

DEMANDA POR PRODUTOS ALIMENTARES NAS ÁREAS RURAIS E URBANAS DO BRASIL¹

Ana Luiza Neves de Holanda Barbosa²

Tatiane Almeida de Menezes³

Bárbara Caballero de Andrade⁴

O objetivo deste artigo é estimar a elasticidade-preço e a elasticidade-despesa de 25 produtos alimentares das famílias residentes nas áreas rurais e urbanas do Brasil. Para tanto, foram estimados dois sistemas de equações de demanda por alimentos, um referente às famílias residentes nas áreas rurais do país e o outro sistema associado às famílias residentes nas áreas urbanas. A base de dados utilizada é a Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) de 2002-2003 do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). A metodologia adotada na estimação das equações de demanda tem como base o modelo Linear *Almost Ideal Demand System* (LA/AIDS). Os resultados encontrados são um importante passo para a compreensão das diferenças entre hábitos de consumo alimentar no Brasil urbano e no Brasil rural e mostram-se um instrumento poderoso no auxílio da formulação e aperfeiçoamento de avaliação de políticas públicas direcionadas à tributação sobre o consumo dos alimentos e aos efeitos de programas de transferência de renda às famílias de baixa renda.

Palavras-chave: elasticidade de demanda; comportamento do consumidor; modelo LA/AIDS.

JEL: C21, C81, D12, Q11.

1 INTRODUÇÃO

A demanda de alimentos no Brasil tem sofrido modificações importantes nas últimas décadas causadas por diversas transformações estruturais. O aumento da urbanização e da presença de mulheres na força de trabalho, além de alterações na renda das famílias, e em sua distribuição, são fatores que têm influenciado de forma significativa o padrão de consumo alimentar das famílias brasileiras (Bertasso, 2000; Cyrillo, Saes e Braga, 1997; Schlindwein e Kassouf, 2007).⁵

Como bem afirma Blundell (1988), há poucos aspectos da política econômica que não requerem o conhecimento do comportamento do consumidor. Na medida em que os gastos com alimentação ainda são um

1. As autoras agradecem os comentários e sugestões de um parecerista anônimo. Eventuais erros remanescentes são de exclusiva responsabilidade das autoras.

2. Técnica de Planejamento e Pesquisa do Ipea.

3. Professora do Departamento de Economia da Universidade Federal de Pernambuco (UFPE) e pesquisadora do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq).

4. Pesquisadora do Instituto Pereira Passos (IPPRIO).

5. Mudanças na composição etária da população, além de variações nos preços dos bens disponíveis são outros fatores que geram impactos relevantes no consumo de bens e serviços das famílias (e, em particular, na demanda por alimentos).

item fundamental no orçamento das famílias de menor renda, principalmente nas regiões mais pobres do país, estudos sobre demanda de alimentos ganham grande importância na formulação de políticas públicas.⁶

O padrão de consumo alimentar difere significativamente entre as várias regiões do país, seja por sua extensão continental, seja por fatores socioeconômicos e demográficos. No Norte e no Nordeste, por exemplo, o gasto com alimentação representa quase 25% da despesa total, enquanto em outras regiões tal gasto representa, em média, 18,2% do total IBGE (2010). No que se refere ao Brasil urbano e o rural, tais disparidades são ainda mais significativas. Na área rural, o gasto com alimentação ainda é o de segundo maior peso no orçamento familiar, com 27,6%, perdendo apenas para o grupo de gastos com habitação (30,6%). Enquanto na área urbana, o gasto com alimentação representa 19% do orçamento familiar, sendo menor do que a participação dos gastos com habitação (36,4%) e com transporte (19,5%).⁷

Até o final da década de 1990, a maior parte dos estudos empíricos brasileiros sobre estimações de demanda por produtos alimentares calculava unicamente as elasticidades-renda dos mesmos (Hoffman, 2000; Menezes *et al.*, 2002). Tal fato pode ser explicado pela dificuldade na obtenção dos preços dos alimentos de uma forma mais desagregada, além de, na maior parte dos casos, as especificações das funções de demanda estimadas não serem deduzidas de um modelo completo de estrutura de preferências e consistentes com a teoria do consumidor. Os estudos mais recentes, no entanto, utilizam sistemas de demanda flexíveis na estimação das elasticidades-renda e preço dos produtos. Coelho, Aguiar e Eales (2010), Pereda e Alves (2012) e Menezes, Azzoni e Silveira (2012), Veloso (2006) estão entre os mais recentes estudos sobre demanda por alimentos no Brasil.⁸

O grande avanço rumo à estimação de formas funcionais flexíveis foi dado por Deaton e Muellbauer (1980). Os autores propõem o que por eles foi denominado sistema de demanda quase ideal – *almost ideal demand system* (AIDS) –, que pode ser interpretado como uma aproximação de primeira ordem para qualquer sistema de demanda. A linearização aproximada do índice de

6. Apesar de perder importância nas últimas décadas, o gasto com alimentação ainda é o segundo item mais importante na participação das despesas das famílias brasileiras, com 19,8% do total. Segundo a Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) 2008-2009, do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), para famílias de baixa renda – até dois salários-mínimos (SMs) mensais –, estes gastos ainda representam 29,6% do total (IBGE, 2010).

7. De acordo com a classificação oficial, apenas 16% da população reside em áreas rurais. O tamanho médio da família é maior nas áreas rurais (3,6 pessoas/família) do que nas áreas urbanas (3,2 pessoas/família), enquanto a renda média rural corresponde a menos de 49% da renda média urbana.

8. Pereda e Alves (2012) analisa a distribuição de consumo de nutrientes, ou seja, as características que compõem os alimentos, e não a demanda por alimentos propriamente dita. Para uma análise dos estudos empíricos sobre demanda de alimentos no Brasil, ver Coelho (2006) e Veloso (2006). O quadro A.1 no apêndice A deste artigo apresenta os principais resultados sobre alguns estudos empíricos de demanda por alimentos no Brasil. Para uma resenha de estudos empíricos sobre demanda de alimentos na literatura internacional, ver Veloso (2006).

preços do modelo AIDS resulta em uma especificação para a função de demanda das mais empregadas em trabalhos empíricos. O modelo resultante é o Linear *almost ideal demand system* (LA/AIDS).⁹

Este artigo emprega o modelo LA/AIDS para estimar a demanda pelos produtos alimentícios nas áreas urbanas e rurais do Brasil.¹⁰ A base de dados utilizada é a POF/IBGE 2002-2003, que abarca, além de características demográficas e socioeconômicas, informações extremamente detalhadas sobre o consumo alimentar das famílias de todo o país. As variáveis utilizadas na estimação do modelo foram obtidas diretamente dos microdados desta pesquisa. Isto permitiu que fossem calculados os logaritmos dos preços implícitos dos produtos alimentares e do recebimento mensal familiar *per capita* diretamente das observações individualizadas e não sobre os dados agregados das classes de renda originais da pesquisa.

Para cada tipo de alimento analisado, a POF não realiza um levantamento de preços para todas as regiões, mas registra as quantidades adquiridas na semana de referência. De posse da informação das despesas gastas por cada família com cada um dos produtos alimentares, tornou-se possível o cálculo dos preços implícitos, isto é, preços obtidos pela divisão entre a despesa e quantidade adquirida de cada produto. As estimações dos sistemas de demandas por produtos alimentares nas áreas urbanas e rurais, que trazem informações sobre a sensibilidade das famílias frente a variações nos preços e na renda, são realizadas por meio de uma regressão por equações aparentemente não relacionadas – *seemingly unrelated regression* (SUR).

Além desta introdução, este trabalho possui mais quatro seções. A próxima descreve a metodologia utilizada, em que se discutem o modelo teórico e os procedimentos econométricos adotados para sua estimação. A terceira apresenta a construção da base de dados a partir dos microdados da POF/IBGE 2002-2003. Os principais resultados do modelo são apresentados na quarta seção. Por fim, a última é dedicada a algumas considerações finais. O apêndice A deste artigo apresenta, além de um quadro com os principais resultados de estudos nacionais sobre demanda de alimentos, os coeficientes estimados para os produtos alimentares nas áreas rurais e urbanas do Brasil.

9. Blundell, Pashardes e Weber (1993) e Banks, Blundell e Lewbel (1997) desenvolveram uma expansão quadrática no modelo AIDS, o Quadratic Almost Ideal Demand System (Quaids). Ao adicionar um termo quadrático do gasto total, o modelo Quaids possui a flexibilidade de curvas de Engel não lineares. Tanto nos modelos AIDS quanto Quaids originais, a estrutura de demanda é calculada admitindo que as preferências estejam relacionadas no tempo.

10. Estudos empíricos sobre a comparação do padrão de consumo alimentar entre as áreas urbanas e rurais são escassos no Brasil. Os únicos trabalhos que abordaram o tema foram Hoffman (2007) e Coelho e Aguiar (2007). O primeiro autor estimou apenas a elasticidade-renda para o consumo físico de determinados alimentos, enquanto Coelho e Aguiar analisaram unicamente a influência, na quantidade consumida de certos produtos alimentares, de se viver no meio urbano em contraste com o meio rural.

2 METODOLOGIA

2.1 Sistema LA/AIDS

O modelo AIDS é inicialmente desenvolvido a partir da seguinte especificação da função despesa:

$$\ln E(u, p) = (1 - u) \ln a(p) + u \ln b(p) \quad (1)$$

em que u é a utilidade direta; e p representa um vetor de preços. Os termos $a(p)$ e $b(p)$ são funções dos preços, que tomam as seguintes formas funcionais flexíveis:

$$\ln a(p) = \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \ln(p_i) + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \gamma_{ij} \ln(p_i) \cdot \ln(p_j) \quad (2)$$

e:

$$\ln b(p) = \ln \alpha(p) + \beta_0 \prod_i p_i^{\beta_i} \quad (3)$$

Com base nas três equações acima, obtém-se:

$$\ln E(u, p) = \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \ln(p_i) + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \gamma_{ij} \ln(p_i) \cdot \ln(p_j) + u \ln \left(\prod_i p_i^{\beta_i} \right) \quad (4)$$

Pelo lema de Shephard, tem-se que:

$$\frac{\partial \ln E(u, p)}{\partial \ln(p_j)} = \frac{p_j q_j}{E(u, p)} = w_j = \alpha_j + \sum_i \gamma_{ij} \ln(p_i) + \beta_j \ln \left(\frac{Y}{P} \right) \quad (5)$$

Assim, as participações dos gastos de cada produto no gasto total são apresentadas como uma função dos logaritmos dos preços e de renda, preservando-se as propriedades derivadas da teoria do consumidor. O modelo AIDS satisfaz perfeitamente os axiomas do consumidor com a vantagem de assumir facilmente uma forma linear, o que facilita o procedimento econométrico, além de permitir testar as restrições impostas ao modelo de demanda, quais sejam: aditividade, homogeneidade e simetria. Derivado de uma função despesa, como mostrado acima, o modelo AIDS pode ser apresentado da seguinte forma:

$$w_i = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \ln(p_j) + \beta_i \ln \left(\frac{Y}{P} \right) \quad (6)$$

em que w_i é a parcela dos gastos em alimentação, com o i -ésimo bem; Y é o gasto total; p_j é o preço do j -ésimo bem; e P é o índice de preços definido por:

$$\ln P = \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \ln(p_i) + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \gamma_{ij} \ln(p_i) \cdot \ln(p_j) \quad (7)$$

A equação (7) é uma função não linear dos preços e $\ln P$ pode ser entendido como o log da renda requerida para se atingir o nível de subsistência mínima.

As restrições de aditividade, homogeneidade e simetria, derivadas da teoria do consumidor, são respectivamente:

$$\sum_i \alpha_i = 1, \sum_i \beta_i = 0, \sum_i \gamma_{ij} = 0, \sum_j \gamma_{ij} = 0 \text{ e } \gamma_{ji} = \gamma_{ij} \quad (8)$$

Na aplicação do modelo AIDS, Deaton e Muellbauer (1980) sugerem o uso do índice de Stone, $P = \sum_i s_i \ln(p_i)$, a fim de obter linearidade dos parâmetros. O modelo resultante é o LA/AIDS, especificação bastante empregada em estudos empíricos. As elasticidades derivadas deste sistema de demanda são:

$$h_i = 1 + \frac{b_i}{w_i} e_{ii} = \frac{g_{ii} - b_i w_i}{w_i} - 1 \quad (9)$$

$$e_{ii}^C = e_{ii} + w_i \cdot h_i \quad (10)$$

em que h_i é a elasticidade-despesa; e_{ii} é a elasticidade-própria de preço marshalliana; e e_{ii}^C é a elasticidade-preço compensada.

2.2 Estratégia econométrica

A estimação da função de demanda capta o comportamento das famílias de diferentes regiões – áreas urbanas e rurais no Brasil – e distintas faixas de renda para um único período de tempo. O grupo de produtos considerados diretamente no modelo compõe uma cesta de 25 alimentos. Uma hipótese do modelo é a de separabilidade fraca entre a cesta de alimentos e os outros grupos de bens e serviços gastos pela família. Portanto, a decisão de gasto com o segundo grupo de bens é considerada exógena e só após ter sido tomada é que as famílias irão alocar seus gastos com os 25 produtos que pertencem à cesta de alimentos. O modelo econométrico estimado, com base no modelo LA/AIDS descrito acima, é dado por:

$$w_{ifr} = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \ln p_{jfr} + \beta_i \ln \left(\frac{Y_{fr}}{P} \right) + \sum_k \varphi_{ik} Z_{fr} + \varepsilon_{ifr} \quad (11)$$

onde o subscrito i indica o produto alimentar i ; f representa a faixa de renda a que família f pertence; e r é a Unidade da Federação (UF) onde a família é

residente; Y_{fr} é o gasto total com alimentação;¹¹ Z_{fr} é um vetor de características das famílias; tal vetor inclui as seguintes variáveis: sexo – *dummy* referente ao sexo do chefe de família –, idade – idade do chefe de família –, raça – raça do chefe da família –, cônjuge – *dummy* que indica se o chefe de família é casado ou não – e, por fim, as variáveis filho1, filho2, filho3 e filho4 que indicam se o chefe da família possui filhos de até cinco anos, entre cinco e quatorze anos, entre quatorze e dezoito anos e maiores de dezoito anos, respectivamente; ε_{ifr} é o erro aleatório.

Os dados consistem em uma *cross-section*, cujas observações – famílias – foram agregadas em dez faixas de renda nas áreas rurais e urbanas de 25 UFs e nove faixas de renda nas áreas rurais e urbanas do DF,¹² totalizando 259 observações na estimação de cada sistema de demanda. A partir da equação (11), foram estimados dois sistemas de equações de demanda para cada um dos 25 alimentos:¹³ um para as famílias residentes em 26 áreas rurais e o outro para residentes em 26 áreas urbanas.

As estimações dos sistemas de demandas por produtos alimentares para a área urbana e rural, que trazem informações sobre a sensibilidade das famílias frente a variações nos preços e na renda, são realizadas por meio de uma regressão por equações aparentemente não relacionadas – SUR –, proposto por Zellner (1962) (Srivastava e Giles, 1987). O modelo SUR nada mais é do que uma generalização do modelo de regressão linear e consiste em várias equações de regressão e é muito usado em estimação de sistemas de demanda, na medida em que os erros entre as equações são correlacionados. O modelo pode ser estimado equação por equação com Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Apesar de as estimativas serem consistentes, elas não são eficientes como o método SUR, que é um caso particular do método de Mínimos Quadrados Generalizados Factível – *feasible generalized least squares* (FGLS) –, pois apresenta uma forma específica da matriz de variância-covariância. Quando cada equação contém exatamente o mesmo conjunto de regressores, o método SUR é equivalente ao modelo MQO e ao método de Regressão por Equações Iteradas Aparentemente não Relacionadas – *iterative seemingly unrelated regression* (Isur). A propriedade de aditividade da função demanda implica que a matriz de variância e covariância do sistema de equações é singular. Para resolver este problema, uma das equações é retirada do sistema. A fim de manter a propriedade de homogeneidade, todos os preços devem ser normalizados para o preço referente à

11. Vale ressaltar que só foram estimadas as demandas dos alimentos tomando-se como dado o dispêndio total alimentação. Assim, qualquer interpretação das elasticidades-dispêndio como elasticidade-renda fica incompleta. O procedimento adequado seria uma estimação em dois estágios; a equação de primeiro estágio de orçamento teria como variável dependente o dispêndio em alimentação e como variáveis explicativas o preço relativo dos alimentos vis-à-vis outros grupos e a renda ou dispêndio total. Como não foi possível a obtenção dos preços dos outros grupos, tal procedimento em dois estágios não foi implementado. Para uma melhor compreensão do problema de separabilidade, ver Carpentier e Gyomard (2001), Gorman (1959), Nevo (2010) e Segerson e Mount (1985). Para o caso brasileiro, ver Coelho, Aguiar e Eales (2010) e Alves, Menezes e Bezerra (2007).

12. Como não havia observações para a faixa de renda mais pobre na área rural do DF, optou-se por excluir da análise esta faixa de renda para a amostra total e para a área urbana do DF. Quanto às UFs, o estado de Roraima foi excluído da análise, pois a batata, entre outros alimentos importantes da dieta das famílias brasileiras, não apresentou representatividade para as famílias residentes daquela região.

13. A relação destes produtos é feita na tabela 2, apresentada na seção 3.

equação excludente. Os coeficientes para esta equação são recuperados posteriormente, com base na propriedade de aditividade.¹⁴

O pacote estatístico utilizado foi o Stata/SE versão 10. As tabelas A.1 e A.2, no apêndice A deste artigo, apresentam os coeficientes estimados dos produtos alimentares referentes aos sistemas de demanda da área urbana e rural.

3 BASE DE DADOS E DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS

3.1 Base de dados

Este estudo analisa as diferenças no padrão de consumo alimentar das famílias residentes nas áreas urbanas e rurais do país e toma por base as elasticidades-renda e elasticidades-preço de 25 produtos alimentares, que constituem versão reduzida da cesta normativa proposta pela Cepal (1989). Os produtos alimentares foram escolhidos não só pela importância na dieta alimentar dos brasileiros, mas também devido ao provável grau de complementaridade/substitutibilidade entre os mesmos.

A base dos microdados utilizada é a POF realizada nos anos de 2002 e 2003 pelo IBGE.¹⁵ A POF fornece informações sobre a composição dos orçamentos domésticos das famílias, a partir da investigação e mensuração de estruturas de consumo, dos gastos e dos rendimentos, segundo as características dos domicílios e das pessoas. A POF 2002-2003 cobriu um período de doze meses, entre julho de 2002 e junho de 2003, tendo como data de referência 15 de janeiro de 2003, quando o SM era de R\$ 200,00. A amostra da POF 2002-2003 abarcou 48.470 domicílios – 48.568 unidades de consumo ou famílias –, com 182.333 residentes, o que representa 0,1% do total de domicílios em todo o território nacional.¹⁶

As informações sobre despesas das famílias da POF 2002-2003 foram obtidas por três instrumentos de coleta: dois questionários de despesa (POF 2 – Questionário de Despesa Coletiva e POF 4 – Questionário de Despesa Individual) e uma caderneta de despesa coletiva (POF 3 – Caderneta de Despesa Coletiva). Os dois questionários abrangeram as despesas coletivas e as despesas individuais, cujas coletas se processaram pela recuperação de gastos das famílias. A caderneta de despesa coletiva englobou as despesas familiares, monetárias e não monetárias, com alimentos, bebidas, artigos de higiene pessoal, de limpeza, e outras pequenas compras cotidianas. Todas essas aquisições foram registradas, em cada domicílio, em um período de sete dias consecutivos.

14. O método de estimação Isur tem a propriedade desejável de invariância na estimação dos parâmetros das equações em função da escolha da equação omitida, o que permite que esta seja completamente arbitrária (Veloso, 2006; Greene, 2003). Tal fato não ocorre com o método SUR. Entretanto, como, neste trabalho, cada uma das equações possui os mesmos regressores, os estimadores SUR e Isur colapsam para o estimador MQO. Para uma análise pormenorizada sobre o método SUR, ver Srivastava e Giles (1987), Greene (2003) e Cameron e Trivedi (2005).

15. No momento da elaboração deste trabalho, os microdados da POF 2008-2009 não haviam sido disponibilizados pelo IBGE.

16. Segundo a POF (IBGE, 2004, 2010), "a Unidade de Consumo é a unidade básica de investigação e análise dos orçamentos". Portanto, neste trabalho, o termo "família" será considerado equivalente à unidade de consumo.

Depois de alguns ajustes, em que foram eliminados os domicílios que não apresentavam informação de rendimento – renda zero –, os que não consumiram nenhum dos 25 produtos alimentares selecionados e os que apresentavam mais de uma unidade de consumo – família – ou informação discrepante das variáveis utilizadas – os *outliers* –, a amostra resultante foi de 45.588 famílias.¹⁷

A distinção entre as áreas rurais e áreas urbanas é dada pelo plano amostral da POF. Na POF 2002-2003, adotou-se um plano amostral conglomerado em dois estágios, com estratificação geográfica e estatística das unidades primárias de amostragem que correspondem aos setores da base geográfica do censo demográfico 2000/IBGE. Para a área urbana de cada UF, foram definidos os seguintes estratos geográficos: município da capital, RM sem o município da capital e restante da área urbana. Nas áreas rurais, em função dos altos custos de coleta, a estratificação não foi definida em cada UF; foram definidos cinco estratos rurais, um para cada Grande Região (IBGE, 2004).

3.2 Estratégia empírica

Amostras

A amostra total que engloba as famílias residentes nas UFs foi dividida em duas subamostras: *i*) o total das famílias residentes nas áreas rurais de 26 UFs; e *ii*) o total das famílias residentes nas áreas urbanas de todas as 26 UFs.¹⁸ Por sua vez, as famílias residentes na área urbana/rural de 25 UFs foram agregadas em dez faixas de renda, enquanto que no DF, as famílias foram agregadas em nove faixas de renda nas áreas rurais e urbanas.¹⁹ As observações individualizadas das unidades de consumo (famílias) referentes aos gastos alimentares apresentam inúmeras situações-limite como, por exemplo, famílias investigadas na semana da compra mensal e famílias com poucas aquisições ou mesmo nenhuma – que apresentavam, por exemplo, estoques alimentares de produtos menos perecíveis. Com a agregação das famílias por faixas de renda, tal problema deixa de existir.²⁰ A agregação foi realizada da seguinte forma: as observações originais foram classificadas por renda *per capita* e a distribuição resultante foi dividida

17. Os ajustes em relação às variações consideradas extraordinárias (os *outliers*) foram feitos para os preços de alimentos superiores a R\$ 100,00. Apenas oito observações se situaram neste caso.

18. Como já mencionado na seção 2.2, o estado de Roraima foi excluído de nossa análise pelo fato de diversos produtos alimentares apresentarem uma representatividade muito baixa nessa região.

19. Também já mencionado anteriormente, a faixa de renda mais pobre na área rural do DF não apresentou observações. Portanto, optou-se por excluir da análise esta faixa de renda (faixa 1) para a amostra total e para a área urbana do DF.

20. A hipótese, portanto, da existência de valores *missing* (valores faltantes) de despesa e quantidade na POF é devido ao processo de seleção que é aleatório. Alguns estudos procuram resolver tal problema com a aplicação de modelos censurados e assumem, portanto, que as famílias selecionadas escolhem não consumir os alimentos em questão em virtude dos seus orçamentos correntes e dos preços de mercado. E, quando esse é o caso, tem-se uma solução de canto do problema de maximização da utilidade, que pode ser representado pela estrutura de Kuhn-Tucker ou por um modelo de regressão censurada (Alves, Menezes e Bezerra, 2007). Além deste último estudo, ver Coelho (2006) e Pereda e Alves (2012).

em dez estratos populacionais para 25 UFs e nove estratos populacionais para o DF, com aproximadamente o mesmo número de observações – famílias –, classificadas pela magnitude da renda *per capita*, para a área urbana/rural de cada UF.

A tabela 1 mostra a renda familiar *per capita* mensal no Brasil e nas suas áreas urbanas e rurais. Vale notar a discrepância de renda entre estas últimas. Na média, a renda *per capita* das famílias residentes nas áreas rurais não chega a 60% da renda *per capita* das famílias residentes na área urbana. Quando a análise é feita por renda, nota-se que, com exceção da última faixa de renda, à medida que o nível de renda aumenta as diferenças entre as áreas rurais e as áreas urbanas aumentam. O índice de gini indica que a desigualdade de distribuição de renda é menor na área rural do que na área urbana.

TABELA 1

Brasil: faixas de renda – áreas urbanas e áreas rurais

Faixas de renda	Brasil		Áreas urbanas		Áreas rurais	
	Renda <i>per capita</i> mensal (R\$)	Famílias	Renda <i>per capita</i> mensal (R\$)	Famílias	Renda <i>per capita</i> mensal (R\$)	Famílias
1	45,78 (14,874)	4.510	52,02 (17,342)	3.514	34,58 (10,212)	996
2	86,92 (10,634)	4.509	98,71 (11,890)	3.514	61,91 (6,909)	996
3	125,24 (11,853)	4.510	140,33 (12,379)	3.513	86,77 (75,270)	995
4	167,05 (12,921)	4.508	187,45 (14,547)	3.514	114,79 (91,363)	996
5	217,49 (16,196)	4.509	243,70 (18,005)	3.513	148,83 (10,128)	995
6	279,75 (20,115)	4.510	313,05 (23,165)	3.514	189,64 (13,952)	996
7	365,47 (30,717)	4.509	411,56 (34,873)	3.514	242,22 (16,781)	996
8	504,22 (51,890)	4.509	568,28 (57,964)	3.513	314,01 (26,303)	995
9	780,92 (121,922)	4.509	875,16 (135,156)	3.514	452,86 (58,794)	996
10	2.448,64 (2392,180)	4.509	2.647,67 (2520,108)	3.513	1.551,28 (1781,242)	995
Total	502,13 (1.019,394)	45.092	553,85 (10.861,654)	35.136	319,61 (707,321)	9.956
Índice de Gini	0,599		0,592		0,585	

Fonte: Microdados da POF 2002-2003/IBGE.

Elaboração das autoras.

Obs.: Desvio padrão entre parênteses.

A tabela 2 apresenta a participação do gasto de cada um dos 25 alimentos em relação ao gasto total com a cesta de produtos para as áreas urbanas e para as áreas rurais no Brasil. Nota-se que produtos como arroz, frango, açúcar e pão são

os de maior representação nas despesas com alimentos para as famílias brasileiras. Embora estatisticamente muito próximas, nota-se que a parcela gasta com arroz e açúcar nas áreas rurais é superior do que nas áreas urbanas. No que diz respeito ao pão, no entanto, as famílias residentes no Brasil urbano consomem muito mais este produto do que as famílias residentes em áreas rurais; a parcela gasta pelas famílias residentes em áreas urbanas com o pão chega a quase 10% sobre a despesa com a cesta de alimentos, enquanto que as famílias rurais gastam com este produto apenas 3,6% da despesa total com a cesta analisada.

TABELA 2

Brasil: cesta de produtos alimentares (*shares*) – áreas urbanas e áreas rurais

Produto		Brasil	Áreas urbanas	Áreas rurais
Cód.	Descrição			
1	Arroz	0,106 (0,054)	0,101 (0,049)	0,121 (0,081)
2	Feijão	0,061 (0,028)	0,053 (0,022)	0,078 (0,048)
3	Macarrão	0,027 (0,011)	0,028 (0,011)	0,026 (0,021)
4	Farinha de trigo	0,018 (0,023)	0,015 (0,019)	0,025 (0,031)
5	Farinha de mandioca	0,023 (0,027)	0,019 (0,022)	0,039 (0,048)
6	Batata	0,010 (0,007)	0,010 (0,006)	0,010 (0,017)
7	Açúcar	0,083 (0,025)	0,080 (0,022)	0,085 (0,010)
8	Tomate	0,011 (0,005)	0,011 (0,005)	0,008 (0,006)
9	Banana	0,016 (0,008)	0,016 (0,006)	0,014 (0,015)
10	Laranja	0,008 (0,006)	0,008 (0,005)	0,007 (0,011)
11	Carne de primeira	0,075 (0,044)	0,085 (0,046)	0,052 (0,052)
12	Carne de segunda	0,068 (0,033)	0,068 (0,030)	0,072 (0,074)
13	Carne suína	0,016 (0,023)	0,012 (0,010)	0,029 (0,047)
14	Pescados	0,039 (0,043)	0,034 (0,030)	0,060 (0,095)
15	Frango	0,097 (0,028)	0,098 (0,030)	0,093 (0,052)
16	Leite pasteurizado	0,071 (0,039)	0,069 (0,037)	0,071 (0,055)

(Continua)

(Continuação)

Produto		Brasil	Áreas urbanas	Áreas rurais
Cód.	Descrição			
17	Leite em pó	0,031 (0,024)	0,034 (0,027)	0,019 (0,019)
18	Queijo	0,022 (0,024)	0,025 (0,026)	0,018 (0,027)
19	Manteiga	0,005 (0,005)	0,006 (0,006)	0,004 (0,006)
20	Margarina vegetal	0,015 (0,007)	0,017 (0,008)	0,010 (0,010)
21	Pão	0,083 (0,035)	0,098 (0,032)	0,036 (0,041)
22	Biscoito doce	0,020 (0,008)	0,021 (0,008)	0,017 (0,015)
23	Biscoito salgado	0,022 (0,010)	0,022 (0,010)	0,021 (0,019)
24	Óleo de soja	0,048 (0,028)	0,044 (0,023)	0,056 (0,043)
25	Café	0,025 (0,010)	0,024 (0,009)	0,030 (0,018)

Fonte: Microdados da POF 2002-2003/IBGE.

Elaboração das autoras.

Obs.: Desvio padrão entre parênteses.

Outra variável que é uma boa *proxy* para análise do consumo físico dos alimentos em quilograma *per capita* é a quantidade adquirida de cada alimento.²¹ A tabela 3 apresenta a aquisição alimentar anual de alguns produtos alimentares em várias situações geográficas. Com relação à farinha de mandioca, verifica-se que a sua aquisição média nas áreas rurais do Brasil é mais de três vezes maior do que nas áreas urbanas.²² Um aspecto interessante é que se nota um consumo deste produto muito superior nas áreas rurais do Norte (29,7 kg) e Nordeste (30,3 kg) em relação às mesmas áreas das outras regiões. Com a farinha de trigo, a aquisição alimentar *per capita* é também maior nas áreas rurais, sendo que para o Norte e Nordeste as diferenças entre as áreas rurais e urbanas são bem menos significativas do que as diferenças entre essas áreas para a farinha de mandioca. Por sua vez, o arroz e o feijão, além de apresentarem quantidades adquiridas bastante significativas, também têm um padrão semelhante ao das farinhas de mandioca e de trigo: as famílias residentes nas áreas rurais de quaisquer dimensões geográficas adquirem uma quantidade significativa destes produtos

21. As quantidades de produtos adquiridos na forma líquida foram transformadas em quilogramas, considerando-se volume igual a peso.

22. Hoffman (2007) apresenta comparações semelhantes com relação a este produto e reporta valores muito próximos dos encontrados neste trabalho. O autor mostra que na comparação entre a região Nordeste e o estado de São Paulo, essas diferenças são ainda mais significativas: enquanto no Nordeste, a sua aquisição anual *per capita* supera os 15 kg, no estado de São Paulo, o consumo de mandioca não atinge 1 kg.

em relação às famílias residentes nas áreas urbanas. O pão apresenta outra diferença significativa entre o Brasil urbano (13,7 kg) e o Brasil rural (5,5 kg). Vale ressaltar que, em todas as regiões, a quantidade adquirida de pão é muito superior nas áreas urbanas do que nas áreas rurais, sendo que a maior diferença encontra-se na região Centro-Oeste: o Centro-Oeste urbano compra quase cinco vezes mais pão do que o Centro-Oeste rural. Assim como o pão, a carne de primeira é adquirida mais nas áreas urbanas de todas as regiões, com exceção do Sul, onde o consumo deste produto é praticamente o mesmo nas áreas urbanas e rurais. Com relação à carne de segunda, as disparidades entre áreas rurais e áreas urbanas variam entre as regiões. Com exceção do Centro-Oeste e do Sudeste, a quantidade adquirida de carne de segunda é mais representativa nas áreas rurais do que nas áreas urbanas das outras regiões. O frango, por sua vez, tem maior representatividade nas áreas rurais do Sul, Sudeste e Centro-Oeste em relação às áreas urbanas dessas regiões.

TABELA 3

Brasil: aquisição alimentar anual *per capita*
(Em kg)

	Farinha de mandioca	Farinha de trigo	Pão	Arroz	Feijão	Carne de primeira	Carne de segunda	Frango
Brasil urbano	7,426	4,288	13,669	35,288	12,533	7,810	8,730	16,117
Brasil rural	23,988	9,125	5,446	55,441	27,501	5,973	9,784	16,652
Norte urbano	10,702	1,437	14,691	35,021	15,400	6,619	7,315	15,834
Norte rural	29,691	2,730	5,393	49,650	31,591	5,351	9,597	12,317
Nordeste urbano	10,843	1,355	15,164	33,854	15,624	6,428	7,041	15,977
Nordeste rural	30,290	2,745	5,537	46,568	31,847	5,002	9,518	11,909
Centro-Oeste urbano	1,454	5,179	10,222	50,430	11,486	9,469	11,324	12,622
Centro-Oeste rural	2,884	10,633	2,163	90,945	18,687	8,762	10,257	20,017
Sudeste urbano	2,309	3,480	14,561	33,389	11,439	6,712	6,680	16,495
Sudeste rural	3,291	10,206	8,450	67,825	39,325	4,654	5,445	17,250
Sul urbano	0,965	15,075	11,338	25,324	8,748	7,823	10,577	16,711
Sul rural	2,390	41,971	6,262	39,090	19,977	7,726	14,445	25,763

Fonte: Microdados da POF 2002-2003/IBGE e Hoffman (2007).
Elaboração das autoras.

Índice de preços

A POF não realiza um levantamento de preços por regiões ou por área – urbana ou rural –, mas registra as quantidades adquiridas na semana de referência. De posse da informação das despesas gastas por cada família com cada um dos 25 produtos alimentares, torna-se possível o cálculo dos preços implícitos, isto é, preços obtidos pela divisão entre a despesa e a quantidade adquirida de

cada produto.²³ As observações individualizadas das unidades de consumo – famílias – referentes aos preços dos produtos alimentares apresentam um número bastante significativo de *missing values* – valores faltantes. Tal fato ocorre em virtude das diferentes frequências de aquisição dos produtos. No que tange às despesas com alimentação, a POF tem como referência um período de sete dias, que são contados no decorrer da entrevista. Como a operação de coleta tem duração de doze meses, os períodos de referência das informações de despesas – e rendimentos – não correspondem às mesmas datas para cada domicílio selecionado. Como mencionado anteriormente, com a agregação das famílias por dez faixas de renda nas áreas urbanas e rurais de cada UF, tal problema deixa de existir. Os *missing values* dos preços dos produtos na amostra foram imputados pela média do preço implícito médio de cada estrato faixa de renda – área (rural ou urbana) – UF do produto. Assim, para a estimação dos sistemas de demanda para as áreas rurais e urbanas do Brasil, foram utilizados dez vetores de preços diferentes em cada estrato – área (rural ou urbana) – UF.

Uma limitação da escolha de se utilizar preços diferentes entre as faixas de renda de uma mesma UF é o fato de que valores unitários não são o mesmo que preços e são afetados pela escolha da qualidade do bem adquirido (Deaton, 1977). Coelho (2006) faz uma boa exposição sobre tal problema. O preço de um kg de arroz pode ser diferente entre consumidores por refletir a qualidade do produto comprado. Como o atributo qualidade é certamente parte da escolha do consumidor, o valor unitário não seria exógeno, mas endógeno e, assim, deveria ser explicado também pelo modelo. Diversos autores apontam as falhas na especificação e na estimação de sistemas de demanda ao não se modelar o valor unitário, controlando pela qualidade do produto, especialmente quando a base de dados é em *cross-section* (Polinsky, 1977; Cox e Wohlgemant, 1986). Como bem afirma Coelho (2006), no entanto, estudos com alto grau de desagregação são menos suscetíveis a este problema. Além disso, segundo Cox e Wohlgemant (1986), as diferenças na estimação dos parâmetros resultantes da falha em se corrigir os preços de dados de corte seccional para o efeito qualidade são pequenos para bens homogêneos (Coelho, 2006; Deaton, 1977). Logo, neste trabalho, como são analisados 25 produtos alimentares com um nível bastante alto de desagregação, a variável preço é dada pelo valor unitário, calculado pela divisão da despesa total com o produto pela quantidade adquirida deste e tem-se preços diferentes entre as diferentes faixas de renda representativas de cada UF (tabela 4).²⁴

23. Preços implícitos são usualmente chamados de valores unitários (*unit values*) na literatura sobre comparação de preços ou de índices de custo de vida entre áreas geográficas (Aten e Menezes, 2002). Importante ressaltar que os preços implícitos foram calculados antes da agregação das famílias em dez faixas de renda.

24. Essa estratégia é muito semelhante à adotada no estudo de Coelho (2006).

TABELA 4

Brasil: preços¹ de produtos alimentares (média) – áreas urbanas e áreas rurais

Produto		Brasil	Áreas urbanas	Áreas rurais
Cód.	Descrição			
1	Arroz	1,589 (0,202)	1,602 (0,211)	1,533 (0,211)
2	Feijão	2,271 (0,246)	2,299 (0,238)	2,214 (0,389)
3	Macarrão	3,778 (0,765)	3,880 (0,888)	3,521 (2,232)
4	Farinha de trigo	1,952 (0,250)	1,960 (0,271)	1,945 (0,373)
5	Farinha de mandioca	1,352 (0,305)	1,384 (0,331)	1,241 (0,389)
6	Batata	1,284 (0,261)	1,282 (0,276)	1,307 (0,321)
7	Açúcar	3,281 (1,608)	3,469 (1,714)	2,427 (1,527)
8	Tomate	1,137 (0,315)	1,139 (0,314)	1,132 (0,361)
9	Banana	1,292 (0,614)	1,306 (0,603)	1,212 (0,508)
10	Laranja	1,124 (0,444)	1,127 (0,451)	1,155 (0,459)
11	Carne de primeira	5,981 (0,840)	6,040 (0,860)	5,784 (1,297)
12	Carne de segunda	4,151 (0,479)	4,172 (0,490)	4,089 (0,711)
13	Carne suína	4,484 (1,164)	4,725 (1,309)	3,993 (1,388)
14	Pescados	4,270 (1,452)	4,577 (1,529)	3,386 (1,172)
15	Frango	3,339 (0,390)	3,342 (0,419)	3,335 (0,635)
16	Leite pasteurizado	1,008 (0,230)	1,060 (0,197)	0,780 (0,339)
17	Leite em pó	9,883 (1,589)	9,845 (1,654)	9,881 (2,323)
18	Queijo	8,417 (2,206)	8,792 (2,134)	6,721 (2,825)
19	Manteiga	7,038 (2,733)	7,211 (2,882)	6,690 (2,688)
20	Margarina vegetal	5,066 (0,813)	5,077 (0,820)	5,147 (1,692)
21	Pão	3,660 (0,528)	3,673 (0,537)	3,689 (0,100)
22	Biscoito doce	5,672 (1,097)	5,752 (1,092)	5,213 (2,249)
23	Biscoito salgado	5,672 (1,402)	5,756 (1,423)	5,301 (2,304)
24	Óleo de soja	2,973 (0,221)	2,954 (0,238)	3,030 (0,333)
25	Café	5,775 (0,680)	5,714 (0,630)	6,035 (1,974)

Fonte: Microdados da POF 2002-2003/IBGE.

Elaboração das autoras.

Nota: ¹ Preços de janeiro de 2003.

Obs.: Desvio padrão entre parênteses.

O índice de preços utilizado na estimação foi o índice de preços de Stone, tornando-se possível a obtenção de um sistema linear de demandas. O índice de preços de Stone é dado por:

$$\ln P = \sum_k w_k \ln (p_k) \quad (12)$$

em que w_k é o ponderador dado pela despesa relativa de cada produto alimentar.

Moschini (1995) mostra que o índice de preço de Stone não é invariante a mudanças nas unidades de medida de preço, ou seja, alterar a unidade de medida de um preço, o índice sofre alteração, embora os pesos continuem inalterados. Moschini (1995) sugere a utilização do índice de Paasche, comumente utilizado na literatura de índices de preços. Como em base de dados em *cross-section*, o índice de preços de Paasche é equivalente ao índice de preços de Stone, este trabalho utiliza o índice de preços de Stone (Pereda, 2008).

Variáveis explicativas

As variáveis explicativas utilizadas na estimação estão descritas no quadro 1. Além das variáveis demográficas, tais como gênero e idade do chefe de família, número de crianças no domicílio, foram incluídas na estimação variáveis *dummies* regionais para controlar, em grande parte, o efeito das diferenças socioeconômicas nas aquisições dos alimentos no Brasil.

Como bem aponta Coelho (2006), uma questão importante em estudos de demanda é a escolha entre a variável renda ou despesa total para ser incluída nas equações a serem estimadas. Como o sistema de demanda é derivado de uma estrutura de preferências bastante flexível e, com isso, deve atender às três restrições apresentadas na seção 2, é natural que a escolha seja da variável despesa total, já que esta atende à propriedade da aditividade.²⁵ Além disso, como este trabalho trata apenas de gêneros alimentícios, caso em que a aquisição é contínua (diferente do caso de bens duráveis), o problema de a despesa não ser uma boa *proxy* para o consumo deixa de existir.

QUADRO 1

Variáveis explicativas utilizadas na estimação

Variáveis	Descrição das variáveis
Variáveis explicativas:	
$\ln p_i$	Logaritmo dos preços de cada um dos 24 produtos alimentares - café ($i = 25$) é usado como numerário.
$\ln gto$	Logaritmo do gasto total com a cesta de 25 produtos alimentares.
Sexo	<i>Dummy</i> que capta se o chefe de família é homem: 1 = homem, 0 = caso contrário.

(Continua)

25. Coelho e Aguiar (2007) também apontam outras vantagens em se usar despesa total para estimação de sistemas de demanda. Entre elas, os autores citam o argumento de Prais e Houthakker (1971) sobre a maior estabilidade dessa variável em relação aos componentes transitórios que a variável renda pode vir a sofrer. Para o caso brasileiro, Medeiros (1978, *apud* Coelho e Aguiar [2007]) argumenta que a variável renda da POF está mais sujeita a erros de medida e sugere o uso da variável despesa total (Coelho e Aguiar, 2007, p. 497-498).

(Continuação)

Variáveis	Descrição das variáveis
Idade	Idade do chefe de família
Raça	<i>Dummy</i> que capta a raça do chefe de família: 1 = branco, 0 = caso contrário.
Cônjuge	<i>Dummy</i> que capta o estado civil do chefe de família: 1 = casado, 0 = caso contrário.
Composição familiar:	
Filho5	Número de membros da família com idade abaixo de 5 anos.
Filho14	Número de membros da família com idade entre 5 e 14 anos.
Filho18	Número de membros da família com idade entre 5 e 14 anos.
Filho18+	Número de membros da família com idade acima de 18 anos.
<i>Dummy</i> regional:	
	NO = região Norte. NE = região Nordeste (será o <i>default</i>). Sul = região Sul. SE = região Sudeste. CO = região Centro-Oeste.
fd i	<i>Dummy</i> correspondente à faixa de renda familiar <i>per capita</i> (fd 1 corresponde ao <i>default</i>).

Elaboração das autoras.

4 RESULTADOS

4.1 Estimação e elasticidades

As elasticidades-despesa e elasticidades-preço foram calculadas com base nos coeficientes estimados dos produtos alimentares referentes aos sistemas de demanda para as áreas urbanas e rurais do Brasil.²⁶ Importante ressaltar que as restrições de homogeneidade e aditividade são impostas no modelo. A validade da restrição da simetria de matriz de Slutsky foi testada para as três amostras – Brasil; Brasil-urbano e Brasil-rural. Como na maior parte dos estudos empíricos que testam a simetria em sistemas de demanda, tal hipótese é fortemente rejeitada pelos dados – tabela A.4 do apêndice A deste artigo.²⁷

As tabelas 5, 6 e 7 apresentam, respectivamente, as elasticidades-despesa e elasticidades-preço – não compensadas e compensadas – dos 25 produtos alimentares referentes ao Brasil urbano e ao Brasil rural.

Quanto às elasticidades-despesa, o que chama a atenção é a inexistência de bens inferiores tanto nas áreas urbanas quanto nas áreas rurais: todas as elasticidades são maiores do que zero e muito próximas de um. Para o Brasil como um todo, os resultados aqui apresentados são muito semelhantes aos obtidos em Coelho *et al.* (2010):

26. As tabelas A.1, A.2 e A.3 no apêndice A deste artigo apresentam os coeficientes estimados para cada uma das 24 equações de participação dos sistemas de demanda para o Brasil, as áreas urbanas e para as áreas rurais, respectivamente. A equação do produto “café” (código 25) foi excluída, para evitar problemas de singularidade, mas seus coeficientes foram recuperados posteriormente para o uso da propriedade de homogeneidade.

27. Browning e Chiappori (1998) argumentam que a rejeição da hipótese de simetria na maior parte dos estudos de demanda se deve ao fato de que os mesmos não levam em conta o processo decisório intrafamiliar e a família é tratada como um único consumidor (modelo unitário).

as estimativas das elasticidades-despesa são consistentemente maiores que os valores de outros estudos sobre demanda de alimentos no Brasil. Em Silveira *et al.* (2007), por exemplo, a farinha de mandioca é considerada bem inferior. Uma explicação plausível para essas diferenças nas estimativas das elasticidades, pelo menos para os alimentos mais nobres – como queijo, carne de primeira etc. – é que Silveira *et al.* (2007), entre outros estudos, se basearam na POF 1995-1996, que não incluiu as áreas rurais na sua pesquisa. Como bem afirma Coelho (2006), a zona rural concentra grande parte da pobreza do país, em especial a do Nordeste, e as famílias de estratos de renda mais pobres e da zona rural tendem a apresentar elasticidades mais altas para os alimentos nobres em comparação com as famílias residentes em áreas urbanas. Tal fato pode refletir nas maiores elasticidades obtidas neste estudo.

A farinha de mandioca, o queijo, o biscoito doce e a carne de primeira estão entre os alimentos com maior elasticidade-despesa – primeira coluna da tabela 5. Com exceção da farinha de mandioca, tais alimentos são produtos “nobres” cujo consumo cresce com o nível da renda. A carne de segunda (0,87) e a farinha de trigo (0,69) estão entre os alimentos menos elásticos em relação à despesa no Brasil. Estes alimentos são itens mais baratos e de consumo generalizado, de modo que se esperam baixas elasticidades-renda, ou seja, uma mudança na renda do consumidor não deve gerar efeitos significativos nas demandas desses alimentos. Vale uma observação sobre a farinha de trigo: a elasticidade-despesa desse produto para a amostra total é estatisticamente menor do que a elasticidade-despesa para as áreas urbanas e para as áreas rurais. Tal fato pode ocorrer devido aos diferentes padrões regionais de despesa com esse produto – ver tabelas 2 e 3 – e da diferença na estrutura de ponderação adotada nas três amostras – Brasil; Brasil urbano e Brasil rural.

No que diz respeito às diferenças das elasticidades-despesa entre as áreas urbanas e rurais, o arroz, o feijão, produtos básicos na dieta da população, também apresentam elasticidades-despesa altas em ambas as áreas, sendo que, nas áreas rurais, tais elasticidades são maiores em relação às áreas urbanas. Por sua vez, o macarrão, a batata, o leite em pó, a margarina vegetal, o biscoito doce, o queijo, a manteiga e o pão apresentam elasticidades-despesa maiores nas áreas urbanas em relação às áreas rurais, sendo que a diferença é bastante significativa para os três últimos produtos. As farinhas de trigo e de mandioca, o tomate, a laranja e a banana, o biscoito salgado, o café, além de todos os tipos de carnes, pescados e o frango apresentam elasticidades estatisticamente iguais entre as áreas rurais e urbanas (tabela 5).

Um resultado interessante na estimação para as áreas rurais diz respeito à elasticidade-despesa do leite pasteurizado e do leite em pó – produto mais caro. Neste caso, a elasticidade-despesa do primeiro é maior do que a elasticidade do segundo, mesmo resultado encontrado em Coelho *et al.* (2010). Arroz e feijão são os itens com maiores elasticidades, enquanto que pão, manteiga e queijo são os de menores elasticidades nessas áreas – rurais. Com relação aos dois últimos alimentos,

é interessante notar que as famílias rurais brasileiras são predominantemente criadoras de gado leiteiro, seja ele bovino, no Sul e Sudeste ou caprino, no Nordeste e, por conseguinte, produtoras de queijo e leite (Wilkinson, 2010). É possível que a baixa elasticidade despesa dos produtos derivados do leite esteja associada a este viés produtivo regional. De fato estes produtos – manteiga e leite – foram dos únicos produtos com elasticidade renda bem inferiores à unidade.

TABELA 5
Elasticidade-despesa

Produto		Brasil	Áreas urbanas	Áreas rurais
Cod.	Descrição			
1	Arroz	1,040*** (0,025)	1,040*** (0,024)	1,155*** (0,033)
2	Feijão	1,030*** (0,025)	1,023*** (0,021)	1,159*** (0,034)
3	Macarrão	0,923*** (0,027)	0,984*** (0,025)	0,842*** (0,049)
4	Farinha de trigo	0,692*** (0,057)	0,870*** (0,056)	0,979*** (0,055)
5	Farinha de mandioca	1,151*** (0,058)	1,075*** (0,059)	1,078*** (0,061)
6	Batata	0,919*** (0,045)	1,010*** (0,032)	0,844*** (0,107)
7	Açúcar	1,014*** (0,021)	1,022*** (0,018)	1,097*** (0,033)
8	Tomate	1,018*** (0,038)	0,961*** (0,035)	0,978*** (0,051)
9	Banana	0,942*** (0,040)	0,987*** (0,027)	0,919*** (0,064)
10	Laranja	0,924*** (0,051)	0,913*** (0,038)	0,848*** (0,094)
11	Carne de primeira	1,070*** (0,030)	1,016*** (0,026)	0,987*** (0,065)
12	Carne de segunda	0,865*** (0,033)	0,871*** (0,029)	0,781*** (0,062)
13	Carne suína	1,028*** (0,115)	1,021*** (0,059)	0,866*** (0,099)
14	Pescados	0,948*** (0,052)	1,044*** (0,049)	1,124*** (0,066)
15	Frango	0,972*** (0,019)	0,979*** (0,018)	0,929*** (0,034)
16	Leite pasteurizado	0,997*** (0,026)	1,002*** (0,023)	1,147*** (0,041)
17	Leite em pó	0,955*** (0,041)	0,956*** (0,041)	0,832*** (0,057)
18	Queijo	1,097*** (0,048)	1,036*** (0,058)	0,613*** (0,085)
19	Manteiga	0,927*** (0,070)	0,936*** (0,069)	0,427*** (0,089)
20	Margarina vegetal	0,965*** (0,030)	1,013*** (0,032)	0,870*** (0,063)
21	Pão	1,035*** (0,024)	1,014*** (0,020)	0,679*** (0,067)

(Continua)

(Continuação)

Produto		Brasil	Áreas urbanas	Áreas rurais
Cod.	Descrição			
22	Biscoito doce	1,088*** (0,026)	1,124*** (0,027)	0,827*** (0,056)
23	Biscoito salgado	0,944*** (0,030)	0,926*** (0,029)	0,866*** (0,048)
24	Óleo de soja	1,050*** (0,038)	0,998*** (0,030)	1,116*** (0,058)
25	Café	1,058*** (0,028)	1,046*** (0,024)	1,036*** (0,040)

Fonte: Microdados da POF 2002-2003/IBGE.

Elaboração das autoras.

Nota: *** Nível de significância a 1%.

Obs.: O desvio padrão foi calculado pelo método Delta (Greene, 2003).

As tabelas 6 e 7 mostram a comparação entre as elasticidades-preço marshallianas – não compensadas – e compensadas. Os resultados indicam que as elasticidades apresentam valores negativos para todos os alimentos. Com poucas exceções, as elasticidades – compensadas e não compensadas – são extremamente altas. No que diz respeito ao Brasil, por exemplo, o arroz está entre os produtos mais elásticos ao preço; tanto a elasticidade-preço não compensada quanto à compensada supera 1,5 – estatisticamente. Produtos como o macarrão, a carne suína, o frango, o leite pasteurizado e em pó, o pão e o biscoito salgado também apresentam elasticidades extremamente altas em relação ao preço – acima de um, estatisticamente. Por sua vez, os produtos mais inelásticos são a manteiga, a carne de primeira e a farinha de mandioca. Ainda assim, os dois últimos produtos apresentam elasticidades bem próximas de um (tabelas 6 e 7).

De forma semelhante às elasticidades-despesa, pode se verificar que não há disparidades significativas entre as áreas urbanas e rurais no que diz respeito às elasticidades-preço. O feijão, a farinha de mandioca e a banana apresentam elasticidades-preço maiores nas áreas rurais em comparação com as áreas urbanas. O frango, o leite pasteurizado e o café, por sua vez, são produtos com maiores elasticidades nas áreas urbanas do que nas rurais. O restante dos produtos apresenta elasticidades-preço estatisticamente iguais nas áreas urbanas e rurais (tabelas 6 e 7).²⁸

No que tange unicamente às elasticidades compensadas, que refletem o efeito preço, descontado do efeito renda, os seus valores extremamente altos mostram-se um resultado esperado na medida em que a maior parte dos produtos alimentares componentes da cesta alimentar possui um grande número de substitutos e consistem do grupo de despesas em que as famílias brasileiras despendem uma proporção maior de seus orçamentos com relação à alimentação (IBGE, 2004). Para o brasileiro médio, os produtos mais elásticos são: o arroz

28. A carne de segunda não apresentou elasticidades-preço estatisticamente significativas nas áreas urbanas e rurais e a carne suína não apresentou elasticidades-preço estatisticamente significativas nas áreas rurais.

(-1,83), a carne suína (-1,75) e o leite pasteurizado (-1,5). Novamente, e com exceção da carne suína, estas elasticidades são muito semelhantes às obtidas em Coelho *et al.* (2010).²⁹ Tanto na área urbana como na rural, o arroz também apresenta uma alta elasticidade-preço (respectivamente, -1,63 e -1,96). Na zona urbana, produtos como o pão (-1,72) e o café (-1,61) apresentam elasticidades em módulo superiores a 1,5. Elasticidade de tamanha magnitude, na zona rural, só é observada no queijo (-1,5), além do arroz já citado.

Esses resultados podem refletir tanto as diferenças entre os hábitos de consumo urbano $\times$ consumo rural bem como a maior dificuldade de acesso a algumas mercadorias no caso das áreas rurais. A grande variedade de produtos e marcas nas áreas urbanas e a elevação da oferta de alimentos que demandam menos tempo no seu preparo – alimentos poupadores de tempo – propiciam que seus residentes tenham maiores opções de escolha (Ruel; Haddad; Garrett, 1999 *apud* Schlindwein; Kassouf, 2007; Schlindwein; Kassouf, 2007; Senauer; Sahn; Alderman, 1986), o que pode elevar a elasticidade-preço da demanda dos alimentos. Como já comentado, as áreas rurais brasileiras caracterizam-se pela predominância de gado leiteiro e pela produção de derivados, o que pode justificar as elasticidades-preço do queijo e da manteiga acima da média nacional e do setor urbano.

O único produto alimentício com elasticidade-preço médio inferior, em módulo, a 0,6 é a manteiga (-0,42). Na área urbana, o feijão (-0,55) e o tomate (-0,47) também apresentam baixas elasticidades-preço compensadas. Enquanto que na zona rural, o produto de menor elasticidade é o frango (-0,36). Novamente, estes valores podem refletir bem os hábitos alimentares da família brasileira. O feijão, por exemplo, é um item importante que compõe a alimentação dos brasileiros (IBGE, 2004 e tabela 3), o que pode explicar uma elasticidade-preço não tão alta deste produto. O fato de a renda média dos moradores da zona urbana ser maior do que a da rural contribui mais ainda para que as elasticidades-preço desta última serem menores do que as das áreas urbanas. Outro ponto digno de nota diz respeito aos baixos preços médios dos produtos alimentares nas áreas rurais (tabela 4). O frango, por exemplo, é um alimento barato em relação às outras carnes e consiste em uma importante fonte de consumo das famílias residentes nas áreas rurais.³⁰ Uma variação no seu preço relativo, portanto, não deve gerar muitos efeitos em sua demanda.

29. No que diz respeito à comparação internacional, os valores das elasticidades-preço encontradas aqui são bastante superiores aos estudos de outros países. Andreyeva *et al.* (2010), por exemplo, faz uma revisão sistemática de estudos sobre elasticidade-preço da demanda para 16 produtos agregados alimentares e bebidas com base de dados americana e mostram que as elasticidades-preço de alimentos são todas inferiores a unidade (em módulo). A elasticidade-preço de cereais (grupo no qual pertence o arroz), por exemplo, é igual a 0,6 em módulo, com intervalo de confiança de 0,43 a 0,77 (Andreyeva *et al.*, tabela 1, p. 219, 2010).

30. Nota-se, pela tabela 3, que o consumo de frango nas áreas rurais do Centro-Oeste e da região Sul é extremamente significativo.

TABELA 6
Elasticidade-preço não compensada

Cod.	Produto Descrição	Brasil	Áreas urbanas	Áreas rurais
1	Arroz	-1,839*** (0,251)	-1,633*** (0,225)	-1,978*** (0,252)
2	Feijão	-1,111*** (0,231)	-0,555*** (0,191)	-1,081*** (0,228)
3	Macarrão	-1,419*** (0,122)	-1,250*** (0,106)	-1,039*** (0,130)
4	Farinha de trigo	-0,625 (0,412)	-1,030*** (0,349)	-1,256*** (0,268)
5	Farinha de mandioca	-0,838*** (0,281)	-0,699*** (0,256)	-1,406*** (0,224)
6	Batata	-1,054*** (0,289)	-0,674*** (0,196)	-0,803* (0,483)
7	Açúcar	-1,139*** (0,069)	-0,990*** (0,053)	-0,927*** (0,079)
8	Tomate	-1,137*** (0,272)	-0,473** (0,221)	-0,757*** (0,241)
9	Banana	-1,307*** (0,134)	-0,975*** (0,089)	-1,477*** (0,246)
10	Laranja	-1,223*** (0,182)	-1,042*** (0,135)	-0,880*** (0,319)
11	Carne de primeira	-0,733*** (0,226)	-0,789*** (0,199)	-1,266*** (0,349)
12	Carne de segunda	-0,212 (0,279)	-0,010 (0,236)	-0,288 (0,368)
13	Carne suína	-1,759*** (0,416)	-0,710*** (0,188)	-0,367 (0,391)
14	Pescados	-1,119*** (0,180)	-1,066*** (0,168)	-0,928*** (0,217)
15	Frango	-1,431*** (0,198)	-0,822*** (0,160)	-0,354* (0,195)
16	Leite pasteurizado	-1,501*** (0,158)	-1,340*** (0,149)	-0,847*** (0,142)
17	Leite em pó	-1,369*** (0,187)	-0,960*** (0,162)	-0,685*** (0,247)
18	Queijo	-1,166*** (0,172)	-1,008*** (0,206)	-1,495*** (0,248)
19	Manteiga	-0,418** (0,180)	-0,664*** (0,144)	-0,753*** (0,227)
20	Margarina vegetal	-1,030*** (0,170)	-0,693*** (0,179)	-1,082*** (0,220)
21	Pão	-1,676*** (0,250)	-1,727*** (0,202)	-1,244*** (0,320)
22	Biscoito doce	-1,100*** (0,136)	-0,994*** (0,135)	0,913*** (0,167)
23	Biscoito salgado	-1,459*** (0,153)	-1,345*** (0,133)	-1,390*** (0,159)
24	Óleo de soja	-0,981** (0,467)	-0,924*** (0,350)	-0,622 (0,415)
25	Café	-1,246*** (0,001)	-1,641*** (0,001)	-0,977*** (0,001)

Fonte: Microdados da POF 2002-2003/IBGE.

Elaboração das autoras.

Notas: * Nível de significância a 10%.

** Nível de significância a 5%.

*** Nível de significância a 1%.

Obs.: O desvio padrão foi calculado pelo método Delta (Greene, 2003).

TABELA 7
Elasticidade-preço compensada

Produto		Brasil	Áreas urbanas	Áreas rurais
Cod.	Descrição			
1	Arroz	-1,835*** (0,251)	-1,629*** (0,226)	-1,959*** (0,252)
2	Feijão	-1,111*** (0,231)	-0,554*** (0,191)	-1,069*** (0,228)
3	Macarrão	-1,421*** (0,122)	-1,250*** (0,106)	-1,043*** (0,130)
4	Farinha de trigo	-0,631 (0,412)	-1,032*** (0,349)	-1,257*** (0,268)
5	Farinha de mandioca	-0,834*** (0,281)	-0,698*** (0,256)	-1,403*** (0,225)
6	Batata	-1,055*** (0,289)	-0,674*** (0,196)	-0,804* (0,483)
7	Açúcar	-1,138*** (0,069)	-0,988*** (0,054)	-0,918*** (0,079)
8	Tomate	-1,114*** (0,272)	-0,474** (0,221)	-0,757*** (0,241)
9	Banana	-1,308*** (0,134)	-0,975*** (0,089)	-1,478*** (0,246)
10	Laranja	-1,224*** (0,182)	-1,043*** (0,135)	-0,881*** (0,319)
11	Carne de primeira	-0,728*** (0,226)	-0,788*** (0,199)	-1,267*** (0,349)
12	Carne de segunda	-0,221 (0,279)	-0,001 (0,236)	-0,304 (0,368)
13	Carne suína	-1,758*** (0,416)	-0,710*** (0,188)	-0,384 (0,400)
14	Pescados	-1,121*** (0,180)	-1,065*** (0,167)	-0,920*** (0,217)
15	Frango	-1,433*** (0,198)	-0,824*** (0,160)	-0,361* (0,195)
16	Leite pasteurizado	-1,501*** (0,159)	-1,340*** (0,149)	-0,836*** (0,143)
17	Leite em pó	-1,370*** (0,187)	-0,962*** (0,162)	-0,688*** (0,247)
18	Queijo	-1,164*** (0,171)	-1,008*** (0,206)	-1,502*** (0,248)
19	Manteiga	-0,419** (0,180)	-0,664*** (0,144)	-0,755*** (0,227)
20	Margarina vegetal	-1,031*** (0,170)	-0,693*** (0,179)	-1,083*** (0,220)
21	Pão	-1,673*** (0,251)	-1,725*** (0,202)	-1,255*** (0,320)
22	Biscoito doce	-1,098*** (0,136)	-0,992*** (0,135)	-0,916*** (0,167)
23	Biscoito salgado	-1,459*** (0,153)	-1,346*** (0,133)	-1,393*** (0,159)
24	Óleo de soja	-0,979** (0,467)	-0,924*** (0,350)	-0,617 (0,415)
25	Café	-1,219*** (0,456)	-1,616*** (0,082)	-0,947*** (0,023)

Fonte: Microdados do IBGE/POF 2002-2003.

Elaboração das autoras.

Notas: * Nível de significância a 10%.

** Nível de significância a 5%.

*** Nível de significância a 1%.

Obs.: O desvio padrão foi calculado pelo método Delta (Greene, 2003).

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo deste estudo foi o de analisar as diferenças no padrão de consumo de determinados produtos alimentares das famílias residentes nas áreas urbanas e rurais do país. Para tanto, foram calculadas as elasticidades-despesa e elasticidades-preço de 25 produtos alimentares que constituem versão reduzida da cesta normativa proposta pela Cepal (1989). A base de dados utilizada foi a POF 2002-2003. Para cada tipo de alimento analisado, tornou-se possível o cálculo dos preços implícitos, isto é, preços obtidos pela divisão entre a despesa e a quantidade adquirida de cada produto. A metodologia econométrica tem como base o modelo LA/AIDS.

As elasticidades-despesa encontradas foram todas positivas, indicando a não existência de bens inferiores tanto nas áreas urbanas quanto nas áreas rurais e as elasticidades-preço foram todas negativas. Em ambas as áreas – rurais e urbanas –, as elasticidades encontradas foram, com poucas exceções, extremamente elevadas. Há duas explicações possíveis para tais resultados. A primeira delas trata das diferenças socioeconômicas entre o Brasil urbano e o Brasil rural. Nas áreas urbanas, a disseminação de restaurantes de comida rápida – *fast foods*, comida a quilo etc. –, assim como o custo de transporte e a distância do local de trabalho das residências (Schlindwein e Kassouf, 2007) são fatores que podem sugerir que a refeição na residência seja uma prática exclusiva de pessoas de maior poder aquisitivo. Quanto ao Brasil rural, as altas elasticidades podem ser explicadas pelo fato de que grande parte da população residente nesta área produz os alimentos que compõem a cesta para autoconsumo. Períodos de chuvas ou estiagem, entre outros fatores de oferta, podem influenciar os preços dos alimentos no mercado e, conseqüentemente, alterar a demanda pelos mesmos.

A segunda explicação pode ser devido ao método utilizado ou às limitações nas informações disponíveis para a análise. Os resultados deste artigo mostram-se muito próximos aos de Coelho *et al.* (2010). Como os próprios autores afirmam, tais resultados são diferentes da maior parte dos estudos anteriores sobre o assunto e, especificamente no caso das elasticidades-preço, os resultados podem refletir a pouca precisão na captação dos preços dos produtos alimentares na medida em que a POF fornece poucas informações sobre os preços efetivamente enfrentados de seus produtos pesquisados.

Ainda assim, os resultados encontrados servem como contribuição para a compreensão dos hábitos de consumo alimentar no Brasil, em particular, em suas áreas urbanas e rurais e mostram-se um instrumento poderoso no auxílio da formulação e aperfeiçoamento de avaliação de políticas públicas direcionadas à tributação sobre o consumo dos alimentos e aos efeitos de programas de transferência de renda às famílias de baixa renda.

ABSTRACT

This study estimates demand elasticities for staple foods in Brazil taking into account the differences in demand behaviour across urban and rural areas. We analyze microdata from 2002/2003 household expenditure survey (POF), conducted by IBGE. The methodology adopted in demand estimation is based on the Linear Almost Ideal Demand System (LA/AIDS). The results will give us a better understanding of the disparities of the consumption patterns across rural and urban areas in Brazil and provide useful tools in the improvement of public policy related issues.

Keywords: demand elasticity; consumer demand system; linear almost ideal demand system.

REFERÊNCIAS

- ALVES, D.; MENEZES, T.; BEZERRA, F. Estimação do sistema de demanda censurada para o Brasil: utilizando dados de pseudopainel. *In: SILVEIRA, F. G. et al. (Coords.). Gasto e consumo das famílias brasileiras contemporâneas*. Brasília: Ipea, 2007. v. 2, c.11, p. 552.
- ANDREYEVA, T.; LONG, M.; BROWNELL, K. The impact of food prices on consumption: a systematic review of research on the price elasticity of demand for food. **American Journal of Public Health**, v. 100, n. 2, Feb. 2010.
- ATEN, B. H.; MENEZES, T. **Poverty price levels**: an application to Brazilian metropolitan areas. *In: CONFERENCE ON THE INTERNATIONAL COMPARISON PROGRAM*. Washington, Mar. 11-15, 2002.
- BANKS, J.; BLUNDELL, R.; LEWBEL, A. Quadratic Engel curves and consumer demand. **The Review of Economics and Statistics**, v. 79, n. 4, p. 527-539, Nov. 1997.
- BERTASSO, B. F. **O consumo alimentar em regiões metropolitanas brasileiras**: análise da Pesquisa de Orçamentos Familiares/IBGE/1995/1996. 2000. Dissertação (Mestrado). Universidade de São Paulo, São Paulo, 2000.
- BLUNDELL, R. Theory and empirical evidence – a survey. **The Economic Journal**, v. 98, n. 389, p. 16-65, Mar. 1988.
- BLUNDELL, R.; PASHARDES, P.; WEBER, G. What do we learn about consumer demand patterns from micro data? **American Economic Review**, v. 83, n. 3, p. 570-597, 1993.
- BROWNING, M.; CHIAPPORI, P.A. Efficient intra-household allocations: a general characterization and empirical tests. **Econometrica**, v. 66, n. 6, p. 1241-1278, Nov. 1998.
- CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. **Microeconometrics – methods and applications**. Cambridge University Press, 2005.

CARPENTIER, A.; GYOMARD, H. Unconditional elasticities in two-stage demand systems: an approximate solution. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 83, n. 1, p. 222-229, 2001.

CEPAL – COMISIÓN ECONÓMICA PARA AMÉRICA LATINA. **Brasil: canastas básicas de alimentos y determinación de las líneas de indigencia e pobreza**. Santiago: Cepal, LC/L.532, 29 dez. 1989. 43 p.

COELHO, A. B. **A demanda de alimentos no Brasil, 2002/2003**. Tese (Doutorado) Universidade Federal de Viçosa, Minas Gerais, 2006. 233 p.

COELHO, A. B.; AGUIAR, D. R. D. O modelo Quadratic Almost Ideal Demand System (Quaids): uma aplicação para o Brasil. *In: SILVEIRA, F. G. et al. (Coords.). Gasto e consumo das famílias brasileiras contemporâneas*. Brasília: Ipea, 2007. v. 2. c. 14. p. 552.

COELHO, A. B.; AGUIAR, D. R. D.; EALES, J. S. Food demand in Brazil: an application of shonkwiler & yen two-step estimation method. **Estudos Econômicos**, v. 40, n. 1, p. 185-211, jan./mar. 2010.

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

CYRILLO, D. C.; SAES, M. S. M.; BRAGA, M. B. **Tendência do consumo de alimentos e o Plano Real: uma avaliação para a Grande São Paulo**. Ipea, dez. 1997. (Planejamento e Políticas Públicas, n. 16).

DEATON, A. **The analysis of household surveys – a microeconomic approach to development policy**. Washington: The International Bank for Reconstruction and Development/The World Bank, 1977. 479 p.

DEATON, A.; MUELLBAUER, J. An almost ideal demand system. **American Economic Review**, v. 70, n. 3, p. 312-326, 1980.

_____. **Economic and consumer behavior**. 14th ed. Cambridge: University Press, 1996. p. 450.

GORMAN, W. N. Separable utility and aggregation. **Econometrica**, v. 27, n. 3, p. 469-481, 1959.

GREENE, W. H. **Econometric analysis**. 5th ed. Nova Jersey: Prentice Hall, 2003.

HOFFMAN, R. Elasticidades-renda das despesas e do consumo físico de alimentos no Brasil metropolitano em 1995-96. **Agricultura em São Paulo**. São Paulo, 2000. v. 47, n. 1.

_____. Elasticidades-renda das despesas e do consumo de alimentos no Brasil em 2002-2003. *In: SILVEIRA, F. G. et al. (Coords.). Gasto e consumo das famílias brasileiras contemporâneas*. Brasília: Ipea, 2007. v. 2, c. 13. p. 552.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa de orçamentos familiares 2002-2003**: primeiros resultados – Brasil e grandes regiões. Rio de Janeiro, 2004. 276 p.

_____. **Pesquisa de orçamentos familiares 2008-2009**: despesas, rendimentos e condições de vida. Rio de Janeiro: IBGE, 2010. 222 p.

MEDEIROS, J. A. S. Curvas de Engel e transformação de Box-Cox: uma aplicação aos dispêndios em alimentação e educação na cidade de São Paulo. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 8, n. 3, p. 795-828, 1978.

MENEZES, T. A.; AZZONI, C. R.; SILVEIRA, F. G. Demand elasticities for food products: a two-stage budgeting system. **Applied economics**, v. 40, n. 19, p. 2557-2572, Oct. 2008.

MENEZES, T. A. *et al.* **Gastos alimentares nas grandes regiões urbanas do Brasil**: aplicação do modelo AID aos microdados da POF 1995/1996 IBGE. Brasília: Ipea, 2002. 21p. (Texto para Discussão, n. 896).

MOSCHINI, G. Units of measurement and the stone index in demand system estimation. Blackwell Publishing, **American Journal of Agricultural Economics**, v. 77, n. 1, p. 63-68, 1995.

MUELLBAUER, J. Aggregation, income distribution and consumer demand. **Review of Economics Studies**, v. 62, p. 525-543, Sept. 1975.

_____. Community preferences and the representative consumer. **Econometrica**, v. 44, n. 55, p. 2557-2572, Sept. 1976.

NEVO, A. **Empirical models of consumer behavior**. 2010. (NBER Working Paper, n. 16511).

PEREDA, P. C.; ALVES, D. C. O. **Demand for nutrients in Brazil**. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 36. Salvador: ANPEC, 2008.

_____. Qualidade alimentar dos brasileiros: teoria e evidência usando demanda por nutrientes. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 42, n. 2, ago. 2012.

POLINSKY, A. M. The demand for housing: a study in specification and grouping. **Econometrica**, v. 45, n. 2, p. 447-462, 1977.

PRAIS, S. J.; HOUTHAKKER, H. S. **The analysis of family budgets**. 2nd ed. Cambridge: Cambridge University Press, 1971.

RUEL, M. T.; HADDAD, L.; GARRETT, J. L. **Some urban facts of life**: implications for research and policy. Washington: International Food Policy Research Institute, Food Consumption and Nutrition Division – FCND, apr. 1999. 21 p. (Discussion Paper, n. 64).

SCHLINDWEIN, M. M.; KASSOUF, A. L. Mudanças no padrão de consumo de alimentos tempo-intensivos e de alimentos poupadores de tempo, por região do Brasil. *In: SILVEIRA, F. G. et al. (Coords.). Gasto e consumo das famílias brasileiras contemporâneas*. Brasília: Ipea, 2007. v. 2, c. 12. p. 552.

SEGERSON, K.; MOUNT, T. D. A non-homothetic two-stage decision model using AIDS. **Review of Economics and Statistics**, v. 67, n. 4, p. 630-639, 1985.

SENAUER, B.; SAHN, D.; ALDERMAN, H. The effect of the value of time on food consumption patterns in developing countries: evidence from Sri Lanka. **American Journal of Agricultural Economics**, New York, v. 68, n. 4, p. 920-927, Nov. 1986.

SILVEIRA, F. G. *et al.* Elasticidade renda dos produtos alimentares no Brasil e regiões metropolitanas: uma aplicação dos microdados da POF 1995/1996. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 37, n. 2, p. 329-352, abr./jun. 2007.

SRIVASTAVA, V. K.; GILES, D. E. A. **Seemingly unrelated regression equations models – estimation and inference**. New York: Marcel Dekker, 1987.

VELOSO, L. G. **Estimação de um sistema de demanda para o Brasil**. 2006. Dissertação (Mestrado em Economia) – Faculdade de Economia e Finanças IBMEC, Rio de Janeiro, 2006.

WILKINSON, J. (Coord.). **Perspectivas do investimento no agronegócio**. Rio de Janeiro: UFRJ, Instituto de Economia, 2008/2009. Relatório integrante da pesquisa “Perspectivas do Investimento no Brasil”, em parceria com o Instituto de Economia da Unicamp, financiada pelo BNDES. 306 p. Disponível em: <<http://www.projetopib.org/?p=documentos>>. Acesso em: 13 jan. 2010.

ZELLNER, A. An efficient method of estimating seemingly unrelated regressions and tests for aggregation bias. **Journal of the American Statistical Association**, v. 57, n. 298, p. 348-368, Jun. 1962.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

ASANO, S.; FIUZA, S. Estimation of the Brazilian consumer demand system. **Brazilian Review of Econometrics**, Rio de Janeiro, v. 23, p. 255-294, nov. 2003.

AZZONI, C. R.; CARMO, H. E.; MENEZES, T. A. Comparações da paridade do poder de compra entre cidades: aspectos metodológicos e aplicação ao caso brasileiro. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 33, n. 1, abr. 2003.

BERGES, M.; CASELLAS, K. Estimación de um sistema de demanda de alimentos: um análisis aplicado a hogares pobres y no pobres. *In: SILVEIRA, F. G. et al. (Coords.). Gasto e consumo das famílias brasileiras contemporâneas*. Brasília: Ipea, 2007. v. 2. c. 16. p. 552.

BOPAPE, L.; MYERS, R. **Analysis of household demand for food in South Africa**: model selection, expenditure endogeneity, and the influence of socio-demographic effects. *In*: AFRICAN ECONOMETRICS SOCIETY ANNUAL CONFERENCE. África do Sul, Cidade do Cabo, Jul. 4-6, 2007.

CASTRO, P. F.; MAGALHÃES, L. C. G. **Recebimento e dispêndio das famílias brasileiras**: evidências recentes da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) – 1995-1996. Brasília: Ipea, 1998. 37 p. (Texto para Discussão, n. 614).

DEATON, A. Demand analysis. *In*: GRILICHES, Z.; INTRILIGATOR, M. D. (Eds.). **Handbooks of econometrics**. Los Angeles: Elsevier Science Publishers, 1986. v. 3, c. 30, p. 1768-1839.

DIEWERT, W. E. An application of the Shephard duality theorem: a generalized leontief production function. **The Journal of Political Economy**, v. 79, n. 3, p. 481-507, May/June 1971.

ENGEL, E. Die Lebenskosten Belgischer arbeiter-familien fruher and jetzt. **International Statistical Institute Bulletin**, v. 9, n. 1, p. 1-124, 1895.

HOLT, M. T.; GOODWIN, B. K. **The almost ideal and translog demand systems**. Munich personal repec archive. (MPRA Paper, n. 15092). Disponível em: <<http://mpra.ub.uni-muenchen.de/15092>>. Acesso em: 7 maio 2009.

MAS-COLLEL, A.; WHINSTON, M.; GREEN, J. **Microeconomic theory**. Oxford: Oxford University Press, 1995.

STIGLER, G.; BECKER, G. S. De gustibus non est disputandum. **The American Economic Review**, v. 67, n. 2, p. 76-90, Mar. 1977.

(Originais submetidos em abril de 2013. Última versão recebida em fevereiro de 2014.
Aprovada em setembro de 2014.)

APÊNDICE A

QUADRO A.1

Brasil: estimação de sistemas de demanda de alimentos

Autores	Base de dados	Modelo de demanda	Universo de análise	Modelo/método econométrico	Resultados
Coelho, A. B.; Aguiar, D.; Eales, J. S. (2010)	POF 2002-2003 (17 alimentos)	QUAIDS	Brasil	Estimação de um sistema de demandas em dois estágios, com variáveis dependentes limitadas (modelo censurado: Shonkwiler e Yen [1999])/estimação por máxima verossimilhança, com uma regressão de equações aparentemente não relacionadas (<i>Seemingly Unrelated Equations Regression</i> - SUR).	· Não há bens inferiores (elasticidades-renda positivas); · Seis alimentos são bens de luxo (elasticidade-renda maior do que 1): banana, açúcar e carne de primeira são os que apresentam maior elasticidade; · Ao contrário de estudos anteriores (Hoffmann [2000, 2007] e Menezes <i>et al.</i> [2002]), elasticidade para leite fluido é maior do que para leite em pó (produto mais caro): leite em pó (mais caro) é um bem de luxo e leite fluido (mais barato) é um bem normal. Segundo os autores, tal fato pode ser justificado pela inclusão das áreas rurais nas estimações; · Elasticidades-preço marshallianas (não compensadas) são negativas para todos os produtos, com exceção da manteiga; · Produtos básicos (arroz e feijão): elasticidades-preço muito altas.
Pereda, P. (2008)	POF 2002-2003 (nove grupos de nutrientes)	QUAIDS	Brasil e grandes regiões	Estimação por máxima verossimilhança com informação completa (FML – Full Information Maximum Likelihood).	· Elasticidades-renda positivas para proteína, carboidrato, lipídio, fibra e colesterol. Os outros nutrientes são bens inferiores para algumas faixas de renda ou regiões do Brasil; · Com exceção da vitamina A, os resultados estimados para os demais nutrientes foram negativos para as elasticidades-preço próprias. Os nutrientes que apresentaram quantidade demandada mais sensível aos seus preços foram: carboidratos, cálcio, ferro, colesterol, e vitamina C. Todos estes nutrientes têm em comum o fato de estarem fortemente presentes nos alimentos básicos dos brasileiros, respectivamente arroz, leite, feijão, carnes de segunda e laranja.
Menezes, T. A.; Azzoni, C. R.; Silveira, F. G. (2008)	POF 1987-1988 POF 1995-1996 (17 alimentos)	LA/AIDS	Regiões metropolitanas	Modelo de demanda em dois estágios orçamentários/ estimação por FIML MQO: usado para estimar os instrumentos.	· Não há bens inferiores (elasticidades-renda positivas e significativas). · Elasticidades-renda mais baixas: arroz e feijão. · Elasticidades-renda mais baixas: presunto, frutas e leite. · Elasticidade-preço: todas são negativas; açúcar, carne, trigo, leite, arroz e feijão: elasticidades significativamente menores do que um (bens inelásticos).
Alves, D.; Menezes, T.; Bezerra, F. (2007)	POF 1995-1996 POF 2002-2003 (oito grupos de alimentos)	LA/AIDS	Regiões metropolitanas	Estimação de um sistema de demandas em dois estágios com variáveis dependentes limitadas (modelo censurado: Shonkwiler e Yen [1999]).	· Não há bens inferiores (elasticidades-renda positivas); · Elasticidade-preço própria: todas são negativas e, em sua maioria, bastante significativas e elevadas. A maior elasticidade-preço foi a da carne de primeira (-1,478) e a menor elasticidade foi a mortadela (-0,592).

(Continua)

(Continuação)

Autores	Base de dados	Modelo de demanda	Universo de análise	Modelo/método econométrico	Resultados
Silveira, F. G.; Menezes, T. A.; Magalhaes, L.; Campolina, B. (2007)	POF 1995-1996 (39 alimentos)	QUAIDS	Regiões metropolitanas	MQO.	· Com exceção da farinha de mandioca e do leite em pó, os alimentos têm elasticidades-renda positivas (são bens normais). Carne de segunda, feijão, frango, peixe e sal são os produtos com elasticidades-renda mais baixas (inferiores a 0,1). Presunto, queijo, manteiga, linguiça, laranja, carne de primeira, e leite são os produtos com elasticidades-renda superiores a 0,5.
Hoffman, R. (2007)	POF 2002-2003 (58 alimentos)	Modelo de Prais e Houthakker (1955)	Brasil	Modelo de regressão poligonal que relaciona <i>log</i> de renda e <i>log</i> de gasto ou <i>log</i> do consumo físico dos alimentos/MQO.	· Elasticidades-renda do consumo físico dos alimentos: para arroz, feijão, farinha de mandioca, macarrão sem ovos, açúcar refinado e sal, a elasticidade média é levemente negativa. Para a maioria dos alimentos, no entanto, a elasticidade-renda é positiva (raramente ultrapassa 1,0). Elasticidade-renda é mais alta para produtos nobres; · Elasticidades-renda da despesa: para a maior parte dos alimentos, tal elasticidade é um pouco maior do que a elasticidade-renda do consumo físico.
Veloso, L. G. (2006)	POF 2002-2003 (sete grupos de alimentos)	LA/AIDS QUAIDS	Brasil	Estimação de um sistema de demanda em dois estágios orçamentários (<i>iterative seemingly unrelated regression – ISUR</i>).	· Não há bens inferiores (elasticidades-renda positivas); todos os alimentos são normais e de necessidade (entre 0 e 1); panificados e farinhas são os grupos que apresentam maiores elasticidades; · Elasticidade-preço compensada: a categoria de laticínios foi a única estatisticamente não significativa; valores: carnes, aves e peixes (-0,62); panificados e farinhas (-1,1); bebidas não alcoólicas (-1,84); cereais e leguminosas (-1,3).
Menezes, T.; Silveira, F. G.; Magalhães, L.; Tomich, F. A.; Vianna, S. W. (2002)	POF 1995-1996 (39 alimentos)	AIDS	Regiões Metropolitanas	MQO.	· Com exceção da farinha de mandioca e do leite em pó, os alimentos têm elasticidades-renda positivas (são bens normais). Carne de segunda, feijão, frango, peixe e sal são os produtos com elasticidades-renda mais baixas (inferiores a 0,1). Presunto, queijo, manteiga, linguiça, laranja, carne de primeira, e leite: produtos com elasticidades-renda superiores a 0,5.

Fonte: Artigos citados.
Elaboração das autoras.

(Continuação)

	Eq.25*	Eq.24	Eq.3	Eq.4	Eq.5	Eq.6	Eq.7	Eq.8	Eq.9	Eq.10	Eq.11	Eq.12	Eq.13	Eq.14	Eq.15	Eq.16	Eq.17	Eq.18	Eq.19	Eq.20	Eq.21	Eq.22	Eq.23	Eq.24
Idade	0,0025**	-0,0004	-0,0005*	-0,0002	0,0005	-0,0001	-0,0005	-0,0003*	0,0004	0,0001	0,0005	-0,0001	0,0002	0,0011	-0,0005	-0,0010	-0,0017***	0,0009***	-0,0004***	0,0000	-0,0010	-0,0003*	0,0001	-0,0000
Sexo	0,0337***	0,0010	0,0003	0,0004	0,0055	0,0002	0,0006	0,0001	-0,0002	0,0043***	0,0008	-0,0002	-0,0002	0,0008	0,0007	0,0007	0,0009	0,0004	0,0004	0,0002	-0,0007	0,0002	0,0002	0,0007
Raça	0,0096	0,0054	0,0136**	-0,0016	-0,0142**	0,0170**	-0,0048***	-0,0076	-0,0026*	0,0014	0,0080	0,0081	-0,0012	-0,0092	0,0042	0,0042	-0,0070***	0,0110**	-0,0183***	0,0034***	-0,0089	-0,0017	0,0048**	0,0205**
Crnuge	-0,0264	0,0231	0,0446***	0,0052	-0,0641***	-0,0031	0,0618***	-0,0119*	0,0119	0,0082	-0,0488	-0,0226	0,0021	0,0017	-0,0037	-0,0222	0,0138	0,0080	-0,0118*	0,0025	-0,0352	0,00138	0,0181	0,0061
Flho5	-0,0018	-0,0269	0,0120	0,0178	0,0243	0,0038	0,0306	0,0071	0,0100	0,0072	0,0398	0,0402	0,0238	0,0337	0,0329	0,0335	0,0221	0,0188	0,0064	0,0080	0,0090	0,0092	0,0116	0,0326
Flho5	0,0283	0,0160	0,0077	0,0108	0,0140	0,0048	0,0182	0,0043	0,0055	0,0043	0,0237	0,0238	0,0195	0,0215	0,0196	0,0199	0,0123	0,0123	0,0038	0,0047	0,0155	-0,0131**	0,0017	0,0159
Flho14	0,0085	-0,011*	-0,0072	0,0122*	0,0026	0,0047	0,0010	0,0023	0,0007	-0,0011	-0,0087	-0,0094	0,0174	0,0288**	-0,0048	0,0174	-0,0113	0,0045	-0,0010	0,0013	-0,0170	-0,0014	-0,0080*	-0,0242**
Flho18	-0,0031	0,0153	0,0013	-0,0207	0,0439**	0,0030	-0,0582***	0,0057	-0,0069	-0,0068	0,0029	0,0478	-0,0217	0,0069	0,0378	0,0030	-0,0173	0,0130	0,0019	-0,0097*	0,0454*	-0,0067	-0,0050	-0,0357**
Flho18+	-0,0852***	-0,0150	0,0081	0,0072	0,0395***	0,0082	0,0203	0,0001	-0,0065	0,0047	0,0034	-0,0315*	-0,0162	0,0287*	0,0352**	0,0003	0,0113	-0,0125	0,0024	0,0105**	0,0298	0,0017	0,0005	-0,0207*
NO	-0,0607***	-0,0103	0,0083**	-0,0110**	0,0047	-0,0021	-0,0044	-0,0031	0,0043	-0,0011	0,0392***	-0,0215*	-0,0154	0,0267*	0,0193**	-0,0137	-0,0015	0,0192**	-0,0017	0,0019	0,0210**	0,0066**	0,0026	0,0101
SE	-0,0164	0,0012	0,0131***	0,0078	-0,0079	0,0028	0,0132	-0,0019	0,0029	0,0007	0,0039	-0,0018	-0,0165*	0,0077	-0,0154	-0,0059	-0,0047	-0,0038	0,0000	-0,0040*	0,0103	0,0024	-0,0050	0,0135
Sul	-0,0215	0,0050	0,0138***	0,0374**	-0,0002	0,0032	0,0105	-0,0051*	-0,0077*	-0,0005	0,0259	-0,0040	-0,0219*	-0,0131	-0,0001	0,0001	-0,0018	-0,0147*	-0,0007	-0,0052	-0,0139	0,0030	-0,0125**	0,0143
CO	-0,0525***	-0,0025	0,0132***	-0,0013	-0,0076	0,0033	0,0123	0,0029	0,0044	0,0015	0,0300**	-0,0137	-0,0197*	0,0162	-0,0179	0,0149	-0,0097	0,0072	0,0043**	0,0025	0,0387***	0,0024	0,0011	-0,0008
fz2	-0,0089	-0,0220***	-0,0049	0,0059**	0,0050	0,0021	0,0074	0,0023	0,0036	0,0024	-0,0087	-0,0053	0,0053	0,0115	0,0088	0,0146*	-0,0096*	-0,0016	0,0027*	-0,0001	0,0105	-0,0046**	-0,0095	-0,0035
fz3	-0,0117	-0,0255***	-0,0080**	0,0087*	0,0037	0,0009	0,0125	0,0064***	0,0027	0,0000	-0,0069	-0,0064	0,0060	0,0084	0,0076	0,0078	0,0051	0,0044	0,0015	0,0018	0,0081	0,0021	0,0027	0,0076
fz4	-0,0126	-0,0272***	-0,0072	0,0092	-0,0026	0,0005	0,0100	0,0063***	0,0023	0,0012	-0,0001	-0,0100	0,0073	0,0216*	0,0121	0,0181	-0,0198***	-0,0022	0,0035	-0,0001	0,0157	-0,0092***	-0,0074*	-0,0154
fz5	-0,0230	-0,0333***	-0,0091*	0,0061	0,0083	0,0020	0,0105	0,0025	0,0038	0,0025	0,0137	0,0138	0,0112	0,0140	0,0113	0,0115	0,0176	0,0065	0,0022	0,0027	0,0120	-0,0094***	-0,0056	-0,0202
fz6	-0,0288	-0,0405***	-0,0091*	0,0056	0,0094	0,0032	0,0119	0,0028	0,0043	0,0028	0,0155	0,0156	0,0127	0,0140	0,0120	0,0130	0,0086	0,0073	0,0025	0,0031	0,0130	0,0036	0,0045	0,0127
fz7	-0,0292	-0,0433***	-0,0095*	0,0076	0,0103	0,0053	0,0136	0,0091***	-0,0010	0,0028	0,0141	-0,0049	0,0095	0,0318**	0,0151	0,0278*	-0,0231**	-0,0037	0,0037	-0,0033	0,0108	-0,0108***	-0,0077	-0,0187
fz8	-0,0204	-0,0175	0,0055	0,0076	0,0044	0,0027	0,0100	0,0077**	0,0018	0,0032	0,0206	-0,0133	0,0092	0,0388**	0,0156	0,0309**	-0,0237**	0,0015	0,0049*	-0,0011	0,0209	0,0108***	-0,0084*	0,0348*
fz9	-0,0419	-0,0477**	-0,0109*	0,0068	0,0016	0,0040	0,0115	0,0092**	0,0020	0,0050	0,0371**	-0,0082	0,0173	0,0409**	0,0046	0,0360**	-0,0221**	0,0032	0,0050*	-0,0015	0,0196	-0,0126**	-0,0099*	-0,0300**
fz10	-0,0436	-0,0487***	-0,0118*	0,0064	0,0023	0,0020	0,0148	0,0084**	0,0004	0,0056	0,0468**	-0,0346*	0,0076	0,0357***	-0,0065	0,0194	-0,0121	0,0103	0,0085**	-0,0019	0,0128	-0,0097**	-0,0082	-0,0269*
fz11	-0,0432	-0,0511	0,0063	0,0087	0,0118	0,0033	0,0149	0,0035	0,0055	0,0035	0,0194	0,0196	0,0160	0,0176	0,0160	0,0163	0,0108	0,0092	0,0031	0,0039	0,0171	0,0045	0,0056	0,0159
fz12	-0,0641**	-0,0504***	-0,0113*	0,0042	0,0087	0,0054	0,0312*	0,0117**	0,0025	0,0084**	0,0527**	-0,0402*	-0,0090	0,0642***	-0,0071	0,0146	-0,0118	0,0301***	0,0080**	-0,0048	-0,0005	-0,0121**	-0,0063	-0,0260
Const.	0,0524	0,0638	0,0081	0,0099***	0,0320	0,0133	-0,0782	0,0414**	-0,0037	-0,0159	0,1345	0,4070***	0,0172	0,0293	0,1210	0,0574	0,0175**	-0,0862**	0,0144	0,0014	-0,0158	-0,0045	0,0080	0,0210
Teste F	708,36	553,56	295,27	1004,37	887,76	342,05	248,07	192,36	140,87	250,06	659,18	240,75	804,41	314,18	786,6	670,11	950,85	260,55	401,99	503,01	355,01	418,33	284,6	
p-valor	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	
R2	0,732	0,681	0,533	0,795	0,726	0,569	0,489	0,427	0,352	0,491	0,718	0,482	0,340	0,756	0,548	0,752	0,721	0,786	0,501	0,608	0,660	0,578	0,618	0,523
Obs.	759	759	759	759	759	759	759	759	759	759	759	759	759	759	759	759	759	759	759	759	759	759	759	759

Fonte: Microdados da POF 2002-2003/IBGE.

Elaboração das autoras.

Notas: * p-value: $p < 0,1$.** p-value: $p < 0,05$.*** p-value: $p < 0,01$.

Obs.: 1. Variável dependente: participação dos gastos em cada produto nos gastos totais.

2. Erro-padrão entre parênteses.

TABELA A.2
Áreas urbanas: estimação do sistema de demanda

	Eq1	Eq2	Eq3	Eq4	Eq5	Eq6	Eq7	Eq8	Eq9	Eq10	Eq11	Eq12	Eq13	Eq14	Eq15	Eq16	Eq17	Eq18	Eq19	Eq20	Eq21	Eq22	Eq23	Eq24	
np1	-0.6389**	0.0295***	0.0165***	0.0078	0.0154	0.0033	-0.0091	-0.0015	-0.0077**	-0.0075**	-0.0399**	-0.0122	-0.0073	-0.0112	-0.0148	0.0089	0.0035	0.0207	0.0075**	0.0091	0.0015***	0.0085	0.0011	-0.0300**	
np2	0.0225	0.0288**	-0.0033	-0.0230***	0.0340***	-0.0725***	0.0166	-0.0028	-0.0008	-0.0022	-0.0239	0.0180	-0.0017	0.0235	0.0178	0.0439***	-0.0007	0.0030	-0.0004**	-0.0014**	-0.0298**	-0.0032	0.0048	0.0424	
np3	0.0112	-0.0048	-0.0069**	-0.0091**	0.0060	-0.028*	0.0044	-0.0111	-0.0026	-0.0019	-0.0026	0.0128	0.0024	0.0043	-0.0046	0.0137**	-0.0075	0.0039	-0.0002	-0.0037	0.0049	-0.0034	-0.0028	-0.0121	
np4	0.0165	-0.0048	-0.0069**	-0.0036	0.0048	-0.014*	0.0061	-0.0117	-0.0018	-0.0014	0.0096	0.0083	0.0023	0.0071	0.0077	0.0067	-0.0055	0.0062	0.0071	0.0023	0.0084	0.0025	0.0027	0.0058	
np5	-0.0154	-0.0071	0.0043	0.0053	0.0005	0.0021	0.0089	0.0025	0.0026	0.0020	-0.0010	0.0121	0.0043	0.0103	0.0112	0.0086	-0.0030	-0.0211**	0.0003	-0.0688**	0.0184	-0.0071**	-0.006	0.0039	
np6	0.0066	-0.0110**	-0.0107	0.0044	0.0057	0.0036**	0.0011	-0.0021	-0.0034*	0.0008	-0.0064	-0.0002	-0.0034	-0.0064	0.0178	0.0077	-0.0120**	0.0097	0.0018	0.0021	0.0095	-0.0020	-0.0052*	0.0058	
np7	0.0238**	-0.0093	-0.0021	-0.0030	0.0062	0.0034*	-0.0085	-0.0008	-0.0006	0.0017	0.0055***	-0.0066	0.0003	-0.0186*	0.0078	0.0089	-0.0066	-0.0024	0.0033	0.0018	0.0085	0.0025	-0.0013	0.0019	
np8	0.0150	0.0069	0.0042	0.0052	0.0068	0.0020	0.0087	0.0024	0.0025	0.0020	0.0137**	0.0118	0.0042	0.0101	0.0110	0.0096	0.0085	0.0088	0.0025	0.0033	0.0120	0.0035	0.0039	0.0082	
np9	0.0074	0.0024	-0.0016	0.0019	-0.0083**	-0.0004	0.0010	-0.0018	-0.0005	0.0012	0.0010	0.0162***	-0.0034*	-0.0107**	-0.0105*	0.0104**	-0.0044	0.0073*	0.0016	-0.0015	0.0060	0.0036**	-0.0025	0.0006	
np10	0.0063	0.0010	-0.0148***	0.0107**	0.0100	0.0073***	-0.0074	0.0606**	-0.0067**	0.0012	0.0067	0.0466***	-0.0119**	0.0404**	-0.0129	0.0739***	0.0125	-0.0144	-0.0078**	-0.0022	-0.0210***	-0.0024	-0.0109	0.0040	
np11	0.0157	0.0021	-0.0028	0.0031	0.0062*	0.0011	0.016	0.0023*	0.0004	-0.0003	0.0066	0.0133**	0.0002	-0.0080	-0.0019	-0.0086*	0.0016	-0.0114**	-0.0004	-0.0117	0.0011	-0.0036*	0.0109**		
np12	0.0138*	-0.0023	-0.0028	0.0028	0.0037	0.0011	0.0047	0.0013	0.0014	0.0011	0.0079	0.0064	0.0023	0.0055	0.0060	0.0062	0.0046	0.0048	0.0013	0.0018	0.0065	0.0019	0.0021	0.0045	
np13	0.0030	0.0096	0.0053**	-0.0057*	0.0032	-0.0014	-0.0021	-0.0003	0.0111	-0.0004	-0.0192**	0.0067**	0.0067**	0.0141**	0.0097	0.0012	-0.0118	-0.0408	0.0005	-0.0006	0.0199	-0.0007	-0.0006	-0.0061	
np14	0.0086	0.0040	0.0042	0.0090	0.0039	0.0012	0.0050	-0.0054*	-0.0014	0.0015	0.0079	0.0068	0.0024	0.0058	0.0063	0.0055	0.0049	0.0051	0.0014	0.0094	0.0095**	-0.0157	0.0003	0.0052	
np15	-0.0186	0.0086	0.0110**	-0.0225***	-0.0122	-0.0068	0.0188	-0.0054*	-0.0014	0.0015	0.0079	0.0068	0.0024	0.0058	0.0063	0.0055	0.0049	0.0051	0.0014	0.0094	0.0095**	-0.0157	0.0003	0.0052	
np16	-0.0207	0.0161	0.0172**	0.0126*	-0.0065	0.0027	0.0117	0.0009	-0.0042	0.0037	-0.0386**	0.0677***	-0.0026	-0.0516**	-0.0107	0.0130	0.0114	-0.0155	0.0095	-0.0406**	-0.0018	-0.0162	-0.0003	-0.0045	0.0295**
np17	-0.0033	0.0031	-0.0016	-0.0045*	0.0078**	-0.0006	-0.0009	0.0013	0.0007	-0.0009	-0.0039	-0.0009	0.0034	-0.0082	0.0092	-0.0022	0.0046	-0.0087*	0.0024*	-0.0000	0.0068	0.0040**	0.0040**	-0.0033**	
np18	0.0098	0.0043	-0.0022	0.0027	0.0036	0.0011	0.0045	0.0013	0.0013	0.0010	0.0077	0.0062	0.0022	0.0053	0.0058	0.0050	0.0044	0.0046	0.0013	0.0017	0.0063	0.0018	0.0020	0.0043	
np19	-0.0087	0.0044	-0.0028	-0.0044	-0.0068*	-0.0025**	0.0046	-0.0009	-0.0020	-0.0017	0.0062	0.0136**	0.0035	-0.0022	-0.0106*	-0.0026	0.0056	0.0004	0.0016	-0.0009	-0.0009	-0.0006	0.0003	0.0072	
np20	0.0083	0.0080	0.0023	0.0029	0.0038	0.0011	0.0048	0.0013	0.0014	0.0011	0.0066	0.0066	0.0023	0.0056	0.0061	0.0053	0.0047	0.0049	0.0014	0.0016	0.0067	0.0020	0.0022	0.0046	
np21	-0.0823	-0.0113	-0.0098	-0.0134*	0.0011	-0.0055*	-0.0101	0.0023	-0.0035	-0.0019	0.0241	0.0173	0.0037	0.0025*	0.0172	0.0366***	-0.0017	-0.0273**	0.0037	0.0047	0.0112	0.0004	0.0127**	0.0019	
np22	-0.0213	0.0098	0.0060	0.0073	0.0097	0.0029	0.0123	0.0023	0.0036	0.0028	0.0091	0.0168	0.0060	0.0144	0.0150	0.0137	-0.0017	0.0126	0.0035	0.0041	0.0170	0.0050	0.0055	0.0117	
np23	-0.0802**	-0.0246***	-0.0045	-0.0061	-0.0014	-0.0030	-0.0142	-0.0059**	0.0057**	-0.0006	0.0146	-0.0617***	-0.0032	0.0350***	0.0840**	-0.0235**	0.0534***	0.0091	0.0095	0.0029	0.0028	0.0427**	0.0060	0.0041	-0.0727**
np24	-0.0161	0.0074	-0.0048	0.0051	0.0073	0.0022	0.0093	0.0026	0.0027	0.0021	0.0117	0.0127	0.0045	0.0108	0.0118	0.0103	0.0091	0.0095	0.0027	0.0036	0.0129	0.0038	0.0042	0.0088	
np25	0.0003	0.0030	-0.0082	-0.0075***	0.0049	-0.0013	0.0027	0.0016	0.0011	-0.0017	0.0059	0.0009	0.0022	-0.0060	0.0036	0.0064	0.0013	-0.0027	-0.0009	-0.0013	-0.0027	-0.0026	0.0003	0.0001	
np26	0.0098	0.0045	0.0027	0.0034	0.0034	0.0013	0.0057	0.0016	0.0017	0.0013	0.0089	0.0077	0.0027	0.0066	0.0072	0.0063	0.0055	0.0058	0.0016	0.0022	0.0018	0.0023	0.0025	0.0054	
np27	-0.0130	-0.0078*	0.0003	0.0017	0.0006	-0.0002	0.0035	0.0008	0.0016	0.0003	0.0054	-0.0002	-0.0023	-0.0017	0.0024	0.0026	-0.0070	-0.0002	0.0002	0.0014	0.0052	0.0012	0.0099**	-0.0097**	
np28	0.0086	0.0040	0.0025	0.0090	0.0040	0.0012	0.0051	0.0014	0.0015	0.0012	0.0080	0.0069	0.0025	0.0059	0.0064	0.0056	0.0050	0.0052	0.0015	0.0020	0.0070	0.0021	0.0023	0.0048	
np29	-0.0175***	0.0021	-0.0003	0.0017	-0.0010	0.0023***	0.0011	0.0000	0.0022**	0.0012*	0.0005	-0.0108***	0.0009	-0.0008	-0.0017	-0.0050	0.0030	0.0060	0.0020**	0.0018	0.0124**	0.0004	0.0012	0.0028	
np30	0.0051	0.0040	0.0014	0.0018	0.0023	0.0007	0.0030	0.0008	0.0009	0.0007	0.0027	0.0148	0.0019	0.0034	0.0038	0.0033	0.0029	0.0030	0.0008	0.0011	0.0041	0.0012	0.0013	0.0028	
np31	-0.0242*	-0.0036	0.0031	-0.0008	-0.0034	0.0042*	0.0092	-0.0032	-0.0018	-0.0032*	0.0096	-0.0248**	-0.0050	-0.0056	0.0097	0.0068	-0.0051	0.0124	0.0005	0.0052*	0.0033	0.0111**	0.0018	0.0038	
np32	0.0136	0.0063	0.0030	0.0047	0.0062	0.0018	0.0079	0.0022	0.0023	0.0018	0.0124	0.0091	0.0038	0.0091	0.0099	0.0087	0.0077	0.0080	0.0022	0.0022	0.0032	0.0035	0.0074	0.0046	
np33	0.0249	0.0112	-0.0176*	0.0290***	-0.051***	0.0020	0.0026	-0.0062	0.0055	0.0045	0.0127	-0.0305	0.0137*	-0.0465**	-0.0240	0.0179	-0.0238*	0.0008	-0.0016	-0.0091	-0.0714***	0.0028	-0.0132*	0.0364***	
np34	0.0199	-0.0133**	-0.0007	0.0025	0.0027	0.0028*	-0.0043	-0.0012	0.0002	0.0031*	0.0014	-0.0161*	0.0098	0.0035	0.0083	0.0091	0.0099	0.0136*	0.0033	0.0028	-0.0004	0.0002	-0.0072**	0.0078	
np35	0.0124	0.0057	0.0035	0.0043	0.0056	0.0017	0.0073	0.0020	0.0021	0.0016	0.0013	0.0081	0.0039	0.0083	0.0091	0.0079	0.0070	0.0073	0.0026	0.0023	0.0098	0.0029	0.0032	0.0068	
np36	0.0288**	-0.0052	-0.0031	0.0039	0.0051	0.0015	0.0059	0.0034*	-0.0040**	-0.0028*	0.0075	0.0146	0.0049	0.0046	0.0056	0.0077	-0.0210**	-0.0039	-0.0005	-0.0023	-0.0295***	-0.0057**	0.0019	0.0119	
np37	0.0113	0.0067	0.0001	0.0031	0.0039	0.0021	0.0059	0.0059	0.0018	0.0015	0.0093	0.0089	0.0032	0.0076	0.0083	0.0072	0.0064	0.0066	0.0019	0.0025	0.0090	0.0026	0.0029	0.0062	
np38	-0.0211	0.0190	0.0129	0.0277***	-0.0001	0.0148***	-0.183	0.0034	0.0038	0.0006	-0.0218	0.0221	-0.0106	0.0400**	0.0039	-0.0455**	0.283*	0.0137	0.0071	0.0063	0.0228	0.0067	0.0074	0.0036	
np39	0.0286	0.0131	0.0080	0.0098	0.0129	0.0039	0.0165	0.0046	0.0048	0.0038	0.0260	0.0235	0.0080	0.0192	0.0289	0.0183	0.0161	0.0168	0.0047	0.0053	0.0228	0.0067	0.0041	0.0157	
np40	0.0041*	0.0012	-0.0004	-0.0020**	0.0014	0.0001	0.0018	-0.0005	-0.0002	-0.0007**	0.0014	-0.0087***	0.0002	0.0015	-0.0021	0.0001	-0.0015	0.0009	-0.0004	0.0002	0.0014	0.0027**	-0.0016**	-0.0001	
np41	0.0025	0.0017	-0.0002	0.0008	0.0011	0.0003	0.0014	-0.0004	0.0004	0.0003	0.0047	0.0002	0.0001	0.0001	0.0018	0.0016	0.0014	0.0004	0.0005	0.0005	0.0020	0.0006	0.0006	0.0014	
np42	0.0085	0.0163	0.0229**	0.0072	-0.0345**	-0.0033	0.0047	-0.0033	-0.0073	0.0051	0.0158**	0.0033	0.0028	0.0058	0.0029	0.0227	0.0464**	0.0075	0.0054	0.0095	0.0025	-0.0017	0.0321**	-0.0178	
np43	0.0375	0.0177	0.0107	0.0132	0.0174	0.0052	0.0023	0.0062	0.0069	0.0051	0.0351	0.0033	0.0028	0.0059	0.0059	0.0031	0.0271	0.0181	0.0064	0.0054	0.0027	0.0090	0.0099	0.0091	

(Continued)

TABELA A.3
Áreas rurais: estimação do sistema de demanda

	Eq.1	Eq.2	Eq.3	Eq.4	Eq.5	Eq.6	Eq.7	Eq.8	Eq.9	Eq.10	Eq.11	Eq.12	Eq.13	Eq.14	Eq.15	Eq.16	Eq.17	Eq.18	Eq.19	Eq.20	Eq.21	Eq.22	Eq.23	Eq.24
mp1	-0.162*** (0.0935)	0.0146 (0.0194)	0.0138 (0.0103)	0.042*** (0.0180)	0.070*** (0.0077)	0.070*** (0.0180)	-0.0176 (0.0203)	0.0016 (0.0030)	0.0237*** (0.0046)	-0.0058 (0.0046)	-0.0342 (0.0056)	0.0131 (0.0139)	0.0805*** (0.0219)	0.0311 (0.0301)	0.0272 (0.0217)	-0.0167*** (0.0083)	0.0135 (0.0115)	-0.0018 (0.0027)	-0.0008 (0.0015)	0.0418*** (0.0077)	0.0118*** (0.0055)	0.0036 (0.0037)	-0.055*** (0.0177)	
mp2	0.0955*** (0.0277)	-0.0705 (0.0150)	-0.0150 (0.0253)	-0.0080 (0.0070)	-0.0080 (0.0070)	-0.0080 (0.0070)	-0.0245 (0.0193)	-0.0028 (0.0027)	-0.0144*** (0.0066)	0.0042 (0.0042)	0.0442 (0.0237)	-0.0374 (0.0395)	0.0138 (0.0273)	-0.0248 (0.0226)	-0.0315 (0.0197)	0.0041 (0.0054)	-0.0089 (0.0042)	-0.0075*** (0.0042)	0.0087*** (0.0042)	-0.0373*** (0.0155)	-0.0163 (0.0055)	0.0038 (0.0038)	0.0157 (0.0182)	
mp3	0.0051*-0.007*** (0.0111)	-0.0011 (0.0034)	-0.0012 (0.0066)	0.0035 (0.0028)	0.0035 (0.0028)	0.0035 (0.0028)	0.0006 (0.0077)	0.0001 (0.0111)	-0.0073*** (0.0026)	-0.0017 (0.0093)	0.0196 (0.0122)	-0.0061 (0.0080)	0.0018 (0.0109)	0.0125 (0.0090)	0.0041 (0.0079)	0.0100 (0.0030)	0.0020 (0.0042)	0.0027*** (0.0017)	-0.0017 (0.0052)	0.0109** (0.0078)	0.0117 (0.0078)	-0.0082*** (0.0018)	0.0073 (0.0073)	
mp4	0.0156 (0.0197)	0.0135 (0.0465)	-0.0064 (0.0116)	-0.0230*** (0.0116)	-0.0080 (0.0050)	-0.0080 (0.0050)	0.0112 (0.0137)	0.0110 (0.0019)	-0.0030 (0.0047)	-0.0017 (0.0030)	0.0041 (0.0164)	0.0375*** (0.0216)	-0.0485*** (0.0194)	-0.0236 (0.0161)	0.0164 (0.0140)	-0.0040 (0.0033)	0.0052 (0.0074)	0.0018 (0.0017)	-0.0022 (0.0016)	-0.0031 (0.0046)	-0.0034 (0.0046)	-0.0029 (0.0129)	0.0018 (0.0129)	
mp5	-0.0237*** (0.0150)	0.0117 (0.0150)	-0.0058 (0.0046)	-0.073 (0.0088)	0.0001 (0.0038)	0.0001 (0.0038)	-0.0064 (0.0104)	0.0014 (0.0015)	0.0052 (0.0036)	0.0017 (0.0023)	0.080 (0.025)	0.0495** (0.0158)	-0.0485*** (0.0148)	0.0050 (0.0122)	0.0127 (0.0041)	-0.0040 (0.0056)	-0.0006 (0.0013)	0.0000 (0.0023)	0.0000 (0.0038)	0.0012 (0.0088)	-0.0030 (0.0033)	0.0034 (0.0038)	-0.0004 (0.0089)	
mp6	0.0330*-0.0000 (0.0190)	-0.0023 (0.0064)	0.0013 (0.0112)	-0.0013 (0.0048)	0.0020 (0.0048)	0.0020 (0.0048)	0.0140 (0.0132)	0.0011 (0.0019)	-0.0040 (0.0045)	-0.0029 (0.0024)	-0.0143 (0.0293)	-0.0233 (0.0137)	-0.0227 (0.0187)	-0.0155 (0.0153)	-0.0012 (0.0071)	0.0035 (0.0017)	0.0003 (0.0010)	0.0017 (0.0010)	-0.0029 (0.0033)	-0.0330*** (0.0112)	-0.0044 (0.0044)	-0.0044 (0.0048)	0.0066 (0.0125)	
mp7	-0.0172*-0.0097 (0.0096)	0.0097 (0.0061)	0.0036 (0.0033)	0.0040 (0.0057)	-0.0031 (0.0024)	-0.0031 (0.0024)	0.0070 (0.0070)	0.0008 (0.0009)	0.0021 (0.0023)	0.0015 (0.0081)	0.0046 (0.0166)	0.0132 (0.0069)	-0.0149 (0.0095)	-0.0052 (0.0069)	0.0173*** (0.0069)	-0.0017 (0.0026)	-0.0014 (0.0036)	0.0004 (0.0088)	-0.0003 (0.0088)	0.0098** (0.0023)	0.0087 (0.0024)	-0.0021 (0.0063)	-0.0036 (0.0063)	
mp8	-0.0200-0.0419*** (0.0194)	0.0133 (0.0123)	0.0135 (0.0065)	0.058 (0.0114)	-0.0092*-0.0092* (0.0114)	-0.0092*-0.0092* (0.0114)	-0.068 (0.0135)	0.0019 (0.019)	-0.0088*-0.0088* (0.0046)	-0.0015 (0.0162)	0.0599*** (0.0213)	0.018 (0.0139)	0.0473*** (0.0191)	-0.0451*-0.0451* (0.0158)	-0.0215 (0.0180)	0.0029 (0.0033)	-0.0117 (0.0073)	0.0019 (0.0017)	0.0029 (0.0017)	0.0019 (0.0014)	-0.0067 (0.0044)	0.0020 (0.0049)	0.0002 (0.0127)	
mp9	0.0168 (0.0201)	0.0094 (0.0094)	0.0035 (0.0062)	0.0026 (0.0077)	0.0027 (0.0077)	0.0027 (0.0077)	0.0121 (0.0121)	0.0016 (0.0016)	0.0038 (0.0038)	0.0024 (0.0024)	-0.0111 (0.0238)	-0.0123 (0.0162)	-0.0185 (0.0196)	-0.0185 (0.0196)	-0.0185 (0.0196)	-0.0028 (0.0105)	0.0005 (0.0040)	0.0055 (0.0033)	-0.0013 (0.0022)	-0.0013 (0.0022)	-0.0097 (0.0094)	-0.0043 (0.0048)	0.0029 (0.0071)	
mp10	-0.0155 (0.0136)	0.0141 (0.0088)	0.0045 (0.0047)	0.0114 (0.0081)	0.0114 (0.0035)	0.0114 (0.0035)	0.0187 (0.0096)	0.0031 (0.0031)	0.0033 (0.0031)	0.0020 (0.0020)	0.0088 (0.0113)	-0.0125 (0.0146)	-0.0246 (0.0159)	-0.0246 (0.0159)	-0.0246 (0.0159)	0.0887*** (0.0337)	-0.0050 (0.0052)	0.0021 (0.0021)	-0.0060 (0.0060)	0.0013 (0.0013)	0.0032 (0.0032)	-0.0014 (0.0014)	0.0056 (0.0056)	
mp11	0.0347 (0.0217)	0.0299 (0.0144)	0.0109 (0.0066)	0.0239*** (0.0073)	-0.0353*** (0.0128)	0.0040 (0.0055)	0.0070 (0.0151)	-0.0046 (0.0021)	-0.0046 (0.0051)	0.0024 (0.0033)	-0.0138 (0.0238)	0.0159 (0.0238)	0.0136 (0.0330)	-0.0614** (0.0177)	-0.0336 (0.0177)	0.0026 (0.0059)	-0.0009 (0.0082)	0.0029 (0.0033)	0.0033 (0.0033)	-0.0268** (0.0125)	0.0118*** (0.0055)	0.0059 (0.0055)	0.0047 (0.0042)	
mp12	-0.083*** (0.0239)	0.0144 (0.0152)	-0.0022 (0.0081)	-0.0005 (0.0041)	0.0249* (0.0144)	0.0040 (0.0061)	0.034*** (0.0167)	0.0015 (0.0023)	-0.0075 (0.0057)	0.0062* (0.0036)	-0.0051 (0.0263)	-0.0330* (0.0172)	-0.0594*** (0.0236)	0.0438** (0.0195)	0.0021 (0.0095)	-0.0095 (0.0065)	-0.0068 (0.0021)	-0.0022 (0.0037)	0.0039 (0.0039)	0.0095 (0.0095)	0.0038 (0.0038)	-0.0031 (0.0036)	-0.0042 (0.0157)	
mp13	0.0139 (0.0160)	-0.0016 (0.0049)	-0.0040 (0.0054)	-0.0051 (0.0094)	-0.0144 (0.0041)	-0.0144 (0.0041)	0.0061 (0.0112)	0.0007 (0.0018)	0.0047 (0.0038)	-0.0055* (0.0024)	0.0317*** (0.0176)	-0.0724*** (0.0161)	0.0185 (0.0135)	-0.0036 (0.0131)	-0.0115 (0.0131)	-0.0065 (0.0044)	0.0164* (0.0060)	0.0023* (0.0023)	-0.0016 (0.0014)	0.0030 (0.0030)	0.0020 (0.0020)	-0.0005 (0.0040)	0.0051 (0.0051)	
mp14	0.0143 (0.0133)	-0.0085 (0.0040)	0.0051 (0.0045)	0.0120*** (0.0045)	0.0049 (0.0038)	-0.0005 (0.0034)	0.0119 (0.0092)	0.0018 (0.0031)	0.0033 (0.0031)	0.0020 (0.0020)	0.0091 (0.0111)	-0.0256* (0.0146)	0.0032 (0.0059)	0.0048 (0.0131)	0.0108 (0.0170)	-0.0287*** (0.0059)	0.0074 (0.0050)	-0.0004 (0.0037)	0.0000 (0.0039)	0.0049 (0.0049)	0.0049 (0.0049)	0.0040 (0.0040)	0.0055 (0.0055)	
mp15	0.0515*** (0.0223)	-0.0035 (0.0068)	-0.0401*** (0.0075)	-0.0131 (0.0131)	0.0057 (0.0057)	0.0057 (0.0057)	-0.0771 (0.0159)	-0.0040* (0.0022)	0.0067*** (0.0034)	-0.0013 (0.0086)	-0.0153 (0.0187)	0.0028 (0.0180)	-0.0321 (0.0220)	0.0356*** (0.0170)	0.0011 (0.0182)	0.0036 (0.0040)	0.0019 (0.0033)	-0.0037* (0.0012)	-0.0077 (0.0012)	-0.0082** (0.0084)	-0.0126* (0.0036)	-0.0067 (0.0036)	0.0010 (0.0034)	
mp16	-0.0125 (0.0142)	-0.0012 (0.0094)	-0.0011 (0.0048)	-0.0114 (0.0048)	-0.086*** (0.0036)	-0.086*** (0.0036)	0.0059 (0.0121)	0.0022 (0.0014)	0.0033 (0.0034)	0.0021 (0.0021)	0.0119 (0.0119)	-0.0180 (0.0141)	-0.0042 (0.0116)	0.0110 (0.0110)	0.016 (0.016)	0.0001 (0.0039)	0.0021 (0.0033)	0.0006 (0.0012)	0.0006 (0.0012)	0.0019 (0.0019)	0.0031 (0.0031)	0.0034 (0.0034)	0.0043 (0.0043)	
mp17	-0.0011 (0.0173)	-0.0014 (0.0094)	0.0062 (0.0093)	-0.0032 (0.0088)	-0.0087* (0.0102)	-0.0087* (0.0102)	0.0059 (0.0121)	-0.0026 (0.0017)	0.0041 (0.0041)	0.0026 (0.0026)	0.0145 (0.0145)	0.0411** (0.0191)	-0.0102 (0.0125)	-0.0304* (0.0141)	0.0151 (0.0141)	-0.0088 (0.0123)	0.0059 (0.0047)	-0.0047 (0.0065)	0.0012 (0.0015)	-0.0006 (0.0026)	0.0004 (0.0026)	0.0012 (0.0044)	-0.0078 (0.0114)	
mp18	-0.0212 (0.0119)	-0.0038 (0.0036)	-0.0338 (0.0040)	-0.018*** (0.0070)	0.0216*** (0.0030)	-0.0037 (0.0030)	-0.0012 (0.0083)	0.0018 (0.0021)	-0.0112 (0.0028)	0.0014 (0.0018)	0.0293*** (0.0098)	-0.0087 (0.0085)	0.0286** (0.0117)	0.0056 (0.0097)	-0.0210** (0.0051)	0.0018 (0.0032)	0.0089 (0.0045)	0.0003 (0.0045)	0.0028 (0.0045)	0.0140*** (0.0020)	-0.0059** (0.0028)	0.0044 (0.0030)	-0.0080 (0.0030)	
mp19	-0.290*** (0.1033)	0.0037 (0.0060)	0.0664*** (0.0335)	-0.0027 (0.0061)	-0.0070 (0.0026)	-0.0006 (0.0026)	0.0116 (0.0072)	-0.0003 (0.0010)	0.0050*** (0.0024)	0.0008 (0.0016)	0.0038 (0.0060)	-0.0635** (0.0113)	-0.0115 (0.0074)	0.0245*** (0.0156)	0.0192** (0.0084)	0.0051 (0.0073)	0.0000 (0.0039)	0.0000 (0.0039)	0.0000 (0.0039)	-0.0050 (0.0039)	-0.0050 (0.0039)	-0.0051 (0.0039)	0.0133* (0.0026)	
mp20	0.0253* (0.1144)	-0.0039 (0.0092)	-0.0054 (0.0044)	0.0011 (0.0049)	0.0022 (0.0098)	0.0022 (0.0098)	-0.0157 (0.0100)	-0.0014 (0.0014)	0.086*** (0.0034)	-0.0025 (0.0022)	0.0016 (0.0016)	0.0023 (0.0023)	0.0080 (0.0103)	0.0125 (0.0117)	0.0156 (0.0123)	0.0168 (0.0104)	0.0040 (0.0039)	0.0040 (0.0039)	0.0014 (0.0033)	-0.0068 (0.0068)	-0.0081 (0.0068)	-0.0027 (0.0068)	-0.0221*** (0.0094)	
mp21	0.1402 (0.0944)	0.0135 (0.0123)	-0.0004 (0.0059)	-0.0096 (0.0114)	0.0109 (0.0048)	0.0109 (0.0048)	0.0021 (0.0153)	-0.0018 (0.0018)	-0.0056 (0.0046)	0.0010 (0.0029)	0.0020 (0.0162)	0.0090 (0.0213)	0.0147 (0.0139)	0.0181*** (0.0191)	0.0125 (0.0158)	0.0498*** (0.0138)	0.0059 (0.0053)	0.0039 (0.0073)	0.0039 (0.0073)	-0.0027 (0.0030)	-0.0091 (0.014)	0.0082* (0.0049)	-0.0053 (0.0049)	
mp22	0.0249*** (0.0211)	-0.0125 (0.0092)	-0.0092* (0.0072)	-0.0006 (0.0072)	-0.0079 (0.0031)	-0.0079 (0.0031)	0.0047 (0.0095)	-0.0015 (0.0012)	-0.0003 (0.0029)	-0.0003 (0.0018)	0.0095 (0.0133)	0.0271** (0.0087)	0.0014 (0.0120)	0.0014 (0.0099)	0.0001 (0.0099)	0.0057 (0.0086)	-0.0041 (0.0033)	-0.0077* (0.0046)	-0.0012 (0.0046)	-0.0019 (0.0072)	-0.0130* (0.0028)	-0.0104* (0.0031)	-0.0022 (0.0080)	
mp23	0.0704*** (0.0134)	0.0185 (0.0041)	-0.0133*** (0.0045)	0.0084* (0.0079)	-0.0039 (0.0044)	0.0038 (0.0044)	-0.0195** (0.0093)	0.0011 (0.0013)	-0.0012 (0.0032)	0.0009 (0.0020)	0.0092 (0.0147)	-0.0121 (0.0094)	-0.0165 (0.0132)	-0.0165 (0.0129)	-0.0242* (0.0109)	-0.0042 (0.0095)	-0.0060 (0.0050)	-0.0002 (0.0072)	-0.0043 (0.0020)	-0.0003 (0.0031)	-0.0083* (0.0034)	-0.0068 (0.0088)		
mp24	-0.0065 (0.0242)	0.0824 (0.0107)	0.0160 (0.0119)	-0.0136 (0.0028)	0.0102 (0.0089)	0.0102 (0.0089)	-0.0046 (0.0245)	0.0002 (0.0035)	0.0109 (0.0084)	-0.0021 (0.0053)	0.0762*** (0.0294)	0.0170 (0.0253)	0.0249 (0.0347)	-0.0185 (0.0287)	-0.0357 (0.0271)	0.0029 (0.0086)	0.0048 (0.0132)	0.0048 (0.0031)	0.0048 (0.0031)	-0.0391* (0.0054)	0.0042 (0.0082)	0.0163* (0.0021)	0.0214 (0.0031)	
mp25	0.0190*** (0.0041)	-0.0040*** (0.0026)	-0.0005 (0.0041)	-0.0005 (0.0024)	0.0031 (0.0024)	-0.0015 (0.0006)	0.0082*** (0.0028)	-0.0002 (0.0004)	-0.0012 (0.0006)	-0.0010 (0.0006)	-0.0157*** (0.0034)	-0.0039 (0.0045)	0.0075* (0.0040)	-0.0069** (0.0039)	0.0004 (0.0033)	0.0044 (0.0029)	-0.0069** (0.0039)	-0.0032*** (0.0015)	-0.0022*** (0.0015)	-0.0033*** (0.0015)	-0.0099*** (0.0024)	-0.0028*** (0.0015)	-0.0053*** (0.0027)	
mp26	-0.0454 (0.0462)	0.0115 (0.0284)	0.0073 (0.0150)	-0.0250 (0.0077)	-0.0549*** (0.0110)	-0.0549*** (																		

(Continued)

(Continuação)

	Eq2	Eq3	Eq4	Eq5	Eq6	Eq7	Eq8	Eq9	Eq10	Eq11	Eq12	Eq13	Eq14	Eq15	Eq16	Eq17	Eq18	Eq19	Eq20	Eq21	Eq22	Eq23	Eq24
0,0020**	-0,0003	-0,0004	0,0001	-0,0005	0,0001	-0,0007	-0,0000	0,0003	-0,0002*	0,0007	0,0004	0,0001	0,0002***	-0,0019**	-0,0009	-0,0001	0,0001	-0,0000	-0,0000	-0,0006	-0,0002	-0,0000	-0,0006
0,0088	0,0021	0,0003	0,0003	0,0005	0,0020	0,0063	0,0001	0,0021	0,0011	-0,0027	0,0009	0,0006	0,0008	0,0008	0,0002	0,0063	0,0023	0,0031	0,0005	0,0002	0,0002	0,0005	
0,0125**	-0,0025	-0,0040	-0,0015	-0,0050**	-0,0002	-0,0002	0,0000	0,0010	0,0015	-0,0037	0,0053	-0,0138**	0,0089	-0,0044	-0,0051	0,0020	0,0020	-0,0017	-0,0002	-0,0024*	-0,0025	-0,0034*	
0,0082	0,0052	0,0029	0,0028	0,0048	0,0021	0,0057	0,0008	0,0019	0,0012	0,0069	0,0090	0,0059	0,0081	0,0067	0,0059	0,0022	0,0031	0,0007	0,0013	0,0048	0,0019	0,0021	
0,0487	0,0082	-0,0082	-0,0736*	-0,0851**	-0,0044	-0,0885**	-0,0057	0,0061	0,0086	0,0036	0,0088**	0,0167	-0,1799**	0,0871**	0,0176**	-0,0157	0,0010	-0,0888**	0,0068	0,0470*	-0,0270**	-0,0034	
0,0444	0,0282	0,0135	0,0150	0,0164*	0,0113	0,0309	0,0044	0,0105	0,0067	0,0371	0,0487	0,0319	0,0437	0,0363	0,0316	0,0120	0,0157	0,0099	0,0068	0,0261	0,0104	0,0230	
-0,0662	-0,0181	-0,0020	-0,0024	0,0164*	0,0085**	-0,0073	-0,0008	-0,0003	-0,0033	0,0049	-0,0028	0,0064	0,0097*	-0,0200	0,0057	0,0045	0,0070	0,0008	0,0039	-0,0132	0,0037	0,0248**	
0,0168	0,0111**	0,0051	0,0057	0,0090	0,0043	0,0171	0,0017	0,0040	0,0035	0,0193***	0,0185	0,0166	0,0137	0,0120	0,0046	0,0063	0,0015	0,0035	0,0099	0,0042	0,0110	0,0230	
-0,0154	-0,0088	0,0111**	0,0030	0,0059**	0,0050	-0,0124	0,0007	0,0038	-0,0007	-0,0379**	0,0363*	-0,1440	0,0360**	-0,0159	-0,0011	-0,0012	0,0065	0,0010	-0,0024	0,0083	0,0056	0,0031	
0,0125	0,0079	0,0038	0,0042	0,0074	0,0032	0,0087	0,0012	0,0030	0,0019	0,0104	0,0137	0,0090	0,0123	0,0102	0,0089	0,0034	0,0047	0,0011	0,0019	0,0049	0,0039	0,0082	
0,0016	0,0138	-0,0008	-0,0066	-0,0020	-0,0028	0,0418**	-0,0607**	-0,0121*	-0,0056	-0,0146	0,0025	-0,0046	-0,0145	-0,0048	0,0068	0,0005	-0,0037	0,0018	-0,0003	-0,0100	-0,0018	0,0019	
0,0247	0,0157	0,0075	0,0083	0,00145	0,0063	0,0172	0,0042	0,0058	0,0037	0,0206	0,0271	0,0177	0,0243	0,0203	0,0176	0,0067	0,0093	0,0021	0,0038	0,0145	0,0062	0,0162	
-0,0253	0,0116	0,0142*	0,0007	0,0094	0,0133**	-0,0142	0,0003	-0,0032	-0,0023	0,0162	-0,0180	-0,0101	-0,0137	0,0062	-0,0153	0,0009	-0,0001	-0,0012	0,0005	-0,0026	0,0007*	0,0092**	
0,0170	0,0108	0,0052	0,0058	0,0100	0,0043	0,0119	0,0013	0,0040	0,0026	0,0142	0,0187	0,0168	0,0121	0,0121	0,0046	0,0041	0,0015	0,0026	0,0010	0,0040	0,0043	0,0112	
-0,0332*	0,0048	0,0108*	0,0009	-0,0074	0,0039	0,0155	-0,0038**	0,0139**	-0,0024	-0,0101	-0,0140**	0,0156	0,0051**	0,0405**	-0,0150	-0,0142**	0,0019	0,0010	-0,0040	-0,0162	-0,0106**	-0,0064	
0,0182	0,0116	0,0055	0,0062	0,0107	0,0046	0,0127	0,0018	0,0043	0,0024	0,0152	0,0200	0,0131	0,0179	0,0148	0,0122	0,0049	0,0068	0,0016	0,0028	0,0107	0,0042	0,0046	
0,0151	-0,0169	0,0093	0,0089	-0,0546**	0,0041	0,0177	-0,0006	0,0162**	0,0054*	-0,0273	-0,0615**	-0,0106	0,0207	0,0143	0,0325**	-0,0173**	0,0188**	0,0056**	-0,0036	0,0128	-0,0115**	0,0128**	
0,0210	0,0134	0,0064	0,0071	0,0124	0,0033	0,0146	0,0021	0,0050	0,0032	0,0175	0,0231	0,0151	0,0207	0,0171	0,0150	0,0057	0,0079	0,0018	0,0032	0,0124	0,0049	0,0033	
-0,0179	-0,0143	0,0078	0,0587**	-0,0624**	0,0138**	0,0159	0,0001	-0,0002	0,0182**	-0,0167	-0,0523*	0,0070	0,0186	0,0207	0,0181	-0,0079	0,0412**	0,0008	-0,0077**	-0,0105	-0,0127**	0,0157**	
0,0254	0,0161	0,0077	0,0086	0,0149	0,0064	0,0177	0,0025	0,0060	0,0038	0,0212	0,0279	0,0182	0,0250	0,0207	0,0181	0,0069	0,0095	0,0022	0,0039	0,0149	0,0059	0,0064	
0,0304	0,0045	0,0161**	0,0112	-0,0434**	0,0014	0,0253*	-0,0021	0,0113**	-0,0015	-0,0865**	-0,0794**	-0,0191	0,0470**	-0,0046	0,0516**	-0,0249**	0,0073	-0,0001	-0,0042	-0,0108	-0,0105**	-0,0188**	
0,0213	0,0136	0,0065	0,0072	0,0126	0,0054	0,0148	0,0021	0,0051	0,0032	0,0178	0,0234	0,0153	0,0210	0,0174	0,0152	0,0058	0,0080	0,0019	0,0033	0,0126	0,0050	0,0054	
-0,0233	-0,0096	0,0020	-0,0012	-0,0101	0,0070*	-0,0042	-0,0003	-0,0010	-0,0035	0,0191	0,0060	0,0160	0,0245	-0,0121	0,0112	-0,0027	0,0101*	0,0008	0,0012	-0,0073	-0,0034	0,0019	
0,0164	0,0104	0,0050	0,0055	0,0096	0,0042	0,0114	0,0016	0,0039	0,0025	0,0137	0,0180	0,0118	0,0161	0,0134	0,0117	0,0044	0,0062	0,0014	0,0025	0,0096	0,0038	0,0041	
-0,0097	-0,0218**	0,0093*	0,0039	-0,0057	0,0099**	0,0047	-0,0018	-0,0012	-0,0065**	-0,0115	0,0105	-0,0217*	0,0233	0,0125	0,0323*	-0,0027	0,0032	0,0008	-0,0011	-0,0045	0,0058	-0,0021	
0,0171	0,0109	0,0052	0,0058	0,0101	0,0043	0,0119	0,0017	0,0041	0,0026	0,0143	0,0188	0,0123	0,0169	0,0140	0,0122	0,0046	0,0064	0,0015	0,0026	0,0101	0,0040	0,0043	
-0,0186	-0,0336**	0,0096*	0,0064	0,0066	0,0061	-0,0046	-0,0023	0,0027	-0,0801**	-0,0230	0,0290	-0,0278**	0,0295	0,0011	0,0404**	0,0039	-0,0038	-0,0000	-0,0005	-0,0032	0,0010	0,0009	
0,0170	0,0171	0,0057	0,0062	0,0109	0,0047	0,0128	0,0021	0,0044	0,0028	0,0154	0,0231	0,0133	0,0182	0,0151	0,0131	0,0050	0,0069	0,0016	0,0028	0,0109	0,0043	0,0046	
-0,0298	-0,0194	0,0091	0,0062	0,0043	0,0077	0,0032	-0,0021	0,0009	-0,008*	-0,0411**	-0,0231	0,0137	0,0047	0,0405**	-0,0031	0,0055	0,0014	-0,0016	0,0083	0,0048	0,0030	-0,024*	
0,0207	0,0132	0,0063	0,0070	0,0122	0,0053	0,0144	0,0020	0,0049	0,0031	0,0173	0,0228	0,0140	0,0204	0,0169	0,0148	0,0056	0,0078	0,0018	0,0032	0,0122	0,0048	0,0052	
-0,0356	-0,0174	0,0100	-0,0041	0,0083	0,0080	-0,0078	0,0001	0,0026	-0,084**	-0,0565**	0,0495**	-0,0315**	0,0333	0,0105	0,0419**	-0,0057	-0,0003	0,0016	-0,0024	0,0096	0,0020	-0,0399**	
0,0217	0,0178	0,0066	0,0073	0,0120	0,0055	0,0151	0,0021	0,0051	0,0033	0,0181	0,0239	0,0150	0,0214	0,0177	0,0155	0,0059	0,0082	0,0019	0,0033	0,0128	0,0051	0,0055	
-0,0463**	-0,0401**	0,0120*	-0,0087	0,0166	0,0097	0,0027	-0,0027	-0,0023	-0,0052	-0,0501**	0,0621**	-0,0381*	0,0330	0,0146	0,0414**	-0,0015	0,0132	0,0027	-0,0028	0,0038	0,0061	0,0087	
0,0234	0,0170	0,0079	0,0138	0,0138	0,0099	0,0163	0,0029	0,0053	0,0035	0,0193	0,0257	0,0188	0,0230	0,0191	0,0166	0,0065	0,0088	0,0020	0,0036	0,0138	0,0055	0,0058	
-0,0477*	-0,0560**	0,0083	-0,0035	0,0059	0,0131**	-0,0236	-0,0029	0,0037	-0,0012	-0,0359	0,0796**	-0,0240	0,0050	0,0192	0,0763**	-0,0002	0,0033	-0,0005	-0,0019	0,0028	0,0022	0,0049	
0,0248	0,0158	0,0076	0,0084	0,0146	0,0063	0,0173	0,0024	0,0059	0,0037	0,0207	0,0273	0,0178	0,0203	0,0233	0,0177	0,0067	0,0093	0,0022	0,0038	0,0145	0,0015	0,0062	
-0,0672**	-0,0388**	0,0176**	-0,0019	0,0035	0,0158**	-0,0021	-0,0081	0,0035	-0,0026	-0,0473**	-0,0281	0,0062	0,0067	0,0819**	-0,0009	0,0130	-0,0005	-0,0037	0,0115	-0,0013	0,0095	-0,0371**	
0,0253	0,0161	0,0077	0,0085	0,0149	0,0064	0,0176	0,0025	0,0060	0,0038	0,0211	0,0278	0,0182	0,0249	0,0206	0,0180	0,0069	0,0095	0,0022	0,0039	0,0149	0,0059	0,0064	
-0,0994**	-0,0385**	0,0041	-0,0071	0,0010	0,0142**	-0,0171	-0,0015	0,0021	-0,0032	-0,0182	0,0720**	-0,0151	0,0241	0,0032	0,0636**	-0,0014	0,0298**	0,0013	-0,0032	0,0156	0,0054	0,0066	
0,0248	0,0160	0,0084	0,0094	0,0146	0,0063	0,0173	0,0024	0,0059	0,0037	0,0207	0,0272	0,0178	0,0244	0,0202	0,0177	0,0067	0,0093	0,0022	0,0038	0,0146	0,0062	0,0163	
-0,3183**	-0,1218	0,0652*	0,0151*	0,1598**	0,0297	-0,0200	0,0344**	-0,0231	0,0032	0,0612	0,1923	0,0826	0,1746*	-0,2655**	0,1013**	0,1955**	0,0535**	0,0590**	0,1215**	0,123**	0,0433	-0,0478	
0,1237	0,0788	0,0377	0,0419	0,0729	0,0314	0,0862	0,0212	0,0293	0,0187	0,0344	0,1360	0,0889	0,1220	0,1010	0,0881	0,0336	0,0465	0,0108	0,0189	0,0729	0,0289	0,0311	
Teste F	33,67	250,65	150,39	513,52	343,08	161,43	81,20	94,19	114,18	256,27	92,88	149,42	583,13	106,93	271,37	197,84	198,28</						

Fonte: Microdados da POF 2002-2003/IBGE.

Elaboração das autoras.

Notas: * p-value: p < 0,1.

** p-value: p &

TABELA A.4

Testes da restrição de simetria da matriz de Slutsky

	Brasil	Áreas urbanas	Áreas rurais
	1199,55	1045,33	842,13
Simetria	[305]	[305]	[305]
	(0,000)	(0,000)	(0,000)

Fonte: Microdados da POF 2002-2003/IBGE.

Elaboração das autoras.

Obs.: Estatística de teste χ^2 , [graus de liberdade], valor-p.

