



***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.*

# **Padrão de Substituição entre Carnes no Consumo Domiciliar do Brasil<sup>1</sup>**

Guilherme Fonseca Travassos<sup>2</sup> e Alexandre Bragança Coelho<sup>3</sup>

**Resumo:** Houve grande modificação na demanda domiciliar por carnes no Brasil nos últimos anos, como o aumento da importância dos cortes processados. Sabe-se que as mudanças no consumo de carnes podem afetar significativamente o padrão nutricional domiciliar e, consequentemente, a saúde e a qualidade de vida das pessoas que os compõem. Dessa forma, o objetivo deste artigo foi analisar a demanda por carnes pelas famílias brasileiras e entender o padrão de substituição entre as carnes de boi, suína e de frango, bem como dentro destes subgrupos, baseado na Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF/IBGE) de 2008/2009. Os padrões de demanda por carnes que emergem deste estudo mostraram a importância da escolaridade, da composição familiar e da localização do domicílio nos determinantes de aquisição das carnes no País. Conclui-se também que há uma tendência de mudança de consumo intragrupo no caso das carnes de frango, comportamento que não é observado para as carnes suínas e bovinas, em que a relação de substituição intragrupo acontece apenas no caso das carnes consideradas de melhor qualidade.

**Palavras-chaves:** Demanda por carnes, modelo QUAIDS, POF 2008-09.

**Abstract:** *There were major changes in household demand for meat in Brazil in recent years, such as the increasing importance of processed cuts. It is well known that changes in meat consumption may significantly affect household nutritional status and consequently people's health and life quality. Therefore the aim of this study was to analyze the demand for meat from Brazilian families and understand the pattern of substitution between beef, pork and broiler as well as within these subgroups. Data was obtained from the Brazilian Household Consumption Survey (POF/IBGE 2008/2009). Demand patterns for meats that emerge from this study showed the importance of education, family composition and household location on determinants of meats acquisition. We also conclude that there is a changing trend of intra-group consumption in the case of chicken meat, a behavior that*

---

1. Data de submissão: 17 de fevereiro de 2016. Data de aceite: 19 de março de 2017.
2. Universidade Federal de Viçosa. Viçosa, Minas Gerais, Brasil. E-mail: travassosgf@hotmail.com
3. Universidade Federal de Viçosa. Viçosa, Minas Gerais, Brasil. E-mail: acoelho@ufv.br

*is not observed for pork and beef, where the intra-group exchange takes place only if the meat is considered to have good quality.*

**Key-words:** Demand for meats, QUAIDS model, POF 2008-09.

**Classificação JEL:** D11, D12, C21.

## 1. Introdução

Nas últimas décadas, houve grandes transformações no consumo de carnes por parte da população brasileira. De acordo com dados da *Organization for Economic Co-Operation and Development – OECD/FAO* (2016), na década de 1970, a carne bovina representava 65% do total de carnes consumidas no Brasil, seguida pela suína (27%) e pela de frango (8%). A partir de década de 1980, o aumento da oferta de carne de frango, opção geralmente mais barata que suas principais rivais, e a busca por uma alimentação mais saudável fizeram com que o consumo de carne de frango aumentasse consideravelmente, ultrapassando o consumo da bovina em 2005. Em 2014, os dados de consumo aparente mostram que a carne de frango continuava sendo a mais consumida no Brasil, com 41,3 kg/capita/ano, seguido pela bovina (25,4 kg/capita/ano) e pela suína (11,6 kg/capita/ano).

Do ponto de vista do consumo estritamente domiciliar, entretanto, segundo o Estudo Nacional de Despesa Familiar (Endef) de 1974/1975, a carne de frango já era a mais consumida nos domicílios brasileiros nos anos 70, seguida pela carne bovina e pela suína (IBGE, 1978).<sup>4</sup> A partir dos anos 80,

o consumo domiciliar por carnes caiu gradativamente e, na POF 2002/2003, a carne bovina passou a ser a mais consumida nos domicílios brasileiros, seguida pela de frango e pela suína. De acordo com a Pesquisa de Orçamento Familiar de 2008/2009, a carne bovina apresenta o maior nível de consumo domiciliar per capita (17,035 kg), seguido pela carne de frango (13,020 kg) e por último, a suína (5,552 kg), informações evidenciadas na Tabela 1.

Outra mudança importante se deu na composição dos produtos dentro de cada agregado. Como em outros países, houve aumento da importância das partes processadas, que agregam praticidade ao consumo das carnes.<sup>5</sup> Especificamente dentre os produtos oriundos da carne de frango, destaca-se o aumento no consumo de todos os processados, como peito e coxa de frango, e a queda no consumo do frango inteiro. Assim, verificaram-se alterações ao longo do tempo no consumo de carnes entre os subgrupos que a compõem e dentro dos subgrupos, com destaque para as mudanças na demanda por produtos oriundos da carne de frango. Desse modo, pode-se entender que há uma intensa modificação no padrão de substituição entre carnes no consumo domiciliar brasileiro com base nas pesquisas de orçamento familiar.

Acredita-se que as alterações no padrão de consumo de carnes se devem em grande parte às mudanças socioeconômicas e demográficas

4. O Endef, assim como as Pesquisas de Orçamento Familiar (POF) que o sucederam, é uma fonte de dados apenas para consumo dentro do domicílio, o que explica a discrepância das informações quando comparadas com os dados da FAO/OECD, que são dados de consumo aparente em que: consumo aparente da i-ésima carne = produção da carne i + estoque inicial da carne i + quantidade importada da carne i – estoque final da carne i – exportações da carne.

5. Ver Eales e Unnevehr (1988) para uma descrição para o caso norte-americano.

**Tabela 1.** Aquisição alimentar domiciliar per capita anual em kg, segundo as carnes bovina, suína e de frango, no período de 2002-2003 e 2008-2009

Produtos	POF	POF	Variação (%)
	2002-2003	2008-2009	
Carne bovina	16,89	17,04	0,9%
Carne suína	5,69	5,55	-2,5%
Carne de frango	13,57	13,02	-4,1%
Asa de frango	0,37	0,46	24,0%
Carne de frango não especificada	0,36	0,96	169,6%
Coxa de frango	1,17	1,59	36,0%
Dorso do frango	0,08	0,14	63,1%
Frango abatido (inteiro)	9,50	7,79	-18,0%
Frango vivo	0,78	0,24	-69,1%
Miúdos de frango	0,15	0,15	0,0%
Peito de frango	1,05	1,52	45,0%
Outras carnes de frango	0,11	0,17	48,2%

Fonte: IBGE (2010b).

que vêm ocorrendo no Brasil, como a elevação da renda das famílias, a intensificação do processo de urbanização e o aumento da participação da mulher no mercado de trabalho (SCHLINDWEIN e KASSOUF, 2006). De acordo com dados da POF 2008/09, 84% da população brasileira vive no meio urbano e 31% dos domicílios nacionais têm a mulher como pessoa de referência. Dentre os fatores econômicos, destacam-se as mudanças nos preços relativos das carnes e o aumento do nível de renda da população, que certamente têm forte influência sobre o padrão de consumo de carnes pelas famílias brasileiras.

Apesar da importância do mercado de carnes e dessas mudanças recentes, pouco se sabe ainda sobre os padrões de demanda domiciliar e substituição entre as carnes no Brasil, em especial a nível desagregado. Há, sim, uma série de estudos<sup>6</sup> sobre a demanda agregada por carnes no País, alguns dos quais incluindo as carnes como

6. Os trabalhos realizados podem ser agrupados em dois tipos: os que utilizaram microdados de seção cruzada (BACCHI e SPOLADOR, 2002; TOSTA, GOMES e ROSADO, 2003; SCHLINDWEIN e KASSOUF, 2006; CARVALHO, 2007; PINTOS-PAYERAS, 2009; COELHO, AGUIAR e EALES, 2010; CARBONARI e DA SILVA, 2012; SPOLADOR e BACCHI, 2015) e os que utilizaram dados agregados de séries temporais (BACCHI e BARROS, 1992; SANTANA, 1999; SANTANA e RIBEIRO, 2008; ALMEIDA *et al.*, 2011; RESENDE FILHO *et al.*, 2012; RESENDE FILHO, SOUZA e LIMA, 2015).

produtos em uma ampla cesta de bens.<sup>7</sup> A contribuição desse estudo em relação ao demais é: a) Realizar uma análise desagregada utilizando subgrupos das carnes bovina, suína e de frango com dados mais recentes da POF. Ressalta-se que não existem trabalhos no Brasil que utilizaram a POF para analisar a demanda por carnes no Brasil de uma forma desagregada; b) Utilizar um sistema de demanda (QUAIDS) que está de acordo com a Teoria Econômica e com estimativa que leva em consideração a relação entre os erros das equações de demanda (*Seemingly unrelated regressions – SUR*). Poucos trabalhos destacados acima fizeram isso; c) Questões metodológicas pouco exploradas em outros estudos (endogeneidade de preços e dispêndio, curvas de Engel não lineares no log do dispêndio) foram levadas em conta neste artigo.

Sabe-se que as mudanças no consumo de carnes podem afetar significativamente o padrão nutricional domiciliar e, consequentemente, a saúde e a qualidade de vida das pessoas que os compõem. Entender o padrão de substituição no consumo de carnes nacional é importante para o melhor desenho de políticas públicas de saúde. Não obstante, pecuaristas e empresários do setor

7. Como Pintos-Payeras (2009), Hoffmann (2010) e Coelho, Aguiar e Eales (2010), por exemplo.

privado, responsáveis pelo processamento, distribuição e varejo no mercado de carnes também se beneficiam do entendimento da dinâmica de substituição no consumo de carnes dos domicílios brasileiros (COELHO *et al.*, 2010). Dessa forma, o objetivo do trabalho é analisar a demanda por carnes pelas famílias brasileiras e entender o padrão de substituição entre as carnes de boi, suína e de frango, bem como dentro destes subgrupos, baseado na Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF/IBGE) de 2008/2009.

O presente trabalho está dividido em quatro seções, incluindo esta introdução. Na segunda seção são apresentados os procedimentos adotados para estimar um sistema de demanda de carnes no Brasil. Na terceira seção são apresentados os resultados e a discussão sobre a decisão da compra de carnes pelos consumidores e elasticidades-preço, preço-cruzado e dispêndio. Por fim, na quarta seção são apresentadas as considerações finais.

## 2. Referencial analítico

Nesta seção, inicialmente, será apresentada uma breve descrição da forma funcional que precede a equação de demanda estimada no trabalho. Em seguida, serão apresentados os procedimentos econôméticos que serão aplicados nesta forma funcional para correção dos problemas econôméticos encontrados. Posteriormente, apresenta-se a equação de demanda propriamente dita que será estimada no trabalho já alterada pelos métodos apresentados na subseção anterior, além das equações das elasticidades. Por fim, será apresentada a base de dados utilizada no trabalho.

### 2.1. Forma funcional

Deaton e Muellbauer (1980b) foram pioneiros na estimação de formas funcionais flexíveis de demanda, por meio de um sistema de demanda quase ideal – *Almost Ideal Demand System* (AIDS), derivada de uma função de dispêndio qualquer

que representasse as preferências do consumidor. No entanto, Blundell *et al.* (1993) e Banks *et al.* (1997) constataram 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 linearidade das curvas de Engel<sup>8</sup> é bastante provável. Isso acontece, pois, a esse nível de detalhamento, 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”, representada pelo impacto dos consumidores que já consomem o bem. Este fato auxilia na produção de curvas de Engel que requerem termos quadráticos no logaritmo do dispêndio total, o que não era incorporado no modelo AIDS. Assim, os autores derivaram um sistema similar, com o mesmo grau de flexibilidade, mas com a capacidade de incorporar os efeitos não lineares do dispêndio na sua especificação.

Dessa forma, para obter o modelo denominado como *Quadratic Almost Ideal Demand System* (QUAIDS), que foi utilizado neste artigo, Banks *et al.* (1997) usam uma versão ligeiramente modificada do Teorema de Roy, diferenciando o logaritmo da função indireta de utilidade com respeito ao logaritmo dos preços e do dispêndio. Esta derivação fornece as parcelas de dispêndio ( $w_i$ ) ao invés das quantidades demandadas ( $q_i$ ):

$$w_i = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \ln \left( \frac{m}{a(p)} \right) + \frac{\lambda_i}{b(p)} \left\{ \ln \left( \frac{m}{a(p)} \right) \right\}^2 \quad (1)$$

em que  $w_i = \frac{p_i q_i}{\sum_{i=1}^n p_i q_i}$  é a parcela de gastos com o  $i$ -ésimo bem;  $m$  é o dispêndio total com o bem;  $p_j$  é o preço do  $j$ -ésimo bem; e  $\alpha_i$ ,  $\gamma_{ij}$ ,  $\beta_i$  e  $\lambda_i$  são os parâmetros a serem estimados, sendo o último, o

8. Descreve como a despesa dos domicílios com determinado bem ou serviço varia de acordo com o rendimento familiar ou despesa total (DEATON e MUELLBAUER, 1980a).

parâmetro requerido para o termo quadrático do dispêndio.

## 2.2. Procedimento econométricos

O uso de microdados, como os disponibilizados pelas pesquisas de orçamentos familiares (POFs) na estimação de equações de demanda de alimentos, apesar de permitir melhor especificação das mesmas, não deixa de apresentar problemas que devem ser resolvidos pelo pesquisador. O maior destes problemas é o denominado Problema do Consumo Zero (PCZ), que impõe uma série de restrições sobre quais métodos econôméticos podem ser usados para estimar de forma correta as equações de demanda. O Problema do Consumo Zero pode surgir de duas maneiras distintas: primeiro, como em pesquisas de orçamentos familiares os dados são coletados em determinado período, o não consumo desses alimentos pode surgir devido à baixa frequência de aquisições pelos domicílios. Em segundo lugar, ao considerar grupos alimentares específicos, que exigem maior nível de desagregação, é pouco provável que os consumidores adquiram todos os produtos considerados. Portanto, a desconsideração do Problema do Consumo Zero gera estimativas enviesadas e inconsistentes dos sistemas de demanda.

Para lidar com esse problema, as estimativas de mínimos quadrados ordinários (OLS) são conhecidas por serem tendenciosas e inconsistentes (GREENE, 2000). Em demandas individuais, as estimativas por máxima verossimilhança (ML) dos modelos Tobit podem ser realizadas. No entanto, no que diz respeito aos sistemas de demanda, a estimativa direta desses modelos por ML se torna difícil devido à necessidade de se avaliar integrais múltiplas nas funções de verossimilhança (SHONKWILER e YEN, 1999). Além disso, modelos de um estágio, como o Tobit, assumem que há simultaneidade entre a decisão de compra e a de quantidade. Haines, Guilkey e Popkin (1988) argumentam que a decisão sobre o consumo de alimentos deve ser modelada como um problema de dois estágios: em que não somente

estes estágios de decisão são diferentes, mas as variáveis relativas a cada estágio podem diferir também. Portanto, para lidar com esse problema, utiliza-se o procedimento de Shonkwiler e Yen (1999)<sup>9</sup>, os quais propõem um método de estimação em dois estágios, que permite englobar todas as observações. No primeiro estágio (Decisão de compra), estima-se um modelo de escolha binária para determinar a probabilidade de determinado domicílio consumir o item, em função das características sociodemográficas. Já o segundo estágio considera a estimação do sistema de demanda. O procedimento é descrito da seguinte forma:

1º estágio:

$$d_{ik}^* = z'_{ik} \alpha_i + \vartheta_{ik} \quad (2)$$

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

2º estágio:

$$y_{ik}^* = f(x_{ik}, \beta_i) + \epsilon_{ik} \quad (3)$$

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

em que:  $d_{ik}^*$  = variável latente representando a diferença em utilidade entre comprar ou não o i-ésimo bem;  $d_{ik}$  = variável binária observada para representar a escolha do k-ésimo domicílio em consumir i-ésimo bem ( $d_{ik} = 1$ ) ou não ( $d_{ik} = 0$ );  $d_{ik}^*$  = variável latente representando a quantidade consumida do i-ésimo produto;  $y_{ik}$  = 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 vetores de variáveis exógenas;  $\beta_i$  e  $\alpha_i$  são vetores de parâmetros; e  $\epsilon_{ik}$  e  $\vartheta_{ik}$  são os erros aleatórios.

O vetor  $z_{ik}$  considera as características socio-demográficas do k-ésimo domicílio que podem influenciar a propensão de se consumir o i-ésimo

9. O procedimento de Shonkwiler e Yen (1999) assemelha-se muito ao procedimento de Heckman (1979), que também utiliza um modelo de probabilidade no primeiro estágio, com a diferença na especificação do ajuste nas equações de demanda. No caso do procedimento de Shonkwiler e Yen utiliza-se de um modelo *probit*, obtido através do método de máxima verossimilhança, que tem melhor ajuste para contabilizar possíveis correlações entre as diferentes categorias de produtos em comparação ao procedimento de Heckman (ZHENG e HENNEBERRY, 2010).

bem. No primeiro estágio, obtém-se as estimativas de  $\alpha_i$ , por meio do modelo *probit*. Calculam-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 *SUR* (regressões aparentemente não correlacionadas) da seguinte forma:

$$y_{ik} = \Phi(z'_{ik}\hat{\alpha}_i)f(x_{ik}, \beta_i) + \delta_i\phi(z'_{ik}\hat{\alpha}_i) + \xi_{ik} \quad (4)$$

Desse modo, os vetores  $z_{ik}$  e  $x_{ik}$  utilizados no 1º e 2º estágio, respectivamente, são formados por variáveis que permitem captar as diferenças no padrão de consumo entre os domicílios, em relação à localização e à composição domiciliar. As variáveis que compõem esses vetores são apresentadas no Quadro 1. Ressalta-se que a variável “renda” é incluída apenas no vetor  $z_{ik}$ , tendo em vista que se optou por utilizar o dispêndio total com alimentos no 2º estágio, por preservar a restrição de aditividade (COELHO *et al.*, 2010).

Um problema que surge com a estimativa pelo Procedimento de Shonkwiler e Yen é em relação aos preços. Como toda amostra é utilizada, aqueles domicílios que não consomem determinado produto não apresentam a informação do preço enfrentado e, assim, é necessário imputar algum preço a esses consumidores de forma a se poder realizar a estimativa. Yen *et al.* (2002) recomendam a utilização de médias regionais como aborda-

gem mais simples e efetiva para a imputação dos preços. Dessa forma, médias estaduais de preços para cada produto foram calculadas e utilizadas nos consumidores que não apresentavam informação de consumo de determinado bem.

Ressalta-se que foram realizados procedimentos para correção da endogeneidade dos preços (valores unitários) e do dispêndio. O primeiro procedimento surge devido ao fato de o preço pago pelo bem  $p_i$  nas Pesquisas de Orçamento Domiciliar não ser disponibilizado, e sim a despesa total com a compra do bem e a quantidade adquirida com o mesmo. Assim, o preço com o  $i$ -ésimo bem pode ser representado pelo valor unitário de cada bem ( $UV_i$ ), calculado pela divisão do dispêndio com o  $i$ -ésimo bem pelo  $k$ -ésimo domicílio ( $m_{ik}$ ) pela quantidade adquirida com o  $i$ -ésimo bem pelo  $k$ -ésimo domicílio ( $q_{ik}$ ). Analisando tal procedimento, Cox e Wohlgenant (1986) e Deaton (1988) concluíram que a utilização de valores unitários pode comprometer a estimativa de equações de demanda, devido ao fato de eles não serem exógenos, incorporando atributos como qualidade do bem. De forma geral, como consumidores com maior renda tendem a comprar bens de maior qualidade, os valores unitários tendem a ser positivamente correlacionados com o dispêndio total. Portanto, como os valores unitários são variáveis de escolha, há uma chance

**Quadro 1.** Variáveis presentes no vetor  $z_{ik}$  e  $x_{ik}$ .

Variáveis	Descrição
<b>Localização Domiciliar</b>	
Urbano	Localizado na zona urbana = 1; caso contrário = 0
Norte	Localizado na região Norte = 1; caso contrário = 0
Nordeste	Localizado na região Nordeste = 1; caso contrário = 0
Sul	Localizado na região Sul = 1; caso contrário = 0
Centro Oeste	Localizado na região Centro-Oeste = 1; caso contrário = 0
<b>Composição Domiciliar</b>	
Renda	Renda domiciliar per capita
Sexo	Chefe de família do sexo feminino = 1; caso contrário = 0
Escolaridade	Anos de estudo do chefe de família
Criança	Possui criança = 1; caso contrário = 0
Adolescente	Possui adolescentes = 1; caso contrário = 0
Idosos	Presença de idosos = 1; caso contrário = 0

Fonte: IBGE (2010a).

de ocorrer um viés de simultaneidade em qualquer tentativa de explicar padrões de demanda utilizando valores unitários. Desse modo, para correção da endogeneidade dos preços, aplica-se o método de Cox e Wohlgemant (1986), que consiste em estimar os preços corrigidos pelos “efeitos qualidade”, regredindo a diferença entre  $UV_{ik}$  e seus valores médios por estado ( $\bar{UV}$ ), pelas características domiciliares.

Em relação ao problema da endogeneidade do dispêndio, assume-se que a quantidade demandada do  $i$ -ésimo bem considerado ( $q_i$ ) é uma função do dispêndio com alimentos ( $m_r$ ). Entretanto, é possível que exista um viés de simultaneidade devido à determinação conjunta da quantidade demandada por alimentos ( $q_r$ ) e seu dispêndio ( $m_r$ ). Dessa forma, não se pode considerar o dispêndio com alimentos estritamente exógeno, tornando a suposição de ortogonalidade entre os resíduos do segundo estágio do procedimento de Shonkwiller e Yen (3) e o vetor de variáveis incorretos (LAFRANCE, 1991). Para corrigir essa possível endogeneidade utiliza-se o procedimento de regressão aumentada de Blundell e Robin (1999), em que se estima o total de despesas com carnes em relação ao dispêndio total ( $x$ ) e o vetor de características domiciliares  $z_k$ , incluídas como variáveis de controle. Em seguida, utilizam-se os resíduos dessa estimação como variável explicativa na equação de demanda, junto ao dispêndio total ( $m_r$ ).

### 2.3. Modelo econométrico

O sistema de demanda estimado no segundo estágio do procedimento de Shonkwiller e Yen, além de considerar os preços e o dispêndio, também leva em conta outras variáveis<sup>10</sup> que influenciam a demanda domiciliar por carnes, ou seja, incorporam-se no sistema essas variáveis por meio da translação demográfica linear (POLLAK e WALES, 1981). Dessa forma, a equação estimada no segundo estágio foi a seguinte:

10. São as mesmas apresentadas no Quadro 1, com exceção da variável “renda”.

$$w_{ik} = \left[ \begin{array}{l} \sum_k \theta_{ik} D_{ik} + \alpha_i + \sum_j \gamma_j \log p_j + \\ + \beta_i \log \left( \frac{m_r}{a(p)} \right) + \\ + \frac{\lambda_i}{b(p)} \left\{ \log \left( \frac{m_r}{a(p)} \right) \right\}^2 + u_i \hat{v}_k \end{array} \right] \Phi(z'_{ik} \hat{\alpha}_i) + \delta_i \phi(z'_{ik} \hat{\alpha}_i) + \vartheta_{ik} \quad (5)$$

em que  $\phi(z'_{ik} \hat{\alpha}_i)$  é a função de densidade de probabilidade calculada no primeiro estágio do procedimento de Shonkwiller e Yen;  $D_{ik}$  é um vetor de variáveis que caracterizam o  $k$ -ésimo domicílio;  $\theta_{ik}$  são os parâmetros estimados para cada variável;  $b(p) = \Pi_n p_k^{\beta_k}$  é um agregador de preços Cobb-Douglas;  $\Phi(z'_{ik} \hat{\alpha}_i)$  é a função de distribuição acumulada também calculada no primeiro estágio do procedimento de Shonkwiller e Yen; e  $\vartheta_{ik}$  é o erro aleatório com média zero.<sup>11</sup> Para a estimativa dos sistemas de demanda no presente trabalho, adota-se o índice de preços de Laspeyres, descrito como<sup>12</sup>:

$$\log a(p) = \log P = \sum_j w_j^0 \ln p_j \quad (6)$$

em que  $w_j^0$  é a parcela de gastos no período base, também podendo ser considerada como a média da parcela de gastos com o  $j$ -ésimo bem.

Para encontrar as elasticidades-dispêndio, elasticidades-preço da demanda e elasticidades-preço cruzadas, primeiramente, diferencia-se a equação (5) em relação ao logaritmo do dispêndio e dos preços, respectivamente gerando os seguinte termos (BANKS *et al.*, 1997):

$$\mu_i \equiv \frac{\partial w_i}{\partial \ln m} = \Phi(z'_{ik} \hat{\alpha}_i) \left\{ \beta_i + \frac{2\lambda_i}{b(p)} (\log m_r - \log P) \right\} \quad (7)$$

11. Ressalta-se ainda que os erros padrão estimados pela equação do segundo estágio podem estar viesados devido à presença de um regressor gerado no primeiro estágio de estimação. Desse modo, foi realizado um procedimento de bootstrap para a obtenção de erros padrão robustos para os parâmetros do segundo estágio e, consequentemente, para as elasticidades obtidas.

12. O índice de preços padrão do modelo AIDS não é linear nos parâmetros, portanto, Deaton e Muellbauer (1980b) sugerem o índice de Stone, com o objetivo de linearizar o modelo. Isso facilita a estimativa e a convergência dos resultados. No entanto, Moschini (1995) prova que tal índice não é invariante em relação a mudanças de preços e quantidades, sugerindo, nesse caso, como substitutos o índice de Stone corrigido ou índice de Laspeyres.

$$\mu_{ij} \equiv \frac{\partial w_i}{\partial \ln p_j} = \Phi(z'_{ik} \hat{\alpha}_i) \left\{ \begin{array}{l} \gamma_{ij} - \left[ \beta + \frac{2\lambda_i}{b(p)} (\log m_r - \log P) \right] (w_i^0) - \\ - \frac{\lambda_i \gamma_i}{b(p)} [\log m_r - \log P]^2 \end{array} \right\} \quad (8)$$

A elasticidade-dispêndio ( $e_i$ ) e elasticidades-preço *marshallianas* ( $e_i^u$ ) podem ser definidas como:

$$e_i = \frac{\mu_i}{w_i} + 1 \quad (9)$$

$$e_i^u = \frac{\mu_{ij}}{w_i} - \delta_{ij} \quad (10)$$

em que  $\delta_{ij}$  é denominado *Delta Kronecker*, cujos valores assumidos são:

$$\delta_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{se } i = j \\ 0 & \text{se } i \neq j \end{cases} \quad (11)$$

Deste modo, percebe-se que as elasticidades estão em função dos parâmetros estimados e, geralmente, consideram-se os valores médios das variáveis nas fórmulas das elasticidades (DURHAM e EALES, 2010). Para fazer inferência estatística sobre os valores das elasticidades, é necessário aplicar o denominado “método delta”<sup>13</sup>, que permite transformar a matriz de variância-covariância dos parâmetros estimados na matriz de variância-covariância dos parâmetros de interesse, ou seja, as elasticidades, permitindo-se testar hipóteses sobre as mesmas.

Para estimar os parâmetros do modelo QUAIDS, utilizou-se o mesmo procedimento usado por Silva e Coelho (2014): usa-se a rotina de programação para o STATA descrita em Poi (2008) e acrescenta-se o procedimento de Shonkwiller e Yen, as variáveis de controle e a correção da endogeneidade do dispêndio, de acordo com Tafere *et al.* (2010). Para garantir a imposição de aditividade das parcelas de gasto, trata-se um dos bens como “residual” e estima-se o sistema de demanda para  $n - 1$  bens (YEN *et al.*, 2003). O bem residual escolhido foi “Outros alimentos”, pois, apesar de sua representatividade, é o

bem de menor interesse na estimação.<sup>14</sup> Por meio da restrição de aditividade, é possível recuperar os parâmetros e calcular as elasticidades para esse bem. Além disso, as restrições de simetria e homogeneidade não foram impostas ao sistema de demanda estimado.

Apesar de se aplicar um índice de preços linear, o modelo QUAIDS ainda é não linear devido ao termo  $b(p)$ . Por consequência dessa característica, estimam-se as equações de demanda por um sistema não linear de regressão aparentemente não relacionada (SUR), de acordo com o comando NLSUR do STATA. O método utilizado foi o IFGNLS (*iterated feasible generalized non-linear least squares*), semelhante às estimações de Máxima Verossimilhança.

## 2.4. Base de dados e variáveis

Os dados utilizados neste estudo são provenientes dos microdados da Pesquisa de Orçamentos Familiares – POF (IBGE, 2010b), sendo esta de caráter amostral, realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), para os anos 2008/2009. Essa pesquisa foi realizada para uma amostra de 55.970 domicílios, situados nas áreas urbanas e rurais de todo território brasileiro, disponibilizando informações sobre a composição orçamentária doméstica e sobre as condições de vida da população (IBGE, 2010c).

Devido ao fato de os microdados da POF apresentarem dados muito desagregados, foi necessário agregar os vários subtipos de carnes de forma a se obter as categorias desejadas.<sup>15</sup> Essa agregação foi obtida pela ponderação de cada subtipo pela parcela da despesa total do subtipo

14. De acordo com Coelho *et al.* (2010), a escolha do bem residual deve ser cuidadosa, geralmente recaindo no bem em que o pesquisador tem menor interesse. Ainda de acordo com Yen e Huang (2002), geralmente, a categoria “outros alimentos”, muito comum nos estudos de demanda de alimentos, é o bem escolhido como residual.

15. Por exemplo, há varias denominações na POF para alcatra (Ex.: alcatra bovina, miolo de alcatra, ponta de alcatra,...) que foram agregadas inicialmente em “Alcatra” e depois, junto às demais carnes de primeira, na categoria “Carnes bovinas de primeira”.

13. Ver Deaton (1997) para uma descrição detalhada do método Delta.

**Quadro 2.** Carnes utilizadas na estimativa

Carne Bovina		Carne Suína	
Cortes de primeira	Cortes de segunda e outras	Com osso e sem osso	Outras carnes suínas
Alcatra	Acém	Carré	Carne salgada não especificada
Carne moída	Capa de filé	Costela	Costela de porco salg.
Carne não especificada	Carne moída	Lombo	Mortadela
Chã de dentro	Carne não especificada	Pernil	Paio
Contrafilé	Costela	Porco eviscerado	Pé de porco salgado
Filé mignon	Músculo	Outras	Presunto
Lagarto comum	Pá		Salame
Lagarto redondo	Peito		Salsicha comum
Patinho	Outras carnes de seg.		Toucinho fresco
	Carne hambúrguer		Toucinho defumado
	Carne de sol		Outras
	Carne moída não esp.	Carne de Frango	
	Carne não especificada	Frango Processado	Frango Inteiro
	Carne-seca	Asa de frango	Frango abatido (inteiro)
	Mocotó	Carne de frango não especificada	Frango vivo
	Outras	Coxa de frango	
		Dorso do frango	
		Miúdos de frango	
		Peito de frango	
		Outras carnes de frango	

Fonte: Elaboração própria, a partir das informações POF (2008-2009).

**Quadro 3.** Outros alimentos utilizados na estimativa

Outros Alimentos		
Cereais	Pães	Leite e creme de leite
Leguminosas	Bolos	Queijos e requeijões
Hortaliças folhosas	Biscoitos	Outros laticínios
Hortaliças frutosas	Carnes de outros animais	Açúcares
Hortaliças tuberosas e outras	Vísceras bovinas	Doces e produtos de confeitoria
Frutas de clima tropical	Vísceras suínas	Outros açúcares
Frutas de clima temperado	Outras vísceras	Sais
Cocos	Peixes de água doce	Condimentos
Castanhas e nozes	Peixes de água salgada	Óleos
Farinhas	Pescados não especificados	Gorduras
Féculas	Aves, exceto frango	Alimentos preparados
Massas	Ovos	Outros alimentos

Fonte: Elaboração própria, a partir das informações POF (2008-2009).

no produto correspondente para cada consumidor.<sup>16</sup> Isso permite captar de forma mais realista a participação dos subtipos mais “nobres” das car-

nes, em cada categoria pesquisada. Desse modo, as carnes consideradas no sistema de demanda são apresentadas no Quadro 2.

Já os outros alimentos considerados no sistema de demanda são apresentados no Quadro 3. Estes foram escolhidos de acordo com a seção do Anexo 2 – Composição dos grupos, subgrupos e produtos das tabelas de resultados, nas páginas 261 a 274 da referência IBGE (2010b). Foram

16. O valor gasto e a quantidade adquirida de forma agregada foram encontrados por meio da soma dos valores gastos e quantidades com cada bem que compõe o grupo de interesse, respectivamente. O preço agregado foi encontrado por meio do somatório do valor gasto com cada bem em relação ao valor total gasto com o agregado multiplicado pelo preço de cada bem.

agregados 36 grupos de alimentos para formar o grupo “Outros alimentos”, de acordo com a ponderação de cada subtipo pela parcela da despesa total do subtipo no produto correspondente para cada consumidor. Desse modo, tal variável apenas refere-se a alimentos, excluindo qualquer tipo de bebida.

Dos 55.970 domicílios entrevistados pela POE, 344 não informaram alguma das variáveis demográficas consideradas. Também foram retiradas 443 observações, cujos preços finais, obtidos após a estimativa pelo procedimento de Cox e Wohlgemant (1986), possuíam valores muito elevados ou muito baixos.<sup>17</sup> Além disso, 5.608 domicílios não apresentaram consumo pelos bens analisados e também foram retirados da amostra.<sup>18</sup> Portanto, a amostra final possui 49.575 observações, correspondente aos domicílios que declararam o consumo de pelo menos um dos bens (incluindo o bem residual).

### 3. Resultados e discussão

#### 3.1. Decisão de compra

O primeiro estágio do procedimento de Shonkwiller e Yen (1999) é importante não somente pela resolução do problema do consumo zero, explicado na seção anterior, mas também por apresentar estimativas da probabilidade de aquisição dos bens. Portanto, nessa primeira análise, são apresentados os efeitos marginais das variáveis de localização domiciliar e composição domiciliar sobre a probabilidade dos domicílios a consumir carnes e outros alimentos.<sup>19</sup> Os resultados para os efeitos marginais das variáveis demográficas sobre a probabilidade dos domicílios a

consumir carnes e outros alimentos são apresentados na Tabela 2. A maioria dos coeficientes (66 dos 77 coeficientes ou 86%) mostrou-se significativo para as carnes.

Dentre as variáveis de composição domiciliar, as que apresentaram maior frequência de significância entre os bens em análise foram anos de estudo do chefe do domicílio e renda domiciliar per capita. Em relação à renda, os sinais obtidos foram os esperados: negativos para *Frango inteiro* e *Cortes bovinos de segunda e outros* e positivos para os cortes mais “nobres”. Entretanto, as magnitudes foram muito baixas: por exemplo, para *Cortes nobres bovinos*, a cada R\$ 100 de aumento na renda per capita, tudo o mais constante, a propensão a consumir aumenta em apenas 0,09 ponto percentual. O maior efeito é encontrado para *Carnes suínas outras* (0,1 ponto percentual para R\$ 100 de aumento). Apesar de ser utilizado o indivíduo com renda média na análise, a baixa influência da renda na decisão de compra também foi encontrada por Silva e Coelho (2014) na análise da demanda domiciliar por frutas e hortaliças.

A variável “escolaridade” apresentou sinal positivo para as carnes consideradas de primeira, com exceção das Carnes suínas com e sem osso (-0,7 ponto percentual por aumento de 1% na escolaridade), com destaque para as *Carnes bovinas de primeira*, com efeito marginal de 6,1 pontos percentuais. As magnitudes neste caso são bem mais elevadas do que no caso da renda. Parece claro que parte do efeito captado normalmente pela renda deve-se em realidade à escolaridade.<sup>20</sup> Há um padrão de que, quanto maior a escolaridade, maior a renda e maior a probabilidade de consumir cortes “mais nobres” em detrimento de cortes “menos nobres”.

Dentre as variáveis de composição domiciliar que refletem a presença de indivíduos específicos no domicílio, a maioria apresentou sinal positivo. Em relação à magnitude, merece destaque a maior propensão a consumir *Carnes suínas outras*

17. Por exemplo, carne bovina de primeira, acima de R\$ 70/kg.

18. A restrição de aditividade impõe que a soma das parcelas de gastos de cada domicílio com os alimentos considerados deve ser igual a 1. Domicílios que não consomem os alimentos considerados devem, assim, ser retirados da amostra.

19. Os resultados completos das estimativas dos parâmetros da estimativa do primeiro estágio estão disponíveis sob requisição aos autores.

20. Nos referimos a trabalhos que incluem apenas a renda e não a escolaridade na estimativa. Nesse caso, como renda e escolaridade são positivamente correlacionados, o efeito da escolaridade seria captado pelo coeficiente da renda.

**Tabela 2.** Efeitos marginais das variáveis demográficas sobre a probabilidade de se consumir, 2009

Variáveis	Produtos						
	Frango inteiro	Partes processadas do frango	Carnes suínas outras	Carnes suínas com osso e sem osso	Carnes bovinas de segunda e outras	Carnes bovinas de primeira	Outros alimentos
Urbano	-0,001**	0,079***	0,061***	-0,002	0,073***	0,070***	0,001**
Norte	0,225***	-0,087***	-0,125***	-0,074***	0,168***	0,078***	0,001
Nordeste	0,186***	-0,042***	-0,084***	-0,053***	0,120***	-0,016***	0,000
Sul	-0,036***	0,064***	0,060***	0,008	0,064***	0,004	0,001
Centro-Oeste	0,029***	-0,053***	-0,105***	-0,044***	0,049***	0,030***	-0,009***
Renda	-0,00001***	0,000009***	0,00001***	0,000005***	-0,000008***	0,000009***	0,000001**
Escolaridade	-0,033***	0,027***	0,056***	-0,007**	-0,018***	0,061***	0,001***
Sexo	-0,007*	-0,003	-0,019***	-0,028***	-0,017***	-0,035***	0,000
Criança	0,038***	0,012***	0,050***	0,001	0,039***	-0,009**	0,004***
Adolescente	0,039***	0,028***	0,055***	0,014***	0,045***	0,017***	0,001
Idoso	0,010**	0,009*	-0,030***	0,010**	0,000	0,047***	0,000

Nível de significância: \*10%, \*\*5%, \*\*\*1%. NS: não significativo.

Fonte: Resultados da pesquisa.

por domicílios com presença de crianças e adolescentes, 5 e 5,5 pontos percentuais, respectivamente, e *Carnes de frango no geral*. Já os domicílios que têm idosos em sua composição apresentam maior propensão a consumir carnes consideradas de primeira, com exceção das de frango, que apresentam propensões marginais a consumir semelhantes entre seus subgrupos.

Em relação à variável relacionada ao fato de a mulher ser responsável pelo domicílio, os sinais dos coeficientes foram negativos e significativos para carnes suínas, bovinas e *Frango inteiro*, com destaque para a menor propensão a consumir *Carnes suínas com e sem osso* e *Cortes nobres bovinos*, 2,8 e 3,5 pontos percentuais, respectivamente. Ou seja, há propensão maior a consumir essas carnes nos domicílios em que o homem é o responsável. Esse resultado corrobora os dos estudos de Schlindwein e Kassouf (2006) e Coelho *et al.* (2010) para as carnes. Entretanto, no caso das *Partes processadas do frango*, o efeito marginal não se mostrou significativo. A hipótese inicial era de que haveria maior disposição a consumir partes processadas de frango quando a mulher fosse responsável pelo domicílio, refletindo maior demanda por praticidade, mas isto não aconteceu nesse estágio.

Por fim, as variáveis de localização domiciliar também se mostraram significativas em sua

maioria, 86% dos coeficientes. Este resultado é bastante relevante, pois mostra que há diferenças de aquisição regional em relação à região Sudeste e ao fato de o domicílio estar na zona rural. Deste modo, pode-se inferir que a probabilidade de aquisição de carnes e outros alimentos é influenciada por fatores regionais, adicionais às disparidades regionais de renda no Brasil, e que devem refletir hábitos, gostos e disponibilidade local. Por exemplo, assim como em Coelho *et al* (2010), a propensão marginal a consumir *Carnes suínas* na região Sul é maior que nas demais regiões, com destaque para a maior propensão a consumir *Carnes suínas outras*, 6 pontos percentuais a mais. Além disso, assim como em Coelho *et al* (2010), a propensão marginal a consumir *Carnes bovinas* na região Norte é maior, com destaque para as *Cortes bovinas de segunda e outras*, com propensão marginal a consumir 16,8 pontos percentuais maior que na região Sudeste. Além disso, o fato de o domicílio situar-se na zona urbana tende a aumentar a propensão marginal ao consumo de carnes e outros alimentos, com destaque para *Partes processadas do frango* (7,9 pontos percentuais), *Carnes suínas outras* (6,1 pontos percentuais) e as *Carnes bovinas* como um todo. Dentre as carnes, dos coeficientes significantes, apenas para o *Frango inteiro* a propensão a consumir cai na zona urbana em relação à zona rural.

### 3.2. Elasticidades-dispêndio e elasticidades próprio-preço

Antes de apresentar os resultados das elasticidades, faz-se uma análise dos parâmetros utilizados para expressar a forma quadrática do dispêndio nas equações de demanda ( $\lambda$ ) e dos parâmetros de correção da endogeneidade do dispêndio ( $\mu$ ) (Tabela A1 do Apêndice). Dentre as estimativas dos parâmetros  $\lambda$ , apenas o relacionado ao bem *Carnes suínas com e sem osso* não foi significativo. Portanto, pode-se concluir que a omissão do termo quadrático do dispêndio poderia enviesar as estimativas, devido à uma especificação inadequada do sistema de demanda. Esse resultado justifica a utilização da especificação pelo modelo QUAIDS para a estimação da demanda domiciliar por carnes. Já em relação ao parâmetro  $\mu$ , este não se mostrou significativo apenas para as *Carnes suínas outras*. De acordo com Blundell e Robin (1999), a significância do parâmetro  $\mu$  implica a não rejeição da hipótese de endogeneidade do dispêndio em sua respectiva equação de demanda. Portanto, pode-se concluir que na maioria das equações de demanda estimadas há determinação simultânea entre a parcela de gastos com o  $i$ -ésimo bem e o dispêndio total utilizado.

A Tabela 3 apresenta os resultados das elasticidades-dispêndio ( $e_i$ ) e elasticidades próprio-preço ( $e_{ii}^u$ ) *marshallianas*, no ponto médio da amostra, para as sete categorias do sistema de demanda do presente trabalho. Percebe-se que as elasticidades encontradas são estatisticamente significativas ao

nível de 1% de probabilidade para todos os bens. Além disso, todas as carnes possuem elasticidades-preço negativas e nenhuma delas pode ser considerada um bem inferior, ou seja, bens que possuem elasticidade-dispêndio negativa.

Em relação às elasticidades-dispêndio, praticamente todas as carnes têm valores acima da unidade, sendo considerados bens superiores, com destaque para as *Carnes suínas com e sem osso*, que apresentou maior elasticidade-dispêndio, aproximadamente 1,4. A única exceção foram as *Carnes suínas outras*, que apresentaram elasticidade-dispêndio bem próximo da unidade, cerca de 0,938, mas ainda um bem normal. Em relação aos *Outros Alimentos*, este item apresentou-se também como um bem normal, com elasticidade-dispêndio de 0,6. Portanto, pode-se inferir que as carnes são consideradas bens mais sensíveis à variação de dispêndio dos consumidores do que os outros alimentos, ou seja, uma variação positiva de 1% dispêndio com alimentos tende a fazer com que o consumo de carnes aumente mais que proporcionalmente a essa variação. Estes resultados são semelhantes aos de Coelho *et al.* (2010), que também encontrou que as carnes são consideradas bens superiores no País.

Quanto às elasticidades próprio-preço *marshallianas*, destacam-se as *Partes processadas do frango* (-2,829) e as *Carnes suínas com e sem osso* (-2,443) como bens com demanda bastante elástica. Este resultado pode ser justificado pelo fato de esses bens serem considerados de melhor qualidade em seus respectivos subgrupos; portanto, uma queda no preço dos mesmos faz com

**Tabela 3.** Elasticidades-dispêndio ( $e_i$ ) e elasticidades-preço *marshallianas* ( $e_{ii}^u$ ), 2009

Produtos	$e_i$	IC (95%)	$e_{ii}^u$	IC (95%)
Frango inteiro	1,148***	1,130	1,166	-1,333***
Partes processadas do frango	1,209***	1,188	1,230	-2,829***
Carnes suínas outras	0,938***	0,912	0,965	-1,726***
Carnes suínas com e sem osso	1,397***	1,348	1,446	-2,443***
Cortes bovinos de segunda e outros	1,307***	1,292	1,322	-1,022***
Cortes nobres bovinos	1,365***	1,336	1,394	-1,583***
Outros alimentos	0,600***	0,587	0,614	-0,836***

Nível de significância: \*\*\*1%. NS: nível de significância. IC: intervalo de confiança.

Fonte: Resultados da pesquisa.

que muitos consumidores passem a consumi-los. Além disso, ressalta-se que, como carnes de melhor qualidade em seus subgrupos, as carnes de frango e suínas têm preços mais baixos que as bovinas, sendo a melhor via para uma melhor qualidade alimentar. Em relação às demais carnes, estas também foram consideradas bens com demanda elástica, sendo a menor elasticidade-preço (em módulo) dentre elas a dos *Cortes bovinos de segunda e outros* (-1,022), seguido do *Frango inteiro* (-1,333), *Cortes nobres bovinos* (-1,583) e *Carnes suínas outras* (-1,726). Apesar de seus resultados não serem diretamente comparáveis aos obtidos no presente estudo,<sup>21</sup> Coelho *et al.* (2010) e Resende Filho *et al.* (2012) encontraram elasticidades-preço bem distintas para as carnes. O primeiro encontrou elasticidades próprio-preço *marshallianas* de -0,82 para as carnes bovinas de primeira, de -0,91 para as carnes de frango e de -1,67 para as carnes suínas e o segundo -0,159 para as bovinas, -0,470 para a de frango e -0,053 para a suína. Com relação à elasticidade-preço própria dos *Outros alimentos* (-0,836), também foi considerada negativa, porém inelástica.

De modo geral, os domicílios brasileiros mostraram-se mais sensíveis às variações nos preços das carnes do que em relação ao dispêndio. Desse modo, essa informação é importante para empresários e produtores da cadeia produtiva na definição de uma estratégia de ação, que seria buscar redução de preços, principalmente em relação às *Partes processadas do frango* e *Carnes suínas com e sem osso*. Portanto, pode-se afirmar que tais resultados corroboram com as considerações de Coelho *et al.* (2010), que sintetiza que mudanças na renda dos domicílios tendem a influenciar mais que proporcionalmente na demanda por carnes; entretanto, os domicílios brasileiros se mostraram mais sensíveis a mudanças nos preços das carnes.

21. Com exceção da carne bovina, Coelho *et al.* (2010) não desagregaram as carnes em subgrupos. Já Resende Filho *et al.* (2012) utilizaram dados de consumo aparente agregados anuais.

### 3.3. Elasticidades-preço cruzadas

A magnitude das elasticidades-preço cruzadas *marshallianas* é apresentada na Tabela 4. Com o intuito de facilitar a análise e visualização das informações, nas Tabelas 5 e 6 são apresentadas as relações de substitutabilidade e complementaridade bruta e líquida entre as carnes e os outros alimentos, em que os bens são classificados quando complementares com a letra C, e quando substitutos com a letra S. Foram consideradas apenas as relações que foram estatisticamente significantes ao nível de 10% de probabilidade. Nessa sessão em específico, os bens são ordenados da seguinte forma:  $q_1$  = Frango inteiro;  $q_2$  = Partes processadas do frango;  $q_3$  = Outras carnes suínas;  $q_4$  = Carnes suínas com e sem osso;  $q_5$  = Cortes bovinos de segunda e outros;  $q_6$  = Cortes nobres bovinos e  $q_7$  = Outros alimentos.

Individualmente, em relação às carnes de frango, o *Frango inteiro* mostrou-se como substituto bruto e líquido das *Partes processadas do frango* e das carnes bovinas como um todo, sendo ainda complementar bruto e líquido das *Carnes suínas outras*. Este último resultado, apesar de não ter sido esperado, foi encontrado por Coelho *et al.* (2010) e Santana (1999), sendo difícil de ser justificado devido ao fato de não haver uma tendência de consumo conjunto entre os dois bens. Além disso, pela magnitude das elasticidades-preço *marshallianas*, quando o preço do *Frango inteiro* aumenta, os consumidores tendem a demandar mais *Partes processadas do frango* (0,437). Já em relação às *Partes processadas do frango*, estas foram considerados substitutas brutas e líquidas do *Frango inteiro*, *Cortes nobres bovinos* e *Outros alimentos*. Além disso, o aumento do preço das *Partes processadas do frango* faz com que os consumidores demandem mais *Frango inteiro* (0,215) dentre as demais carnes. Portanto, ressalta-se que a relação de substitutabilidade intragrupo entre as carnes de frango é recíproca, ou seja, o *Frango inteiro* é substituto bruto e líquido das *Partes processadas do frango* e o contrário também ocorre.

**Tabela 4.** Elasticidades-preço cruzadas *marshallinas* ( $e_{ij}^u$ ), 2009

	$e_{i1}^u$	$e_{i2}^u$	$e_{i3}^u$	$e_{i4}^u$	$e_{i5}^u$	$e_{i6}^u$	$e_{i7}^u$
$e_{1j}^u$	-	0,215	-0,239	-0,066	-0,154	-0,055	-0,703
$e_{2j}^u$	<b>0,437</b>	-	<b>-0,134</b>	0,022	-0,015	0,100	0,186
$e_{3j}^u$	<b>-0,270</b>	<b>-0,054</b>	-	0,004	0,205	0,043	<b>1,651</b>
$e_{4j}^u$	1,542	-0,266	-0,136	-	-0,591	-1,715	-2,109
$e_{5j}^u$	<b>0,073</b>	<b>-0,040</b>	<b>0,043</b>	0,002	-	<b>0,042</b>	<b>-0,446</b>
$e_{6j}^u$	<b>0,183</b>	<b>0,072</b>	<b>0,268</b>	<b>0,047</b>	<b>-0,306</b>	-	<b>-0,968</b>
$e_{7j}^u$	<b>-0,032</b>	<b>0,043</b>	<b>0,017</b>	<b>0,025</b>	<b>0,041</b>	<b>0,067</b>	-

Nota: Os valores em negrito são significativos ao nível de 10%.  $q_1$  = Frango inteiro;  $q_2$  = Partes processadas do frango;  $q_3$  = Outras carnes suínas;  $q_4$  = Carnes suínas com e sem osso;  $q_5$  = Cortes bovinos de segunda e outros;  $q_6$  = Cortes nobres bovinos e  $q_7$  = Outros alimentos.

Fonte: Resultados da pesquisa.

**Tabela 5.** Relações de substitutabilidade e complementaridade bruta entre os bens, 2009

	$e_{i1}^u$	$e_{i2}^u$	$e_{i3}^u$	$e_{i4}^u$	$e_{i5}^u$	$e_{i6}^u$	$e_{i7}^u$
$e_{1j}^u$	-	<b>S</b>	<b>C</b>	<b>C</b>	<b>C</b>	<b>C</b>	<b>C</b>
$e_{2j}^u$	<b>S</b>	-	<b>C</b>	<b>S</b>	<b>C</b>	-	-
$e_{3j}^u$	<b>C</b>	<b>C</b>	-	<b>S</b>	<b>S</b>	<b>S</b>	<b>S</b>
$e_{4j}^u$	-	-	-	-	-	-	-
$e_{5j}^u$	<b>S</b>	<b>C</b>	<b>S</b>	<b>S</b>	-	<b>S</b>	<b>C</b>
$e_{6j}^u$	<b>S</b>	<b>S</b>	<b>S</b>	<b>S</b>	<b>C</b>	-	<b>C</b>
$e_{7j}^u$	<b>C</b>	<b>S</b>	<b>S</b>	<b>S</b>	<b>S</b>	<b>S</b>	-

Nota: Os valores em negrito são significativos ao nível de 10%.  $q_1$  = Frango inteiro;  $q_2$  = Partes processadas do frango;  $q_3$  = Outras carnes suínas;  $q_4$  = Carnes suínas com e sem osso;  $q_5$  = Cortes bovinos de segunda e outros;  $q_6$  = Cortes nobres bovinos e  $q_7$  = Outros alimentos. S: Substituto; C: Complementar

Fonte: Resultados da pesquisa.

**Tabela 6.** Relações de substitutabilidade e complementaridade líquida entre os bens, 2009

	$e_{i1}^u$	$e_{i2}^u$	$e_{i3}^u$	$e_{i4}^u$	$e_{i5}^u$	$e_{i6}^u$	$e_{i7}^u$
$e_{1j}^u$	-	<b>S</b>	<b>C</b>	<b>C</b>	<b>C</b>	<b>S</b>	<b>S</b>
$e_{2j}^u$	<b>S</b>	-	<b>C</b>	<b>S</b>	<b>S</b>	-	<b>S</b>
$e_{3j}^u$	<b>C</b>	<b>C</b>	-	<b>S</b>	<b>S</b>	<b>S</b>	<b>S</b>
$e_{4j}^u$	-	-	-	-	-	-	-
$e_{5j}^u$	<b>S</b>	<b>C</b>	<b>S</b>	<b>S</b>	-	<b>S</b>	<b>S</b>
$e_{6j}^u$	<b>S</b>	<b>S</b>	<b>S</b>	<b>S</b>	<b>C</b>	-	-
$e_{7j}^u$	<b>S</b>	<b>S</b>	<b>S</b>	<b>S</b>	<b>S</b>	<b>S</b>	-

Nota: Os valores em negrito são significativos ao nível de 10%.  $q_1$  = Frango inteiro;  $q_2$  = Partes processadas do frango;  $q_3$  = Outras carnes suínas;  $q_4$  = Carnes suínas com e sem osso;  $q_5$  = Cortes bovinos de segunda e outros;  $q_6$  = Cortes nobres bovinos e  $q_7$  = Outros alimentos. S: Substituto; C: Complementar

Fonte: Resultados da pesquisa.

Em relação às carnes suínas, as *Carnes suínas outras* foram consideradas substitutas brutas e líquidas das *Cortes bovinos de segunda e outros*, *Cortes nobres bovinos* e dos *Outros alimentos*, sendo ainda complementar bruto e líquido do *Frango inteiro* e das *Partes processadas do frango*. Novamente houve complementaridade entre carnes de frango e suí-

nas. Ainda, em relação às magnitudes, quando há aumento no preço das *Carnes suínas outros*, seus consumidores tendem a consumir *Carnes bovinas* ao invés de migrarem para as outras carnes que compõem as *Carnes suínas*. Em relação às *Carnes suínas com e sem osso*, estas foram consideradas substitutas brutas e líquidas das *Partes processa-*

*das do frango, Carnes suínas outras, Cortes bovinos de segunda e outros, Cortes nobres bovinos e dos Outros alimentos*, também mantendo uma relação de complementaridade bruta e líquida com o *Frango inteiro*. Portanto, o resultado de complementaridade entre *Frango inteiro* e as carnes suínas como um todo é recíproco. Além disso, pela análise das magnitudes das elasticidades, novamente percebe-se uma tendência de migração do consumo de carnes suínas para as carnes bovinas tendo em vista o aumento de preços daquelas. Para ambas as *Carnes suínas*, seus consumidores tendem migrar para as *Carnes nobres bovinas*. Vale ressaltar que não houve substitutabilidade significativa intragrupo entre as carnes suínas de uma forma recíproca, apenas por parte das *Carnes suínas com e sem osso*.

Por fim, analisando as carnes bovinas, os *Cortes bovinos de segunda e outros* obtiveram relação de substitutabilidade bruta e líquida com as *Carnes suínas outras* e com os *Outros alimentos*, sendo ainda considerado complementar bruto e líquidos do *Frango inteiro* e *Cortes nobres bovinos*. Desse modo, analisando as magnitudes das elasticidades *marshallianas*, percebe-se que os consumidores dos *Cortes bovinos de segunda e outros* tendem a migrar para as carnes suínas consideradas de segunda, tendo em vista o aumento no preço daqueles. A relação de complementariedade entre as carnes bovinas não era esperada. Já em relação aos *Cortes nobres bovinos*, estes obtiveram relação de substituição bruta e líquida com os *Outros alimentos* e de complementariedade com as *Carnes suínas com e sem osso, Cortes bovinos de segunda e outros e Outros alimentos*. Entretanto, se analisarmos as magnitudes das elasticidades relacionadas aos *Cortes nobres bovinos*, percebe-se que, quando há aumento nos preços dos mesmos, os consumidores tendem a migrar para *Outros alimentos* (0,067). Ressalta-se que não houve relação de substitutabilidade intragrupo entre as carnes bovinas de uma forma recíproca, apenas por parte dos *Cortes nobres bovinos*.

Percebe-se, dessa forma, tendência de mudança de consumo intragrupo no caso das carnes de frango, ou seja, tendo em vista um

aumento no preço de um de seus componentes, *Frango inteiro* ou *Partes processadas do frango*, seus consumidores tendem a migrar para o componente em que não houve aumento de preço. No caso das carnes suínas e bovinas, não ocorre o mesmo, sendo a relação de substitutabilidade intragrupo acontecendo apenas por parte das carnes consideradas de melhor qualidade em seus respectivos grupos. Desse modo, em relação às carnes suínas, quando há aumento de preços em um dos seus componentes, seus consumidores tendem a migrar para as carnes bovinas, e especificamente quando há um aumento apenas nas carnes suínas de melhor qualidade, há uma mudança intragrupo. No caso das carnes bovinas, um aumento no preço tende a fazer com que os consumidores migrem para as carnes suínas de segunda, só ocorrendo mudanças intragrupo quando há aumento dos preços das carnes bovinas de melhor qualidade.

Pode-se afirmar que tais resultados são semelhantes aos encontrados por Santana e Ribeiro (2008) e por Almeida *et al.* (2011). Santana e Ribeiro (2008) encontraram uma relação de complementariedade entre as carnes suínas e de frango. Já com relação ao estudo de Almeida *et al.* (2011), os resultados mostraram que a carne bovina é uma boa substituta tanto para a carne de frango quanto para a suína e vice-versa, enquanto que as carnes de frango e suína não são boas substitutas entre si, resultado parcialmente encontrado no presente estudo.

#### 4. Considerações finais

Uma das principais contribuições deste estudo para a literatura nacional sobre demanda por carnes foi mostrar o comportamento de consumidores com relação ao produto de uma forma desagregada, optando-se por uma análise em seis tipos de carnes separadas por qualidade, incluindo uma categoria para os demais alimentos na estimação. Portanto, os resultados encontrados possibilitam melhor compreensão de como os domicílios demandam carnes no Brasil.

O entendimento do padrão de substituição entre as carnes pode contribuir para o desenho de políticas públicas que visem, por exemplo, diminuir o consumo de carne vermelha, geralmente associado a diversos problemas de saúde como câncer e problemas cardiovasculares. Por exemplo, o governo poderia propor aumentar o preço da carne bovina de segunda, segmento mais consumido dentre as carnes bovinas, por meio de um imposto, visando diminuir seu consumo. Os resultados desse estudo mostram, entretanto, que um aumento no preço da carne bovina de segunda leva a substituição por carne suína de segunda, de forma geral. Como esta última inclui produtos que podem ser também prejudiciais à saúde, como embutidos, essa política poderia não ser tão eficaz em termos de ganhos para a saúde.

Além disso, pecuaristas e empresários, responsáveis pelo processamento, distribuição e varejo no mercado de carnes, podem se beneficiar de estimativas mais desagregadas das elasticidades-preço e dispêndio, como as fornecidas neste estudo, que identificam os grupos de carnes mais sensíveis a variações nos preços. Porém, deve-se levar em consideração algumas limitações. Muitas destas limitações são em função da estrutura dos dados utilizados e como eles foram coletados, como por exemplo, os efeitos da sazonalidade sobre a demanda, não considerados devido à não divulgação do período exato da coleta das informações. Além disso, uma análise da demanda individualizada poderia gerar resultados ainda mais precisos, uma vez que as preferências são individuais, e não necessariamente decisões tomadas pelo responsável do domicílio. Entretanto, as informações de consumo alimentar dentro do domicílio estão agregadas para todos seus componentes.

## 5. Referências

ALMEIDA, A. L. et al. Estudo de elasticidade de substituição entre as principais carnes consumidas no Brasil provenientes do Estado do Paraná. *Informações Econômicas*, SP, v. 41, n. 4, abr. 2011.

BACCHI, M. R. P. e BARROS, G. S. C. Demanda de carne bovina no mercado brasileiro. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v. 30, n. 1, p. 83-96, 1992.

BACCHI, M. R. P. e SPOLADOR, H. F. S. Income-elasticity of poultry meat consumption in metropolitan areas of Brazil. *Scientia Agrícola*, v. 59, n. 3, p. 451-455, jul./set. 2002.

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

BLUNDELL, R., PASHARDES, P. e WEBER, G. What do we learn about consumer demand patterns from microdata. *American Economic Review*, v. 83, n. 3, p. 570-597, jun. 1993.

BLUNDELL, R. e ROBIN, J. M. Estimation in large and disaggregated demand systems: an estimator for conditionally linear systems. *Journal of Applied Econometrics*, v. 14, p. 209-232, 1999.

CARBORARI, T. e SILVA, C. R. L. Estimativa da elasticidade renda do consumo de carnes no Brasil empregando dados em painel. *Pesquisa & Debate*, SP, v. 23, n. 1 (41), p. 154-178, 2012.

CARVALHO, T. *Estudo da elasticidade-renda da demanda da carne bovina, suína e de frango no Brasil*. Dissertação de (Mestrado). Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, 2007.

COELHO, A. B., AGUIAR, D. R. D. e EALES, J. S. Food demand in Brazil: an application of Shonkwiler and Yen Two-Step estimation method. *Estudos Econômicos*, São Paulo, USP, v. 40, n. 1, p. 186-211, 2010.

COX, T. L. e WOHLGENANT, M. K. Prices and Quality Effects in Cross-Sectional Demand Analysis. *Amer. J. Agr. Econ.*, v. 68, n. 4, p. 908-919, 1986.

DEATON, A. e MUELLBAUER, J. *Economics and consumer behavior*. New York: Cambridge, 1980a, 450p.

\_\_\_\_\_. An Almost Ideal Demand System. *The American Economic Review*, v. 70, p. 312-26, 1980b.

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

\_\_\_\_\_. *The Analysis of Household Surveys. A Microeconometric Approach to Development Policy*. Baltimore: Johns Hopkins University Press, 1997.

DURHAM, C. e EALES, J. Demand elasticities for fresh fruit at the retail level. *Applied Economics*, v. 42, n. 11, p. 1345-1354, 2010.

EALES, J. S. e UNNEVEHR, L. J. Demand for beef and chicken products: separability and structural change. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 70, p. 521-32, 1988.

GREENE, W. H. *Econometric analysis*. Prentice Hall, Upper Saddle River, Fourth edition, 2000, 1004p.

HAINES, P. S., GUILKEY, D. K. e POPKIN, B. M. Modeling food consumption decisions as a two-step process. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 70, n. 3, p. 543-552, ago. 1988.

HOFFMANN, R. Estimativas das elasticidades-renda de várias categorias de despesa e de consumo, especialmente alimentos, no Brasil, com base na POF de 2008-2009. *Revista de Economia Agrícola*, São Paulo, v. 57, n. 2, p. 49-62, jul./dez. 2010.

IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Estudo Nacional de Despesa Familiar: consumo familiar, antropometria*. Dados preliminares. 4 volumes, Rio de Janeiro, 1978.

\_\_\_\_\_. *Produção Agrícola Municipal*. Disponível em: <<http://www.sidra.ibge.gov.br/bda/tabela/listabl.asp?c=74&z=t&o=21>>. Acesso em: 10 abr. 2013.

\_\_\_\_\_. *Microdados da POF 2008-2009* (Pesquisa de Orçamentos Familiares). CD-Rom. Rio de Janeiro: 2010a.

\_\_\_\_\_. *Pesquisa de Orçamentos Familiares: aquisição domiciliar per capita*. Rio de Janeiro, 2010b.

\_\_\_\_\_. *Pesquisa de Orçamentos Familiares: despesas, rendimentos e condições de vida*. Rio de Janeiro, 2010c.

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

OECD/FAO. *OECD-FAO agricultural outlook: 2014-2023*. Organization for Economic Co-Operation and Development (OECD) and The Food and Agriculture Organization (FAO) of The United Nations, 2016. Disponível em: <<http://www.oecd-ilibrary.org/docserver/download/5115021e.pdf?expires=1452201525&id=id&accname=guest&checksum=630819201B7159FB01EA1ACA96B50081>>. Acesso em: 6. jan. 2016.

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.

POLAK, R. A. e WALES, T. J. Demographic variables in demand analysis. *Econometrica*, v. 49, n. 6, p. 1533-1551, nov. 1981

RESENDE FILHO, M. de A. et al. 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.

RESENDE FILHO, M. de A., SOUZA, K. J. e LIMA, L. C. F. Crises de segurança do alimento e a demanda por carnes no Brasil. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v. 54, n. 3, p. 459-482, 2016.

SANTANA, A. C. Mudanças recentes nas relações de demanda de carne no Brasil. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v. 37, n. 2, p. 51-76, 1999.

\_\_\_\_\_.; RIBEIRO, D. T. Sistema de demanda de carnes no Brasil: modelo de equação aparentemente não-relacionada. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL. 46., Rio Branco, 2008.

SCHLINDWEIN, M. M. e 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. 467-490, 2006.

SILVA, M. M. C. e COELHO, A. B. Demanda por frutas e hortaliças no Brasil: uma análise da influência dos hábitos de vida, localização e composição domiciliar. *Pesquisa e Planejamento Econômico* (Rio de Janeiro), v. 44, p. 545-578, 2014.

SPOLADOR, H. F. S. e BACCHI, M. R. P. Elasticidades-renda do consumo físico de frango – uma análise com dados das POFs de 2002/2003 e 2008/2009. *Revista Segurança Alimentar e Nutricional*, v. 22, p. 683-691, 2015.

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

TAFERE, K. et al. 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).

TOSTA, M. C. R., GOMES, M. F. M. e ROSADO, P. L. Desigualdade de renda e consumo de carne suína e seus derivados nas regiões Sudeste e Sul do Brasil. In: FÁTIMA, M. A. et al. (Eds.). *Desigualdades Sociais: pobreza, desemprego e questão agrária*. DER-UFV, Viçosa, MG, 2003, 236p.

YEN, S. T. e HUANG, C. L. Cross-sectional estimation of U. S. demand for beef products: a censored system approach. *Journal of Agricultural and Resource Economics*, v. 27, n. 2, p. 320-334, 2002.

\_\_\_\_\_, KAN, K. e SU, S. Household demand for fats and oils: two-step estimation of a censored demand system. *Applied Economics*, v. 34, n. 14, p. 1799-1806, 2002.

\_\_\_\_\_, LIN, B. e 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, p. 458-478, 2003.

ZHENG, Z. e HENNEBERRY, S. R. An Analysis of Food Grain Consumption in Urban Jiangsu Province of China. *Journal of Agricultural and Applied Economics*, v. 42, n. 2, p. 337-355, 2010.

## Apêndice

---

**Tabela 1A.** Resultados das estimativas do 2º estágio, 2009

Variáveis	w1	w2	w3	w4	w5	w6
Constante	<b>1,675</b>	<b>0,334</b>	<b>0,121</b>	<b>0,698</b>	<b>1,380</b>	<b>-0,501</b>
ep	0,193	0,069	0,044	0,146	0,174	0,109
Urbano	0,008	0,001	-0,006	<b>-0,051</b>	<b>-0,149</b>	<b>0,062</b>
ep	0,006	0,009	0,004	0,010	0,019	0,012
Norte	<b>-0,410</b>	<b>-0,033</b>	<b>-0,048</b>	<b>-0,078</b>	<b>-0,287</b>	<b>-0,007</b>
ep	0,061	0,015	0,009	0,032	0,042	0,012
Nordeste	<b>-0,343</b>	<b>-0,021</b>	<b>-0,040</b>	<b>-0,097</b>	<b>-0,191</b>	<b>-0,039</b>
ep	0,052	0,007	0,006	0,020	0,031	0,009
Sul	<b>0,054</b>	-0,010	-0,001	<b>-0,073</b>	<b>-0,101</b>	<b>-0,027</b>
ep	0,019	0,007	0,004	0,011	0,018	0,010
Centro-Oeste	<b>-0,054</b>	<b>-0,022</b>	<b>-0,014</b>	-0,028	-0,016	<b>0,068</b>
ep	0,014	0,009	0,007	0,018	0,015	0,009
Anos de estudo	<b>0,008</b>	<b>-0,003</b>	0,000	<b>-0,009</b>	0,001	<b>0,003</b>
ep	0,002	0,001	0,001	0,001	0,001	0,002
Mulher chefe	<b>0,030</b>	<b>0,011</b>	-0,004	-0,003	<b>0,036</b>	<b>-0,028</b>
ep	0,005	0,004	0,003	0,012	0,006	0,008
Criança	<b>-0,106</b>	<b>-0,013</b>	<b>-0,006</b>	<b>-0,020</b>	<b>-0,109</b>	<b>-0,060</b>
ep	0,014	0,004	0,003	0,009	0,012	0,006
Adolescente	<b>-0,103</b>	-0,006	0,000	<b>-0,021</b>	<b>-0,107</b>	<b>-0,029</b>
ep	0,014	0,005	0,003	0,009	0,013	0,006
Idoso	<b>-0,021</b>	<b>-0,012</b>	<b>-0,006</b>	<b>-0,020</b>	-0,004	0,004
ep	0,006	0,006	0,003	0,011	0,005	0,010
$\beta$	<b>0,106</b>	<b>0,055</b>	<b>0,005</b>	<b>0,067</b>	<b>0,141</b>	<b>0,140</b>
ep	0,004	0,004	0,002	0,008	0,004	0,006
$\lambda$	<b>-0,029</b>	<b>-0,010</b>	<b>-0,004</b>	0,003	<b>-0,025</b>	<b>-0,018</b>
ep	0,001	0,001	0,001	0,003	0,001	0,002
delta	<b>-0,790</b>	0,106	0,066	0,140	-0,940	0,375
ep	0,125	0,023	0,022	0,050	0,133	0,046
$\mu$	<b>-0,013</b>	<b>-0,013</b>	0,001	<b>-0,026</b>	<b>-0,049</b>	<b>0,026</b>
ep	0,005	0,004	0,002	0,009	0,004	0,006
lnp1	<b>-0,076</b>	<b>0,071</b>	<b>-0,053</b>	<b>-0,055</b>	<b>-0,029</b>	-0,023
ep	0,014	0,016	0,009	0,012	0,008	0,015
lnp2	<b>0,036</b>	<b>-0,263</b>	<b>-0,012</b>	0,006	-0,002	0,008
ep	0,015	0,011	0,007	0,008	0,009	0,014
lnp3	<b>-0,022</b>	-0,008	<b>-0,060</b>	0,000	<b>0,008</b>	0,002
ep	0,008	0,006	0,004	0,004	0,005	0,007
lnp4	<b>0,084</b>	-0,021	-0,006	<b>-0,272</b>	-0,012	<b>-0,099</b>
ep	0,028	0,024	0,016	0,015	0,020	0,031
lnp5	<b>0,024</b>	<b>-0,027</b>	<b>0,018</b>	-0,001	-0,008	0,013
ep	0,013	0,013	0,008	0,009	0,008	0,014
lnp6	<b>0,040</b>	0,026	<b>0,065</b>	<b>0,036</b>	<b>-0,041</b>	<b>-0,152</b>
ep	0,019	0,016	0,010	0,012	0,012	0,017

Nota de significância: Os valores em negrito são significativos ao nível de 10%; ep = Erro padrão.

Nota: Hipótese nula:  $\lambda = 0$  (AIDS); Hipótese nula:  $\mu = 0$  (ausência de endogeneidade do dispêndio);  $w_i$ : parcela de gastos com o  $i$ -ésimo bem em questão.

Fonte: Resultados da pesquisa.

