistema de demanda (equação 4) foram escolhidos considerando sua importância na aquisição domiciliar *per capita* anual em relação aos demais itens adquiridos, sendo que são mais expressivos dentro das

categorias às quais pertencem, por exemplo: o arroz apresentou maior aquisição domiciliar *per capita* dentro do grupo de cereais (IBGE, 2010b).

Algumas considerações importantes devem ser feitas com relação ao preço (p_j) e ao dispêndio (\widehat{v}_k) dos bens utilizados na equação 4. Em relação ao preço, na POF o preço pago pelo bem não é disponibilizado, mas sim a despesa com a compra total do bem e a quantidade adquirida. Dessa forma, o preço pode ser obtido pelo cálculo dos valores unitários.¹¹ No entanto, Cox e Wolhgenant (1986) e Deaton (1988) advertem que a utilização de valores unitários pode comprometer a estimação da equação de demanda, pois é comum que eles não sejam exógenos, incorporando atributos escolhidos pelos consumidores, como a qualidade do bem. Para solucionar esse problema, aplica-se o método proposto por Cox e Wolhgenant (1986), que consiste em estimar os preços corrigidos pelos “efeitos qualidade”, regredindo a diferença entre UV_{ik} e seus valores médios por estado (\overline{UV}) pelas características domiciliares¹² utilizadas como *proxy* das preferências dos domicílios por qualidade. Assume-se que os desvios em relação aos valores unitários refletem “efeitos qualidade” induzidos por características domiciliares, assim como fatores não sistemáticos ligados à oferta (COX; WOLHGENANT, 1986). Ressalta-se que, para os domicílios que não consumiram o i -ésimo bem, ou seja, $x_i = 0$, são imputados os preços médios, \bar{p}_i , calculados para cada estado do Brasil.

Considerando-se a possibilidade de que exista um viés de simultaneidade, devido à determinação conjunta da quantidade demandada por alimentos e seu dispêndio, não se pode considerar o dispêndio com alimentos estritamente exógeno (LAFRANCE, 1991). Desse modo, para corrigir essa possível endogeneidade, utiliza-se o procedimento de regressão aumentada de Blundell e Robin (1999). Primeiro, o dispêndio total é regredido num conjunto de variáveis exógenas¹³ que podem influenciar diretamente as parcelas de gasto. Em seguida, utilizam-se os resíduos

¹¹ O valor unitário de um bem pode ser calculado pela divisão do dispêndio com o i -ésimo bem pelo k -ésimo domicílio (x_{ik}) pela quantidade adquirida com o i -ésimo bem pelo k -ésimo domicílio (q_{ik}) (DEATON, 1997).

¹² As variáveis utilizadas no método de Cox e e Wolhgenant (1986) são as seguintes: urbano, norte, nordeste, sul, centro-oeste, renda, sexo, escolaridade, idade e idade ao quadrado.

¹³ Na regressão aumentada de Blundell e Robin (1999), foram utilizadas as seguintes variáveis: urbano, norte, nordeste, sul, centro-oeste, renda total do domicílio, sexo do responsável pelo domicílio, escolaridade do responsável pelo domicílio, idade do responsável pelo domicílio e idade do responsável pelo domicílio ao quadrado. Os resultados estão disponíveis na Tabela 6 do Apêndice A. Nota-se que as estimativas ($\text{Prob} > F$) mostram que as variáveis exógenas contribuem conjuntamente para explicar o dispêndio com alimentos analisados. Apenas a variável “norte” não se mostrou estatisticamente significativa.

previstos dessa regressão (\widehat{v}_k) como variável explicativa na equação de demanda, juntamente com o dispêndio total por alimentos (x_T). Além disso, esse procedimento permite corrigir e testar a endogeneidade do dispêndio. Dessa forma, se esse coeficiente for significativo, não se rejeita a hipótese de endogeneidade do dispêndio (BLUNDELL; ROBIN, 1999).

As elasticidades-dispêndio¹⁴ e elasticidades-preço da demanda são obtidas a partir da diferenciação da equação 4 em relação ao logaritmo do dispêndio ($\ln x$) e dos preços ($\ln p_j$), respectivamente (BANKS; BLUNDELL; LEWBEL, 1997), podendo ser escritas como:

$$e_i = \frac{\mu_i}{w_i} + 1, \quad (5)$$

$$e_{ij}^u = \frac{\mu_{ij}}{w_i} - \delta_{ij}, \quad (6)$$

em que δ_{ij} é denominado Delta Kronecker, que assume os valores um, se $i = j$, e zero caso contrário.

Para a estimação dos parâmetros do modelo Quaid, utiliza-se o mesmo procedimento adotado por Silva (2013), seguido por Travassos (2014) e Ferreira (2015). Utiliza-se uma rotina de programação para o Stata, como descrita por Poi (2008),¹⁵ e acrescenta-se o procedimento de Shonkwiler e Yen, as variáveis sociodemográficas e a correção da endogeneidade do dispêndio, de acordo com Tafere *et al.* (2010). De acordo com Yen, Lin e Smallwood (2003), para garantir a imposição da restrição de aditividade¹⁶ das parcelas de gastos, estima-se um sistema de demanda para $n - 1$ bens, utilizando-se uma das categorias como residual. O bem residual escolhido foi o açúcar, devido a sua pequena participação nos gastos dos consumidores.

¹⁴ A relação entre a elasticidade-renda (e_i^R) e elasticidade-dispêndio (e_i) é dada por $e_i^R = e_i e_G$, onde e_G é a elasticidade do gasto total em relação à renda. Dessa forma, é possível obter as elasticidades-renda a partir da estimação das elasticidades-dispêndio. Para mais detalhes, ver Coelho (2006), p. 70-72.

¹⁵ Essa abordagem permite a imposição das restrições de homogeneidade e simetria na programação dos parâmetros a serem estimados.

¹⁶ Por meio dessa restrição, é possível recuperar os parâmetros e calcular as elasticidades para o bem residual (açúcar).

Embora se utilize um índice de preços linear, o modelo Quaidis é não linear devido à presença do termo $b(p)$. Dadas essas características, estimam-se as equações do sistema de demanda por meio de um sistema não linear SUR, a partir do comando NLSUR do Stata. O método adotado foi o *iterated feasible generalized non-linear least squares* (IFGNLS), um processo iterativo semelhante às estimações por máxima verossimilhança.

3 BASE DE DADOS E VARIÁVEIS SELECIONADAS

Os dados utilizados neste estudo foram retirados dos microdados da *Pesquisa de Orçamentos Familiares 2008/2009* (IBGE, 2010a) realizada¹⁷ pelo IBGE. As informações são referentes aos 55.970 domicílios entrevistados (IBGE, 2010c).

As variáveis utilizadas neste estudo foram obtidas a partir dos seguintes registros da POF: domicílio (registro nº 1), pessoas (registro nº 2), caderneta de despesas domiciliares (registro nº 11), despesas individuais (registro nº 12), rendimentos e deduções (registro nº 14) e outros rendimentos (registro nº 15).

Dos 55.970 domicílios entrevistados pela POF, 355 correspondiam aos domicílios com presença de pensionista, empregado doméstico e/ou parente de empregado doméstico, sendo retirados da amostra, pois não é possível identificar a sua participação no orçamento da unidade de consumo. Também foram excluídos da amostra domicílios que possuíam mais de uma família, devido à impossibilidade de identificar separadamente a renda de cada família, totalizando 2961 observações. Além disso, 6.792 domicílios não apresentaram o consumo de nenhum dos bens analisados e seis domicílios possuíam renda total familiar igual a zero, sendo também foram retirados da amostra. Por fim, foram excluídas as observações cujos preços finais, estimados através do procedimento de Cox e Wohlgemant (1986), apresentaram valores muito discrepantes.¹⁸ Dessa forma, a amostra final possui 45.722 domicílios; ao se utilizar os pesos amostrais, estima-se que a amostra represente aproximadamente 48.460.763 domicílios brasileiros e, aproximadamente, 155.698.132 indivíduos.

¹⁷ O período de realização da POF 2008-2009 foi de 19 de maio de 2008 a 18 de maio de 2009. Janeiro de 2009 é o mês de referência para os valores da pesquisa.

¹⁸ Para identificação dos *outliers*, foi utilizado o comando *extremes* do Stata versão 12.0.

Quanto às variáveis que compõem o vetor D_{ik} , que permitem captar as diferenças no padrão de consumo entre os domicílios, devido à localização e composição são apresentadas no Quadro 1.

Quadro 1 – Variáveis presentes nos vetores Z_{ik} e D_{ik}

Variáveis	Descrição
Localização domiciliar	
<i>Urbano</i>	= domicílio localizado na zona urbana = 1; caso contrário = 0.
<i>Norte</i>	= domicílio localizado na região Norte = 1; caso contrário = 0.
<i>Nordeste</i>	= domicílio localizado na região Nordeste = 1; caso contrário = 0.
<i>Sul</i>	= domicílio localizado na região Sul = 1; caso contrário = 0.
<i>Centro_Oeste</i>	= domicílio localizado na região Centro-Oeste = 1; caso contrário = 0.
Características domiciliares	
<i>Renda_mulher_percap*</i>	= renda monetária mensal da mulher <i>per capita</i> . ¹⁹
<i>Renda_mulher_percap**</i>	= renda monetária mensal da mulher <i>per capita</i> elevada ao quadrado.
<i>Renda_percap*</i>	= renda mensal <i>per capita</i> excluindo o rendimento monetário da mulher.
<i>Renda_percap**</i>	= renda mensal <i>per capita</i> elevada ao quadrado, excluindo o rendimento monetário da mulher.
<i>Ida_pesref</i>	= idade do responsável pelo domicílio.
<i>Ida_pesref²</i>	= idade do responsável pelo domicílio elevada ao quadrado.
<i>Sexo_pesref</i>	= responsável pelo domicílio do sexo feminino = 1; caso contrário = 0.
<i>Escol_pesref</i>	= anos de estudo do responsável pelo domicílio.
<i>Escol_mulher</i>	= anos de estudo da mulher ²⁰ (multiplica-se pela <i>dummy</i> = 1, se a mulher não é a responsável pelo domicílio, e por 0, caso contrário).
<i>Branco</i>	= responsável pelo domicílio é branco = 1; caso contrário = 0.
<i>Filhos0_6</i>	= presença de filho(s) com idade entre zero e seis anos = 1; caso contrário = 0.
<i>Filhos7_12</i>	= presença de filho(s) com idade entre sete e 12 anos = 1; caso contrário = 0.
<i>Filhos13_18</i>	= presença de filho(s) com idade entre 13 e 18 anos = 1; caso contrário = 0.
<i>Idoso</i>	= presença de idoso(s) ²¹ = 1; caso contrário = 0.
<i>Tamanhofam</i>	= total de pessoas no domicílio (mãe, pai, filhos, outro parente, agregado).
<i>Bolsafam</i>	= recebe Bolsa Família = 1; caso contrário = 0.
Arranjo domiciliar²²	
<i>Casalsfilhos</i>	= domicílio composto por responsável pelo domicílio e cônjuge (sem filho(s)) = 1; caso contrário = 0.
<i>Monop_masc</i>	= domicílio composto por responsável pelo domicílio do sexo masculino (pai solteiro) e com pelo menos um filho(a) = 1; caso contrário = 0.
<i>Monop_fem</i>	= domicílio composto por responsável pelo domicílio do sexo feminino (mãe solteira) e com pelo menos um filho(a) = 1; caso contrário = 0.
<i>Unipes_masc</i>	= domicílio composto por um único indivíduo do sexo masculino = 1; caso contrário = 0.
<i>Unipes_fem</i>	= domicílio composto por um único indivíduo do sexo feminino = 1; caso contrário = 0.
<i>Outrosarranj</i>	= outros tipos de domicílios constituídos de forma distinta das anteriores = 1; caso contrário = 0.
Interações entre tipo de arranjo familiar e renda²³	
<i>Casalsfilhos_Rendapercap*</i>	= variável que capta o efeito de interação entre o arranjo familiar casal sem filho(s) e a renda mensal <i>per capita</i> , excluindo o rendimento monetário da mulher.

¹⁹ Renda recebida pela mulher (responsável ou não pelo domicílio) dividida pelo número de membros da família.

²⁰ Escolaridade da mulher definida como cônjuge. Quando a mulher é a responsável pelo domicílio, sua escolaridade é captada por meio da variável *Escol_pesref*.

²¹ Indivíduo(s) com idade igual ou superior a 60 anos.

²² Casal com filhos (domicílio composto por chefe de família e cônjuge com pelo menos um filho) será o *default*.

²³ A interação entre casal com filhos e renda será o grupo base.

<i>Monop_masc_Rendapercap*</i> = variável que capta o efeito de interação entre o arranjo familiar monoparental masculino e a renda mensal <i>per capita</i> , excluindo o rendimento monetário da mulher.
<i>Monop_fem_Rendapercap*</i> = variável que capta o efeito de interação entre o arranjo familiar monoparental feminino e a renda mensal <i>per capita</i> , excluindo o rendimento monetário da mulher.
<i>Unipes_masc_Rendapercap*</i> = variável que capta o efeito de interação entre o arranjo familiar unipessoal masculino e a renda mensal <i>per capita</i> , excluindo o rendimento monetário da mulher.
<i>Unipes_fem_Rendapercap*</i> = variável que capta o efeito de interação entre o arranjo familiar unipessoal feminino e a renda mensal <i>per capita</i> , excluindo o rendimento monetário da mulher.
<i>Outrosarranj_Rendapercap*</i> = variável que capta o efeito de interação entre outros tipos de arranjos familiares e a renda mensal <i>per capita</i> , excluindo o rendimento monetário da mulher.
Interações entre tipo de arranjo familiar e escolaridade do responsável pela família ²⁴
<i>Casalsfilhos_Escolpesref</i> = variável que capta o efeito de interação entre o arranjo familiar casal sem filho(s) e a escolaridade do responsável pelo domicílio.
<i>Monop_masc_Escolpesref</i> = variável que capta o efeito de interação entre o arranjo familiar monoparental masculino e a escolaridade do responsável pelo domicílio.
<i>Monop_fem_Escolpesref</i> = variável que capta o efeito de interação entre o arranjo familiar monoparental feminino e a escolaridade do responsável pelo domicílio.
<i>Unipes_masc_Escolpesref</i> = variável que capta o efeito de interação entre o arranjo familiar unipessoal masculino e a escolaridade do responsável pelo domicílio.
<i>Unipes_fem_Escolpesref</i> = variável que capta o efeito de interação entre o arranjo familiar unipessoal feminino e a escolaridade do responsável pelo domicílio unipessoal feminino e a escolaridade do chefe da família.
<i>Outrosarranj_Escolpesref</i> = variável que capta o efeito de interação entre outros tipos de arranjos familiares e a escolaridade do responsável pelo domicílio.

Fonte: Elaboração própria.

Nota: *Presente apenas no vetor Z_{ik} .

4 RESULTADOS

Os resultados alcançados a partir do primeiro e segundo estágios de estimação serão apresentados nas duas subseções seguintes. A primeira subseção contemplará a probabilidade de determinado domicílio consumir os 14 produtos alimentares. Já na segunda subseção serão discutidas as elasticidades-dispêndio e elasticidades próprio-preço dos alimentos analisados.

4.1 Análise dos Resultados da Decisão de Compra: Primeiro Estágio da Estimação

No primeiro estágio de estimação²⁵ do procedimento de Shonkwiler e Yen, foi estimado um modelo Probit para cada uma das 14 categorias de alimentos, sendo

²⁴ A interação entre casal com filhos e a escolaridade do responsável pela família será o grupo base.

²⁵ Neste artigo, por questões de espaço, não serão discutidas as características da amostra. No entanto, essas informações estão disponíveis no Apêndice A: a Tabela 3 apresenta a distribuição das famílias por tipo de arranjo familiar; os valores médios das variáveis de localização e características domiciliares por tipo de arranjo familiar estão disponíveis na Tabela 4; e, por fim, na Tabela 5 são apresentadas as médias

que a variável dependente assume o valor igual a um, se o domicílio apresentou gastos com o alimento analisado, e a zero, caso contrário. Na Tabela 1, é possível verificar os efeitos marginais²⁶ das variáveis de localização,²⁷ composição familiar, tipo de arranjo familiar, interações entre tipo de arranjo familiar e a renda e interações entre tipo de arranjo familiar e a escolaridade sobre a propensão dos domicílios ao consumo dos alimentos em análise. Pode-se notar que 302 dos 560 parâmetros estimados são significativos, cerca de 54% do total.

Em relação às variáveis referentes às características do domicílio, os efeitos das variáveis renda da mulher *per capita* e renda *per capita* do domicílio são baixos (poucos parâmetros significativos e magnitudes baixas). Isso pode sugerir, controlando para outras variáveis, que a renda²⁸ não é tão importante na decisão de aquisição dos alimentos. Essa baixa influência da renda na decisão de compra também foi encontrada por Silva (2013) e por Travassos (2014). A primeira autora analisou a demanda domiciliar por frutas e hortaliças por diferentes classes de rendimento, e o segundo autor analisou a demanda domiciliar por carnes, ambos utilizando dados da POF 2008/2009. No presente estudo, ambas as variáveis apresentam uma relação de *U* invertido com a probabilidade de a família consumir a maioria dos alimentos,²⁹ com exceção dos alimentos mais básicos (arroz, feijão, carne de boi de segunda, leite de vaca) e o açúcar.

Quanto às variáveis que descrevem o perfil do responsável pelo domicílio, em relação à sua escolaridade observa-se um efeito positivo sobre a probabilidade de consumo de doces, tomate, banana, carne de boi de primeira, pão francês, refrigerante e alimentos preparados. Por outro lado, nota-se um efeito negativo sobre a probabilidade de consumo do açúcar e de alimentos básicos, como arroz, feijão, carne bovina de segunda e carne de frango. Esse resultado parece indicar que pessoas com maior escolaridade preferem uma dieta mais diversificada,

percentuais dos gastos relativos mensais *per capita* segundo o tipo de despesa, arranjos familiares e sexo do responsável pelo domicílio.

²⁶ Como a interpretação dos coeficientes do Probit não é direta, optou-se por analisar apenas os efeitos marginais.

²⁷ Neste artigo, por questões de espaço, os resultados em relação à localização domiciliar não serão discutidos.

²⁸ Isso não significa que a renda não seja importante para explicar as mudanças na quantidade demandada (combinação dos efeitos extensivos e intensivos, ou seja, tanto o impacto na propensão a consumir quanto o impacto direto da quantidade adquirida). Isso fica claro quando se analisa as elasticidades-dispêndio (*proxy* para o efeito da renda na quantidade demandada). Ver seção 4.2.

²⁹ No caso da carne de frango, apenas a renda *per capita* do domicílio foi significativa.

constatando-se, ainda, uma preferência por carnes relativamente mais caras (carne de boi de primeira) em detrimento das mais baratas (carne de boi de segunda e carne de frango), e/ou também realizam menos refeições dentro do domicílio, o que também foi constatado por Ferreira (2015). O autor verificou que a escolaridade afeta positivamente a probabilidade de consumo de frutas, hortaliças, lácteos, carnes e bebidas e negativamente a probabilidade de aquisição de cereais/leguminosas (arroz, feijão) e outros (destaca-se o açúcar nessa categoria). Travassos (2014), em seu estudo sobre a demanda domiciliar por carnes, verificou a existência de um padrão: quanto maior a escolaridade, maior a propensão de consumir cortes mais nobres em detrimento de cortes menos nobres. Quanto ao sexo do responsável pelo domicílio, notou-se que as famílias em que a mulher é a responsável possuem menor probabilidade de consumo de carne de boi de primeira, leite de vaca e refrigerante e maior probabilidade de consumo de pão francês. Resultados semelhantes foram encontrados por Coelho³⁰ (2006), Travassos³¹ (2014) e Ferreira³² (2015). De acordo com Coelho (2006), esse resultado poderia indicar uma menor probabilidade de refeições feitas dentro do domicílio quando a mulher é a responsável, devido à dificuldade do preparo das refeições pela mulher que trabalha fora. Dessa forma, seriam substituídas as refeições no domicílio por alternativas fora dele.

Verificou-se também que a idade do responsável pelo domicílio tem um efeito pequeno sobre a probabilidade de consumo de todos os alimentos analisados, sendo que esse efeito apresenta uma relação de *U* invertido,³³ exceto para doces, refrigerantes e alimentos preparados. Essa relação de *U* invertido também foi constatada por Ferreira (2015) sobre a probabilidade de o domicílio consumir hortaliças, cereais/leguminosas, carnes e outros.

³⁰ O autor constatou que domicílios chefiados por mulheres têm menor probabilidade de consumo de carnes, açúcar, arroz e feijão, mas possuem maior probabilidade de consumo de banana e pão francês.

³¹ O autor constatou a menor probabilidade do consumo de carnes em domicílios chefiados por mulheres, especialmente carne bovina de primeira.

³² O autor constatou menor probabilidade de consumo de cereais/leguminosas e carnes.

³³ A probabilidade de o domicílio consumir atinge seu máximo em 42,5 anos no caso do arroz, por exemplo. Tem-se que, para os demais alimentos, como feijão, tomate, banana, carne de frango e carne suína, o máximo é atingido em 62,5, 60, 120, 150 e 37,5 anos, respectivamente. Já para a carne de boi de primeira e o leite de vaca, o ponto máximo é atingido em 75 anos, e, para a carne de boi de segunda e o pão francês, o máximo é atingido em 50 anos.

Tabela 1 – Efeitos marginais das variáveis demográficas obtidas na estimação do primeiro estágio (decisão de aquisição do produto): Brasil (2008-2009)

	Arroz	Feijão	Doces	Tomate	Banana	Carne de boi de primeira	Carne de boi de segunda	Carne suína	Carne de frango	Leite de vaca	Pão francês	Refrigerante	Alimentos preparados	Açúcar
Localização domiciliar														
<i>Urbano</i>	-0,045	0,016	0,008	0,063	0,081	0,061	0,047	0,05	0,027	0,067	0,277	0,086	0,746	-0,072
<i>Norte</i>	0,198	0,094	-0,048	0,035	0,013	0,089	0,075	-0,112	0,129	-0,185	-0,072	0,004	-0,004	0,149
<i>Nordeste</i>	0,153	0,106	-0,023	0,088	0,081	-0,006	-0,011	-0,088	0,189	-0,188	-0,0126	-0,06	-0,035	0,151
<i>Sul</i>	0,044	-0,009	0,111	0,027	0,082	-0,011	0,055	0,047	0,029	0,42	-0,142	0,056	0,021	0,019
<i>Centro_Oeste</i>	0,038	-0,013	-0,018	0,039	-0,014	0,029	0,023	-0,11	-0,015	-0,005	-0,14	-0,014	-0,035	0,0004
Características domiciliares														
<i>Renda_mulher-percap</i>	-0,00005	-	0,0002	0,0001	0,00009	0,0001	3,3(10) ⁻⁶	0,0000	0,00003	0,00002	0,0000	0,00013	0,00007	-
		0,00003					6				5			0,0000
														5
<i>Renda_mulher-percap²</i>	1,0(10) ⁻⁸	1,3(10) ⁻⁸	-	-	-1,8(10) ⁻⁸	-3,0(10) ⁻⁸	-6,1(10) ⁻⁹	-	-1,6(10) ⁻⁸	-7,0(10) ⁻⁹	-	-4,8(10) ⁻⁸	-1,9(10) ⁻⁸	9,4(10) ⁻⁹
			2,7(10) ⁻⁸	3,5(10) ⁻⁸			2,9(10) ⁻⁸			7,2(10) ⁻¹⁰				
<i>Renda_percap</i>	-3,6(10) ⁻⁶	2,6(10) ⁻⁶	0,0000	8,9(10) ⁻⁶	0,00001	0,00002	-1,4(10) ⁻⁷	9,0(10) ⁻⁶	0,00001	3,5(10) ⁻⁶	6,8(10) ⁻⁶	5,8(10) ⁻⁶	0,00001	4,7(10) ⁻⁸
<i>Renda_percap²</i>	4,9(10) ⁻¹³	-9,4(10) ⁻¹¹	-	-	-1,5(10) ⁻¹⁰	-2,5(10) ⁻¹⁰	-2,4(10) ⁻¹¹	-	-1,8(10) ⁻¹⁰	-4,0(10) ⁻¹¹	2,0(10) ⁻¹²	-2,9(10) ⁻¹¹	-5,2(10) ⁻¹¹	-
			8,4(10) ⁻¹¹	4,2(10) ⁻¹¹					3,5(10) ⁻¹¹					2,1(10) ⁻¹¹
<i>Sexo_pesref</i>	0,001	0,011	-0,003	0,005	0,009	-0,018	-0,004	-0,002	0,005	-0,02	0,029	-0,02	0,002	000006
<i>Escol_pesref</i>	-0,0002	-0,0008	0,0014	0,001	0,0018	0,003	-0,002	-0,0001	-0,0008	-0,0001	0,0029	0,002	0,002	-0,002
<i>Escol_mulher</i>	0,0007	0,0005	0,0008	0,0004	0,00028	-0,0002	0,0006	0,0005	0,0002	0,0003	0,0004	-0,00003	0,0001	0,001
<i>Ida_pesref</i>	0,0017	0,002	0,001	0,006	0,0048	0,003	0,003	0,0015	0,003	0,003	0,003	-0,0008	0,0005	0,003
<i>Ida_pesref²</i>	-2,0(10) ⁻⁵	-1,6(10) ⁻⁵	-	-	-2,0(10) ⁻⁵	-2,0(10) ⁻⁵	-3,0(10) ⁻⁵	-	-1,0(10) ⁻⁵	-2,0(10) ⁻⁵	-	-1,0(10) ⁻⁵	-1,0(10) ⁻⁵	-
			1,0(10) ⁻⁵	5,0(10) ⁻⁵					2,0(10) ⁻⁵		3,0(10) ⁻⁵			1,0(10) ⁻⁵
<i>Branco</i>	-0,02	-0,018	0,038	0,018	0,03	0,038	-0,008	0,004	-0,007	0,053	0,023	0,034	0,027	-0,014
<i>Filhos0_6</i>	-0,008	-0,013	0,044	-0,02	0,04	-0,035	-0,004	-0,008	-0,031	0,036	-0,027	-0,042	0,0003	0,002
<i>Filhos7_12</i>	-0,005	-0,003	0,018	-0,011	0,004	-0,004	0,0005	0,008	-0,011	0,019	0,03	-0,001	0,005	0,0006
<i>Filhos13_18</i>	-0,003	-0,007	0,018	-0,005	-0,004	-0,002	-0,0006	0,014	0,003	0,00002	0,02	0,019	0,008	-0,007
<i>Idoso</i>	-0,011	0,005	-0,009	-0,005	0,029	0,013	0,013	-0,005	-0,0003	0,006	0,017	-0,012	-0,013	-0,015
<i>Tamanhofam</i>	0,023	0,016	0,002	0,003	-0,007	-0,0002	0,009	0,014	0,022	-0,001	0,012	-0,0002	-0,004	0,02
<i>Bolsafam</i>	0,062	0,038	-0,03	-0,023	-0,028	-0,062	0,022	-0,016	0,026	-0,024	-0,067	-0,082	-0,041	0,081
Arranjo familiar														

<i>Casalsfilhos</i>	0,04	0,008	-0,046	-0,041	-0,041	-0,04	0,003	-0,023	-0,02	-0,009	-0,06	-0,087	-0,047	0,048
<i>Monop_masc</i>	0,054	0,032	-0,064	-0,08	-0,093	-0,1	-0,03	-0,015	-0,06	-0,068	0,01	-0,024	-0,03	0,054
<i>Monop_fem</i>	-0,01	-0,018	-0,03	-0,057	-0,053	-0,035	-0,013	-0,024	-0,032	-0,008	-0,008	-0,047	-0,025	-0,016
<i>Unipes_masc</i>	0,095	0,068	-0,013	-0,143	-0,145	-0,095	-0,017	-0,045	-0,146	-0,164	-0,1	-0,177	-0,085	0,066
<i>Unipes_fem</i>	0,017	-0,02	-0,094	-0,113	-0,105	-0,073	-0,03	-0,093	-0,047	-0,078	-0,12	-0,163	-0,07	0,013
<i>Outrosarranj</i>	-0,004	-0,018	-0,003	0,086	-0,054	-0,055	0,027	-0,026	-0,041	-0,037	-0,058	-0,074	-0,03	-0,004
Interações entre tipo de arranjo familiar e renda														
<i>Casalsfilhos_Rendapercap</i>	2,0(10) ⁻⁶	5,6(10) ⁻⁷	-	-	1,0(10) ⁻⁷	2,6(10) ⁻⁶	-3,8(10) ⁻⁷	-	1,1(10) ⁻⁶	-	-	-2,2(10) ⁻⁶	-2,7(10) ⁻⁶	-
			4,4(10) ⁻⁶	1,23(10) ⁻⁶				2,1(10) ⁻⁶		2,7(10) ⁻⁶	4,6(10) ⁻⁶			9,9(10) ⁻⁷
<i>Monop_masc_Rendapercap</i>	7,4(10) ⁻⁶	-0,00002	3,0(10) ⁻⁶	0,00002	0,00002	0,00004	2,9(10) ⁻⁶	2,2(10) ⁻⁶	-	9,1(10) ⁻⁶	-	-1,7(10) ⁻⁶	0,00003	-
								0,00001		4,1(10) ⁻⁶				0,00008
<i>Monop_fem_Rendapercap</i>	1,9(10) ⁻⁶	-3,1(10) ⁻⁶	0,00002	7,6(10) ⁻⁶	2,2(10) ⁻⁶	0,00001	2,6(10) ⁻⁶	0,00001	9,6(10) ⁻⁶	5,2(10) ⁻⁶	-	8,3(10) ⁻⁶	7,3(10) ⁻⁷	7,9(10) ⁻⁶
										4,3(10) ⁻⁶				
<i>Unipes_masc_Rendapercap</i>	1,3(10) ⁻⁶	-6,3(10) ⁻⁷	2,0(10) ⁻⁶	2,5(10) ⁻⁶	4,1(10) ⁻⁶	-4,8(10) ⁻⁶	3,9(10) ⁻⁶	1,2(10) ⁻⁶	4,2(10) ⁻⁶	-	-	2,1(10) ⁻⁶	-2,5(10) ⁻⁷	-
										4,2(10) ⁻⁶				3,1(10) ⁻⁶
<i>Unipes_fem_Rendapercap</i>	3,7(10) ⁻⁶	3,4(10) ⁻⁶	-	2,2(10) ⁻⁶	-6,8(10) ⁻⁶	-4,4(10) ⁻⁶	1,5(10) ⁻⁶	-	-	-	5,7(10) ⁻⁷	5,9(10) ⁻⁶	8,4(10) ⁻⁷	1,7(10) ⁻⁶
			6,0(10) ⁻⁶					0,00001	5,9(10) ⁻⁷	0,00001				
<i>Outrosarranj_Rendapercap</i>	-	3,8(10) ⁻⁶	-	0,00001	0,00001	6,6(10) ⁻⁶	-1,4(10) ⁻⁶	-	-	-	-	0,00002	-3,4(10) ⁻⁶	0,00002
	2,3(10) ⁻⁶		5,8(10) ⁻⁶					5,8(10) ⁻⁷	7,0(10) ⁻⁷	2,2(10) ⁻⁶	0,00001			
Interações entre tipo de arranjo familiar e escolaridade do responsável														
<i>Casalsfilhos Escolpesref</i>	-0,004	-0,0014	0,003	0,0005	0,001	0,0008	-0,002	0,0009	-0,001	-0,002	-0,0004	0,0014	0,003	-0,004
<i>Monop_masc Escolpesref</i>	-0,004	-0,0013	0,001	0,0017	0,003	-0,0007	0,001	0,0002	0,002	0,0016	-0,006	0,0004	-0,0001	-0,001
<i>Monop_fem Escolpesref</i>	0,0008	-	0,001	-0,0007	0,0009	-0,0009	0,0002	0,001	0,0001	0,0003	-0,001	0,0004	-0,0002	0,0008
		0,0004												
<i>Unipes_masc Escolpesref</i>	-0,012	-0,013	0,005	0,0009	0,007	-0,002	-0,007	-0,003	-0,0008	0,003	-0,001	0,011	0,009	-0,008
<i>Unipes_fem Escolpesref</i>	-0,006	-0,007	0,009	0,004	0,007	-0,003	-0,007	0,008	-0,005	0,001	-0,003	0,002	0,005	-0,006

<i>Outrosarranj_</i>	-	-0,001	0,0002	0,003	0,003	0,0008	-0,0065	-0,002	0,002	0,0015	0,002	-0,001	0,001	-0,001
<i>Escolpesref</i>	0,0006													
Pseudo <i>R</i> ²	0,0384	0,028	0,0379	0,0185	0,0298	0,0340	0,0145	0,0318	0,0284	0,0481	0,0710	0,0398	0,0542	0,0468

Fonte: Elaboração própria a partir de resultados da pesquisa.

Nota: Todos os coeficientes em negrito apresentados mostram-se significativos até o nível de 10% de significância.

Quanto à composição do domicílio, observou-se que a presença de filhos nas três faixas etárias utilizadas tem uma influência positiva sobre a probabilidade de consumo de doces. Como ressaltado por Ventura (2010), tem-se aumentado o poder de decisão de compra exercido por crianças e adolescentes sobre o consumo familiar, o que pode justificar a maior probabilidade de consumo de doces. Além disso, observa-se um padrão interessante de efeitos diferentes por faixa etária na probabilidade de aquisição de alimentos. Por exemplo, a presença de filhos de zero a seis anos afeta positivamente a probabilidade de consumo de banana e leite de vaca e negativamente a probabilidade de consumo de feijão, tomate, carne de boi de primeira, carne de frango, pão francês e refrigerante. Ressalta-se que as famílias com crianças entre zero e seis anos, geralmente, possuem uma maior preocupação com a alimentação, optando por alimentos mais saudáveis, o que justifica o aumento da probabilidade desses alimentos que são mais nutritivos. Além disso, crianças nessa faixa etária têm uma grande preferência pelo consumo de leite. Famílias com filhos de sete a 12 anos também possuem uma probabilidade menor de consumo de tomate e carne de frango e uma probabilidade maior de consumo de leite de vaca e pão francês em relação às famílias que não possuem filhos nessa faixa etária. Já as famílias com filhos entre 13 e 18 anos possuem maior probabilidade de consumo de carne suína, pão francês, refrigerante e alimentos preparados. Essa maior probabilidade de consumo de alimentos menos nutritivos, como refrigerante e alimentos preparados, pode estar relacionada ao maior poder de barganha dos adolescentes sobre as escolhas alimentares do domicílio. Já a presença de idosos tem influência negativa sobre a probabilidade de consumo de alimentos como alimentos preparados e açúcar e uma influência positiva no caso da banana, o que pode indicar uma preferência por alimentos mais saudáveis.

Em relação ao tamanho da família, observa-se que essa variável tem um efeito positivo sobre a probabilidade de um domicílio adquirir produtos mais básicos, como arroz, feijão, carne de boi de segunda, carne suína, carne de frango, pão francês e açúcar. Quanto à variável que busca controlar os efeitos do programa Bolsa Família, verificou-se que as famílias que recebem esse benefício possuem maior probabilidade de consumo de arroz, feijão, carne de boi de segunda, carne de

frango e açúcar. Esse resultado pode indicar que receber o benefício do Bolsa Família, ou seja, ter uma renda extra mais estável, aumenta a probabilidade de consumir produtos básicos e açúcar ou que esse programa foca em famílias com esse padrão de consumo.

Analisando-se as variáveis de tipo de arranjo familiar,³⁴ observou-se que, em geral, os arranjos possuem menor probabilidade de consumo dos alimentos analisados em relação ao arranjo casal com filhos. Esse resultado pode indicar que casais com filhos provavelmente devem realizar a maior parte das refeições dentro do domicílio, além de ter uma dieta mais diversificada. No entanto, há algumas exceções, como no caso dos arranjos familiares do tipo casal sem filhos, monoparental masculino e unipessoal masculino, que apresentam maior probabilidade de consumo de arroz e açúcar em relação ao arranjo base. Ressalta-se que os arranjos em que a mulher é a responsável pelo domicílio, monoparental feminino e unipessoal feminino, a probabilidade de consumir os alimentos analisados é menor, considerando-se apenas os parâmetros significativos. Resultado semelhante foi encontrado por Coelho, Aguiar e Fernandes (2009), que concluíram que domicílios chefiados por mulheres têm menor probabilidade de aquisição de quase todos os alimentos que analisaram. Observa-se que o tipo de arranjo “outros” apresenta uma probabilidade de aquisição de tomate superior de 8,6 p.p. em relação ao casal com filhos. Assim, os resultados parecem indicar que de fato o tipo de arranjo familiar exerce influência sobre as escolhas alimentares das famílias.

Já em relação às variáveis de interação entre o tipo de arranjo familiar e a renda, verifica-se um efeito pequeno desta sobre os arranjos, sendo que apenas 13 dos 78 parâmetros estimados foram estatisticamente significativos. Dessa forma, pode-se inferir que os efeitos da renda sobre a probabilidade de aquisição parecem ser muito semelhantes entre os arranjos.

Por fim, quanto ao efeito da interação da escolaridade com os arranjos analisados, observou-se que poucos coeficientes foram estatisticamente significativos (30 dos 78 parâmetros estimados) e seu efeito também é pequeno

³⁴ Na Tabela 7, do Apêndice A, está disponível o resumo dos sinais dos parâmetros estimados da propensão de aquisição dos alimentos analisados por tipo de arranjo familiar.

sobre os arranjos analisados. Nota-se que um ano a mais de estudo do responsável pela família dos arranjos casal sem filhos e unipessoais afeta negativamente³⁵ a probabilidade dessas famílias consumirem açúcar e alimentos básicos como arroz e feijão (apenas no caso dos arranjos unipessoais). Já o efeito de um ano a mais de estudo afeta positivamente a probabilidade de consumo de doces e alimentos preparados nas famílias constituídas por casal sem filhos e homens e mulheres sós. Como pode ser visto, os efeitos da escolaridade do responsável pelo domicílio são diferentes entre os arranjos, principalmente no caso dos unipessoais. Esse resultado pode ser associado às escolhas alimentares sem restrições das pessoas que vivem sozinhas, já que não é necessário fazer concessões, como são feitas em domicílios onde há presença de filhos, por exemplo, em que os pais geralmente preparam a refeição pensando no bem-estar dos seus filhos.

4.2 Elasticidades-Dispêndio e Elasticidades Próprio Preço

A partir dos coeficientes estimados no segundo estágio,³⁶ é possível calcular as elasticidades-dispêndio (e_i) e as elasticidades próprio preço (e_{ii}^u) marshallianas, de acordo com as equações 5 e 6. A Tabela 2 apresenta as elasticidades-dispêndio e as elasticidades próprio-preço, calculadas no ponto médio da amostra para os 14 tipos de alimentos. Através do método delta,³⁷ foi possível obter os valores dos desvios padrões. Nota-se que as elasticidades estimadas são estatisticamente significativas ao nível de 1% de probabilidade para todos os produtos analisados.

³⁵ Novamente aqui, as análises são sempre feitas em comparação com o efeito da escolaridade sobre o arranjo base (casal com filhos).

³⁶ Os resultados do segundo estágio de estimação (funções de demanda) estão disponíveis no Apêndice A (ver Tabela 8). Alguns resultados importantes serão brevemente apresentados aqui. Nota-se que o coeficiente da correção de dispêndio é estatisticamente significativo a 5% para todos os alimentos, com exceção do arroz e da carne suína. Desse modo, não se rejeita a hipótese de endogeneidade do dispêndio para 12 dos 14 alimentos analisados. Ou seja, de 12 das 14 equações estimadas, há determinação simultânea entre a parcela de gastos com o i -ésimo alimento e o dispêndio total utilizado. Já o termo quadrático do Quaid foi estatisticamente significativo a 1% para todos os alimentos, com exceção da carne de boi de primeira. Portanto, pode-se inferir que a omissão do termo quadrático do dispêndio poderia enviesar as estimativas, devido a uma especificação inadequada do sistema de demanda. Os demais resultados da estimação da função de demanda e as elasticidades-preço cruzadas não serão discutidos aqui. Devido ao grande número de resultados obtidos e à limitação de espaço, essas informações serão compiladas em outra publicação acadêmica.

³⁷ As elasticidades-dispêndio e as elasticidades próprio preço são funções dos parâmetros estimados. Desse modo, para que seja possível fazer a inferência sobre os seus valores, é necessário aplicar o método delta. Esse método permite transformar a matriz de variância-covariância dos parâmetros estimados na matriz de variância-covariância dos parâmetros de interesse (elasticidades), permitindo-se testar hipóteses sobre estes (DEATON, 1997). Para mais detalhes sobre o método delta, ver Deaton (1997), p. 128-129.

Tabela 2 – Elasticidades-dispêndio (e_i) elasticidades próprio preço (e_{ii}^u): 2008-2009

Produtos	e_i	e_{ii}^u
Arroz	1,248***	-0,606***
Feijão	1,326***	-0,334***
Doces	1,003***	-0,213***
Tomate	0,565***	-0,085***
Banana	0,524***	-0,249***
Carne de boi de primeira	1,532***	-0,103***
Carne de boi de segunda	1,441***	-0,180***
Carne suína	1,168***	-0,149***
Carne de frango	1,293***	-0,483***
Leite de vaca	0,792***	-0,405***
Pão francês	0,289***	-0,452***
Refrigerante	0,884***	-0,164***
Alimentos preparados	1,665***	0,038***
Açúcar	-2,073***	0,242***

Fonte: Elaboração própria a partir de resultados da pesquisa.

Nota: ***nível de significância a 1%.

Em relação às elasticidades-dispêndio, observa-se que as carnes (carne bovina de primeira, carne bovina de segunda, carne suína e carne de frango) apresentam elasticidades superiores à unidade. Esse resultado era esperado, já que geralmente as carnes são consideradas bem superiores no Brasil. Coelho (2006), que analisa a demanda por alimentos utilizando dados da POF de 2002-2003, também obteve um resultado semelhante de elasticidade-dispêndio para as carnes, sendo de 1,57, para a carne de boi de primeira, e de 1,12 para a carne de boi de segunda. Esse resultado aproxima-se do que foi encontrado por Bopape e Myers (2007) para a África do Sul, elasticidades-dispêndio para carnes e peixes superiores à unidade. Travassos (2014), que analisa a demanda por carnes utilizando dados da POF 2008-2009, também encontrou elasticidades-dispêndio maiores que a unidade para as carnes, sendo de 1,365 para cortes nobres bovinos, de 1,307 para cortes bovinos de segunda e outros, de 1,397 para carnes suínas com e sem osso e de 1,148 para frango inteiro.

Além das carnes, observa-se que produtos básicos como arroz e feijão apresentam elasticidades superiores à unidade, sendo considerados também bens superiores. Esse resultado a princípio não era esperado, já que são produtos básicos na alimentação do brasileiro. Coelho (2006) também encontrou elasticidades-dispêndio do arroz e do feijão superiores à unidade. Observa-se, também, que os doces e os alimentos preparados também são considerados bens superiores, o que

parece fazer sentido, já que são alimentos, em geral, muito desejados pelas famílias, que fogem do cardápio básico da alimentação do brasileiro.

Cinco dos 14 alimentos analisados (tomate, banana, leite de vaca, pão francês e refrigerante) possuem elasticidades-dispêndio entre zero e um, sendo classificados como bens normais. Coelho (2006) também obteve valores de elasticidade-dispêndio bem próximos aos encontrados para o tomate, a banana, e o pão francês, sendo de 0,66, 0,65 e 0,47 respectivamente. Kumar *et al.* (2011), em seu trabalho para a Índia, estimou a elasticidade-dispêndio para o leite de 0,817, sendo classificado como um bem normal. Já o açúcar (bem residual) apresentou uma elasticidade-dispêndio menor que zero, sendo classificado como bem inferior.

Passando-se para a análise das elasticidades próprio preço (e_{ii}^u) marshallianas, como pode ser visto na Tabela 2, em geral, observam-se valores negativos para todos os produtos analisados, com exceção dos alimentos preparados e do açúcar.³⁸

De modo geral, há predominância de bens com demanda inelástica (valores em módulo variam entre zero e um), com valores muito abaixo do esperado. Observa-se que variações no preço de alimentos básicos, como arroz, e feijão, causam variações menos que proporcionais na quantidade demandada, conforme esperado. Ao contrário do que se esperava, o refrigerante possui uma demanda preço inelástica, pois pode ser considerado um bem supérfluo, além de ter substitutos próximos, como suco de frutas, por exemplo. Essas elasticidades próprio preço da demanda baixas para tomate (-0,48) e pão francês (-0,88) também foram encontradas por Coelho (2006). No entanto, o autor ressalta que esse resultado foi menor do que o esperado, já que esses alimentos possuem substitutos

³⁸ Esse resultado indicaria que alimentos preparados e açúcar seriam bens de Giffen, em que um aumento do preço levaria a um aumento da quantidade demandada desses produtos. Apesar da significância estatística, esse resultado deve ser recebido com cautela. No caso dos alimentos preparados, categoria que agrega diferentes tipos de alimentos, como, por exemplo, alimentos congelados, batata frita, carne assada, frango assado ou defumado, frango empanado, massa, refeição, salgadinho, sanduíche e outros, pode-se suspeitar que um aumento de preços em alguns bens desse agregado poderia fazer com que o nível de preço do agregado aumentasse, mas que os consumidores fizessem substituições de consumo dentro desse próprio agregado, consumindo alimentos em que não ocorreu aumento de preço, refletindo, então, num aumento da quantidade consumida. Além disso, como já foi visto, ao se analisar a elasticidade-dispêndio verificou-se que os alimentos preparados podem ser classificados como um bem superior. Ressalta-se que, para ser classificado como um bem de Giffen, a categoria alimentos preparados deveria ter apresentado elasticidade-dispêndio menor que zero. No caso do açúcar, como bem residual na estimação, as elasticidades foram obtidas aplicando-se as restrições da demanda, o que pode ter influenciado o resultado.

próximos. Já em relação às carnes, observa-se que a carne de boi de primeira apresenta a menor elasticidade preço próprio da demanda (-0,103). Apesar desses resultados não serem diretamente comparáveis aos obtidos no presente estudo, destacam-se os resultados obtidos por Abdulai (2002), Coelho (2006), Bopape e Myers (2007), Resende Filho *et al.* (2012) e Travassos (2014). Coelho (2006) encontrou elasticidades-preço próprias de -0,82 para as carnes bovinas de primeira, -0,91 para as carnes de frango e -1,67 para as carnes suínas; já Resende Filho *et al.* (2012) estimaram elasticidades de -0,159 para as bovinas, -0,470 para a de frango e -0,053 para a suína; Travassos (2014) estimou elasticidades de -0,583 para cortes nobres bovinos, -0,333 para frango inteiro, -0,726 para carnes suínas (outras) e -1,443 para carnes suínas com e sem osso. Embora não sejam diretamente comparáveis, os resultados encontrados por Abdulai (2002), para a Suíça, convergem com o que foi encontrado no presente trabalho para o Brasil. O autor obteve elasticidades-preço próprias menores que a unidade para pão e cereais, carne e peixe, leite, queijo e ovos, revelando uma demanda inelástica. No entanto, para frutas e vegetais, a elasticidade-preço própria foi maior do que a unidade. Já Bopape e Myers (2007) encontraram elasticidades-preço próprias maiores que a unidade para carnes e peixes (-1,1077) para a África do Sul. Nesse caso, carnes e peixes apresentam uma demanda mais elástica, diferindo do que foi encontrado no presente trabalho para o Brasil.

As estimações das elasticidades-dispêndio (e_i) e as elasticidades próprio preço (e_{ii}^u) a partir de um sistema de equações de demanda que considera o tipo de arranjo familiar permitiu comparar as elasticidades obtidas com as de outros estudos que não levaram em conta o tipo de arranjo familiar, como os de Coelho (2006), Resende Filho *et al.* (2012) e Travassos (2014). Em suma, verificaram-se pequenas diferenças em relação às elasticidades-dispêndio. No entanto, no caso das elasticidades próprio preço, os valores estimados foram bem mais baixos do que os encontrados por esses autores.

De modo geral, pode-se inferir que os produtos analisados são mais sensíveis a variações no dispêndio do que nos preços. Como foi visto, as elasticidades próprio preço apresentaram valores muito baixos. Assim, dado um aumento ou redução no preço, a quantidade demandada da maioria dos alimentos analisados diminui ou

aumenta, muito pouco, exceto para alimentos preparados e açúcar. Dessa forma, políticas de melhoria de renda podem ser eficientes para incentivar o consumo dos alimentos analisados (exceto de açúcar e alimentos preparados).

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

As famílias brasileiras sofreram importantes modificações ao longo dos anos, principalmente devido à diminuição da taxa de fecundidade das mulheres, redução da taxa de mortalidade, maior expectativa de vida e maior participação da mulher no mercado de trabalho. Assim, houve uma redução no número de filhos, aumento do número de famílias constituídas por casais sem filhos, mãe com filhos e pessoas que moram sozinhas (principalmente mulheres). Considerando-se que essas mudanças nas famílias brasileiras também modificam o padrão alimentar das famílias, e que o tipo de arranjo familiar afeta a demanda das famílias por alimentos, o presente estudo teve como objetivo geral determinar o padrão de demanda de alimentos no Brasil considerando a importância do tipo de arranjo familiar, utilizando dados da POF 2008-2009.

A partir dos resultados das estimações do primeiro estágio do procedimento de Shonkwiler e Yen, foi possível analisar os efeitos marginais das variáveis explicativas do modelo sobre a propensão dos domicílios ao consumo dos alimentos em análise, sendo que os resultados obtidos foram, em geral, de acordo com o esperado. Os resultados indicaram que de fato as características do domicílio (composição, escolaridade do responsável pelo domicílio, tipo de arranjo familiar, etc.) foram importantes na explicação da decisão de consumo de alimentos, mesmo controlando para as demais variáveis.

Quanto ao tipo de arranjo familiar, que é o foco deste estudo, observou-se que de fato os arranjos afetam a decisão de consumo. Por exemplo, o tipo de arranjo casal com filhos possui, em geral, apresenta maior probabilidade de consumo dos alimentos analisados. Esse resultado pode indicar que provavelmente famílias desse tipo realizam a maior parte das refeições dentro do domicílio e/ou possuem uma dieta mais diversificada. Ao considerar que a alimentação pode ser vista como uma atividade social, feita em conjunto e em função de outras pessoas, percebe-se

que no arranjo casal com filhos há indícios de uma preocupação maior com a alimentação devido à presença de crianças, pois as preferências dos pais por determinados tipos de alimentos servem de referência ao filho. Além disso, nos arranjos em que a mulher é a responsável pelo domicílio – monoparental feminino e unipessoal feminino –, a probabilidade de consumir os alimentos analisados é menor, considerando-se apenas os parâmetros significativos, mesmo controlando a renda e a escolaridade.

Ao se analisar a sensibilidade do consumo de alimentos em relação ao dispêndio das famílias, os resultados indicaram que dos 14 produtos analisados, oito são considerados bens superiores, a saber: carne de boi de primeira, carne de boi de segunda, carne suína, carne de frango, arroz, feijão, doces e alimentos preparados. Com exceção dos alimentos básicos, arroz e feijão, esse resultado ficou dentro das expectativas. Já tomate, banana, leite de vaca, pão francês e refrigerante foram considerados bens normais. Quanto às elasticidades-preço marshallianas, verificou-se que todos os alimentos analisados, com exceção dos alimentos preparados e do açúcar, possuem uma demanda inelástica em relação aos preços. Além disso, os alimentos analisados parecem ser mais sensíveis a variações no dispêndio do que em seus preços.

Os resultados encontrados ajudam a entender melhor a demanda domiciliar por alimentos, tendo como contribuição principal a configuração da família por tipo de arranjo familiar. Dessa forma, os resultados obtidos podem ser utilizados para melhoria de políticas públicas de transferência de renda voltadas para as famílias que tenham como foco a alimentação. Como foi visto, as famílias são mais sensíveis a variações no dispêndio do que no preço dos alimentos e, dessa forma, variações na renda causam variações elevadas na quantidade demandada dos alimentos. Assim, políticas públicas de transferência de renda serão mais eficientes se o governo quiser aumentar o consumo de algum dos alimentos analisados.

Uma limitação do presente estudo é a impossibilidade de se incorporar o peso amostral da POF na estimação do sistema de demanda, o que pode levar a estimativas ineficientes. No programa Stata, utilizado neste trabalho, pesos amostrais podem ser incorporados às estimações ao se utilizar um comando referente à análise *survey*. No entanto, o modelo SUR não tem suporte para a

análise *survey* empregando o comando *sureg* (QUEIROZ, 2015). Contudo, Queiroz (2015) verificou que não usar o plano amostral pouco afetou os resultados, sinalizando que os resultados dos trabalhos que não consideram os aspectos amostrais na estimação dos modelos de demanda para o caso brasileiro não mudariam muito caso fosse considerado o plano amostral. Deixa-se como sugestão para pesquisas futuras a consideração do plano amostral na estimação dos sistemas de demanda, com o intuito de verificar se há diferenças significativas ao se considerar o plano amostral.

REFERÊNCIAS

- ABDULAI, A. Household demand for food in Switzerland. A quadratic almost ideal demand system. *Swiss Journal of Economics and Statistics (SJES)*, v. 138, n. 1, p. 1-18, 2002.
- ARRIAGADA, I. Transformaciones familiares y políticas de bienestar en América Latina. In: ARRIAGADA, I. (Org.). *Familias y políticas públicas en América Latina: una historia de desencuentros*. Santiago: Comisión Económica para América Latina y el Caribe (Cepal), 2007. p. 125-152.
- 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, nov. 1997.
- BARROS, L. F. W.; ALVES, J. E. D.; CAVENAGHI, S. Novos arranjos domiciliares: condições socioeconômicas dos casais de dupla renda e sem filhos (DINC). In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 16., 2008. Caxambu. *Anais [...] Caxambu: ABEP*, set. 2008.
- BLUNDELL, R.; PASHARDES, P.; WEBER, G. What do we learn about consumer demand patterns from microdata. *American Economic Review*, v. 83, n. 3, p. 570-597, 1993.
- BLUNDELL, R.; ROBIN, J. M. Estimation in large and disaggregated demand system: an estimator for conditionally linear systems. *Journal of Applied Economics*, v. 14, n. 3, p. 209-232, 1999.
- BONGAARTS, J. Household size and composition in the developing world in the 1990s. *Population Studies*, v. 55, n. 3, p. 263-279, 2001.
- 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: AFRICAN ECONOMETRICS SOCIETY ANNUAL CONFERENCE*, 17., 2007. Cape Town. *Anais [...]* Cape Town: The Econometric Society, 2007.

CAMERON, A. C.; TRIVEDI P. K. *Microeconometrics: methods and applications*. New York: Cambridge University Press, 2005.

CARVALHO, A. A.; ALVES, J. E. D. Padrões de consumo dos arranjos familiares e das pessoas que moram sozinhas no Brasil e em Minas Gerais: uma análise de gênero e renda. *In: SEMINÁRIO SOBRE A ECONOMIA MINEIRA*, 14., 2010. Diamantina. *Anais [...]* Diamantina: UFMG, 2010, p. 1-24.

CARVALHO, A. A.; ALVES, J. E. D. Explorando o consumo das famílias brasileiras e sua interface com o ciclo de vida e gênero. *Oikos: Revista Brasileira de Economia Doméstica*, v. 23, n. 1, p. 6-29, 2012.

CIOFFI, S. Famílias metropolitanas: arranjos familiares e condições de vida. *In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS*, 11., 1998. Caxambu. *Anais [...]* Caxambu: ABEP, 1998, p. 1041-1070.

COELHO, A. B. *A demanda de alimentos no Brasil: 2002/2003*. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Departamento de Economia Rural, Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2006.

COELHO, A. B.; AGUIAR, D. R. D.; FERNANDES, E. A. Padrão de consumo de alimentos no Brasil. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v. 47, n. 2, p. 335-362, 2009.

COELHO, A. B.; AGUIAR, D. R. D.; EALES, J. S. Food demand in Brazil: an application of Shonkwiler and Yen Two-Step estimation method. *Estudos Econômicos*, v. 40, n. 1, p. 185-211, 2010.

COX, T. L.; WOHLGENANT, M. K. Prices and quality effects in cross-section demand analysis. *The American Journal of Agricultural Economics*, v. 68, n. 4, p. 908-919, 1986.

DEATON, A. Quality, quantity and spatial variation of prices. *The American Economic Review*, v. 78, n. 3, p. 418-430, jun. 1988.

DEATON, A. *The analysis of household surveys: a microeconomic approach to development policy*. Washington: World Bank Group, 1997.

ESTIMA, C. C. P.; PHILIPPI, S. T.; ALVARENGA, M. S. Fatores determinantes de consumo alimentar: por que os indivíduos comem o que comem? *Revista Brasileira de Nutrição Clínica*, v. 24, n. 4, p. 263-268, 2009.

FERREIRA, A. S. *Demanda domiciliar por alimentos orgânicos no Brasil*. 110 p. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Departamento de Economia Rural, Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2015.

GOLDANI, A. M. Família, gênero e políticas: famílias brasileiras nos anos 90 e seus desafios como fator de proteção. *Revista Brasileira de Estudos de População*, v. 19, n. 1, jan./jun. 2002.

GREENE, W. H. *Econometric analysis*. 7th. ed. New York: Prentice Hall, 2012.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. *Microdados da POF 2008-2009 (pesquisa de orçamentos familiares)*. CD-Rom. Rio de Janeiro: 2010a.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. *Pesquisa de orçamentos familiares 2008-2009: aquisição alimentar domiciliar per capita Brasil e grandes regiões*. Rio de Janeiro: 2010b.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. *Pesquisa de orçamentos familiares 2008-2009: despesas, rendimentos e condições de vida*. Rio de Janeiro: 2010c.

KUMAR, P.; KUMAR, A.; PARAPPURATHU, S.; RAJU, S. S. Estimation of demand elasticity for food commodities in India. *Agricultural Economics Research Review*, v. 24, n. 1, p. 1-14, 2011.

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

LEONE, E. T.; MAIA, A. G.; BALTAR, P. E. Mudanças na composição das famílias e impactos sobre a redução da pobreza no Brasil. *Economia e Sociedade*, v. 19, n. 1 (38), p. 59-77, 2010.

MEDEIROS, M.; OSORIO, R. Mudanças nas famílias brasileiras: a composição dos arranjos domiciliares entre 1977 e 1998. *IPEA* (texto para discussão n. 886), Rio de Janeiro, 2002.

MENEZES, T.; SILVEIRA, F. G.; MAGALHÃES, L. C. G.; TOMICH, F. A.; VIANNA, S. W. Gastos alimentares nas grandes regiões urbanas do Brasil: aplicação do modelo AID aos microdados da POF 1995/1996 IBGE. *IPEA* (texto para discussão n. 896), Rio de Janeiro, 2002, 23p.

PINTOS-PAYERAS, J. A. Estimação do sistema de demanda quase ideal para uma cesta ampliada de produtos empregando dados da POF de 2002-2003. *Economia Aplicada*, v. 13, n. 2, p. 231-255, 2009.

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

POLLAK, R. A.; WALES, T. J. Demographic variables in demand analysis. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, v. 49, n. 6, p. 1533-1551, nov. 1981.

QUEIROZ, P. W. V. *Alimentação fora de casa: uma análise do consumo brasileiro com dados da POF 2008-2009*. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Departamento de Economia Rural, Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2015.

RESENDE FILHO, M. A.; BRESSAN, V. G. F.; BRAGA, M. J.; BRESSAN, A. A. Sistemas de equações de demanda por carnes no Brasil: especificação e estimação. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v. 50, n. 1, p. 33-50, 2012.

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, n. 3, p. 549-572, 2006.

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

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

SILVEIRA, F. G.; MENEZES, T. A.; MAGALHÃES, L. C. G.; DINIZ, B. P. C. Elasticidade-renda dos produtos alimentares nas regiões metropolitanas brasileiras: uma aplicação da POF 1995/1996. *Estudos Econômicos*, v. 37, n. 2, p. 329-352, 2007.

TAFERE, K.; TAFFESSE, A. S.; TAMRU, S.; TEFERA, N.; P. Z. *Food demand elasticities in Ethiopia: estimates using Household Income Consumption Expenditure (HICE) Survey Data*. ESSP II, Addis Ababa: IFPRI/EDRI, 2010. (Working paper n. 11).

THOMAS, D.; STRAUSS, J.; BARBOSA, M. M. T. Estimativas do impacto de mudanças de renda e de preços no consumo no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 21, n. 2, p. 305-354, 1991.

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

VENTURA, R. *Mudanças no perfil do consumo no Brasil: principais tendências nos próximos 20 anos*. Rio de Janeiro: Macroplan, 2010.

WOORTMANN, K.; WOORTMANN, E. F. Monoparentalidade e chefia feminina: conceitos, contextos e circunstâncias. *In: PRÉ-EVENTO MULHERES CHEFES DE FAMÍLIA*. 2002. Ouro Preto. *Anais [...] Belo Horizonte: CNPD/ FNUAP/ ABEP*, 2002.

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*, v. 85, n. 2, p. 458-478, 2003.

ZIOL-GUEST, K.M.; DELEIRE, T.; KALIL, A. The allocation of food expenditure in married and single parent families. *Journal of Consumer Affairs*, v. 40, n. 2, p. 347-371, 2006.

Apêndice A – Estatísticas descritivas e resultados obtidos a partir do primeiro e segundo estágios de estimação

Tabela 3 – Distribuição das famílias por tipos de arranjos (2008-2009)

Tipo de arranjo familiar	Sexo do responsável pelo domicílio		Total (%)
	Masculino (%)	Feminino (%)	
Casal sem filhos	15,18	1,78	16,96
Casal com filhos	45,10	5,21	50,31
Monoparental	1,82	14,16	15,98
Unipessoal	6,11	6,43	12,54
Outros*	1,48	2,73	4,21
Total (%)	69,69	30,31	100

Fonte: Elaboração própria a partir de resultados da pesquisa.

Nota: *Família composta por pessoa de referência do domicílio, sem filhos, mais outros parentes e/ou agregados; para o cálculo das médias, foi utilizado o peso amostral, denominado na POF como fator de expansão 2.

Tabela 4 – Médias amostrais das variáveis de localização e características domiciliares para os arranjos familiares

	Tipo de arranjo				
	Casal com filhos	Casal sem filhos	Monoparental	Unipessoal	Outros*
Localização domiciliar	Amostra (%)	Amostra (%)	Amostra (%)	Amostra (%)	Amostra (%)
Urbano	82,49	83,73	90,18	89,03	87,79
Norte	7,67	5,47	6,58	5,03	6,89
Nordeste	27,39	23,57	29,24	21,16	31,17
Sul	15,72	17,57	13,03	16,43	13,02
Sudeste	42,43	45,86	44,02	49,86	41,25
Centro-Oeste	6,79	7,53	7,13	7,52	7,67
Características domiciliares	Amostra	Amostra	Amostra	Amostra	Amostra
Renda monetária <i>per capita</i> da mulher	R\$ 29,57	R\$62,62	-	-	-
Renda <i>per capita</i> do domicílio (excluindo a renda monetária da mulher**)	R\$ 542,91	R\$ 856,41	R\$ 548,25	R\$ 1.171,91	R\$713,20
Idade responsável pelo domicílio	43,40	51,03	50,28	54,67	49,40
Responsável pelo domicílio do sexo feminino	10,15%	10,26%	88,75%	53,92%	66,19%
Escolaridade do responsável pelo domicílio	7,75	7,13	7,04	6,84	7,74
Escolaridade da mulher cônjuge***	10,20	8,01	-	-	-
Responsável pelo domicílio branco	48,28%	54,92%	46,32%	54,28%	44,35%
Domicílios com filhos de zero a seis anos	37,67%	-	14,61%	-	-
Domicílios com filhos de sete a 12 anos	39,95%	-	24,47%	-	-
Domicílios com filhos de 13 a 18 anos	35,82%	-	31,25%	-	-
Tamanho da família	4,10	2,0	3,13	1,0	2,62
Bolsa Família	18,67%	-	16,26%	-	6,00%

Fonte: Elaboração própria a partir de resultado da pesquisa.

Nota: *Família composta por pessoa de referência do domicílio mais outros parentes e/ou agregados; **no caso dos arranjos monoparental, unipessoal e outros, não há a presença do cônjuge. Dessa forma, quando a mulher for a responsável pelo domicílio, sua renda estará incluída na variável renda *per capita* do domicílio, ou seja, não será excluída a renda monetária da mulher para esses arranjos especificados; ***para os arranjos monoparental, unipessoal e outros, em que não há a presença do cônjuge, quando a mulher é a responsável pelo domicílio sua escolaridade é captada por meio da variável escolaridade do responsável pelo domicílio; para o cálculo das médias foi utilizado o peso amostral, denominado na POF como fator de expansão 2.

Tabela 5 – Média percentual (%) dos gastos relativos mensais *per capita* segundo tipos de despesa, arranjos familiares e sexo do responsável pelo domicílio: Brasil (2008-2009)

Tipo de despesa	Casal sem filhos		Casal com filhos		Monoparental		Unipessoal		Outros arranjos	
	M	F	M	F	M	F	M	F	M	F
Alimentação	18,29	17,61	19,83	19,70	18,93	19,86	21,06	16,75	20,43	18,80
Habitação	37,75	38,96	33,91	34,35	36,39	39,03	41,43	50,38	36,63	42,76
Vestuário	4,45	4,05	5,60	6,08	4,67	6,06	3,60	4,35	6,07	5,38
Transporte	21,15	19,97	21,83	21,56	20,74	14,83	18,21	8,93	17,65	12,19
Higiene	1,91	1,93	2,37	2,69	1,88	2,83	1,58	2,15	2,39	2,67
Saúde	8,51	7,68	6,47	5,65	6,48	7,64	5,83	10,54	6,69	9,59
Educação/recreação	2,98	3,61	5,63	5,74	6,58	5,28	3,81	2,64	5,18	4,38
Outras	4,96	6,19	4,36	4,23	4,33	4,47	4,48	4,26	4,96	4,23
Total	100,0 0	100,0 0	100,0 0	100,0 0	100,0 0	100,0 0	100,0 0	100,0 0	100,0 0	100,0 0

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da POF (IBGE, 2010b).

Nota: M refere-se ao sexo masculino e F refere-se ao sexo feminino; para o cálculo das médias foi utilizado o peso amostral, denominado na POF como fator de expansão 2.

Tabela 6 – Estimativas da correção da endogeneidade do dispêndio

Variáveis	Parâmetros estimados
<i>Urbano</i>	-44,311***
<i>Norte</i>	-2,658
<i>Nordeste</i>	-18,507***
<i>Sul</i>	12,787***
<i>Centro_Oeste</i>	10,24***
<i>Renda_percap_total</i>	0,002***
<i>Sexo</i>	2,975**
<i>Escolaridade</i>	0,188**
<i>Idade</i>	-2,102***
<i>Idade²</i>	0,223***
<i>Log (preços)</i>	155,20***
<i>Constante</i>	15,42***
Prob > F	0,000
R ² ajustado	0,2750

Fonte: Elaboração própria a partir de resultados da pesquisa.

Nota: Níveis de significância: **5%, ***1%.

Tabela 7 – Resumo dos sinais dos parâmetros estimados da propensão de aquisição dos alimentos analisados por tipo de arranjo familiar

Alimentos	Tipo de arranjo familiar					
	Casal sem filhos	Monoparental masculino	Monoparental feminino	Unipessoal masculino	Unipessoal feminino	Outros
Arroz	+	+			+	
Feijão			-		-	
Doces	-	-	-		-	-
Tomate	-	-	-		-	+
Banana	-	-	-		-	-
Carne de boi de primeira	-	-	-		-	-
Carne de boi de segunda		-			-	
Carne suína	-		-		-	
Carne de frango	-	-	-		-	-
Leite de vaca		-			-	-
Pão francês	-				-	-
Refrigerante	-		-		-	-
Alimentos preparados	-	-	-		-	-
Açúcar	+	+			+	

Fonte: Elaboração própria a partir de resultados da pesquisa.

Nota: Casal com filhos é a base de comparação. Todos os sinais apresentados na mostram-se significativos até o nível de 10% de significância.

Tabela 8 – Resultados da estimação do segundo estágio (equação de demanda por alimentos): Brasil (2008-2009)

Variáveis	Arroz	Feijão	Doces	Tomate	Banana	Carne de boi de 1ª	Carne de boi de 2ª	Carne suína	Carne de frango	Leite de vaca	Pão francês	Refrigerantes	Alimentos preparados
Localização domiciliar													
<i>Urbano</i>	0,1008*** (0,007)	-0,025*** (0,006)	0,011** (0,005)	-0,063*** (0,005)	-0,01 (0,006)	0,059*** (0,011)	0,285*** (0,047)	-0,107** (0,007)	0,049*** (0,007)	-0,113*** (0,011)	0,236*** (0,019)	-0,045*** (0,008)	0,105*** (0,014)
<i>Norte</i>	-0,186*** (0,026)	0,085*** (0,024)	-0,009 (0,008)	-0,028*** (0,005)	-0,02*** (0,0068)	-0,007 (0,01)	0,834*** (0,067)	-0,049*** (0,012)	0,188*** (0,017)	-0,056* (0,033)	-0,055*** (0,007)	-0,0127** (0,0056)	0,1114*** (0,011)

<i>Nordeste</i>	-0,151*** (0,021)	0,131*** (0,027)	-0,017*** (0,006)	-0,019*** (0,005)	-0,006 (0,005)	0,0775** * (0,008)	-0,004 (0,014)	-0,05*** (0,008)	0,193*** (0,016)	-0,076** (0,032)	-0,007* (0,004)	-0,032*** (0,0064)	0,052*** (0,009)
<i>Sul</i>	-0,126*** (0,01)	-0,036*** (0,009)	0,0057 (0,006)	0,014*** (0,005)	0,021*** (0,006)	0,081*** (0,01)	0,61*** (0,051)	0,0148** (0,006)	0,02** (0,009)	0,021*** (0,008)	-0,152*** (0,0097)	0,004 (0,006)	-0,034*** (0,008)
<i>Centro_Oeste</i>	0,0327*** (0,009)	-0,017* (0,009)	-0,008 (0,006)	0,015*** (0,005)	-0,0004 (0,006)	0,016* (0,009)	0,290*** (0,024)	-0,026** (0,011)	-0,04*** (0,009)	0,0145*** (0,005)	-0,131*** (0,0097)	0,0008 (0,005)	0,069*** (0,011)
Características domiciliares													
<i>Ida_pesref</i>	0,0433*** (0,007)	-0,002 (0,007)	0,005 (0,007)	-0,008 (0,005)	0,004 (0,006)	0,0018 (0,011)	- 0,035*** (0,011)	-0,01 (0,007)	-0,004 (0,008)	-0,012 (0,008)	0,022*** (0,0057)	0,0085 (0,006)	-0,016 (0,012)
<i>Ida_pesref²</i>	0,004*** (0,0004)	0,00004 (0,0004)	-0,00007 (0,0003)	0,00003 (0,0002)	-0,0005* (0,0003)	- 0,0023** * (0,0004)	- 0,021*** (0,002)	-0,0004 (0,0003)	-0,002*** (0,0004)	-0,001*** (0,0003)	0,0026*** (0,0003)	0,00035 (0,0003)	-0,0008* (0,0004)
<i>Sexo_pesref</i>	-0,001*** (0,0002)	-0,00004 (0,0002)	-0,0005** (0,0002)	-0,0004** (0,0002)	-0,0003 (0,0002)	0,0006 (0,0004)	0,006*** (0,0006)	0,00025 (0,0002)	0,0007*** (0,0003)	0,00068** * (0,0002)	0,00015 (0,00021)	-0,00001 (0,0002)	0,00055 (0,0004)
<i>Escol_pesref</i>	-0,003*** (0,0008)	0,0019** (0,0009)	0,0046*** (0,0008)	-0,002*** (0,0007)	-0,002*** (0,0007)	0,007*** (0,0013)	0,0287* ** (0,003)	0,0024*** (0,0009)	-0,006*** (0,0009)	-0,008*** (0,00087)	0,000021 (0,0006)	0,003*** (0,0008)	0,007*** (0,001)
<i>Escol_mulher</i>	0,00003*** (0,000008)	- 0,00001 9** (0,00000 8)	- 0,00004* ** (0,00000 9)	0,000015 ** (0,00000 7)	0,00001 (0,00000 7)	- 0,00007 *** (0,0000 1)	- 0,0003* ** (0,0000 3)	-0,00001 (0,00000 1)	0,00004* ** (0,00000 9)	0,00008** * (0,000008)	0,000008 (0,00000 6)	-0,00002*** (0,000008)	- 0,00006** * (0,00001 6)
Branco	0,002 (0,005)	0,024*** (0,006)	-0,02*** (0,004)	-0,009*** (0,003)	-0,013*** (0,004)	-0,076*** (0,007)	- 0,065*** (0,0097)	-0,013*** (0,004)	-0,021*** (0,005)	0,018** (0,009)	0,01495** * (0,0035)	-0,0014 (0,004)	-0,036*** (0,007)

<i>Filhos0_6</i>	0,009* (0,005)	0,033*** (0,006)	-0,06*** (0,005)	-0,003 (0,004)	-0,00018 (0,005)	0,033*** (0,0098)	- 0,087*** (0,009)	0,005 (0,006)	0,0003 (0,007)	0,05*** (0,007)	-0,047*** (0,0047)	-0,0087 (0,006)	-0,062*** (0,009)
<i>Filhos7_12</i>	0,006 (0,004)	0,005 (0,004)	-0,011** (0,005)	0,00014 (0,0036)	-0,00014 (0,004)	0,00002 (0,0078)	-0,0096 (0,007)	0,009* (0,005)	-0,039*** (0,005)	0,0104** (0,005)	0,024*** (0,0041)	-0,0017 (0,004)	-0,0107 (0,008)
<i>Filhos13_18</i>	-0,001 (0,005)	0,0024 (0,005)	-0,012** (0,005)	-0,0016 (0,004)	0,007 (0,005)	0,014* (0,007)	-0,001 (0,0075)	0,011** (0,005)	-0,034*** (0,005)	-0,005 (0,0048]	0,031*** (0,004)	-0,003 (0,0045)	-0,013 (0,0085)
<i>Idoso</i>	0,015** (0,007)	-0,012* (0,007)	-0,01 (0,007)	0,0014 (0,005)	-0,004 (0,006)	-0,018* (0,010)	0,121*** (0,016)	0,019** (0,007)	0,014* (0,007)	0,0006 (0,006)	0,0017 (0,005)	-0,0028 (0,007)	0,0165 (0,012)
<i>Tamanhofam</i>	-0,018*** (0,003)	-0,011*** (0,004)	-0,007*** (0,002)	-0,0002 (0,0013)	0,0024 (0,0018)	0,0041 (0,003)	0,075*** (0,0089)	-0,012*** (0,002)	0,021*** (0,003)	-0,0009 (0,0019)	0,031*** (0,0016)	0,001 (0,0018)	0,009** (0,004)
<i>Bolsafam</i>	-0,009 (0,0089)	-0,041*** (0,01)	0,021*** (0,006)	0,017*** (0,0044)	0,009 (0,006)	0,0918** * (0,013)	0,207*** (0,02)	0,004 (0,006)	0,035*** (0,006)	-0,016** (0,007)	-0,077*** (0,0061)	0,018** (0,008)	0,081*** (0,014)
<hr/>													
Arranjo familiar													
<i>Casalsfilhos</i>	0,038*** (0,0097)	0,054*** (0,008)	-0,01 (0,008)	-0,0013 (0,006)	-0,002 (0,007)	-0,05*** (0,012)	-0,024* (0,014)	0,0691*** (0,0089)	0,024** (0,0099)	0,0077 (0,008)	-0,061*** (0,007)	0,004 (0,009)	-0,035*** (0,014)
<i>Monop_masc</i>	-0,015 (0,016)	-0,018 (0,017)	-0,008 (0,021)	0,054*** (0,013)	0,01 (0,016)	-0,025 (0,033)	-0,251*** (0,04)	0,021 (0,0191)	0,056*** (0,0204)	-0,0457** (0,019)	-0,0217 (0,014)	0,022 (0,015)	0,017 (0,031)
<i>Monop_fem</i>	0,066*** (0,009)	0,066*** (0,01)	0,011 (0,009)	0,024*** (0,007)	-0,0004 (0,008)	-0,091*** (0,015)	-0,227*** (0,0196)	0,029*** (0,0097)	-0,023** (0,011)	-0,014 (0,009)	-0,0087 (0,007)	0,009 (0,0089)	-0,0153 (0,016)
<i>Unipes_masc</i>	0,004 (0,017)	0,074*** (0,02)	- 0,128*** (0,03)	-0,04** (0,019)	0,040* (0,021)	0,168*** (0,04)	0,038 (0,032)	0,146*** (0,022)	-0,123*** (0,03)	0,084** (0,033)	-0,099*** (0,015)	0,136*** (0,025)	0,155*** (0,044)
<i>Unipes_fem</i>	-0,003 (0,017)	0,04** (0,018)	-0,07*** (0,022)	0,084*** (0,015)	0,076*** (0,016)	0,1579*** (0,03)	-0,212*** (0,045)	-0,093*** (0,027)	0,202*** (0,021)	0,041** (0,021)	-0,1119*** (0,016)	-0,064** (0,03)	-0,006 (0,042)

<i>Outrosarranj</i>	0,081*** (0,015)	0,114*** (0,0015)	-0,015 (0,016)	0,0365*** (0,01)	-0,009 (0,011)	-0,072*** (0,021)	0,186*** (0,033)	0,118*** (0,02)	-0,024 (0,016)	-0,025 (0,015)	-0,0603*** (0,0113)	-0,004 (0,015)	-0,083*** (0,023)
---------------------	---------------------	----------------------	-------------------	---------------------	-------------------	----------------------	---------------------	--------------------	-------------------	-------------------	------------------------	-------------------	----------------------

Variáveis	Arroz	Feijão	Doces	Tomate	Banana	Carne de boi 1 ^a	Carne de boi 2 ^a	Carne suína	Carne de frango	Leite de vaca	Pão francês	Refrigerante	Alimentos preparados
<i>Outrosarranj</i>	0,081*** (0,015)	0,114*** (0,0015)	-0,015 (0,016)	0,0365*** (0,01)	-0,009 (0,011)	-0,072*** (0,021)	0,186*** (0,033)	0,118*** (0,02)	-0,024 (0,016)	-0,025 (0,015)	- 0,0603*** (0,0113)	-0,004 (0,015)	-0,083*** (0,023)
Interações entre tipo de arranjo familiar e escolaridade do responsável													
<i>Casalsfilhos_Escolpesref</i>	- 0,004*** (0,0012)	-0,0019* (0,001)	0,0008* (0,0004)	0,00017 (0,0004)	0,0005 (0,0004)	0,0035** (0,0006)	-0,012*** (0,0028)	-0,003*** (0,0006)	-0,005*** (0,001)	-0,005*** (0,0008)	0,0007 (0,0005)	0,0003 (0,0004)	0,0045*** (0,0004)
<i>Monop_masc_Escolpesref</i>	-0,0016 (0,002)	-0,0009 (0,002)	-0,0004 (0,001)	-0,002** (0,0008)	0,002*** (0,0008)	0,0034* (0,0019)	0,0128** (0,0033)	-0,0025 (0,0017)	0,0009 (0,0017)	0,001 (0,001)	-0,0023 (0,0016)	0,0002 (0,0009)	0,0003 (0,0016)
<i>Monop_fem_Escolpesref</i>	- 0,006*** (0,0007)	-0,002*** (0,0008)	-0,0005 (0,0004)	-0,0004 (0,0005)	0,00002 (0,0004)	0,0029** (0,0007)	0,011*** (0,001)	-0,00088 (0,00057)	0,001 (0,0008)	0,0007 (0,0006)	-0,0011** (0,0004)	-0,0003 (0,0004)	0,0012* (0,0007)
<i>Unipes_masc_Escolpesref</i>	0,014*** (0,0025)	- 0,011** (0,004)	0,014*** (0,003)	0,004** (0,0018)	- 0,0005* (0,002)	0,006* (0,004)	-0,09*** (0,0078)	-0,0024 (0,0024)	- 0,0109** (0,003)	0,0058** (0,002)	-0,0028* (0,0015)	- 0,007*** (0,002)	-0,002 (0,003)
<i>Unipes_fem_Escolpesref</i>	0,0079*** (0,002)	- 0,011** (0,003)	0,008*** (0,002)	-0,003** (0,0014)	-0,004 (0,0014)	0,009*** (0,003)	- 0,1006** (0,008)	-0,013*** (0,0028)	-0,017*** (0,0026)	-0,004** (0,0017)	-0,0028** (0,0014)	0,012*** (0,002)	0,0032 (0,003)

<i>Outrosarranj_Escolpesre</i> <i>f</i>	-0,009*** (0,0017)	- 0,008** * (0,002)	0,0002 (0,001)	- 0,00034 (0,0006)	0,001* (0,0006)	0,003*** (0,001)	-0,06*** (0,007)	0,0027 (0,002)	0,0028** (0,0013)	-0,00005 (0,001)	0,0028*** (0,00088)	-0,0005 (0,001)	0,0032*** (0,001)
β_0	0,452*** (0,097)	- 0,645** * (0,178)	-0,101** (0,0307)	0,244*** (0,041)	0,322*** (0,322)	-1,197*** (0,0597)	-7,69*** (0,629)	-0,311*** (0,486)	0,997*** (0,0971)	0,671*** (0,099)	0,0069 (0,488)	0,148*** (0,0414)	-1,015*** (0,049)
<i>u</i>	0,000	- 0,000** *	0,000***	0,000***	0,000***	-0,000***	-0,000***	-0,000	-0,000***	0,000***	0,000***	- 0,000***	0,000***
$\Phi(z'_{ik} \hat{\alpha}_i)$	-,0184**	0,52***	0,101***	0,173***	0,119***	0,31***	4,72***	0,302***	0,948***	0,137	0,691***	0,187***	0,195***
Termo quadrático do Quaids	0,005***	- 0,001** *	-0,002***	- 0,002***	- 0,003***	-0,000	-0,003***	-0,003***	-0,001***	-0,003***	0,002***	- 0,003***	-0,003***

Fonte: Elaboração própria a partir de resultados da pesquisa.

Nota: Níveis de significância: **5%; ***1%; desvios padrões entre parênteses; β_0 é o intercepto; *u* refere-se ao termo de correção do dispêndio; $\Phi(z'_{ik} \hat{\alpha}_i)$ é a função de densidade de probabilidade.

Recebido em: 17/06/2019.

Aceito em: 23/02/2021.