

# ESTIMAÇÃO DO SISTEMA QUASE IDEAL DE DEMANDA PARA UMA CESTA AMPLIADA DE PRODUTOS EMPREGANDO DADOS DA POF DE 2002-2003

JOSÉ ADRIAN PINTOS-PAYERAS<sup>\*,†</sup>

## Resumo

Neste artigo são estimadas elasticidades-preço, elasticidades-cruzadas e elasticidades-dispêndio para 27 grupos de produtos a partir dos microdados da POF de 2002-2003. Para tanto, é usada a versão não-linear do sistema quase ideal de demanda (NL-AIDS). Os parâmetros do sistema são obtidos usando uma regressão aparentemente não-relacionada com iteração (ITSUR). A maioria das elasticidades-preço para produtos alimentícios apresentou valor absoluto menor do que 1. Os produtos não-alimentícios, de uma forma geral, tampouco apresentaram alta elasticidade-preço e as elasticidades-dispêndio foram condizentes com o esperado.

## Abstract

This paper aimed to estimate price-elasticities, cross-elasticities and expenditure-elasticities for 27 groups of products in Brazil. Brazilian Household Budgets Research (POF) 2002-2003 microdata were used on the estimations of non-linear almost ideal demand systems (NL-AIDS). The parameters used in the NL-AIDS were previously estimated using iterated seemingly unrelated regressions (ITSUR). Most of the estimations showed that price-elasticities for food products are lower than one. On the other hand, non-food products did not show high price-elasticities. Expenditure-elasticities were in accordance with previous assumptions.

## 1 Introdução

Neste artigo é estimado um sistema de demanda que permite obter a elasticidade-preço, elasticidades-cruzadas e elasticidade-dispêndio da demanda de cada produto. Uma forma bastante difundida na literatura para estimar tais elasticidades é o método desenvolvido por Deaton e Muellbauer (1980b), denominado *Almost Ideal Demand System* (AIDS) ou, em português, Sistema Quase Ideal de Demanda.

---

\* Doutor em Economia Aplicada pela Esalq/ USP. Agradeço o apoio da FAPESP.

†Agradeço as críticas e sugestões do Prof. Rodolfo Hoffmann e de um parecerista anônimo. Quaisquer erros e omissões remanescentes são de inteira responsabilidade do autor.

Deaton e Muellbauer (1980a) apontam que o trabalho de Stone (1954), que desenvolveu o sistema linear de dispêndio (*Linear Expenditure System*), tornou-se um marco para uma nova metodologia de estudos sobre consumo. Segundo estes autores, o mérito de Stone (1954) foi o uso consistente da teoria do comportamento do consumidor para definir e modificar as equações de modelos de demanda existentes em sua época.

A partir de então, uma série de variantes desse modelo foram elaboradas (Anido et al. 2005). Parks (1971), por exemplo, propõe que o sistema linear de dispêndio é um modelo muito conveniente para representar as respostas dos consumidores a mudanças de preços e renda.

Deaton e Muellbauer (1980a) apresentam algumas variantes, entre elas, o AIDS. Este modelo ganhou certa popularidade nas análises aplicadas de demanda e, segundo Deaton e Muellbauer (1997), esta abordagem se aproxima de um modelo de demanda padrão no qual as parcelas de gasto com os bens são funções lineares dos logaritmos dos preços dos bens e do gasto total. No entanto, sistemas empíricos de demanda, tais como o AIDS, são derivados sob a hipótese de que todos os bens são transacionados, de forma que as participações no orçamento são estritamente positivas. Embora esta hipótese torne o modelo sujeito a alguns problemas, este pode ser considerado um modelo satisfatório para verificar o comportamento médio do consumidor.

Na literatura internacional há uma vasta gama de trabalhos que usaram o modelo. No Brasil, Garcia (1998) estimou o AIDS para Porto Alegre, Asano e Fiuza (2001) e Menezes et al. (2002) estimaram o modelo com dados da POF de 1987-1988 e 1995-1996, Payeras e Cunha-Filho (2007) aplicaram o modelo linear para os alimentos contidos na POF de 2002-2003. A variante quadrática do modelo foi empregada, para alguns alimentos, por Coelho e Aguiar (2007).

A principal base de dados usada é a POF de 2002-2003. Entretanto, foi necessário buscar informações de preços em outras fontes, já que a POF não permite obter os preços para os 27 grupos de produtos selecionados.

Na próxima seção é apresentado o modelo AIDS, na seção 3 está a descrição do material usado na estimação, na seção 4 são apresentados os métodos usuais de estimação do modelo AIDS, na seção 5 estão os resultados do modelo e na seção 6 as considerações finais.

## 2 Especificação do modelo AIDS

Seja  $X$  o gasto total com os produtos considerados no sistema de demanda, isto é,  $X = \sum_{i=1}^n p_i q_i$ , sendo  $q_i$  a quantidade demandada do  $i$ -ésimo bem. A variável dependente  $w_i$  é a parcela do gasto total alocada para o  $i$ -ésimo produto, ou seja,  $w_i = p_i q_i / X$ . O modelo inclui um intercepto  $\alpha_i$  para cada produto;  $p_j$  é o preço do  $j$ -ésimo bem e  $\gamma_{ij}$  é o coeficiente do correspondente logaritmo. A partir de uma função custo-específica, o modelo AIDS gera uma equação para a participação no gasto total de  $n$  bens por meio do seguinte sistema:

$$w_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \ln \left( \frac{X}{P} \right). \quad (1)$$

O índice de preço  $P$  é definido, no modelo AIDS não-linear (NL-AIDS), por

$$\ln P = \alpha_o + \sum_{j=1}^n \alpha_j \ln p_j + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^n \gamma_{ij} \ln p_i \ln p_j. \quad (2)$$

Deaton e Muellbauer (1980b) sugerem uma aproximação linear do modelo NL-AIDS especificamente para a equação do índice de preço com a seguinte forma:

$$\ln P = \sum_{i=1}^n w_i \ln p_i. \quad (3)$$

Esta aproximação gera o modelo AIDS com aproximação linear ou, em inglês, *linear approximate AIDS model* (LA-AIDS). Por ser mais simples, este, na prática, é mais utilizado em pesquisas que o NL-AIDS. Conforme Asche e Wessells (1997), ao usar dados *cross-sectional*, como é o caso das pesquisas de orçamentos familiares, é necessário fazer a normalização dos preços para manter os resultados do LA-AIDS equivalentes ao NL-AIDS<sup>1</sup>.

No modelo NL-AIDS há as seguintes restrições de aditividade sobre os parâmetros do modelo,

$$\sum_{i=1}^n \alpha_i = 1, \sum_{i=1}^n \beta_i = 0, \sum_{i=1}^n \gamma_{ij} = 0.$$

A hipótese de homogeneidade é satisfeita se e somente se, para todo  $i$ :

$$\sum_{j=1}^n \gamma_{ij} = 0.$$

A hipótese de simetria é satisfeita se  $\gamma_{ij} = \gamma_{ji}$ .

Salienta-se que a grande vantagem do modelo AIDS é que as restrições de homogeneidade e simetria são facilmente impostas e testadas. No presente estudo é estimado o NL-AIDS e, portanto, o índice de preços é dado pela expressão (2).

### 2.1 As Elasticidades no Modelo AIDS

Depois de estimar a equação (1), a elasticidade-preço Marshalliana<sup>2</sup> para o bem  $i$  em relação ao preço  $j$  no modelo NL-AIDS pode ser obtida pela seguinte equação<sup>3</sup>

$$\epsilon_{ij}^M = \frac{\gamma_{ij} - \beta_i \left( w_j - \beta_j \ln \left( \frac{X}{P} \right) \right)}{w_i} - \delta_{ij}, \quad (4)$$

considerando que  $\delta_{ij}=1$  se  $i = j$ , e  $\delta_{ij}=0$  se  $i \neq j$ .

Já a elasticidade-dispêndio é dada por

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

<sup>1</sup> Chen (1998) aponta que há discrepâncias entre as elasticidades calculadas por LA-AIDS e NL-AIDS. Hahn (1994) argumenta que o LA-AIDS viola as restrições de simetria.

<sup>2</sup> A elasticidade Hicksiana pode ser obtida por  $\epsilon_{ij}^H = \epsilon_{ij}^M + w_j e_i$ .

<sup>3</sup> Estas elasticidades foram usadas por SAS Customer Support Center (a) e as derivações podem ser vistas em Alston et al. (1994) e Green e Alston 1990, 1991.

### 3 Material

No Brasil, a melhor base de dados para estimar um sistema de demanda que englobe vários produtos é a POF de 2002-2003. Porém, para parte dos produtos não é possível averiguar os preços somente com as informações contidas nela. Apenas os dados da caderneta de despesa coletiva permitem chegar ao preço. Nessa caderneta estão produtos como alimentos no domicílio, artigos de higiene e de limpeza.

O IBGE não apurou na POF e tampouco disponibiliza os preços dos produtos chamados de não-alimentícios, os quais são levantados para o cálculo do IPCA (Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo). A única fonte de informação disponível dos preços desses produtos é uma tabela de 1999<sup>4</sup> para as regiões metropolitanas de Belém, Fortaleza, Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo, Curitiba, Porto Alegre, Brasília e município de Goiânia, que é a abrangência geográfica do IPCA.

A solução, então, foi corrigir os preços contidos nessa tabela para o período em que a POF foi realizada. Os resultados dessa correção foram confrontados com preços de tarifas públicas como passagem de ônibus urbano na época em que a POF foi realizada e os resultados ficaram muito próximos, quando não iguais.

Por ter que considerar apenas os preços das regiões do IPCA, perderam-se observações. O número de famílias consideradas caiu para 6.594<sup>5</sup>. A Tabela 1 apresenta o percentual de pessoas de cada classe de renda nas regiões selecionadas em relação ao número de pessoas na mesma classe de renda no Brasil. O percentual de pessoas nas 11 regiões do IPCA em relação à população brasileira é apresentado na última linha da tabela em questão. Na Tabela 1 também constam o percentual da renda e o percentual de famílias.

Das 175.845.964 pessoas da população representada pela POF de 2002-2003 restaram 52.259.183, o que equivale a 29,72% da população brasileira. A soma da renda das regiões do IPCA equivale a 43,25% da renda total do país, que é uma parcela considerável. Isso também revela como a renda está concentrada nas cidades e regiões metropolitanas em questão. Apesar de terem apenas 13,76% das famílias brasileiras com renda familiar *per capita* de até 120 reais, as regiões têm 59,10% das famílias com rendimento *per capita* acima de 3.840 reais, ou seja, essas regiões concentram a maior parte das famílias com maior rendimento.

Mesmo dentro das áreas do IPCA não foi possível manter todas as despesas com os produtos constantes na POF de 2002-2003. Teve-se que abrir mão de informações referentes a produtos não-alimentícios que não constam na relação do IPCA. A Tabela 2 apresenta o percentual da despesa dos produtos selecionados em relação à despesa total nas regiões do IPCA e da despesa total do Brasil. A soma da despesa com os produtos usados na estimação do modelo NL-AIDS equivale a 26,45% da despesa total das famílias no Brasil e a 65,13% da despesa das pessoas residentes nas regiões do IPCA. A despesa com os produtos usados na estimação cresce com a renda quando analisada em proporção à despesa nacional. O motivo para tanto é o mesmo que foi visto na Tabela 1, ou seja, há uma grande concentração de pessoas ricas nas

---

<sup>4</sup>[ftp://ftp.ibge.gov.br/Preços\\_Indices\\_de\\_Precos\\_ao\\_Consumidor/Preços\\_Medios/Nao\\_Alimenticios\\_09\\_1999.zip](ftp://ftp.ibge.gov.br/Preços_Indices_de_Precos_ao_Consumidor/Preços_Medios/Nao_Alimenticios_09_1999.zip).

<sup>5</sup> Na POF 2002-2003 foram investigadas 48.568 famílias.

Tabela 1: Percentual da população, da renda e do número de famílias das regiões do IPCA em relação ao total do Brasil, por classe de renda.

Classe de Renda <i>per capita</i> (R\$ de 15/01/2003)	Participação das 11 regiões do IPCA no total do Brasil		
	Pessoas	Renda	Famílias
Até 120	13,67	15,08	13,76
Maior que 120 até 240	24,90	25,55	23,89
Maior que 240 até 360	32,66	33,03	29,83
Maior que 240 até 480	34,70	34,82	33,46
Maior que 480 até 600	41,24	40,97	39,81
Maior que 600 até 720	41,83	41,86	40,20
Maior que 720 até 960	39,87	39,97	39,49
Maior que 960 até 1200	43,31	43,42	44,01
Maior que 1200 até 1440	50,05	50,01	48,09
Maior que 1440 até 1920	48,33	48,55	47,95
Maior que 1920 até 2640	55,29	55,50	56,36
Maior que 2640 até 3840	54,12	54,76	54,16
Maior que 3840	56,03	55,80	59,10
Total	29,72	43,25	31,17

Fonte: com base nos microdados da POF de 2002-2003.

áreas do IPCA, e estas respondem por boa parte do consumo nacional.

Quando a despesa das famílias das regiões do IPCA é tomada como base, nota-se que foram perdidas mais observações referentes ao consumo das famílias ricas do que das famílias pobres. Isso se deve ao fato de ser considerada grande parte da despesa com alimentação. Das despesas com alimentos foram excluídas apenas as informações referentes aos agregados<sup>6</sup> de alimentos da POF de 2002-2003, já que não é possível, nestes casos, identificar o produto nem a quantidade consumida. Por exemplo, para o item denominado na POF de Agregado (Carnes bovina, suína e aves) não é possível identificar se a despesa referente a esse item foi com carne bovina, suína ou de aves. Devido ao fato de que esses produtos são considerados individualmente na estimação das elasticidades, teve-se que excluir as observações desse tipo. Já para os não-alimentícios foi necessário ajustar os produtos à relação de produtos constantes no IPCA.

Uma informação curiosa é que há pouca diferença entre os percentuais da última classe quando tomadas as duas bases, despesa total no Brasil e despesa total na região do IPCA. Isto indica que a região não concentra apenas a renda,

<sup>6</sup> Na POF quando a família (unidade de consumo) não é capaz de resgatar os valores individuais da aquisição realizada é utilizado para esse registro um item chamado de agregado. Se a família comprou vários tipos de carnes e não se lembra das informações de cada item, mas sabe quanto pagou pelo total, o valor é registrado no agregado carne. O mesmo procedimento é feito para outros produtos, tais como produtos de limpeza e verduras. Há também um agregado geral para alimentos.

Tabela 2: Percentual da população, da renda e do número de famílias das regiões do IPCA em relação ao total do Brasil, por classe de renda.

Classe de Renda <i>per capita</i> (R\$ de 15/01/2003)	Gasto com produtos selecionados (%) Sobre a desp. total $\left(\frac{\text{reg. IPCA}}{\text{Brasil}}\right)$		
	Brasil	reg. do IPCA	
Até 120	8,87	82,29	10,78
Maior que 120 até 240	14,23	78,69	18,08
Maior que 240 até 360	19,07	76,58	24,90
Maior que 240 até 480	21,36	73,04	29,24
Maior que 480 até 600	25,09	69,51	36,10
Maior que 600 até 720	29,59	70,16	42,17
Maior que 720 até 960	26,51	69,08	38,38
Maior que 960 até 1200	36,43	66,41	54,86
Maior que 1200 até 1440	36,51	66,46	54,94
Maior que 1440 até 1920	38,68	63,08	61,32
Maior que 1920 até 2640	49,28	58,91	83,65
Maior que 2640 até 3840	45,71	57,53	79,45
Maior que 3840	44,16	48,61	90,84
Total	26,45	65,13	40,62

Fonte: com base nos microdados da POF de 2002-2003.

mas também o consumo dos estratos mais ricos. Isso é comprovado pela última coluna da Tabela 2. Apesar de as famílias na área do IPCA responderem por 40,62% da despesa do Brasil, a última classe, com renda familiar *per capita* acima de 3.840 reais, representa 90,84% do consumo total desse estrato. As três últimas classes respondem por uma parcela significativa da despesa nacional em suas faixas.

A forma com que foram organizados os dados para estimação do modelo NL-AIDS está apresentada na Tabela 3 – Limites entre as classes de renda familiar *per capita* para as regiões usadas na estimação do modelo NL-AIDS, em Reais 15 de jan. de 2003. A primeira faixa, por exemplo, corresponde aos 10% mais pobres da população, e o valor que aparece na coluna corresponde ao limite superior dessa população na região metropolitana (RM), ou cidade, que está na linha. Desta forma, no caso da RM de Belém, a primeira classe engloba as pessoas com renda de zero até 81,6 reais, na segunda classe estão as pessoas com renda acima de 81,6 até 113,9 reais Na última classe dessa região estão os 5% mais ricos da população, os quais têm renda acima de 1.190 reais. Sendo assim, há 12 faixas de renda para cada uma das 11 regiões do IPCA.

A justificativa desse formato diferenciado para cada região está na tentativa de garantir que existirão informações em cada estrato de renda. O problema de usar estratos fixos pode ser revelado por uma análise mais detalhada da Tabela 3 – Limites entre as classes de renda familiar *per capita* para as regiões usadas na estimação do modelo NL-AIDS, em Reais 15 de jan. de 2003. As cidades do Norte e Nordeste têm uma característica bem diferente das outras regiões. Enquanto que os 10% da população mais pobre da RM de Fortaleza possuem uma renda familiar *per capita* de até 64,2 reais, os 10%

mais pobres da área urbana da cidade de Brasília têm renda familiar *per capita* de até 489,1 reais, lembrando que este valor é apenas referente à cidade de Brasília. Se, por exemplo, fosse usada uma renda familiar *per capita* superior a 3.840 reais para o último estrato, na RM de Belém ficariam pouquíssimas observações, mas o mesmo não prevaleceria para a RM do Rio de Janeiro.

Estes estratos são usados para determinar a despesa familiar *per capita* média com cada grupo de produtos. Com o uso das médias, espera-se diminuir o problema de erro de medida das variáveis (Hoffmann 2007a). Outro problema amenizado ao usar as médias das variáveis é que certos produtos não aparecem nas despesas de algumas famílias devido à periodicidade da pesquisa. Com isso, evitam-se “falsos” valores nulos. A Tabela 4 – Despesa per capita média com os produtos selecionados para as 11 regiões do IPCA, por faixa de renda, em Reais 15 de jan. de 2003 apresenta a despesa *per capita* média por estrato, levando em consideração os produtos contidos no cálculo do IPCA.

Ao comparar a Tabela 3 – Limites entre as classes de renda familiar per capita para as regiões usadas na estimação do modelo NL-AIDS, em Reais 15 de jan. de 2003 com a Tabela 4 – Despesa per capita média com os produtos selecionados para as 11 regiões do IPCA, por faixa de renda, em Reais 15 de jan. de 2003 é possível perceber que a despesa *per capita* média das três primeiras classes da RM de Belém ultrapassa o limite de renda superior desses estratos. O mesmo ocorre com a RM de Fortaleza. As RM Recife, Salvador, Rio de Janeiro, Porto Alegre e a cidade de Goiânia também apresentam faixas com despesa média maior que os limites superiores. Todas as regiões apresentaram casos de despesa *per capita* média maior que a renda *per capita* média, principalmente para as classes mais pobres da população. A RM de Fortaleza foi a que apresentou o maior número de faixas com pessoas que têm despesa maior que a renda.

As informações foram separadas por mês e dessa forma há 144 observações de cada produto por RM ou cidade, totalizando 1.584 observações de um dado produto para o Brasil. Dado que são 27 grupos, há um total de 42.768 observações. Os grupos de produtos selecionados e a sua composição estão na Tabela 5. Estas serão as variáveis que compõem o modelo a ser estimado. É bom lembrar que os preços, bem como a despesa, de alimentos, higiene pessoal e produtos de limpeza foram obtidos por meio das informações da POF de 2002-2003. Já os demais produtos seguiram as especificações do IPCA.

A estrutura de ponderação do IPCA segue as informações da POF de 2002-2003, sendo assim, buscou-se ponderar os preços dos grupos da mesma forma que o IPCA fez. As ponderações para cada subitem “são dadas pela razão entre a estimativa de total de despesas anuais de consumo apropriada para o subitem e a estimativa de total de despesas anuais de consumo realizadas pelas famílias da População-Objetivo de cada índice, em cada região” (IBGE 2005, p. 31). A variável ponderadora das regiões para o cálculo do IPCA e do INPC é a população residente urbana.

#### 4 Estimação do NL-AIDS

Dado que as parcelas de dispêndio  $w_i$  devem somar 1, uma das equações tem que ser excluída para que não ocorram problemas de singularidade. Pode-se eliminar qualquer uma das equações que não haverá efeitos sobre os resulta-

Tabela 3: Limites entre as classes de renda familiar per capita para as regiões usadas na estimação do modelo NL-AIDS, em Reais 15 de jan. de 2003.

Área do IPCA	P_10	P_20	P_30	P_40	P_50	P_60	P_70	P_80	P_85	P_90	P_95
Belém	81,6	113,9	147,0	185,2	223,4	269,5	357,2	529,6	655,3	827,7	1190,0
Fortaleza	64,2	94,3	124,5	156,9	193,8	249,3	348,4	487,9	649,4	998,3	1720,3
Recife	86,1	117,1	146,9	182,6	244,4	325,6	423,9	552,5	705,6	886,7	1429,4
Salvador	86,3	131,6	192,9	231,4	290,5	371,3	515,2	741,4	884,3	1311,3	1774,6
Belo Horizonte	131,9	187,2	241,7	293,7	372,2	469,1	606,4	843,1	1092,3	1491,5	2354,1
Rio de Janeiro	103,8	167,5	222,9	282,6	354,7	479,9	637,6	1017,6	1300,1	1778,5	3162,2
São Paulo	157,0	227,8	298,8	384,7	484,9	606,9	798,1	1107,2	1342,8	1787,8	2433,5
Curitiba	161,6	226,8	294,3	367,4	470,2	569,0	765,7	1060,9	1303,1	1793,1	2626,0
Porto Alegre	128,7	201,3	272,1	350,3	430,7	533,9	672,2	952,8	1224,2	1760,8	2761,3
Goiânia	121,9	166,6	222,8	273,9	350,8	503,5	629,0	900,2	1176,5	1536,1	2093,3
Brasília	489,1	921,8	1246,3	1723,9	2008,1	2496,5	3234,8	4339,5	5102,8	6027,7	9912,9

Fonte: elaboração própria com base nos microdados da POF de 2002-2003.



Tabela 4: Despesa per capita média com os produtos selecionados para as 11 regiões do IPCA, por faixa de renda, em Reais 15 de jan. de 2003.

Faixa	Belém	Fortaleza	Recife	Salvador	BH	RJ	SP	Curitiba	Port. Al .	Goiânia	Brasília
1	83,4	76,3	84,4	86,5	124,9	145,0	141,1	161,4	139,2	134,5	481,6
2	124,2	101,2	139,6	129,2	169,7	176,5	185,1	191,9	168,3	174,0	736,7
3	185,7	125,7	126,7	158,7	185,1	207,0	254,3	234,2	234,9	217,7	716,9
4	161,5	149,9	170,4	190,7	219,6	258,5	282,5	258,2	271,0	214,5	987,9
5	165,5	162,5	197,2	222,0	252,8	290,5	325,7	373,6	336,3	305,0	1352,1
6	219,9	188,4	258,4	251,5	313,8	337,7	408,5	401,8	349,9	362,4	1452,7
7	281,8	256,3	318,5	322,6	367,8	423,0	494,6	454,0	438,5	468,0	1456,7
8	346,6	327,9	349,0	481,2	445,8	608,3	586,2	650,7	569,5	572,1	1799,3
9	385,7	422,6	479,4	528,2	630,0	825,8	798,2	752,7	715,6	760,3	2462,8
10	584,7	582,5	484,3	676,3	789,0	977,9	980,4	870,7	807,9	820,7	1991,8
11	661,4	759,5	731,0	979,6	1005,0	1420,6	1225,9	1148,2	1170,1	1116,5	2913,7
12	967,9	1339,0	1294,2	1491,0	1638,6	2257,1	1889,4	1660,0	1787,5	1228,8	5027,3

Fonte: elaboração própria com base nos microdados da POF de 2002-2003.

Tabela 5: Produtos selecionados com base nos critérios do IPCA para a estimação da matriz de elasticidades Marshallianas.

Código	Descrição
AÇUC	Composto por açúcar refinado e açúcar cristal;
ARRO	Todos os tipos de arroz;
CAR1	Carne de boi de primeira;
CAR2	Carne de boi de segunda;
PEIXE	Engloba todos os peixes e frutos do mar;
PRALI	Ovo de galinha, macarrão, farinha de trigo, farinha de mandioca, enlatados, maionese, sal refinado, óleo de soja, alimentos preparados, outros açúcares, etc;
FRAN	Todos os produtos e subprodutos da carne de Frango;
HORT	Legumes, Verduras, Frutas, Tubérculos e Raízes;
MATI	Matinais: Todos os laticínios, café, pães, e biscoitos;
OCAR	Outras Carnes: carne de suíno, ovos e carnes de outras aves e carnes exóticas;
OCER	Outros Cereais: Feijão, aveia, cevada, milho, trigo em grão, amendoim, etc.
HIGIE	Higiene: Sabonete, produtos para cabelo, pasta de dente, desodorante, etc.;
LIMP	Produtos de limpeza: água sanitária, álcool, detergente, sabão, entre outros;
MOVL	Mobiliário e artigos do lar: móveis de sala, cozinha, quarto, roupa de cama, etc.;
REFRI	Refrescos: Refrigerante, água de coco, guaraná em pó, caldo de cana, etc.;
ETÍLI	Bebidas alcoólicas;
RECR	Jogos lotéricos, cinema, teatro, show, brinquedos, produtos para animais, etc.;
COM	Telefone fixo, tel. celular e tel. público (impulsos);
HABI	Aluguel, condomínio, água e esgoto, entre outros;
ELET	Fogão, refrigerador, condicionador de ar, máquina de lavar roupas, lâmpada, etc.;
VEST	Vestuário: calça comprida, agasalho, bermuda, camiseta, saia, fralda, calçados, etc.;
TPÚB	Transporte público: ônibus urbano, intermunicipal e interestadual, táxi, metrô, avião, etc;
TPRI	Transporte privado: automóvel novo, combustível, óleo, pneu, conserto, etc.;
SAÚDE	Saúde: plano de saúde, remédios, consulta médica e odontológica, exames laboratoriais, óculos, etc.;
SERV	Serviços Pessoais: Costureira, manicure, cabeleireiro, cartório, entre outros.
EDUC	Educação: cursos regulares, livros, jornal, revista, caderno e artigos de papelaria;
CIGA	Cigarro.

dos. Salienta-se que os parâmetros associados à equação da parcela de dispendio excluída podem ser recuperados por meio das restrições relativas aos valores dos parâmetros.

De acordo com Buse (1994), entre 1980 e 1991 foram publicados 89 trabalhos empíricos que estimaram o AIDS, os quais utilizaram as mais diversas formas para estimar o modelo. Hoje em dia esse número, certamente, é muito maior. Blanciforti e Green (1983) utilizaram procedimentos de máxima verossimilhança para estimar um modelo AIDS para gastos com alimentação nos Estados Unidos. Song et al. (1997) estimam uma série de modelos, entre os quais o AIDS, para comparar a demanda por alimentos nos Estados Unidos e Holanda, também por máxima verossimilhança.

Alston et al. (1994) procuram verificar a precisão das estimativas das elasticidades obtidas com base em modelos de demanda tipo AIDS, por meio de simulações de Monte Carlo. Pashardes (1993) estima a equação (1) por regressões aparentemente não-relacionadas (*Seemingly Unrelated Regressions* - SUR) porque, segundo o autor, os gastos agregados podem ser considerados exógenos. Chalfant (1987), Hayes et al. (1990) e Li et al. (2006) usaram o SUR iterativo (ITSUR).

Neste trabalho, o processo de estimação seguirá o procedimento proposto por SAS Customer Support Center (b). Embora se trate de um sistema de equações, não há os problemas de inconsistência associados com a presença de variáveis endógenas no segundo membro das equações. Logo, a estimação dos parâmetros pode ser feita por SUR.

Convém ressaltar que o método SUR é também conhecido como *joint generalized least squares* ou *Zellner regression* – este último, porque foi desenvolvido por Zellner (1962).

Considerando que há correlação contemporânea<sup>7</sup> entre os erros aleatórios, o SUR requer uma estimativa da matriz de covariância entre as equações,  $\hat{\Sigma}$ , a qual é estimada com base nos resíduos da estimação por OLS. Da matriz  $\hat{\Sigma}$  estimada, podem-se estimar os parâmetros pelo método SUR.

Como o SUR requer a estimação de uma matriz  $\hat{\Sigma}$ , há um aumento na variabilidade do estimador para amostras pequenas. A eficiência de se utilizar o método SUR é obtida para grandes amostras, portanto, é necessário um razoável número de observações para se obter esta eficiência (Buse 1994).

A estimação de  $\hat{\Sigma}$  pode ser obtida por meio de iterações matemáticas. Esta é a opção metodológica adotada neste trabalho, conhecida como ITSUR, e será usada para estimar o NL-AIDS<sup>8</sup>.

## 5 Resultados

Nesta seção é apresentada uma discussão sobre os resultados obtidos para o sistema de 27 equações. A equação que foi excluída na estimação do sistema foi a referente ao cigarro e seus parâmetros foram resgatados com base nas restrições do modelo.

Ocorreu convergência após 32 iterações para o resultado do método IT-

<sup>7</sup> Caso não exista correlação contemporânea, é indiferente aplicar OLS (mínimos quadrados ordinários) em cada equação separadamente ou estimar todas as equações conjuntamente por SUR.

<sup>8</sup> O programa utilizado para estimação do sistema de demanda foi o SAS 9.1.3.

SUR. O teste Breusch-Pagan comprova que há correlação contemporânea<sup>9</sup>, justificando o uso do processo iterativo do SUR. Neste caso, é mais eficiente estimar todas as equações conjuntamente por ITSUR do que equação por equação por OLS<sup>10</sup>.

Os parâmetros obtidos por meio da equação (1) e aplicados à equação (4) originam a Tabela 6, que é a matriz de elasticidades Marshallianas, ou não-compensada, da demanda para os produtos selecionados. Na diagonal principal está a elasticidade-preço da demanda para cada produto e fora dela estão as elasticidades-cruzadas da demanda. Todas as elasticidades-preço têm nível de significância inferior a 1%. É importante que fique claro que essas elasticidades foram obtidas para os dados médios dos gastos com os produtos, ou seja, que esses valores são válidos apenas para o ponto médio da curva de demanda.

Dos grupos de produtos alimentícios, três apresentaram-se elásticos em relação ao preço: peixe, refrescos e bebidas alcoólicas. O grupo relacionado a produtos matinais apresentou elasticidade-preço unitária. Os demais produtos alimentícios são inelásticos em relação aos seus preços, o que é esperado para produtos básicos. Coelho e Aguiar (2007) encontraram elasticidades com valor absoluto maior do que 1 para boa parte dos produtos alimentícios, o que não é esperado, como reconhecem os próprios autores.

Dos produtos não-alimentícios os que apresentaram valor absoluto da elasticidade-preço maior que 1 foram: comunicação, transporte privado e cigarro. Não muito diferentes destes resultados estão os de Asano e Fiuza (2001). Estes autores encontraram elasticidades-preço maiores que 1 na POF de 1987-1988 apenas para transporte e serviços pessoais, e na POF de 1995-1996 apenas itens de vestuário tiveram elasticidade-preço maior que 1, em valor absoluto, e saúde apresentou elasticidade unitária. Ressalta-se que os estudos seguiram agregações distintas e a concepção da população quanto aos preços hoje é bem diferente do que quando feitas as pesquisas anteriores. É importante lembrar o processo inflacionário que o país vivia na época da POF de 1987-1988. Na POF de 1995-1996 a memória inflacionária ainda era muito recente, o que pode influenciar o comportamento do consumidor. Usando a POF 2002-2003, Breusch e Pagan (1890) encontraram elasticidades-preço maior que a unidade para transporte, higiene e saúde e para o grupo lazer, cultura e tabaco. É importante ressaltar que o nível de agregação e a forma de estimação são diferentes dos adotados por Menezes et al. (2006).

Entre os resultados dos produtos não-alimentícios, o que chama a atenção é a baixa elasticidade-preço da educação. Talvez a justificativa seja que a educação pública deixe de ser vista como um bem substituto ao ensino privado. É claro que uma afirmação desse tipo exige um estudo mais profundo de cada item da Tabela 6 e análises específicas que busquem justificar baixa ou alta elasticidade de um determinado produto fogem do escopo deste estudo. De toda forma, é uma sugestão para estudo futuro.

Fora da diagonal principal, valores positivos indicam que os produtos são substitutos e valores negativos indicam que os produtos são complementares. Desta forma, seguindo os resultados da Tabela 6, carne bovina de primeira e outras carnes são substitutos, pois um aumento de 1% no preço do carne bo-

<sup>9</sup> O teste pode ser encontrado em Greene (2000), para uma versão mais detalhada veja Breusch e Pagan (1890).

<sup>10</sup> Na presença de correlação contemporânea é possível obter melhor estimador linear não-viesado (BLUE) quando estimado o modelo por ITSUR do que quando usado OLS.

vina de primeira causa um aumento de 0,132% na demanda de outras carnes. Frango e produtos alimentícios são complementos.

Aumentos nos preços de eletrodomésticos reduzem o gasto com habitação<sup>11</sup>. Para as demais relações, ver a Tabela 6.

Na Tabela 7 está a elasticidade-dispêndio<sup>12</sup> para cada produto ou grupo de produtos. O processo de cálculo da elasticidade-dispêndio é muito semelhante à renda, só que usa o gasto total com a cesta de produtos selecionados ao invés da renda.

Todos os produtos são normais, já que têm elasticidade-dispêndio maior que zero. Os alimentos, com exceção da carne bovina de primeira, dos refrescos e das bebidas alcoólicas, são considerados necessários, dado que seu consumo cresce proporcionalmente menos que o dispêndio total (Varian 1997). A carne de primeira apresentou elasticidade-dispêndio maior que 1, o que confere a este produto a característica de bem de luxo.

Hoffmann (2007b) estimou a elasticidade-renda para a despesa com alimentos usando a POF de 2002-2003. De uma forma geral, as elasticidades-dispêndio do presente estudo estão um pouco acima das elasticidades-renda encontradas por Hoffmann (2007b). Por exemplo, a elasticidade-renda por arroz é nula, carne bovina de primeira é 0,588 e carne de frango é 0,211 Hoffmann (2007b), enquanto a elasticidade-dispêndio do arroz é 0,463, da carne bovina de primeira é 1,080 e da carne de frango é 0,568. Para melhorar a comparação entre os dois trabalhos, e ter um valor mais próximo da elasticidade-renda a partir da elasticidade-dispêndio<sup>13</sup>, estimou-se um modelo no qual a variável dependente é o logaritmo natural do dispêndio com a cesta considerada e a variável explicativa é o logaritmo natural da renda familiar. O parâmetro estimado foi 0,6715, com um erro padrão de 0,0075 e coeficiente de determinação de 0,85. Multiplicando-se o valor da elasticidade-dispêndio pelo parâmetro obtido chega-se a uma aproximação do que é a elasticidade-renda. Em alguns casos os valores ficaram muito próximos aos de Hoffmann (2007b). Para a carne bovina de primeira o resultado é 0,725 (produto de 1,08 por 0,6715) e para a carne de frango é 0,38. Na Tabela 7 constam os valores para todos os produtos.

No grupo de produtos não-alimentícios, a menor elasticidade-dispêndio é com cigarro, 0,423. Como o consumo deste produto causa dependência, é esperado que variações na renda e no preço não causem mudança substancial na demanda. Blanciforti e Green (1983) e Farrelly et al. (2003) encontraram, para dados dos EUA, baixa elasticidade-preço e elasticidade-renda para o cigarro. Na literatura nacional, Menezes et al. (2007) encontraram, para o grupo tabaco, elasticidade-preço de -2,84 e elasticidade-dispêndio de 0,301 para dados das POF's de 1987-1988 e 1995-1996. Se foram considerados todos os produtos da categoria Fumo da POF no trabalho de Menezes et al. (2007) é normal que os resultados não sejam os mesmos, já que nessa categoria o IBGE inclui outros produtos como isqueiro, fósforo, palha para cigarro entre outros. Na presente análise só há um produto, cigarro.

O transporte público apresentou elasticidade-dispêndio de 0,463, resultado esperado por ser um produto necessário. A maioria dos produtos não-

<sup>11</sup> O nível de significância de cada elasticidade está indicado na tabela.

<sup>12</sup> Todas as elasticidades-dispêndio da Tabela 7 têm nível de significância de 1%.

<sup>13</sup> Há trabalhos que interpretam a elasticidade-dispêndio como sendo a elasticidade-renda. Essa interpretação só é válida admitindo a hipótese da renda permanente, esta que não é verificada no Brasil (Gomes 2004).

Tabela 6: Matriz de elasticidades Marshallianas para os dados da POF de 2002-2003, estimada por meio do modelo NL-AIDS.

Produto	AÇUC	ARRO	CARI	CAR2	PEIXE	PRALI	FRAN	HORT	MATI	OCAR	OCER	HIGIE	LIMP	MOVL
AÇUC	-0,534***	-0,271**	-0,093	0,027	0,056	0,089**	-0,009	0,038	0,092	-0,076	0,041	0,031	-0,046	0,040
ARRO	-0,123**	-0,863***	-0,053	-0,032	0,048	0,018	0,094	0,074**	0,002	-0,004	-0,125**	-0,019	-0,058**	0,022
CARI	-0,057	-0,074	-0,898***	-0,034	-0,038	0,032	-0,083	-0,006	0,051	0,132***	-0,064	-0,075**	0,000	0,055**
CAR2	0,015	-0,043	-0,031	-0,899***	-0,080**	-0,021	-0,006	0,105***	0,202***	0,143***	-0,060	-0,015	0,047	0,041
PEIXE	0,061	0,115	-0,071	-0,152**	-1,025***	0,027	0,010	-0,061	0,317***	0,051	-0,161**	0,041	0,013	-0,164***
PRALI	0,010**	0,001	0,011	-0,007	0,003	-0,884***	-0,028**	0,004	0,033**	-0,011	0,059***	0,001	0,011	0,004
FRAN	-0,004	0,083	-0,055	-0,004	0,005	-0,074**	-0,723***	-0,001	0,129***	0,067**	0,105**	-0,016	-0,017	-0,023**
HORT	0,010	0,050**	-0,003	0,058***	-0,020	0,003	-0,007	-0,997***	0,011	-0,002	-0,116***	0,022	0,018	-0,023**
MATI	0,006	-0,003	0,011	0,027***	0,024***	0,023**	0,024***	0,007	-1,001***	-0,015**	0,050***	0,003	0,012**	0,004
OCAR	-0,027	-0,006	0,081***	0,080***	0,016	-0,021	0,053**	0,003	-0,057**	-0,889***	-0,011	0,025	-0,003	-0,033**
OCER	0,009	0,066**	-0,022	-0,024	-0,034**	0,112***	0,062	-0,073***	0,158***	-0,005	-0,956***	0,037**	0,024	-0,006
HIGIE	0,009	-0,027	-0,059**	-0,017	0,014	-0,012	-0,026	0,025	-0,012	0,026	-0,052**	-0,945***	-0,050***	-0,015
LIMP	-0,026	-0,071**	0,001	0,036	0,005	0,032	-0,026	0,026	0,055**	-0,010	0,038	-0,054***	-0,906***	-0,003
MOVL	0,009	0,008	0,032**	0,018	-0,050***	-0,002	-0,021	-0,023**	-0,009	-0,039**	-0,021	-0,010	-0,003	-0,773***
REFRI	-0,021	0,071**	0,046	0,007	-0,033	-0,018	-0,032	0,014	0,074***	0,075**	-0,131***	-0,024	0,034	-0,002
ETILI	0,056	0,107	-0,256**	0,001	0,056	0,008	-0,023	0,034	0,029	0,069	0,014	-0,055	-0,027	-0,023
RECR	0,018	0,020	0,049	0,058***	0,039**	-0,033	0,000	-0,004	-0,057	-0,093***	-0,011	-0,024	-0,014	-0,018
COM	-0,006	-0,006	-0,001	-0,007	-0,002	-0,018	-0,009	0,000	-0,023	-0,007	-0,013	-0,006**	-0,004	-0,003
HABI	-0,002	-0,005	0,001	0,002***	0,003***	0,000**	-0,003	0,005***	-0,012	-0,002	-0,002	0,001	0,000	0,004
ELET	0,010	0,059***	0,005	-0,022	-0,020	-0,013	0,005	-0,005	0,022	-0,016	0,002	-0,003	0,013	0,015
VEST	0,006	-0,004	-0,005	-0,029**	-0,017**	0,003	0,009	-0,032***	0,038***	0,009	0,007	0,011	0,008	-0,015**
TPUB	-0,001	0,017**	0,019	-0,009	0,008	-0,016	-0,013	0,007	0,054***	0,009	0,000	0,018**	0,004	-0,022***
SAJD	-0,006	-0,015	-0,007	-0,008	-0,006	-0,026	-0,014	-0,008	-0,061	-0,016	-0,020	-0,003	-0,006	-0,006
SERV	-0,086**	0,020	-0,183***	0,058	0,018	0,065***	-0,039	0,014	-0,071	0,013	-0,007	0,047	-0,031	-0,038
EDUC	-0,002	-0,022	-0,007	-0,031***	-0,015	-0,045***	-0,053***	-0,010	-0,082**	-0,015	-0,036	-0,019***	-0,022***	-0,013
CIGA	0,027	-0,020	0,029	0,035	0,047	-0,054	0,055	0,032	0,015	0,086**	0,112**	-0,022	-0,014	-0,012

continua

Tabela 6: Continuação

Produto	REFRI	ETÍLI	RECR	COM	HABI	ELET	VEST	TPUB	TPRI	SAUD	SERV	EDUC	CIGA
AÇUC	-0,035	0,047	0,064	-0,012	0,033	0,036	0,089	0,002	0,008	-0,028	-0,078**	0,013	0,048
ARRO	0,070*	0,041	0,039	0,014	0,024	0,085***	0,008	0,094*	-0,003	-0,038**	0,014	-0,027	-0,014
CARI	0,051	-0,111**	0,082	0,000	0,002	0,006	-0,043	0,090	-0,010	0,000	-0,098***	-0,015	0,024
CAR2	0,013	0,004	0,108***	-0,004	0,174***	-0,032	-0,170**	-0,049	0,022	-0,077***	0,038	-0,074***	0,035
PEIXE	-0,069	0,051	0,131**	0,007	0,241***	-0,062	-0,193*	0,089	0,008	-0,018	0,023	-0,070	0,089
PRALI	-0,002	0,003	-0,004	-0,001	0,053**	0,003	0,012	-0,030	0,017**	-0,032***	0,012***	-0,018*	-0,014
FRAN	-0,020	-0,004	0,012	0,001	0,064	0,012	0,059	-0,047	0,008	-0,069	-0,011	-0,090	0,039
HORT	0,010	0,011	0,001	0,011	0,079***	-0,006	-0,125***	0,008	0,012	-0,017	0,007	-0,010	0,015
MATI	0,016***	0,005	-0,003	0,007	0,014	0,009	0,046***	0,046***	0,002	-0,015**	-0,002	-0,019**	0,001
OCAR	0,053**	0,021	-0,077***	0,004	0,042	-0,011	0,046	0,031	-0,001	-0,063***	0,008	-0,008	0,048*
OCER	-0,056***	0,006	0,005	0,006	0,122***	0,008	0,041	0,011	0,026***	-0,070***	0,003	-0,023	0,047**
HIGIE	-0,022	-0,018	-0,027	-0,019*	-0,066**	-0,007	0,036	0,056*	0,019**	-0,048***	0,021	-0,039***	-0,022
LIMP	0,033	-0,009	-0,015	-0,008	-0,030	0,018	0,039	0,003	0,012	-0,065***	-0,013	-0,047***	-0,016
MOVL	-0,002	-0,005	-0,012	0,000	0,029	0,012	-0,063**	-0,101***	0,021**	-0,028*	-0,010	-0,016	-0,011
REFRI	-1,069**	-0,064**	0,065***	0,003	0,110***	-0,037*	-0,043	-0,005	-0,020*	-0,031*	-0,012	-0,046**	0,045
ETÍLI	-0,164**	-1,105**	-0,081	-0,007	-0,087	0,044	-0,027	0,118	-0,026	-0,091**	0,010	0,086*	-0,042
RECR	0,042***	-0,022	-0,861**	-0,025*	-0,098**	-0,020	-0,046	-0,163***	-0,024**	-0,046***	-0,006	0,019	-0,027
COM	-0,001	0,000	-0,007*	-1,044**	0,027	-0,012**	-0,046***	-0,047***	-0,012*	0,014*	0,001	0,005	0,002
HABI	0,005***	0,001	0,002	0,016	-0,961**	-0,003*	-0,009***	-0,020***	0,010***	0,021***	0,002	0,007**	-0,001
ELET	-0,024*	0,014	-0,013	-0,021**	-0,073*	-0,837**	-0,048	-0,010	0,029**	0,026	-0,003	-0,040**	0,013
VEST	-0,006	0,000	-0,005	-0,021***	-0,042***	-0,013	-0,863**	0,038*	0,013**	-0,024***	-0,006	-0,002	0,025**
TPUB	0,003	0,012	-0,033***	-0,012***	-0,029***	0,001	0,053*	-0,790**	0,009	0,049***	0,004	-0,013	-0,018*
TPRI	-0,009*	-0,002	-0,009**	-0,025*	-0,210	-0,006	-0,036	-0,051	-1,057**	-0,009*	-0,002***	-0,018***	-0,009***
SAUD	-0,015*	-0,012**	-0,023***	0,003*	0,005***	0,002	-0,078***	0,032***	-0,013*	-0,928**	-0,009**	-0,023**	-0,009
SERV	-0,029	0,008	-0,018	0,002	-0,055	-0,016	-0,091	-0,003	-0,019***	-0,055***	-0,939**	0,032	0,000
EDUC	-0,020**	0,013*	0,011	0,005	-0,036	-0,028**	-0,027	-0,063	-0,028***	-0,020**	0,007	-0,676**	-0,052***
CIGA	0,057	-0,016	-0,033	0,038	0,066	0,027	0,174	-0,111*	0,008	0,000	0,004	-0,137***	-1,025**

Fonte: com base nos microdados da POF de 2002-2003. \* Significativo a 10%. \*\* Significativo a 5%. \*\*\* Significativo a 1%.

Tabela 7: Elasticidade-dispêndio e elasticidade-renda dos produtos selecionados para os dados da POF de 2002-2003, estimadas por meio do modelo NL-AIDS.

Produto	Elasticidade dispêndio	Elasticidade renda
AÇUC	0,425	0,286
ARRO	0,463	0,311
CAR1	1,080	0,725
CAR2	0,614	0,413
PEIXE	0,776	0,521
PRALI	0,799	0,536
FRAN	0,568	0,381
HORT	0,999	0,671
MATI	0,721	0,484
OCAR	0,696	0,467
OCER	0,523	0,351
HIGIE	1,171	0,786
LIMP	0,999	0,671
MOVL	1,067	0,717
REFRI	1,044	0,701
ETÍLI	1,382	0,928
RECR	1,349	0,906
COM	1,223	0,821
HABI	0,942	0,633
ELET	0,932	0,626
VEST	0,919	0,617
TPÚB	0,690	0,463
TPRI	1,643	1,104
SAÚD	1,536	1,031
SERV	1,404	0,943
EDUC	1,288	0,865
CIGA	0,630	0,423

Fonte: com base nos microdados da POF de 2002-2003.



alimentícios tem elasticidade-dispêndio maior do que 1. A maior elasticidade-dispêndio é com transporte privado, 1,643.

Buscando captar as diferenças no comportamento dos consumidores de diferentes classes, foram separadas três categorias de renda para estimar a matriz de elasticidades Marshallianas, bem como a elasticidade-dispêndio: o estrato (I) contém os 50% mais pobres da população; o estrato (II) os 35% seguintes; e, o estrato (III) os 15% mais ricos da população. Por simplicidade, considerou-se que os parâmetros que dão origem às elasticidades são os mesmos para as três categorias de renda definidas. Na Tabela 8 estão os resultados para esses três grandes estratos. Os valores foram obtidos para os valores médios de cada grande estrato.

Alguns produtos apresentaram elasticidades bem diferentes entre os estratos. O caso extremo é o do açúcar. A elasticidade-preço indicada na Tabela 8 sugere que o açúcar é um bem comum para os dois primeiros estratos, 85% da população, e é positiva<sup>14</sup> para o estrato III, os 15% mais ricos da população.

A elasticidade-preço com educação cresce de forma significativa com o aumento da renda. Sabe-se que o nível de elasticidade-preço está vinculado com a existência de substitutos próximos, desta maneira, é provável que as famílias mais pobres tenham poucas alternativas de substituição para seus gastos com educação. Além disso, quanto mais pobre é a família, maior é a parcela da renda destinada às despesas com os itens mais essenciais do grupo educação.

Assim como a educação, a elasticidade-preço com saúde também aumenta com a renda e a explicação pode ser a mesma. Quando a família pobre se depara com uma situação em que necessita adquirir algum item de saúde, ela não tem um substituto próximo e a despesa provavelmente surge em um momento de extrema necessidade, diferentemente das famílias com maior poder aquisitivo, as quais têm plano de saúde e vão ao médico com finalidades preventivas. Neste sentido, são importantes os programas como os dos medicamentos genéricos e os que buscam prevenir enfermidades.

Os grupos matinais e habitação, por exemplo, apresentaram a mesma elasticidade-preço para as três faixas de renda. Foram relativamente poucos os casos em que a elasticidade-cruzada indica que os produtos são substitutos para um estrato e complementares para o outro, e quando isto ocorreu a elasticidade-cruzada estava muito próxima de zero.

Conforme a Tabela 9, alguns produtos deixaram de ser normais para serem inferiores. Isso ocorreu com alguns produtos alimentícios: açúcar, arroz e outros cereais.

Carne bovina de primeira apresenta elevada elasticidade-dispêndio para os três estratos e os valores não estão muito distantes dos vistos na Tabela 7. A maior elasticidade-dispêndio é verificada no estrato I para o grupo de produtos relacionados ao transporte privado, seguida da elasticidade-dispêndio com saúde para a mesma faixa. O estrato II apresentou maior elasticidade-dispêndio para o transporte privado, assim como o estrato III.

---

<sup>14</sup> Embora a elasticidade-dispêndio do açúcar tenha nível de significância de 1% para o estrato III, a elasticidade-preço do açúcar nesse estrato não é estatisticamente diferente de zero. Se o valor da elasticidade-preço fosse maior que zero e com elasticidade-dispêndio negativa o açúcar poderia ser considerado um bem de Giffen para o estrato III.

Tabela 8: Matriz de elasticidades Marshallianas para os três grandes estratos seleccionados

Produto	AÇUCAR			ARROZ			CARNI			CARN2			PEIXE			PRALI			FRANCO			HORT			
	I	II	III	I	II	III	I	II	III	I	II	III	I	II	III	I	II	III	I	II	III	I	II	III	
AÇUC	-0,70	-0,45	0,32	-0,17	-0,32	-0,76	-0,06	-0,11	-0,27	0,02	0,03	0,07	0,04	0,07	0,16	0,06	0,11	0,25	0,00	-0,01	-0,02	0,02	0,05	0,09	0,10
ARRO	-0,08	-0,15	-0,33	-0,91	-0,83	-0,63	-0,03	-0,06	-0,15	-0,02	-0,04	-0,09	0,03	0,06	0,13	0,01	0,02	0,05	0,06	0,12	0,25	0,05	0,09	0,20	
CARI	-0,06	-0,05	-0,06	-0,08	-0,06	-0,08	-0,89	-0,91	-0,88	-0,04	-0,03	-0,04	-0,04	-0,03	-0,04	0,03	0,03	0,04	-0,09	-0,07	-0,09	-0,01	-0,01	-0,01	
CAR2	0,01	0,02	0,04	-0,03	-0,05	-0,10	-0,02	-0,03	-0,07	-0,93	-0,89	-0,76	-0,05	-0,09	-0,19	-0,01	-0,02	-0,05	0,00	-0,01	-0,01	0,07	0,12	0,25	
PEIXE	0,05	0,07	0,07	0,10	0,13	0,14	-0,06	-0,08	-0,09	-0,13	-0,17	-0,18	-1,02	-1,03	-1,03	0,02	0,03	0,01	0,01	0,01	-0,05	-0,07	-0,07		
PRALI	0,01	0,01	0,01	0,00	0,00	0,00	0,01	0,01	0,01	0,00	-0,01	-0,01	0,00	0,00	0,00	-0,91	-0,88	-0,84	-0,02	-0,03	-0,04	0,00	0,00	0,01	
FRAN	0,00	0,00	-0,01	0,06	0,09	0,16	-0,04	-0,06	-0,11	0,00	0,00	-0,01	0,00	0,00	0,01	-0,05	-0,08	-0,14	-0,80	-0,71	-0,47	0,00	0,00	0,00	
HORT	0,01	0,01	0,01	0,05	0,05	0,06	0,00	0,00	0,00	0,05	0,06	0,07	-0,02	-0,02	-0,02	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	-0,01	-0,01	-0,01	-1,00	-1,00
MATI	0,01	0,01	0,01	0,00	0,00	0,00	0,01	0,01	0,02	0,02	0,03	0,04	0,02	0,03	0,04	0,02	0,02	0,03	0,02	0,03	0,04	0,01	0,01	0,01	
OCER	-0,02	-0,03	-0,04	0,00	-0,01	-0,01	0,07	0,08	0,13	0,06	0,08	0,13	0,01	0,02	0,03	-0,02	-0,02	-0,03	0,04	0,05	0,09	0,00	0,00	0,00	
HIGIE	0,01	0,01	0,01	-0,03	-0,03	-0,03	-0,06	-0,06	-0,06	-0,02	-0,02	-0,02	0,01	0,01	0,01	-0,01	-0,01	-0,01	-0,03	-0,02	-0,03	0,03	0,02	0,03	
LIMP	-0,02	-0,03	-0,03	-0,06	-0,07	-0,09	0,00	0,00	0,00	0,03	0,04	0,05	0,00	0,00	0,01	0,03	0,03	0,04	-0,02	-0,03	-0,03	0,02	0,03	0,03	
MOVL	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,03	0,03	0,03	0,04	0,04	0,05	0,02	0,02	0,02	-0,05	-0,06	0,00	0,00	0,00	-0,02	-0,02	-0,02	-0,03	
RERRI	-0,02	-0,02	-0,02	0,07	0,07	0,08	0,04	0,04	0,05	0,01	0,01	0,01	-0,03	-0,03	-0,04	-0,02	-0,02	-0,02	-0,03	-0,03	-0,04	0,01	0,01	0,02	
ETILI	0,07	0,05	0,04	0,14	0,10	0,08	-0,34	-0,24	-0,20	0,00	0,00	0,07	0,05	0,04	0,04	0,01	0,01	0,01	-0,03	-0,02	-0,02	0,05	0,03	0,03	
RBCR	0,02	0,02	0,01	0,03	0,02	0,01	0,07	0,05	0,03	0,08	0,06	0,04	0,06	0,04	0,03	-0,05	-0,03	-0,02	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	
COMI	-0,01	-0,01	0,00	-0,01	-0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	-0,01	-0,01	-0,01	0,00	0,00	0,00	-0,03	-0,02	-0,01	-0,01	-0,01	-0,01	0,00	0,00	0,00	
HABI	0,00	0,00	0,00	0,00	-0,01	-0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	
ELEFT	0,01	0,01	0,01	0,05	0,06	0,08	0,00	0,01	0,01	0,02	-0,02	-0,03	-0,02	-0,03	-0,01	-0,01	-0,01	-0,02	0,00	0,01	0,01	0,00	0,00	0,00	
VEST	0,01	0,01	0,01	0,00	0,00	0,00	-0,01	-0,01	-0,01	-0,03	-0,03	-0,03	-0,02	-0,02	0,00	0,00	0,00	0,01	0,01	0,01	-0,03	-0,03	-0,03	-0,03	
TPUB	0,00	0,00	0,00	0,01	0,02	0,03	0,02	0,02	0,03	0,03	0,03	0,03	0,01	0,01	0,01	-0,01	-0,01	-0,03	-0,01	-0,01	-0,02	0,01	0,01	0,01	
TPIRI	-0,02	-0,01	0,00	-0,05	-0,01	0,00	-0,02	-0,01	0,00	-0,03	-0,01	0,00	-0,01	0,00	0,00	-0,08	-0,03	-0,01	-0,04	-0,01	-0,01	-0,02	0,01	0,00	
SACDI	-0,02	-0,01	-0,01	-0,05	-0,03	-0,02	-0,01	-0,01	0,00	-0,05	-0,03	-0,02	-0,01	0,00	-0,12	-0,07	-0,04	-0,07	-0,04	-0,07	-0,04	-0,03	-0,02	-0,01	
SERYV	-0,15	-0,08	-0,06	0,03	0,02	0,01	-0,31	-0,17	-0,12	0,10	0,05	0,04	0,03	0,02	0,01	0,11	0,06	0,04	-0,07	-0,04	-0,03	0,02	0,01	0,01	
EDUC	-0,01	0,00	0,00	-0,05	-0,02	0,01	-0,01	-0,01	0,00	-0,06	-0,03	-0,02	-0,03	0,01	0,01	-0,09	-0,05	-0,03	-0,03	-0,11	-0,05	-0,03	-0,02	-0,01	
CIGA	0,02	0,03	0,05	-0,01	-0,02	-0,04	0,02	0,03	0,05	0,04	0,06	0,06	0,03	0,05	0,09	-0,04	-0,06	-0,10	0,04	0,06	0,10	0,02	0,04	0,06	

continua

Tabela 8: Continuação

Produto	MATINAIS			OUT. CARN			OUT. CERE			HIGIENE			LIMPEZA			MOVLA			REFRI		
	I	II	III	I	II	III	I	II	III	I	II	III	I	II	III	I	II	III	I	II	III
AÇUC	0,06	0,11	0,26	-0,05	-0,09	-0,21	0,03	0,05	0,12	0,02	0,04	0,08	-0,03	-0,05	-0,13	0,03	0,05	0,11	-0,02	-0,04	-0,10
ARRO	0,01	0,01	0,01	0,00	0,00	-0,01	0,08	0,15	0,34	-0,01	-0,02	-0,06	-0,04	-0,07	-0,16	0,01	0,03	0,05	0,04	0,09	0,18
CARI	0,05	0,04	0,06	0,14	0,11	0,15	-0,07	-0,06	-0,07	-0,08	-0,06	-0,08	0,00	0,00	0,00	0,06	0,05	0,06	0,05	0,04	0,06
CAR2	0,14	0,22	0,48	0,10	0,16	0,34	-0,04	-0,07	-0,14	-0,01	-0,02	-0,04	0,03	0,05	0,11	0,03	0,04	0,09	0,01	0,01	0,03
PEIXE	0,27	0,35	0,38	0,04	0,06	0,06	-0,13	-0,18	-0,19	0,03	0,04	0,05	0,01	0,01	0,02	-0,14	-0,18	-0,20	-0,06	-0,08	-0,08
PRALI	0,03	0,04	0,05	-0,01	-0,01	-0,01	0,05	0,06	0,08	0,00	0,00	0,00	0,01	0,01	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
FRAN	0,10	0,14	0,25	0,05	0,07	0,13	0,08	0,11	0,20	-0,01	-0,02	-0,03	-0,01	-0,02	-0,03	-0,01	-0,02	-0,04	-0,01	-0,02	-0,04
HORT	0,01	0,01	0,01	0,00	0,00	0,00	-0,11	-0,11	-0,13	0,02	0,02	0,03	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	-0,02	-0,03	0,01
MATI	-1,00	-1,00	-1,00	-0,01	-0,01	-0,02	0,04	0,05	0,08	0,00	0,00	0,00	0,01	0,01	0,02	0,00	0,00	0,00	0,01	0,02	0,02
OCAR	-0,04	-0,05	-0,09	-0,91	-0,89	-0,82	-0,01	-0,01	-0,02	0,02	0,02	0,04	0,00	0,00	-0,01	-0,03	-0,03	-0,06	0,04	0,05	0,08
OCER	0,11	0,19	0,34	0,00	0,00	-0,01	-0,97	-0,95	-0,90	0,02	0,04	0,08	0,02	0,03	0,05	0,00	-0,01	-0,02	-0,04	-0,06	-0,12
HIGIE	-0,01	-0,01	-0,01	0,03	0,02	0,03	0,05	0,05	0,05	-0,94	-0,95	-0,94	-0,05	-0,05	-0,05	-0,02	-0,01	-0,01	-0,02	-0,02	-0,02
LIMP	0,05	0,05	0,07	-0,01	-0,01	-0,01	0,03	0,04	0,05	-0,05	-0,05	-0,07	-0,92	-0,91	-0,88	0,00	0,00	0,00	0,03	0,03	0,04
MOVLA	-0,01	-0,01	-0,01	-0,04	-0,04	-0,04	-0,02	-0,02	-0,02	-0,01	-0,01	-0,01	0,00	0,00	0,00	-0,79	-0,77	-0,75	0,00	0,00	0,00
REFRI	0,07	0,07	0,09	0,07	0,07	0,09	-0,13	-0,12	-0,15	-0,02	-0,02	-0,03	0,03	0,03	0,04	0,00	0,00	0,00	-1,07	-1,07	-1,08
ETLI	0,03	0,03	0,02	0,09	0,06	0,05	0,02	0,01	0,01	-0,07	-0,05	-0,04	-0,04	-0,03	-0,02	-0,03	-0,02	-0,02	-0,22	-0,15	-0,13
RECR	-0,09	-0,06	-0,04	-0,14	-0,10	-0,06	-0,02	-0,01	-0,01	-0,04	-0,03	-0,02	-0,02	-0,02	-0,01	-0,03	-0,02	-0,01	0,06	0,04	0,03
COM	-0,03	-0,02	-0,02	-0,01	-0,01	-0,01	-0,02	-0,01	-0,01	-0,01	-0,01	0,00	-0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
HABI	-0,01	-0,01	-0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
ELET	0,02	0,02	0,03	-0,01	-0,02	-0,02	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,01	0,02	0,01	0,02	0,02	0,02	-0,02	-0,03
VEST	0,04	0,04	0,04	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	-0,02	-0,01	-0,02	-0,01	-0,01	-0,01
TPUB	0,05	0,05	0,10	0,01	0,01	0,02	0,00	0,00	0,00	0,01	0,02	0,03	0,00	0,00	0,01	-0,02	-0,02	-0,04	0,00	0,00	0,00
TPRI	-0,19	-0,06	-0,03	-0,05	-0,02	-0,01	-0,07	-0,02	-0,01	-0,01	-0,01	0,00	-0,02	-0,01	0,00	-0,02	-0,01	0,00	-0,03	-0,01	0,00
SAUD	-0,15	-0,08	-0,05	-0,08	-0,05	-0,03	-0,13	-0,07	-0,04	-0,04	-0,02	-0,01	-0,05	-0,03	-0,02	-0,04	-0,02	-0,01	-0,03	-0,02	-0,01
SERV	-0,13	-0,07	-0,05	0,02	0,01	0,01	-0,02	-0,01	-0,01	0,08	0,04	0,03	-0,05	-0,03	-0,02	-0,06	-0,03	-0,02	-0,05	-0,03	-0,02
EDUC	-0,17	-0,08	-0,05	-0,03	-0,02	-0,01	-0,08	-0,04	-0,02	-0,04	-0,02	-0,04	-0,02	-0,01	-0,04	-0,02	-0,01	-0,01	-0,04	-0,02	-0,01
CIGA	0,01	0,02	0,03	0,06	0,10	0,16	0,08	0,13	0,21	-0,02	-0,02	-0,04	-0,01	-0,02	-0,03	-0,01	-0,01	-0,03	0,04	0,06	0,10

continua

Tabela 8: Continuação

Produto	ÉTILICOS			RECREAÇÃO			COMUNICAÇÃO			HABITAÇÃO			ELETRODOM.			VESTUÁRIO		
	I	II	III	I	II	III	I	II	III	I	II	III	I	II	III	I	II	III
AÇUC	0,03	0,06	0,13	0,04	0,07	0,18	-0,01	-0,01	-0,04	0,03	0,04	0,11	0,02	0,04	0,10	0,06	0,11	0,26
ARRO	0,03	0,05	0,11	0,02	0,05	0,11	0,01	0,02	0,03	0,02	0,03	0,07	0,05	0,10	0,22	0,00	0,01	0,03
CARI	-0,12	-0,10	-0,13	0,09	0,07	0,09	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,01	0,01	-0,05	-0,04	-0,05
CAR2	0,00	0,00	0,01	0,07	0,12	0,25	0,00	0,00	-0,01	0,12	0,19	0,42	-0,02	-0,04	-0,08	-0,11	-0,19	-0,40
PEIXE	0,04	0,06	0,06	0,11	0,14	0,16	0,00	0,01	0,01	0,20	0,27	0,29	-0,05	-0,07	-0,08	-0,16	-0,21	-0,23
PRALI	0,00	0,00	0,00	0,00	-0,01	-0,01	0,00	0,00	0,00	0,04	0,06	0,07	0,00	0,00	0,00	0,01	0,01	0,02
FRAN	0,00	0,00	-0,01	0,01	0,01	0,02	0,00	0,00	0,00	0,05	0,07	0,13	-0,01	-0,01	-0,01	-0,12	-0,12	-0,14
HORT	0,01	0,01	0,01	0,00	0,00	0,00	0,01	0,01	0,01	0,07	0,08	0,09	-0,01	-0,01	-0,01	0,04	0,06	0,12
OCAR	0,02	0,02	0,03	-0,06	-0,08	-0,12	0,00	0,00	0,01	0,04	0,04	0,07	-0,01	-0,01	-0,02	0,04	0,05	0,08
OCER	0,00	0,01	0,01	0,00	0,00	0,01	0,00	0,01	0,01	0,09	0,14	0,27	0,01	0,01	0,01	0,03	0,03	0,09
MATI	0,00	0,00	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,01	0,01	0,02	0,02	0,01	0,01	0,01	0,04	0,05	0,07
HIGIE	-0,02	-0,02	-0,02	-0,03	-0,03	-0,03	-0,02	-0,02	-0,02	-0,07	-0,06	-0,07	-0,01	-0,01	-0,01	0,04	0,03	0,04
LIMP	-0,01	-0,01	-0,01	-0,01	-0,01	-0,02	-0,01	-0,01	-0,01	0,03	-0,03	-0,04	0,02	0,02	0,02	0,04	0,04	0,05
MOVVL	0,00	0,00	-0,01	-0,01	-0,01	-0,01	0,00	0,00	0,00	0,03	0,03	0,03	0,01	0,01	0,01	-0,06	-0,07	-0,07
REFRI	-0,06	-0,06	-0,07	0,06	0,06	0,07	0,00	0,00	0,00	0,10	0,10	0,13	-0,04	-0,03	-0,04	-0,04	-0,04	-0,05
ETILI	-1,14	-1,10	-1,08	-0,11	-0,07	-0,06	-0,01	-0,01	0,00	-0,12	-0,08	-0,07	0,06	0,04	0,04	-0,03	-0,03	-0,02
RECR	-0,03	-0,02	-0,01	-0,80	-0,85	-0,91	-0,03	-0,03	-0,02	-0,15	-0,10	-0,07	-0,03	-0,02	-0,01	-0,07	-0,05	-0,03
COM	0,00	0,00	0,00	-0,01	-0,01	-0,01	-1,06	-1,04	-1,04	0,03	0,02	0,02	-0,02	-0,01	-0,01	-0,06	-0,04	-0,04
HABI	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,02	0,02	0,02	-0,96	-0,96	-0,96	0,00	0,00	0,00	-0,01	-0,01	-0,01
ELET	0,01	0,01	0,02	-0,01	-0,01	-0,02	-0,02	-0,02	-0,03	-0,06	-0,08	-0,10	-0,86	-0,83	-0,78	-0,04	-0,04	-0,05
VEST	0,00	0,00	0,00	-0,01	-0,01	-0,01	-0,02	-0,02	-0,02	-0,04	-0,04	-0,04	0,01	-0,01	-0,01	-0,86	-0,87	-0,86
TPUB	0,01	0,01	0,02	-0,03	-0,03	-0,06	-0,01	-0,01	-0,02	-0,02	-0,03	-0,05	0,00	0,00	0,00	0,04	0,05	0,10
SAUD	-0,01	0,00	0,00	-0,02	-0,02	-0,01	0,00	-0,06	-0,02	-0,01	-0,20	-0,12	-0,02	-0,01	0,00	-0,10	-0,04	-0,02
SERV	-0,02	-0,01	-0,01	-0,04	-0,02	-0,01	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	-0,13	-0,08	-0,05
EDUC	0,01	0,01	0,01	-0,03	-0,02	-0,01	0,01	0,00	0,00	-0,10	-0,05	-0,04	-0,03	-0,01	-0,01	-0,15	-0,08	-0,06
CIGA	-0,01	-0,02	-0,03	-0,02	-0,04	-0,06	0,02	0,04	0,07	0,05	0,08	0,13	0,02	0,03	0,03	-0,02	-0,05	-0,03
																0,12	0,20	0,32

continua

Tabela 8: Continuação

Produto	TRANSP. PUB.			TRANSP. PRIV.			SAÚDE			SERV. PESSOAIS			EDUCAÇÃO			CIGARRO		
	I	II	III	I	II	III	I	II	III	I	II	III	I	II	III	I	II	III
	AÇUC	0,00	0,01	0,00	-0,01	0,00	0,02	-0,02	-0,04	-0,08	-0,05	-0,09	-0,22	0,00	0,01	0,05	0,03	0,06
ARRO	0,06	0,12	0,25	-0,01	-0,02	-0,01	-0,03	-0,05	-0,11	0,01	0,02	0,04	-0,02	-0,04	-0,06	-0,01	-0,02	-0,04
CARI	0,10	0,08	0,10	-0,01	-0,01	-0,01	0,00	0,00	0,00	-0,10	-0,08	-0,11	-0,02	-0,01	-0,02	0,03	0,02	0,03
CAR2	-0,03	-0,05	-0,12	0,00	0,02	0,05	-0,05	-0,09	-0,19	0,03	0,04	0,09	-0,05	-0,08	-0,17	0,02	0,04	0,08
PEIXE	0,07	0,10	0,11	0,00	0,00	0,01	-0,02	-0,02	-0,02	0,02	0,02	0,03	-0,06	-0,08	-0,08	0,07	0,10	0,11
PRALI	-0,02	-0,03	-0,04	0,01	0,01	0,02	-0,03	-0,04	-0,05	0,01	0,01	0,02	-0,02	-0,02	-0,02	-0,01	-0,02	-0,02
FRAN	-0,03	-0,04	-0,09	-0,01	0,00	0,02	-0,05	-0,08	-0,14	-0,01	-0,01	-0,02	-0,07	-0,10	-0,16	0,03	0,04	0,07
HORT	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	-0,02	-0,02	-0,02	0,01	0,01	0,01	-0,01	-0,01	-0,01	0,01	0,01	0,02
MATI	0,04	0,05	0,07	-0,01	0,00	0,00	-0,01	-0,02	-0,02	0,00	0,00	0,00	-0,02	-0,02	-0,02	0,00	0,00	0,00
OCAR	0,03	0,03	0,05	-0,01	-0,01	0,00	-0,05	-0,06	-0,10	0,01	0,01	0,01	-0,01	-0,01	-0,01	0,04	0,05	0,08
OCER	0,01	0,02	0,02	0,01	0,02	0,05	-0,05	-0,09	-0,15	0,00	0,00	0,01	-0,02	-0,03	-0,04	0,03	0,05	0,10
HIGIE	0,06	0,05	0,06	0,03	0,02	0,02	-0,05	-0,04	-0,05	0,02	0,02	0,02	-0,04	-0,04	-0,04	-0,02	-0,02	-0,02
LIMP	0,00	0,00	0,00	0,01	0,01	0,01	-0,06	-0,06	-0,08	-0,01	-0,01	-0,02	-0,04	-0,05	-0,06	-0,01	-0,02	-0,02
MOVL	-0,09	-0,11	-0,11	0,02	0,02	0,02	-0,02	-0,03	-0,03	-0,01	-0,01	-0,01	-0,01	-0,01	-0,02	-0,01	-0,01	-0,01
REFRI	-0,01	-0,01	-0,01	-0,02	-0,02	-0,02	-0,03	-0,03	-0,04	-0,01	-0,01	-0,01	-0,01	-0,04	-0,04	0,04	0,04	0,05
ETHL	0,15	0,10	0,09	-0,02	-0,02	-0,02	-0,12	-0,08	-0,07	0,01	0,01	0,01	0,12	0,08	0,06	-0,06	-0,04	-0,03
RECR	-0,24	-0,17	-0,11	-0,02	-0,02	-0,02	-0,06	-0,05	-0,03	-0,01	-0,01	0,00	0,03	0,02	0,01	-0,04	-0,03	-0,02
COM	-0,06	-0,05	-0,04	0,00	-0,01	-0,01	0,02	0,01	0,01	0,00	0,00	0,00	0,01	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00
HABI	-0,02	-0,02	-0,02	0,01	0,01	0,01	0,02	0,02	0,02	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,01	0,01	0,00	0,00
ELET	-0,01	-0,01	-0,01	0,02	0,03	0,04	0,02	0,03	0,03	0,00	0,00	0,00	-0,03	-0,04	-0,05	0,01	0,01	0,02
VEST	0,04	0,04	0,04	0,01	0,01	0,01	-0,02	-0,02	-0,03	-0,01	-0,01	-0,01	0,00	0,00	0,00	0,02	0,02	0,03
TPUB	-0,83	-0,80	-0,62	0,00	0,00	0,02	0,04	0,04	0,09	0,00	0,00	0,01	-0,01	-0,01	-0,02	-0,01	-0,02	-0,03
TPRI	-0,15	-0,06	-0,03	-1,09	-1,04	-1,03	-0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	-0,03	-0,02	-0,01	-0,03	-0,01	0,00
SAÚDE	0,05	0,02	0,02	0,01	0,00	-0,01	-0,87	-0,92	-0,95	-0,01	-0,01	-0,01	-0,03	-0,02	-0,02	-0,02	-0,01	-0,01
SERV	-0,01	-0,01	0,00	-0,01	-0,01	-0,01	-0,09	-0,05	-0,04	-0,90	-0,94	-0,96	0,06	0,03	0,02	0,00	0,00	0,00
EDUC	-0,13	-0,07	-0,04	-0,03	-0,02	-0,02	-0,04	-0,02	-0,01	0,01	0,01	0,00	-0,35	-0,68	-0,81	-0,10	-0,05	-0,03
CIGA	-0,08	-0,12	-0,21	0,00	0,00	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	-0,10	-0,16	-0,25	-1,02	-1,03	-1,04

Fonte: com base nos microdados da POF de 2002-2003.

Tabela 9: Elasticidades-dispêndio para os três grandes estratos selecionados

Produto	Estrato I	Estrato II	Estrato III
AÇUC	0,636	0,326	-0,623
ARRO	0,664	0,343	-0,445
CAR1	1,086	1,069	1,091
CAR2	0,740	0,576	0,089
PEIXE	0,814	0,753	0,731
PRALI	0,838	0,787	0,723
FRAN	0,685	0,548	0,172
HORT	0,999	0,999	0,999
MATI	0,781	0,707	0,585
OCAR	0,755	0,703	0,509
OCER	0,680	0,447	-0,015
HIGIE	1,178	1,159	1,177
LIMP	0,999	0,999	0,998
MOVL	1,061	1,069	1,075
REFRI	1,042	1,041	1,050
ETÍLI	1,513	1,355	1,301
RECR	1,503	1,364	1,233
COM	1,294	1,204	1,182
HABI	0,945	0,941	0,938
ELET	0,943	0,930	0,911
VEST	0,919	0,921	0,916
TPÚB	0,748	0,716	0,434
TPRI	2,775	1,609	1,349
SAÚD	1,928	1,530	1,336
SERV	1,680	1,368	1,276
EDUC	1,569	1,286	1,169
CIGA	0,740	0,581	0,319

Fonte: com base nos microdados da POF de 2002-2003.

## 6 Considerações Finais

A POF de 2002-2003, em conjunto com as informações dos preços usados no cálculo do IPCA, possibilitou a estimação do sistema de equações de demanda para o Brasil. De uma forma geral, as restrições foram satisfeitas, o que torna o modelo plausível do ponto de vista da teoria Microeconômica.

Embora não seja caracterizado um painel, este é um caso específico no qual o ITSUR pode ser aplicado já que há correlação entre erros em diferentes equações para o mesmo estrato de renda, conforme verificado pelo teste Breusch-Pagan. Sendo assim, foram obtidas as elasticidades-preço, elasticidades-cruzadas e elasticidades-dispêndio dos produtos selecionados por ITSUR.

Foram buscados trabalhos na literatura nacional e internacional que servissem de comparação para as estimativas das elasticidades-preço e elasticidades-dispêndio. Este cuidado é fundamental na presente análise, ainda mais quando se leva em consideração que as elasticidades estimadas podem servir

para outros estudos.

Uma sugestão para as próximas pesquisas de orçamentos familiares é que os preços e quantidades de todos os produtos sejam levantados e constem nos microdados, ou que o IBGE divulgue os preços dos produtos usados no cômputo do IPCA na época em que a POF é realizada. Com essa mudança os trabalhos que buscam fazer a análise do comportamento do consumidor ficarão menos complicados e mais precisos. Se os preços e as quantidades adquiridas estivessem na POF, não seriam perdidas tantas observações e seria possível obter a estimação dos parâmetros para várias faixas de renda e regiões do país.

## 7 Referências Bibliográficas

- J. Alston, K. A. Foster, e R.D. Green. Estimating elasticities with the linear approximate almost ideal demand system: Some monte carlo results. *The Review of Economics and Statistics*, 76(2):351–356, 1994.
- D. Anido, G. Orlandoni, e M. L. Quintero. Estudio del consumo a partir de las encuestas de presupuestos familiares, 1967-2005. el caso de la ciudad de mérida (venezuela). *AGROALIMENTARIA*, 0(20):15–41, 2005.
- S Asano e E. P. S. Fiuza. Estimation of brazilian consumer demand system. Texto para discussão IPEA, 793, 2001.
- F Asche e C R. Wessells. On price indices in the almost ideal demand system. *American Journal of Agricultural Economics*, 79(4):1182–1185, 1997.
- L. Blanciforti e R Green. An almost ideal demand system incorporating habits: an analysis of expenditure on food and aggregate commodity groups. *The Review of Economics and Statistics*, 65(3):511–515, 1983.
- T. S. Breusch e A. R. Pagan. The lagrange multiplier and its applications to model specification in econometrics. *The Review of Economics Studies*, 47(1): 239–253, 1890.
- A Buse. Evaluating the linearized almost ideal demand system. *American Journal of Agricultural Economics*, 76(4):781–793, 1994.
- J. A Chalfant. A globally flexible, almost ideal demand system. *Journal of Business and Economic Statistics*, 5(2):233–242, 1987.
- K.Z. Chen. The symmetric problem in the linear almost ideal demand system. *Economics Letters*, 59(3):309–315, 1998.
- A. B. Coelho e D. R. D. de Aguiar. O modelo quadratic almost ideal demand system (quaid): uma aplicação para o brasil. In F. G Silveira, L. M. Servo, T. Menezes, e S. F Piola, editores, *Gasto e Consumo das Famílias Brasileiras Contemporâneas*, volume 2, pages 485–514. IPEA, 2007.
- A. Deaton e J. Muellbauer. *Economics and consumer behavior*. Cambridge Univ Pr, 1980a.
- A. Deaton e J. Muellbauer. *The Analysis of Household Surveys: a microeconomic approach to development policy*. The World Bank Publication, 1997.

- A. Deaton e J1 Muellbauer. An almost ideal demand system. *The American Economic Review*, 70(3):312–326, 1980b.
- M. C. Farrelly, T. F. Pechacek, e F. J. Chaloupka. The impact ff tobacco control program expenditures on aggregate cigarette sales 1981-2000. *Journal of Health Economics*, 22(5):843–859, 2003.
- F. A. R. Gomes. Consumo no brasil: Teoria da renda permanente, formação de hábito e restrição à liquidez. *Revista Brasileira de Economia*, 58(3):381–402, 2004.
- R Green e J. M. Alston. Elasticities in aids models. *American Journal of Agricultural Economics*, 72(2):442–445, 1990.
- R Green e J. M. Alston. Elasticities in aids models: A clarification and extension. *American Journal of Agricultural Economics*, 73(3):874–875, 1991.
- W. H. Greene. *Econometric Analysis*. Prentice Hall, fourth edition, 2000.
- W. Hahn. Elasticities in aids models: comments. *American Journal Agricultural Economics*, 76(4):972–977, 1994.
- J. Hayes, T. I. Wahl, e G. W. Williams. Testing restrictions on a model of japanese meat demand. *American Journal of Agricultural Economics*, 72(3): 556–566, 1990.
- R Hoffmann. Queda da desigualdade da distribuição de renda no brasil, de 1995 a 2005, e delimitação dos relativamente ricos em 2005. In R. P de Barros, M. N Foguel, e G. Ulyssea, editores, *Desigualdade de Renda no Brasil: uma análise da queda recente*, volume I, pages 93–105. IPEA, 2007a.
- R Hoffmann. Gasto e consumo das famílias brasileiras contemporâneas. In F. G Silveira, L. M. Servo, T. Menezes, e S. F Piola, editores, *Gasto e Consumo das Famílias Brasileiras Contemporâneas*, volume 2, pages 463–484. IPEA, 2007b.
- IBGE. Sistema nacional de Índices de preços ao consumidor: estruturas de ponderação a partir da pesquisa de orçamentos familiares 2002-2003. Relatórios Metodológicos 34, IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, 2005. URL [http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/indicadores/precos/inpc\\_ipca/srmipca\\_pof.pdf](http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/indicadores/precos/inpc_ipca/srmipca_pof.pdf).
- G. Li, H. Song, e S.F. Witt. Time varying parameter and fixed parameter linear AIDS: An application to tourism demand forecasting. *International Journal of Forecasting*, 22(1):57–71, 2006.
- T. A. Menezes, F. G. Silveira, L. C. G Magalhães, F. A. Tomich, e S. W. Vianna. Gastos alimentares nas grandes regiões urbanas do brasil: aplicação do modelo AID aos microdados da POF 1995/1996 IBGE. Texto para discussão IPEA, 896, 2002.
- T. A. Menezes, B. P. C. Diniz, F. G. Silveira, L. M. S. Servo, e S. F. Piola. Family health expenditure and demand: An analisis based on the consumer expenditure survey - of- 2002/2003. *Well-Being and Social Policy*, 2:55–76, 2006.



- T. A. Menezes, F. G. Silveira, e C. Azzoni. Demand elasticities for food products in brazil: a two-stage budgeting system. *Applied Economics*, 40(19): 2557–2572, 2007.
- R.W. Parks. Maximum likelihood estimation of the linear expenditure system. *Journal of the American Statistical Association*, 66(336):900–903, 1971.
- P. Pashardes. Bias in estimating the almost ideal demand system with the stone index approximation. *The Economic Journal*, 103(419):908–915, 1993.
- J. A. P. Payeras e J. H. Cunha-Filho. Um sistema quase ideal de demanda para produtos alimentícios no brasil. In *XLV Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural*, Londrina, 2007.
- SAS Customer Support Center. *Estimating an Almost Ideal Demand System Model*, a. URL <http://support.sas.com/rnd/app/examples/ets/aids/index.htm>.
- SAS Customer Support Center. Calculating elasticities in an almost ideal demand system, b. URL <http://support.sas.com/rnd/app/examples/ets/aids/index.htm>.
- H. Song, X. Liu, e Romilly. P. a comparative study of modelling the demand for food in the united states and the netherlands. *Journal of Applied Econometrics*, 12(5):593–608, 1997.
- R. Stone. Linear expenditure system and demand analysis: an application to the pattern of british demand. *The Economic Journal*, 64(255):511–527, 1954.
- H. R. Varian. *Microeconomia: princípios básicos*. Campus, Rio de Janeiro, segunda edition, 1997.
- A. Zellner. Efficient method of estimating seemingly unrelated regressions and tests for aggregation bias. *Journal of the American Statistical Association*, 57(298):348–368, 1962.