

SP 7462  
2017  
SP-PP-SP 7462



55

Sociedade Brasileira  
de Economia,  
Administração e  
Sociologia Rural

**55º CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA,  
ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL | INOVAÇÃO, EXTENSÃO  
E COOPERAÇÃO PARA O DESENVOLVIMENTO**

Universidade Federal de Santa Maria - RS

30 de julho a 03 de agosto de 2017

**55º CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL**

<http://sober.org.br/congresso2017> (<http://sober.org.br/congresso2017>)

« Voltar para pesquisa

**AO - 003 - DEMANDA AGROINDUSTRIAL I 01/08/2017 de 08:30 às 10:30, POLITECNICO - BLOCO D - 1  
ANDAR - SALA D2**

**7829 - DEMANDA POR PRODUTOS LÁCTEOS NO BRASIL: UMA ANÁLISE UTILIZANDO DADOS DA POF  
2008/2009**

GUILHERME FONSECA TRAVASSOS<sup>1</sup>; GLAUCO RODRIGUES CARVALHO<sup>2</sup>; LUCAS CAMPIO PINHA<sup>3</sup>;  
JULIANA MOTA MONTEIRO DA SILVA<sup>4</sup>.

1,3. UNIVERSIDADE FEDERAL DE VIÇOSA, VIÇOSA - MG - BRASIL; 2. EMBRAPA GADO DE LEITE, JUIZ DE  
FORA - MG - BRASIL; 4. UNIVERSIDADE FEDERAL DE JUIZ DE FORA, JUIZ DE FORA - MG - BRASIL.

**Palavras-chave:** políticas públicas; modelo QUAIDS; sistemas de demanda

Apesar da importância do setor lácteo brasileiro, não tem sido comum nos últimos anos a realização de estudos sobre a demanda por produtos lácteos no País. Desse modo, o objetivo deste trabalho foi analisar as elasticidades-renda, preço próprias e preço cruzadas da demanda por 14 produtos lácteos utilizando os microdados da POF 2008/09. Para a estimação das equações foi utilizado o modelo QUAIDS - Quadratic Almost Ideal Demand System, com os devidos tratamentos para endogeneidade e consumo zero, comuns em sistemas de demanda e pesquisas familiares. Os resultados obtidos indicaram que características de localização domiciliar e composição familiar afetam a propensão a consumir produtos lácteos. No caso das elasticidades-renda e preço próprias, os produtos lácteos em sua maioria mostraram-se mais sensíveis à variações da renda e menos sensíveis à variações nos preços. No caso das elasticidades-cruzadas diversos produtos se mostraram como substitutos, destacando-se o Leite fluido com Leite em pó e Iogurte, e o Queijo Minas com a Mozzarella, Parmesão e Requeijão. Portanto, estes resultados contribuem para o desenho de políticas públicas que visem, por exemplo, a adequação do consumo de lácteos às recomendações do Ministério da Saúde pela Pirâmide Alimentar adaptada para a população brasileira. Além disso, pecuaristas e empresários responsáveis pelo processamento, distribuição e varejo no mercado de lácteos, podem se beneficiar do padrão de substituição entre os produtos lácteos, como as fornecidas neste estudo.

SP 7462

## DEMANDA POR PRODUTOS LÁCTEOS NO BRASIL: UMA ANÁLISE UTILIZANDO DADOS DA POF 2008/2009

**Grupo de Pesquisa: Comercialização, mercados e preços**

### Resumo

Apesar da importância do setor lácteo brasileiro, não tem sido comum nos últimos anos a realização de estudos sobre a demanda por produtos lácteos no País. Desse modo, o objetivo deste trabalho foi analisar as elasticidades-renda, preço próprias e preço cruzadas da demanda por 14 produtos lácteos utilizando os microdados da POF 2008/09. Para a estimação das equações foi utilizado o modelo *QUAIDS* - *Quadratic Almost Ideal Demand System*, com os devidos tratamentos para endogeneidade e consumo zero, comuns em sistemas de demanda e pesquisas familiares. Os resultados obtidos indicaram que características de localização domiciliar e composição familiar afetam a propensão a consumir produtos lácteos. No caso das elasticidades-renda e preço próprias, os produtos lácteos em sua maioria mostraram-se mais sensíveis à variações da renda e menos sensíveis à variações nos preços. No caso das elasticidades-cruzadas diversos produtos se mostraram como substitutos, destacando-se o *Leite fluido* com *Leite em pó* e *Iogurte*, e o *Queijo minas* com a *Mozarela*, *Parmesão* e *Requeijão*. Portanto, estes resultados contribuem para o desenho de políticas públicas que visem, por exemplo, a adequação do consumo de lácteos às recomendações do Ministério da Saúde pela Pirâmide Alimentar adaptada para a população brasileira. Além disso, pecuaristas e empresários responsáveis pelo processamento, distribuição e varejo no mercado de lácteos, podem se beneficiar do padrão de substituição entre os produtos lácteos, como as fornecidas neste estudo.

**Palavras-chave:** elasticidade, políticas públicas, modelo *QUAIDS*, sistemas de demanda.

### Abstract

*Despite the importance of the Brazilian dairy sector, it has not been common in recent years to carry out studies on the demand for dairy products in Brazil. The objective of this study was to analyze the demand elasticities of income, price and cross-price for 14 dairy products using the micro-data from the household survey POF 2008/09. For the estimation of the equations, the Quadratic Almost Ideal Demand System – QUAIDS model was used, with the appropriate treatments for endogeneity and zero consumption problem. The results indicated that characteristics of household location and family composition affect the propensity to consume dairy products. In the case of income elasticities and own price elasticities, dairy products were mostly more sensitive to variations in income and less sensitive to changes in prices. In the case of cross-elasticities, several products were shown as substitutes, especially the fluid milk with milk powder and yogurt, and the Minas cheese with mozzarella cheese, parmesan cheese and requeijão. Therefore, these results contribute to the design of public policies aimed at, for example, the adequacy of dairy consumption to the recommendations of the Ministério da Saúde for the Food Pyramid adapted for the Brazilian population. In addition, ranchers and entrepreneurs responsible for processing, distribution and retail in the dairy market may benefit from the substitution pattern among dairy products such as those provided in this study.*

**Key words:** elasticity, public policies, *QUAIDS* model, demand system.

## 1. INTRODUÇÃO

O setor lácteo é um dos mais importantes do agronegócio brasileiro. De acordo com dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE (2017), o Brasil é o quarto maior produtor mundial de leite de vaca com cerca de 35 milhões de toneladas em 2015, o que permite uma ampla produção de derivados e torna a cadeia produtiva de lácteos no Brasil dinâmica e diversificada. Ainda segundo IBGE (2017), o valor bruto da produção de leite foi de R\$ 34,7 bilhões em 2015, o que representou cerca de 75% de toda a produção de origem animal no país e 13% de todo o valor gerado pelo agronegócio brasileiro naquele ano. Em relação à importância dos produtos lácteos no Índice de Preços ao Consumidor Amplo - IPCA, este tem o peso geral de 2,06% e 8,05% respectivamente em relação ao Índice Geral e à categoria de Alimentos e bebidas, demonstrando a importância do setor para a economia nacional. A indústria de laticínios, por sua vez, é a segunda em faturamento no setor de alimentos brasileiro, atrás apenas do setor de carnes. O faturamento dessa indústria foi cerca de R\$ 60 bilhões em 2015 (ABIA, 2016).

Os produtos lácteos também merecem destaque por constituírem um grupo de alimentos de grande valor nutricional, dado que são fontes consideráveis de proteínas de alto valor biológico, além de conterem vitaminas e minerais, com destaque para o cálcio, nutriente que, além de outras funções, é fundamental para a formação e a manutenção da estrutura óssea do organismo (MUNIZ et al., 2013). A ingestão de produtos lácteos tem sido associada a efeitos benéficos no que diz respeito à saúde óssea e muscular, além de efeitos sobre determinantes da síndrome metabólica<sup>1</sup> e sobre o gerenciamento de peso e hidratação. Além disso, a diversidade de produtos lácteos permite que estes alimentos sejam inseridos em diferentes momentos ao longo do dia, a fim de que sejam alcançadas as três porções diárias de leites e derivados recomendada pela Pirâmide Alimentar<sup>2</sup> adaptada para a população brasileira (MINISTÉRIO DA SAÚDE, 2014).

Desse modo, de acordo com a Pesquisa de Orçamentos Familiares - POF 2008/09, os Laticínios representaram o segundo maior subgrupo de aquisição média domiciliar per capita pelos brasileiros em relação ao grupo de Alimentos e Bebidas em 2009, com cerca de 43,707 kg/ano, atrás apenas das Bebidas e infusões (50,713 kg) e seguido por Cereais e leguminosas (38,969 kg), Frutas (28,863 kg) e Hortaliças (27,075 kg). Apesar disso, o consumo domiciliar per capita por produtos lácteos no Brasil ainda é considerado baixo. Segundo as recomendações do Ministério da Saúde (2014), o consumo de leite, na forma fluida ou de derivados lácteos, varia de acordo com a idade das pessoas. A recomendação para crianças de até dez anos é de 400 ml/dia, isto é, 146 litros/ano de leite fluido ou equivalente na forma de derivados. Para os jovens de 11 a 19 anos, o consumo é maior, de 700 ml/dia ou 256 litros/ano e para os adultos acima de 20 anos a recomendação é de 600 ml/dia ou 219 litros/ano, inclusive para os idosos.

<sup>1</sup> De acordo com a Sociedade Brasileira de Cardiologia (2010), o termo Síndrome Metabólica descreve um conjunto de fatores de risco metabólico que se manifestam num indivíduo e aumentam as chances de desenvolver doenças cardíacas, derrames e diabetes.

<sup>2</sup> De acordo com Achterberg et al. (1994), Pirâmide Alimentar é uma representação gráfica facilitadora para a visualização de alimentos assim como a sua escolha nas refeições do dia. Portanto, representa um instrumento de orientação nutricional utilizado por profissionais com o objetivo de promover mudanças nos hábitos alimentares visando à saúde global do indivíduo e a prevenção de doenças.

Em comparação à POF 2002/03, a aquisição domiciliar per capita por Laticínios diminuiu cerca 12,5% em 2009, muito em função da queda no consumo do Leite fluído<sup>3</sup>, que passou de 42,6 kg em 2003 para 35,4 kg per capita em 2009. Destaca-se também a queda no consumo do Leite em pó (18,1%) e da Manteiga (15,7%), e um aumento na aquisição domiciliar per capita do Leite fermentado (158%), Queijo mozzarella (39,3%), Creme de Leite (32%), Leite condensado (25,7%) e Queijo Minas (20,9%). Portanto, percebe-se que houve uma queda no consumo domiciliar dos laticínios considerados tradicionais e um aumento no consumo dos queijos e demais produtos lácteos de maior processamento (IBGE, 2010a). Vale a pena ressaltar que os dados divulgados pela POF não consideram a variação de consumo em equivalência litros de leite.

Assim, as informações até aqui apresentadas evidenciam a importância do consumo de lácteos no Brasil e que este vem se alterando nos últimos anos, principalmente por mudanças estruturais, tais como urbanização, mudanças nas características demográficas, elevação da demanda por praticidade, com a maior inserção da mulher no mercado de trabalho, aumento na qualidade dos produtos lácteos tornando-os menos perecíveis, queda nos preços dos produtos lácteos e aumento da renda real das famílias, principalmente daquelas consideradas de baixa renda. Além disso, as informações acima demonstram a relevância do mercado de lácteos para o Brasil, sendo responsável diretamente pelo rendimento de diversos produtores e atendendo a demanda de milhares de consumidores. Portanto, tais informações evidenciam a necessidade de um melhor entendimento sobre a demanda por produtos lácteos no Brasil.

Apesar da relevância do mercado lácteo brasileiro, a maioria dos estudos<sup>4</sup> sobre a demanda por alimentos no Brasil concentram-se na análise de grupos agregados ou itens básicos sem considerar a importância e implicação de laticínios específicos na dieta dos brasileiros. Entretanto, destaca-se Oliveira e Carvalho (2006) que realizaram uma análise das elasticidades-renda para lácteos no Brasil em diferentes estratos de rendimento utilizando dados da POF 2002/03. Os autores afirmaram as elasticidades-renda do Brasil revelaram que a demanda pelo agregado de leite e derivados é inelástica. Além deste estudo, têm-se Carvalho *et al.* (2015) que buscaram identificar possíveis efeitos da participação no programa Bolsa Família sobre a demanda de produtos lácteos. Os autores utilizaram dados da POF 2008/09 e o método de dois estágios de Heckman para a elaboração da análise quantitativa com nove produtos lácteos. Os autores encontraram elasticidades-renda e preço abaixo da unidade. Eles ainda concluem que o programa Bolsa Família aumenta a probabilidade das famílias em comprar leite em pó e leite não pasteurizado e, no âmbito de políticas públicas, uma melhor orientação sobre os riscos de leite não pasteurizado e educação nutricional para as famílias beneficiadas com o programa deveria ser considerada.

Desta forma, foram realizados poucos estudos sobre a demanda desagregada por produtos lácteos no País nos últimos anos, apesar de sua importância para o mercado interno. Portanto, a contribuição desse estudo em relação aos demais é realizar uma análise desagregada utilizando 14 produtos lácteos com dados mais recentes da POF, utilizando um sistema de demanda (QUAIDS) que está de acordo com a Teoria Econômica e com estimação que leva em consideração a relação entre os erros das equações de demanda (Seemingly unrelated regressions - SUR) e abordando questões metodológicas pouco exploradas em outros estudos (endogeneidade de preços e dispêndio, curvas de Engel não lineares no log do dispêndio). Desse modo, o objetivo do presente trabalho é analisar as elasticidades-renda,

<sup>3</sup> Seguindo a nomenclatura da POF, este produto representa a soma do consumo domiciliar per capita dos produtos Leite de vaca fresco e Leite de vaca pasteurizado. Optou-se por tratar estes bens conjuntamente para o melhor ajuste do modelo e análise dos resultados.

<sup>4</sup> Como Pintos-Payeras (2009), Hoffmann (2007), Hoffmann (2010) e Coelho *et al.* (2010), por exemplo.

preço próprio e preço cruzado da demanda por produtos lácteos utilizando os microdados da POF 2008/09.

Considera-se que este tema é importante devido à escassez de trabalhos que estimam as elasticidades de demanda por produtos lácteos no Brasil, ressalta-se ainda que, com base nas elasticidades, é possível verificar em quais produtos uma política pública de elevação e/ou redistribuição de renda teria maior efeito na demanda domiciliar, bem como uma política de redução de preços (isenção tributária, por exemplo) teria maior eficácia sobre os consumidores. Além disso, o conhecimento das elasticidades pode ser relevante também para a iniciativa privada, pois as informações poderiam auxiliar nos planejamentos estratégicos das empresas, visto que entender quais bens são substitutos e quais produtos reagem em maior magnitude a alterações nos preços e na renda da população poderia contribuir para as estratégias de mercado do ofertante.

Este estudo está dividido em quatro seções, incluindo esta introdução. Na segunda seção, apresenta-se o referencial analítico e os procedimentos adotados para estimar um sistema de demanda por produtos lácteos no Brasil. Na terceira seção, são apresentados os resultados sobre a decisão de aquisição dos produtos lácteos pelos consumidores e elasticidades-preço, preço-cruzado e dispêndio. Na quarta seção serão realizadas as considerações finais.

## 2. METODOLOGIA

### 2.1. Forma funcional

Devido ao 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>5</sup> é bastante provável. Dessa forma, o modelo denominado como *Quadratic Almost Ideal Demand System – QUAIDS* é o mais adequado para a estimação dos sistema de demanda por produtos lácteos:

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

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 parâmetro requerido para o termo quadrático do dispêndio.

### 2.2. Procedimentos econométricos

#### 2.2.1. Procedimento de Shonkwiler e Yen

Um dos problemas que podem surgir na estimação de sistemas de demanda com bens desagregados é o gasto com o  $i$ -ésimo bem ser igual à zero em determinado domicílio (Problema do consumo zero)<sup>6</sup>. No presente trabalho, para lidar com esse problema, pretende-

<sup>5</sup> Descreve como a despesa dos domicílios com determinado bem ou serviço varia de acordo com o rendimento familiar (DEATON; MUELLBAUER, 1980a).

<sup>6</sup> 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

se utilizar o procedimento de Shonkwiler e Yen (1999), os quais propõem um método de estimação em dois estágios, que permite englobar todas as observações. No primeiro estágio, estima-se um modelo de escolha binária para determinar a probabilidade de determinado domicílio consumir o item, em função das características sócio-demográficas. Já o segundo estágio considera a estimação do sistema de demanda. O procedimento é descrito da seguinte forma:

### 1º estágio

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

$$d_{ik} = \begin{cases} 1 & \text{se } d_{ik}^* > 0 \\ 0 & \text{se } d_{ik}^* \leq 0 \end{cases} \quad (2)$$

### 2º estágio

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

$$y_{ik} = d_{ik} y_{ik}^*, \quad (i = 1, \dots, m; k = 1, \dots, K) \quad (3)$$

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 ( $d_{ik} = 0$ );  $y_{ik}^*$  = variável latente representando a quantidade consumida do i-ésimo produto;  $y_{ik}$  = variável dependente observada representando a quantidade consumida com o i-ésimo produto;  $f(s_{ik}, \beta_i)$  é a função de demanda;  $z_{ik}$  e  $s_{ik}$  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 sócio-demográficas do k-ésimo domicílio que podem influenciar a propensão de se consumir o i-ésimo bem. No primeiro estágio, obtêm-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). Desse modo, os vetores  $z_{ik}$  e  $s_{ik}$  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 composição domiciliar<sup>7</sup>.

### 2.2.2. Endogeneidade dos preços

Nas Pesquisas de Orçamentos Familiares, o preço pago pelo bem  $p_i$  não é 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

alimentares específicos, que exigem um 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.

<sup>7</sup>As variáveis que compõem esses vetores são: *dummy* se o domicílio pertence à região Sul, Sudeste, Nordeste ou Centro-oeste; renda domiciliar per capita; *dummy* para o sexo do chefe do domicílio; anos de estudo do chefe do domicílio; *dummy* se tem criança no domicílio; *dummy* se tem adolescente no domicílio; e *dummy* se tem idoso no domicílio.

$(x_{ik})$  pela quantidade adquirida com o  $i$ -ésimo bem pelo  $k$ -ésimo domicílio  $(q_{ik})$ , expresso da seguinte forma (DEATON, 1997):

$$UV_{ik} = \frac{x_{ik}}{q_{ik}}, \quad (4)$$

Analisando tal procedimento, Cox e Wohlgenant (1986) e Deaton (1988) concluíram que a utilização de valores unitários pode comprometer a estimação de equações de demanda, devido ao fato de eles não serem exógenos, incorporando atributos externos 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. Para solucionar este problema, aplica-se o método de Cox e Wohlgenant (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 domiciliares  $A_{ik}$ , utilizadas como proxy das preferências dos domicílios por qualidade<sup>8</sup>. Assim:

$$UV_{ik} - \overline{UV} = \sum_z \eta_{izk} A_{izk} + v_i, \quad (5)$$

em que  $v_i$  segue uma distribuição normal ( $v_i \sim N(0, \sigma^2)$ ). Assume-se que os desvios em relação aos valores unitários médios refletem “efeitos qualidade” induzidos por características domiciliares, como também fatores não sistemáticos ligados à oferta. Os preços ajustados  $(p_{ik})$  são obtidos da seguinte forma:

$$p_{ik} = UV_{ik} - \sum_z \hat{\eta}_{izk} A_{izk}, \quad (6)$$

ou  $p_{ik} = \overline{UV} + \hat{v}_{ik}$ , em que  $p_{ik}$  é o preço ajustado pela qualidade a ser utilizado na estimação da demanda,  $\hat{v}_{ik}$  é o resíduo estimado da equação (5). Para os domicílios que não consumiram o  $i$ -ésimo bem, ou seja,  $m_i = 0$ , foram utilizados os preços médios  $\bar{p}_i$  calculados para o Brasil.

### 2.2.3. Endogeneidade do dispêndio

Ao considerar o consumo de lácteos como fracamente separável do dispêndio total, assume-se que a quantidade demandada do  $i$ -ésimo bem considerado  $(q_i)$  é uma função do dispêndio com lácteos  $(x_r)$ . Entretanto, é possível que exista um viés de simultaneidade, devido à determinação conjunta da quantidade demandada de lácteo  $(q_r)$  e seu dispêndio  $(x_r)$ . Dessa forma, não se pode considerar o dispêndio com produtos lácteos estritamente exógeno (LAFRANCE, 1991). Assim, para corrigir esse possível problema de endogeneidade, utiliza-se a abordagem de estimação por regressão aumentada de Blundell e Robin (1999), que consiste de duas etapas: primeiro, o dispêndio com lácteos  $(x_r)$  é regredido num conjunto de variáveis exógenas (um vetor de características domiciliares  $(A_{ik})$  e um índice de preços como instrumento adicional):

<sup>8</sup>As variáveis que compõem o vetor  $A_{ik}$  são: *dummy* se o domicílio pertence à região Sul, Sudeste, Nordeste ou Centro-oeste; renda domiciliar per capita; *dummy* para o sexo do chefe do domicílio; anos de estudo do chefe do domicílio; e total de pessoas no domicílio.

$$\ln(x_{rk}) = \alpha_0 + \sum_k a_k A_{ik} + b_j \log P + v_k, \quad (7)$$

Em seguida, utiliza-se os resíduos dessa estimação ( $\hat{v}_k$ ) como variável explicativa na equação de demanda, juntamente com o dispêndio com lácteos ( $m_r$ ), permitindo assim corrigir e testar<sup>9</sup> a endogeneidade do dispêndio (BLUNDELL; ROBIN, 1999).

### 2.3. Modelo econométrico

O sistema de demanda a ser estimado pelo segundo estágio do procedimento de Shonkwiler e Yen para se analisar as mudanças no perfil do consumidor brasileiro de lácteos é o seguinte:

$$w_{ik} = [\sum_k \theta_{ik} D_{ik} + \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \log p_j + \beta_i \log \left( \frac{x_r}{a(p)} \right) + \frac{\lambda_i}{b(p)} \left\{ \log \left( \frac{x_r}{a(p)} \right) \right\}^2 + u_i \hat{v}_k] \Phi(z'_{ik} \hat{\alpha}_i) + \delta_i \phi(z'_{ik} \hat{\alpha}_i) + \vartheta_{ik} \quad (8)$$

em que  $\phi(z'_{ik} \hat{\alpha}_i)$  é a função de densidade de probabilidade calculada no primeiro estágio do procedimento de Shonkwiler e Yen;  $D_{ik}$  é um vetor de variáveis que caracterizam o  $k$ -ésimo domicílio;  $\theta_{ik}$  são os parâmetros estimados para cada variável;  $b(p) = \prod_n p_n^{\beta_n}$  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 Shonkwiler e Yen; e  $\vartheta_{ik}$  é o erro aleatório com média zero. Para a estimação dos sistemas de demanda no presente trabalho, adota-se o índice de preços de Laspeyres, descrito como<sup>10</sup>:

$$\log a(p) = \log P = \sum_j w_j^0 \ln p_j, \quad (9)$$

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 (8) em relação ao logaritmo do dispêndio e dos preços, respectivamente gerando os seguintes termos (BANKS et al., 1997):

$$\mu_i \equiv \frac{\partial w_i}{\partial \ln m} = \Phi(z'_{ik} \hat{\alpha}_i) \left\{ \beta_i + \frac{2\lambda_i}{b(p)} (\log x_r - \log P) \right\}, \quad (10)$$

<sup>9</sup>Para testar a endogeneidade do dispêndio, basta examinar a significância do coeficiente de  $\hat{v}_k$ , ou seja,  $u_i$  na equação (8).

<sup>10</sup>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 estimação 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.



$$\mu_{ij} \equiv \frac{\partial w_i}{\partial \ln p_j} = \Phi(z'_{ix} \hat{\alpha}_i) \left\{ \gamma_{ij} - \left[ \beta_i + \frac{2\lambda_i}{b(p)} (\log x_r - \log P) \right] (w_j^0) - \frac{\lambda_i \gamma_i}{b(p)} [\log x_r - \log P]^2 \right\}, \quad (11)$$

A elasticidade-dispêndio ( $\epsilon_i$ ) e elasticidades-preço *marshallianas* ( $e_{ij}^u$ ) podem ser definidas como:

$$\epsilon_i = \frac{\mu_i}{w_i} + 1, \quad (12)$$

$$e_{ij}^u = \frac{\mu_{ij}}{w_i} - \delta_{ij}, \quad (13)$$

As elasticidades-preço compensadas (*hickisianas*) ( $e_{ij}^c$ ) podem ser calculadas pela equação de Slutsky ( $e_{ij}^c = e_{ij}^u + \epsilon_i w_j$ ), e são usadas para classificar os bens como substitutos ou complementares.

Para estimar os parâmetros do modelo *QUAIDS*, utiliza-se a rotina de programação para o *STATA* descrita em Poi (2008) e acrescenta-se o procedimento de Shonkwiler e Yen, as variáveis de controle e 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 lácteos”, pois, apesar de sua representatividade, é o bem de menor interesse na estimação<sup>11</sup>. Por meio da restrição de aditividade, é possível recuperar os parâmetros e calcular as elasticidades para esse bem.

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 será o *IFGNLS* (*iterated feasible generalized non-linear least squares*), semelhante às estimações de Máxima Verossimilhança.

#### 2.4. Base de dados

As informações utilizadas nesse estudo são provenientes dos microdados da Pesquisa de Orçamentos Familiares - POF, sendo esta de caráter amostral, realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), para o ano de 2008/09. 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, 2010b).

Devido aos microdados da POF apresentarem dados muito desagregados, foi necessário agregar os vários subtipos de produtos lácteos de forma a se obter as categorias desejadas<sup>12</sup>. Essa agregação foi obtida pela ponderação de cada subtipo pela parcela da

<sup>11</sup> 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.

<sup>12</sup> Por exemplo, há várias denominações na POF para leite condensado (Ex: leite beijinho, leite moça, moça festa,...), que foram agregadas inicialmente em “Leite Condensado”.

despesa total do subtipo no produto correspondente para cada consumidor<sup>13</sup>. Para este estudo de demanda por lácteos, foram utilizados todos os subprodutos oriundos desse grupo selecionados pela POF, sendo eles: *creme de leite*, *leite condensado*, *leite fluido*, *leite em pó*, *leite com sabor*, *queijo minas*, *queijo mozzarella*, *queijo parmesão*, *queijo prato*, *requeijão*, *iogurte*, *leite fermentado*, *manteiga e outros lácteos*<sup>14</sup>, totalizando 14 produtos lácteos. A amostra final totalizou 31.586 domicílios que consumiram algum dos produtos lácteos.

### 3. RESULTADOS E DISCUSSÕES

#### 3.1. Decisão de Compra

O primeiro estágio do procedimento de Shonkwiler e Yen (1999) é importante não somente pela resolução do problema do consumo zero, mas também por apresentar estimativas da propensão marginal de aquisição dos bens em análise. Portanto, na Tabela 1 são apresentados os efeitos marginais das variáveis de localização domiciliar e composição domiciliar sobre a decisão dos domicílios de consumir produtos lácteos. A maioria dos coeficientes (124 dos 154 coeficientes ou aproximadamente 80%) mostrou-se significativo para os produtos lácteos.

Dentre as variáveis de composição domiciliar, as que apresentaram maior frequência de significância foram *Anos de estudo* e a *Renda domiciliar per capita*. Os sinais obtidos, em sua maioria, foram os esperados para ambas as variáveis: quanto há um aumento da escolaridade do chefe e/ou da renda no domicílio, a propensão a consumir lácteos aumenta. A exceção foi o *Leite fluido* que obteve sinal negativo para ambas as variáveis. No caso da *Renda domiciliar per capita*, as magnitudes foram muito baixas: por exemplo, para *Crema de leite*, a cada R\$ 100 de aumento na renda per capita, tudo o mais constante, a propensão a consumir aumenta em apenas 0,004 pontos percentuais. O maior efeito foi encontrado para *Iogurte* (0,17 pontos percentuais 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). Em relação à variável *Escolaridade*, destaque para *Queijo mozzarella* e o *Iogurte*, com efeito marginal de 1,9 e 1,1 pontos percentuais respectivamente. As magnitudes neste caso são bem mais elevadas do que no caso da renda.

Já em relação às variáveis de composição domiciliar que refletem a presença de indivíduos específicos no domicílio, quando significativos, a maioria apresentou sinal positivo. Em relação à presença de crianças nos domicílios merece destaque o aumento da propensão a consumir os esperados *Iogurte* (9,9 pontos percentuais) e *Leite fermentado* (2,4 pontos percentuais), e uma queda na propensão a consumir queijos como um todo. Na presença de adolescentes nos domicílios destaca-se a maior propensão a consumir *Leite condensado* (2,2 pontos percentuais) e *Queijo mozzarella* (2,1 pontos percentuais). Por fim, a presença de idosos no domicílio sugere uma maior propensão a consumir queijos no geral, com destaque para o *Queijo Minas* (4,7 pontos percentuais).

<sup>13</sup> 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 compôs 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.

<sup>14</sup> De forma geral, este bem é composto pelos seguintes produtos: demais queijos, coalhada, nata, chantilly e *cream cheese*, além de suas variações light/diet.

Tabela 1 - Efeitos marginais das variáveis demográficas sobre a propensão marginal a consumir, 2009

	Norte	Sul	Centro-oeste	Nordeste	Urbano	Renda per capita	Escolaridade	Pessoa de referência mulher	Criança	Adolescente	Idoso
Creme de leite	0,003	0,048***	0,005	-0,005	0,010**	0,000004***	0,006***	-0,007**	-0,007**	0,005	-0,003
Leite condensado	-0,002	0,020***	-0,006	-0,033***	0,014***	0,000004***	0,005***	-0,006	-0,005	0,022***	-0,012**
Leite fluido	-0,258***	0,009	0,025***	-0,232***	0,032***	-0,000009***	-0,006***	-0,021***	-0,008**	0,009**	0,014***
Leite em pó	0,369***	-0,015***	-0,011**	0,341***	-0,016***	-0,000001	0,001***	0,009***	0,020***	-0,001	0,005**
Leite com sabor	-0,006*	0,015***	-0,008***	0,026***	0,012***	0,000002***	0,002***	-0,001	0,017***	0,001	-0,016***
Queijo minas	-0,092***	-0,102***	-0,066***	0,031***	-0,004	0,000010***	0,006***	-0,019***	-0,037***	0,002	0,047***
Queijo mozzarella	-0,107***	-0,029***	-0,040***	-0,090***	0,090***	0,000010***	0,019***	-0,001	-0,015***	0,021***	0,005***
Queijo parmesão	-0,033***	0,002	-0,027***	-0,013***	0,020***	0,000003***	0,005***	-0,009***	-0,011***	0,009***	0,014***
Queijo prato	0,011**	0,122***	-0,026***	-0,004	0,004	0,000002***	0,004***	-0,003	-0,009***	0,000	0,011***
Requeijão	-0,052***	-0,030***	-0,032***	-0,045***	0,024***	0,000007***	0,008***	-0,001	-0,013***	-0,004	0,013***
Iogurte	-0,042***	0,005	-0,027***	-0,022***	0,045***	0,000017***	0,011***	-0,001	0,099***	-0,021***	-0,019***
Leite fermentado	-0,038***	0,029***	-0,022***	-0,017***	0,025***	0,000004***	0,005***	-0,006*	0,024***	0,001	-0,002
Manteiga	0,049***	-0,061***	-0,054***	0,026***	0,029***	0,000008***	0,004***	-0,002	0,007*	0,013***	0,014***
Outros lácteos	-0,014***	0,068***	-0,010***	-0,003	0,003	0,000003***	0,002***	-0,004*	-0,008***	0,005**	0,009***

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

Fonte: Resultados da pesquisa.

Em relação a variável relacionada ao fato da mulher ser a pessoa de referência do domicílio, os sinais dos coeficientes foram pouco significativos e em sua maioria negativos, com destaque para *Leite fluido* (2,1 pontos percentuais) e *Queijo minas* (1,9 pontos percentuais). Ou seja, a uma maior propensão a consumir produtos lácteos em domicílios que o homem é a pessoa de referência do domicílio. Portanto, a hipótese inicial de que haveria um aumento da propensão a consumir produtos lácteos mais processados quando a mulher fosse a pessoa de referência do domicílio, refletindo uma maior demanda por praticidade, não se confirmou neste estágio.

Por fim, as variáveis de localização domiciliar também se mostraram significativas em sua maioria, aproximadamente 82% dos coeficientes. Este resultado é bastante relevante, pois mostra que há diferenças regionais em relação à região Sudeste e ao fato de o domicílio encontrar-se na zona rural na aquisição de produtos lácteos, que devem refletir diferenças em hábitos, gostos e disponibilidade local. Assim com em Coelho *et al* (2010), a propensão marginal a consumir *Leite fluido* é menor nas regiões Norte e Nordeste e a propensão a consumir *Leite em pó* é maior nas regiões Norte e Nordeste, em comparação a região Sudeste. A maior propensão a consumir Leite em pó nas regiões Norte e Nordeste também foi encontraram em Carvalho *et al* (2015). Os autores chamaram a atenção para a questão de ser regiões mais remotas, com maior restrição de refrigeração e mais pobres. A possibilidade de adicionar mais água do que a indicada no Leite em pó cria uma falsa ideia de rendimento em população mais carente. Parece haver uma menor propensão a consumir produtos lácteos nas demais regiões brasileiras: cerca de 70% dos coeficientes significativos foram negativos. Além dos já mencionados, destaca-se a baixa propensão a consumir queijos como um todo e os lácteos com maior nível de processamento nas regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste em comparação a região Sudeste. Além disso, o fato de o domicílio situar-se na zona urbana tende a aumentar a propensão marginal ao consumo de produtos lácteos, com destaque para *Queijo mozzarella* (9 pontos percentuais), *Iogurte* (4,5 pontos percentuais) e o *Leite fluido* (3,2 pontos percentuais). Dentre os coeficientes significantes, apenas para o *Leite em pó* a propensão a consumir cai na zona urbana em relação à zona rural, provavelmente em função da maior restrição de energia elétrica e refrigeração.

### 3.2. Elasticidades-renda, elasticidades-preço próprias e elasticidades-preço cruzadas

No que se refere à elasticidade-renda e elasticidade-preço da demanda, a maioria dos resultados encontrados fizeram sentido econômico, seja no sinal esperado ou na magnitude dos coeficientes. As elasticidades-renda foram positivas e as elasticidades-preço da demanda negativas, conforme a teoria econômica. Além disso, as elasticidades-preço foram em sua maioria menores do que a unidade, indicando que a maioria dos produtos lácteos possuem demanda inelástica em relação a preço em linha com os resultados de Carvalho *et al* (2015). Merece destacar ainda que, praticamente todas as elasticidades foram estatisticamente significativas, a maioria ao nível de significância de 1% (Tabela 2).

No caso das elasticidades-renda da demanda, vale destacar alguns pontos. Dos 14 produtos analisados, 7 deles apresentaram elasticidade-renda superiores a unidade, mostrando-se como um bem de luxo. Produtos como *Leite fermentado*, *Leite com sabor* e *Queijo parmesão* tiveram destaque em termos de elasticidade-renda. Ou seja, para um aumento de 1% na renda ocorre um aumento de 1,3% na demanda de *Leite com sabor* e *Queijo parmesão* e 1,42% na demanda de *Leite fermentado*. Estes produtos não são de consumo em massa e portanto, são incorporados na cesta de consumo em função de aumentos na renda familiar.

Tabela 2 - Elasticidade-renda e elasticidade-preço próprio para produtos lácteos, 2009

Variável dependente	Elasticidade-renda	Elasticidade-preço
Creme de leite	0,986*** (0,075)	-0,389** (0,198)
Leite condensado	1,024*** (0,080)	-0,844*** (0,178)
Leite fluído	1,023*** (0,008)	-0,052*** (0,005)
Leite em pó	0,948*** (0,018)	-0,132*** (0,012)
Leite com sabor	1,313*** (0,102)	-2,602*** (0,153)
Queijo minas	0,921*** (0,056)	-0,889*** (0,056)
Queijo mozzarella	0,776*** (0,043)	-0,469*** (0,058)
Queijo parmesão	1,301*** (0,126)	-2,784*** (0,191)
Queijo prato	1,146*** (0,040)	-0,575*** (0,077)
Requeijão	1,053*** (0,085)	-0,941*** (0,158)
Iogurte	0,902*** (0,040)	-0,622*** (0,038)
Leite fermentado	1,423*** (0,068)	-2,241*** (0,127)
Manteiga	0,586*** (0,110)	-1,148*** (0,113)
Outros lácteos	0,812*** (0,163)	-0,550*** (0,137)

Nível de significância: \* 10%, \*\* 5%, \*\*\* 1%. Erros padrão em parênteses.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Para o *Leite fluído* e *Queijo prato* chama a atenção o fato de apresentarem elasticidades-renda superiores a unidade, sobretudo o primeiro. Como *Leite fluído* é um produto mais essencial, esperavam-se valores inferiores para esta elasticidade. Isso pode estar relacionado ao fato da estimação não ter sido feita por classe de renda. Sabe-se que as classes de renda mais baixas possuem elasticidades-renda superiores para estes produtos, conforme analisado em Hoffmann (2000) e Oliveira e Carvalho (2006). Por outro lado, produtos lácteos como *Creme de leite*, *Leite em pó*, *Queijo minas*, *Queijo mozzarella*, *Iogurte* e *Manteiga*, mostraram-se inelásticos em relação à renda.

No caso das elasticidades-preços, os produtos com demanda mais sensível ao aumento de preços foram *Leite com sabor*, *Queijo parmesão* e *Leite fermentado*, justamente os mesmo que registraram elevada elasticidade-renda. Por outro lado, *Creme de leite*, *Leite fluído*, *Leite em pó* e *Queijo mozzarella* foram os produtos com menor resposta a preço, mostrando que incrementos em preço tendem a reduzir a demanda por esses produtos em menor magnitude.

Para as elasticidades preço-cruzadas, os resultados foram menos intuitivos em alguns produtos e devem ser interpretados com mais cuidado. Para outros, no entanto, os resultados fizeram sentido econômico, como esperado (Tabela 3). O *Leite fluido*, o principal produto consumido pelos brasileiros, mostrou-se como substituto do *Leite em pó* e *Iogurte*, apesar dos coeficientes serem muito próximos de zero. Esse resultado indica que um aumento no preço do *Leite em pó* causa incremento na demanda por *Leite fluido*. A mesma analogia serve para o *Iogurte*.

Os queijos, que também representam uma categoria de consumo mais elevado, também apresentaram algum grau de substituição entre si. O *Queijo minas* apresentou-se como substituto do *Leite em pó*, *Mozarela*, *Parmesão*, *Requeijão* e *Manteiga*. Vale destacar a elasticidade-cruzada relativamente mais elevada, mas ainda inelástica, do *Queijo minas* com o *Queijo Mozarela*, de 0,56, ou seja, um aumento de 1% no preço do *Queijo Mozarela* provoca uma elevação de 0,56% na demanda por *Queijo minas*, o que deve ser considerado pela cadeia produtiva em suas estratégias de precificação.

Outra associação com elasticidade-preço cruzada relativamente mais alta foi do *Leite com sabor* e *Iogurte*, de 0,92. Portanto, um aumento de 1% no preço do *Iogurte* leva a um incremento de quase a unidade na demanda de *Leite com sabor*, pois são produtos com características similares em termos de paladar e forma de consumo. Finalmente, no caso do *Iogurte*, verificou resultados significativos para a substituição com *Leite Fluido*, *Leite com sabor* e *Leite fermentado*, o que intuitivamente faz sentido pela forma líquida de consumo.

#### 4. CONCLUSÕES

O setor lácteo é extremamente importante para agronegócio brasileiro, sendo responsável diretamente pelo rendimento de diversos produtores e atendendo a demanda de milhares de consumidores. O consumo de lácteos no Brasil vem se alterando nos últimos anos, principalmente por mudanças estruturais, tais como urbanização, mudanças nas características demográficas, elevação da demanda por praticidade, com a maior inserção da mulher no mercado de trabalho, aumento na qualidade dos produtos lácteos tornando-os menos perecíveis, queda nos preços dos produtos lácteos e aumento da renda real das famílias, principalmente daquelas consideradas de baixa renda. Portanto, devido à falta de estudos sobre a demanda desagregada por produtos lácteos no País, a principal contribuição deste artigo foi analisar as elasticidades-renda, preço próprias e preço cruzadas de 14 produtos lácteos com dados mais recentes da POF.

Os resultados encontrados confirmaram que a decisão de compra por produtos lácteos é afetada por características de localização domiciliar e composição familiar. Entretanto, a hipótese inicial de que haveria um aumento da propensão a consumir produtos lácteos mais processados quando a mulher fosse à pessoa de referência do domicílio, refletindo uma maior demanda por praticidade, não se confirmou neste estágio. Além disso, os resultados apresentados possibilitam uma melhor compreensão de como os domicílios demandam produtos lácteos no Brasil. O entendimento das elasticidades de demanda por produtos lácteos podem contribuir para o desenho de políticas públicas que visem, por exemplo, a adequação do consumo de lácteos às recomendações do Ministério da Saúde pela Pirâmide Alimentar adaptada para a população brasileira. Portanto, crescimento econômico e melhor distribuição de renda poderiam melhorar substancialmente o consumo de produtos lácteos e melhorar a nutrição das famílias mais carentes, dado que a maioria dos produtos lácteos mostraram-se mais sensíveis a variações da renda. Além disso, pecuaristas e empresários, responsáveis pelo processamento, distribuição e varejo no mercado de lácteos, podem se beneficiar do padrão de substituição entre os produtos lácteos, como as fornecidas neste estudo.

Tabela 3 - Elasticidade-preço cruzadas para produtos lácteos, 2009

Elasticidade-preço cruzadas	Creme de leite	Leite condensado	Leite fluido	Leite em pó	Leite com sabor	Queijo minas	Queijo mozzarella	Queijo parmesão	Queijo prato	Requeijão	Iogurte	Leite fermentado	Manteiga	Outros lácteos
Creme de leite	-0,390**	0,135	0,236	0,107	0,144**	-0,305***	-0,134	-0,113***	0,025	0,159*	-0,008	-0,003	0,281***	-0,004
Leite condensado	0,082	-0,844***	0,099	-0,490***	0,349***	0,110	0,194	-0,124***	-0,034	0,158**	-0,120	0,042	0,106	-0,042**
Leite fluido	0,001	0,001	-0,052***	0,012***	-0,003***	-0,001	0,000	0,000	-0,002**	-0,001	0,019***	-0,001***	-0,002	0,002***
Leite em pó	0,006	-0,045***	0,237***	-0,132***	0,026***	0,050***	-0,068***	-0,021***	0,019***	0,001	0,065***	0,000	0,018***	0,000
Leite com sabor	0,494***	1,926***	-4,784***	1,278***	-2,602***	0,137	-0,730***	0,542***	-0,170	0,320**	0,916***	0,452***	-0,447***	0,115**
Queijo minas	-0,138***	0,086	0,215	0,390***	0,024	-0,889***	0,558***	0,166***	0,000	0,167***	-0,411***	-0,015	0,112***	-0,071***
Queijo mozzarella	-0,028	0,074*	0,552***	-0,200***	-0,042***	0,269***	-0,469***	-0,009	0,127***	-0,012	0,335***	-0,010	-0,049*	0,003
Queijo parmesão	-0,918***	-1,677***	-3,211**	-3,168***	1,260***	2,924***	-0,363	-2,784***	0,608***	-0,580***	-0,099	0,625***	2,319***	0,510***
Queijo prato	0,033	-0,083	-1,376***	0,339***	-0,060	-0,022	0,758***	0,104***	-0,575***	-0,057	-0,220	-0,028	-0,219***	0,179***
Requeijão	0,324*	0,519**	-0,897	-0,020	0,196**	0,741***	-0,145	-0,141**	-0,083	-0,941***	0,501**	0,120*	0,009	-0,068**
Iogurte	-0,001	-0,017	0,544***	0,116***	0,030***	-0,091***	0,147***	0,001	-0,012	0,026**	-0,622***	0,045***	0,040***	-0,012***
Leite fermentado	-0,019	0,284	-4,835***	-0,362	0,644***	-0,237	-0,345	0,386***	-0,104	0,290*	1,964***	-2,241***	0,469**	0,205***
Manteiga	0,374***	0,256	1,728***	0,568***	-0,160***	0,355***	-0,309*	0,384***	-0,198***	0,018	0,610***	0,153***	-1,148***	-0,102***
Outros lácteos	-0,043	-0,688**	5,893***	0,242	0,330**	-1,598***	0,288	0,646***	1,424***	-0,346**	-1,139***	0,443***	-0,729***	-0,550***

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

Fonte: Resultados da pesquisa.

Porém, devem-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 a não divulgação do período exato da coleta das informações. Além disso, uma análise da demanda por lácteos em estratos de renda poderia oferecer estimativas de elasticidades mais condizentes com a realidade brasileira, bem como uma análise do impacto de variáveis sócio-demográficas sobre a demanda por produtos lácteos, dado as diferenças nacionais.

## REFERENCIAL BIBLIOGRÁFICO

ABIA. **Números do setor - faturamento. São Paulo. Associação Brasileira das Indústrias da Alimentação (ABIA)**. Disponível em: < <http://www.abia.org.br/vsn/anexos/faturamento2015.pdf>>. Acesso em: 20 novembro 2016.

ACHTERBERG, G.; McDONNELL, E.; BAGBY, R. How to put the food guide into practice. **Journal of American Dietetic Association**, Chicago, v.94, n.9, p.1030-1035, 1994.

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

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

CARVALHO, G. R.; MAISASHVILI, A.; RICHARDSON, J. W.; CARVALHO, C. O. Demand analysis on food: effects of Bolsa Família on dairy consumption as a source of calcium. **Revista de Planejamento e Políticas Públicas**, n. 45, jul./dez. 2015.

COELHO, A. B.; AGUIAR, D. R. D. de; 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; WOHLGENANT, M. K. Prices and Quality Effects in Cross-Sectional Demand Analysis. **Amer. J. Agr. Econ.**, 68, n.4, p. 908-19, 1986.

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

\_\_\_\_\_. An Almost Ideal Demand System. **The American Economic Review**, 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 Microeconomic Approach to Development Policy (Baltimore: Johns Hopkins University Press), 1997.

HOFFMANN, R. Elasticidades-renda das despesas e do consumo físico de alimentos no Brasil metropolitano em 1995-96. **Agricultura em São Paulo**. 2000;47(1):111-22.



HOFFMANN, R. Elasticidade-renda das despesas e do consumo de alimentos no Brasil em 2002-2003. In: SILVEIRA, F.G. et al. (Org.). **Gasto e consumo das famílias brasileiras contemporâneas**. Brasília: IPEA, 2007. v. 2, p. 463-483.

\_\_\_\_\_. 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 (Impresso)**, v. 57, p. 49-62, 2010.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE. **Pesquisa de Orçamentos Familiares: Aquisição domiciliar per capita**. Rio de Janeiro: 2010a.

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

\_\_\_\_\_. **Produção Agrícola Municipal**. Disponível em:<  
<https://sidra.ibge.gov.br/pesquisa/ppm/quadros/brasil/2015>>. Acesso em: 10 mar. 2017.

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

MINISTÉRIO DA SAÚDE (BR), SECRETARIA DE ATENÇÃO À SAÚDE, DEPARTAMENTO DE ATENÇÃO BÁSICA. **Guia Alimentar para a População Brasileira**. 2. ed. Brasília (DF): Ministério da Saúde (BR); 2014.

MOSCHINI, G. Units of measurement and the Stone Index in demand system estimation. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 77, p. 63-68, feb., 1995.

MUNIZ, L. C.; MADRUGA, S. W.; ARAÚJO, C. L. Consumo de leite e derivados entre adultos e idosos no Sul do Brasil: um estudo de base populacional. **Ciência & Saúde Coletiva**. 18(12): 3515-3522.

OLIVEIRA, A. F.; CARVALHO, G. R. **Evolução das elasticidades-renda dos dispêndios de leite e derivados no Brasil**. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL: Fortaleza – CE, 2006.

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.

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

TAFERE, K.; TAFESSE, 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).

SOCIEDADE BRASILEIRA DE CARDIOLOGIA - SBC. VI Diretrizes Brasileiras de Hipertensão. **Arquivos Brasileiros de Cardiologia**, V. 95, 2010.

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